

**Федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение
высшего образования
РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ
НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА И ГОСУДАРСТВЕННОЙ СЛУЖБЫ
при ПРЕЗИДЕНТЕ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ**

На правах рукописи

Ломоносов Даниил Анатольевич

**ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА ВОЗДЕЙСТВИЯ ГЕТЕРОГЕННЫХ ШОКОВ
ГЛОБАЛЬНОГО НЕФТЯНОГО РЫНКА НА РОССИЙСКУЮ ЭКОНОМИКУ**

Специальность: 5.2.1., Экономическая теория

Диссертация
на соискание ученой степени
кандидата экономических наук

Научный руководитель:
доктор экономических наук,
Полбин Андрей Владимирович

Москва – 2026

Оглавление

ВВЕДЕНИЕ	4
ГЛАВА 1. ИСТОРИОГРАФИЯ РАЗВИТИЯ ТЕОРИИ ВЛИЯНИЯ ГЕТЕРОГЕННЫХ ШОКОВ НЕФТЯНОГО РЫНКА	14
1.1 Начало становления теории влияния нефтяных цен на экономики различных стран	14
1.2 Развитие теории влияния нефтяных цен на экономики различных стран через разграничение шоков нефтяного рынка	18
1.3 Теория влияния нефтяных цен на российскую экономику	27
ГЛАВА 2. МЕТОДОЛОГИЯ БАЙЕСОВСКИХ ВЕКТОРНЫХ АВТОРЕГРЕССИЙ	30
2.1 BVAR модель российской экономики с гомогенными шоками нефтяных цен	31
2.1.1 Методология BVAR	32
2.1.2 Идентификация структурных шоков на основе подхода знаковых ограничений	34
2.1.3 Спецификация I. Идентификация на основе модели AD-AS.....	36
2.1.4 Спецификация II. Идентификация на основе модели IS-LM.....	38
2.1.5 Результаты количественного анализа.....	40
2.2 BVAR модель российской экономики с мировым рынком нефти и гетерогенными шоками	45
2.2.1 Описание BVAR модели	45
2.2.2 Результаты количественного анализа. Мировой рынок нефти	52
2.2.3 Результаты количественного анализа. Российская экономика.....	55
2.2.4 Проверка результатов на робастность	62
ГЛАВА 3. ТЕОРЕТИЧЕСКАЯ DSGE МОДЕЛЬ РОССИЙСКОЙ ЭКОНОМИКИ С МИРОВЫМ НЕФТЯНЫМ РЫНКОМ	67
3.1 Метод минимизации расстояния между теоретическими и эмпирическими откликами.....	71
3.2 Структура теоретической DSGE модели российской экономики с мировым рынком нефти.....	73
3.2.1 Домохозяйства	74
3.2.2 Производственные фирмы	76
3.2.3 Сектор импортной продукции	78
3.2.4 Мировой рынок нефти	79
3.2.5 Внешний спрос.....	81
3.2.6 Экспорт, чистый экспорт и равенство счета текущих операций и финансовых потоков	81

3.2.7 Внешняя ставка процента (доходность).....	82
3.2.8 Сектор производства конечного блага	82
3.2.9 Политические регуляторы	83
3.2.10 Равенство на внутреннем рынке товаров и услуг.....	83
3.2.11 Совокупный выпуск	84
3.3 Оценка и калибровка DSGE модели российской экономики	84
3.3.1 Калибровка первой группы параметров	85
3.3.2 Оценка второй группы параметров.....	87
3.3.3 Методологическая проверка результатов на робастность	89
3.4 Результаты количественного анализа.....	90
3.4.1 Динамическое воздействие шоков нефтяного рынка на российскую экономику	90
3.4.2 Роль шоков нефтяного рынка в исторической динамике российской экономики	95
3.4.3 Контрфактический анализ единого правила Центрального банка	99
ЗАКЛЮЧЕНИЕ	103
СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ	105
ПРИЛОЖЕНИЕ.....	114

ВВЕДЕНИЕ

Актуальность исследования Мировые цены на нефть – важнейший фактор внешнеэкономических условий для российской экономики, а также одна из ключевых детерминант ее бизнес цикла. Подтверждением являются как статистические данные, так и широкий пласт исследований.

Нефтегазовые доходы в среднем с 2006 года по 2023 год составляли 45% федерального бюджета, нефтегазовый сектор – примерно 17% экономики, а доля углеводородов в экспорте – около 60%. Цены на нефть рассматривались в качестве ключевой (или одной из ключевых) движущей силы (сил) реального обменного курса рубля (см., например: [Гурвич и др., 2008; Скроботов, Фокин, 2018; Сосунов, Ушаков, 2009; 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.

При этом традиционно в отечественных экономических исследованиях при анализе влияния изменений мировых цен на нефть на российскую экономику не рассматриваются причины, по которым происходят данные изменения. Одновременно с таким методологическим подходом при анализе российской экономики, в мировой экономической теории за последние 16 лет стало принято разграничивать шоки на мировом рынке нефти. Данное положение было связано со становлением (см., [Kilian, 2009]) и развитием (см., например, [Peersman, van Robays, 2009], [Peersman, van Robays, 2012], [Baumeister, Peersman, 2013], [Kilian, Murphy, 2012], [Kilian, Murphy, 2014], [Newell, Prest, 2019], [Bjørnland et al., 2021], [Baumeister, Hamilton, 2019], [Kilian, 2020], [Kilian, Zhou, 2020]) теории гетерогенности¹ движущих сил на нефтяном рынке. В большом спектре последующий исследований в данном направлении продемонстрировано, что движущие нефтяной рынок шоки разной природы не только оказывают различный вклад на сам рынок нефти, но и на макроэкономические показатели различных стран. Более того на степень влияния гетерогенных шоков нефтяного рынка оказывает выбор режима денежно-кредитной политики, что также было продемонстрировано в экономических исследованиях (см., например, [Adjemian, Darracq Pariès, 2008]; [Alba et al., 2011]; [Bodenstein et al., 2012]; [Alba et al., 2013]; [Oladunni, 2020]).

В соответствии с изложенными положениями тема диссертационного исследования **“Теория и практика воздействия гетерогенных шоков глобального нефтяного рынка на**

¹ Под гетерогенностью шоков подразумевается различная природа (различные первопричины) их возникновения (например, вследствие изменения ожиданий, политических решений или движения глобальной активности).

российскую экономику” представляется актуальной. Актуальной, как с точки зрения разработки, развития теоретической базы по данному направлению, так и с позиции прикладного анализа влияния гетерогенных шоков на российскую экономику, ее макропоказатели (включая количественную оценку и их трансмиссионный механизм), а также роли различных режимов политики по сглаживанию негативных последствий неоднородных шоков нефтяного рынка. Методология, представленная в диссертационном исследовании, может быть использована для количественной оценки воздействия гетерогенных нефтяных шоков на российскую экономику и последствий изменения каналов передачи данных шоков в российскую экономику (например, вследствие санкций), определения оптимальных правил политики с учетом движущих мировой рынок нефти сил и широкого спектра других теоретических и практических вопросов.

Степень научной разработанности проблемы. Теоретические и практические основы диссертации опираются на широкий перечень работ по анализу нефтяного рынка, изучению влияния нефтяных цен, гетерогенных шоков нефтяного рынка на макропоказатели различных стран при разных режимах политики, а также верификации, критики и дискуссий о существующей теории по данному направлению за авторством Аджемьяна, Адольфсона, Альбы, Алквиста, Балке, Барского, Баумайстера, Бернанке, Боденштейна, Бохи, Брауна, Кальдары, Кавалло, Чарнавоки, Чиа, Кунадо, Даррака, Доладо, Дотси, Эрцега, Фанга, Грасии, Геррьерри, Гамильтона, Эрреры, Яковьелло, Джавана, Килиана, Кормилицина, Ли, Линде, Мерфи, Ньюэлла, Ни, Оладунни, Пирсмана, Планте, Преста, Ратти, Рида, Су, Уналмиса, Ван Робайса, Виллани, Ю, Захрана, Чжоу.

Тема по данному направлению практически не разработана с точки зрения анализа российской экономики. В литературе присутствует только два исследования за авторством Фанг, Ю и Полбина, Скроботова, Зубарева, которые охватывают достаточно небольшую часть российской экономики и используют не самую актуальную методологию по выделению драйверов нефтяного рынка. Диссертационная работа также опирается на исследования по анализу роли колебаний нефтяных цен (как агрегированного показателя) в бизнес цикле российской экономики за авторством Аганина, Андреева, Божечковой, Гурвича, Дробышевского, Зубарева, Кирилловой, Ломиворотова, Пересецкого, Пестовой, Полбина, Раутавы, Рыбака, Синельникова-Мурылева, Скроботова, Сосунова, Трунина, Ушакова, Фокина, Шоломицкой, Шульгина, Шумилова.

Цель и задачи исследования. Целью данного диссертационного исследования является анализ влияния гетерогенных шоков нефтяного рынка на российскую экономику и их трансмиссионных каналов на основе комплекса теоретических взаимосвязанных моделей. Для достижения данной цели в работе решаются следующие задачи:

- Систематизировать и изучить: международный опыт по теоретическим и практическим особенностям гетерогенных шоков мирового рынка нефти;
- Разработать комплекс теоретических взаимосвязанных моделей, обеспечивающий возможность количественной оценки вклада шоков мирового рынка нефти в динамику российских макропеременных; учет особенностей российской экономики (высокая зависимость от нефтегазового сектора, малая открытая экономика и др.), а также структурных изменений в середине нулевых и изменений режимов денежно-кредитной политики, и возможность содержательной интерпретации и объяснения каналов влияния гетерогенных шоков глобального рынка нефти на российскую экономику при разных режимах монетарной политики.
- Проанализировать каналы влияния гетерогенных нефтяных шоков нефтяного рынка на российскую экономику через внешнеторговый оборот и финансовые операции.
- Произвести количественную оценку вкладов шоков мирового нефтяного рынка различной природы в динамику широкого спектра отечественных макропеременных при разных режимах денежно-кредитной политики и с учетом структурных изменений на временном интервале 1999-2019 гг.

Объект и предмет исследования. Объектом данного диссертационного исследования является модель хозяйственного механизма Российской Федерации с восприимчивостью к внешним гетерогенным шокам мирового рынка нефти. Предметом исследования является трансмиссионный механизм гетерогенных шоков глобального нефтяного рынка в российскую экономику и их роль в динамике отечественных макропеременных.

Область исследования. Область исследования соответствует пунктам 8 «Микроэкономическая теория. Теория фирмы. Теория потребительского поведения и спроса. Теория отраслевых рынков. Теория промышленной организации. Теории предпринимательства», 9. «Макроэкономическая теория», 12 «Теоретический анализ экономической политики и государственного регулирования экономики» паспорта специальности 5.2.1 «Экономическая теория» ВАК РФ.

Метод исследования. В диссертационной работе используются методология байесовских векторных авторегрессий, динамического стохастического общего равновесия (в рамках которого описывается теоретическое поведение всех экономических агентов, а их взаимодействия являются следствием решения оптимизационной задачи), оптимизационные методы, метод знаковых ограничений для идентификации шоков в структурных моделях векторных авторегрессий (на основе фундаментальной экономической теории и базовых экономических

моделях), методы линеаризации, решения линеаризованных динамических систем и оценки динамических систем.

Информационная база исследования. Информационной базой исследования являются как данные российских организаций и структур (Федеральная служба государственной статистики, Единая межведомственная информационно-статистическая система, Банк России, Министерство финансов Российской Федерации), так и зарубежных (Управление энергетической информации США, экономические данные Федеральной резервной системы, Федеральный резервный банк Далласа).

Научная новизна исследования. Новизна результатов, полученных автором в диссертационном исследовании, заключается в следующем:

1. Предложена методология по количественному анализу влияния шоков глобального рынка нефти различной природы (в том числе при разных режимах экономической политики) на экономику РФ. В рамках данной методологии разработан комплекс взаимосвязанных моделей (модели байесовской векторной авторегрессии и теоретическая модель динамического стохастического общего равновесия).
2. Впервые представлена количественная оценка вклада гетерогенных шоков нефтяного рынка в динамику обширного перечня основных российских макропоказателей с 1999 года по 2019 год с учетом структурного сдвига и смены режима управляемого курса на режим таргетирования инфляции. Раскрыты теоретические каналы трансмиссии влияния гетерогенных нефтяных шоков на отечественные макропеременные как непосредственно через рынок нефти, так и через зарубежный спрос на отечественные товары.
3. Впервые оценена возможность действовавших в России режимов ДКП по сглаживанию гетерогенных шоков нефтяного рынка. Также на основе контрфактического эксперимента продемонстрировано, что при функционировании режима таргетирования инфляции вклад шока глобальной деловой активности в динамику российской экономики был бы существенно ниже.

Положения, выносимые на защиту.

1. Разработана BVAR модель российской экономики с глобальным рынком нефти. На ее основе продемонстрировано, что идентифицированные структурные шоки мирового нефтяного рынка объясняют от 48% до 75% вариации рассматриваемых экономических показателей РФ в среднесрочном периоде (оценка проведена с I квартала 1999 года по IV квартал 2019 года). Наибольший эффект на экономику оказывает шок мировой деловой активности. Вклад шоков предложения нефти и спекулятивных шоков спроса более умеренный. Показано, что шоки глобальной деловой активности снизили темпы роста

российского ВВП в IV квартале 2008 года, во II квартале 2009 года и в I квартале 2015 года (пики кризисов) на 3,62 п.п., 3,32 п.п. и 1,4 п.п. соответственно, а совместный вклад прочих идентифицированных нефтяных шоков в эти периоды не превысил в абсолютном выражении 0,53 п.п. (п. 9 паспорта специальности 5.2.1).

2. Разработана теоретическая DSGE модель российской экономики и предложена методика ее оценки (базирующаяся на подходе приближения импульсных откликов в DSGE модели к откликам BVAR модели). На основе разработанной DSGE модели выявлены теоретические каналы влияния шоков нефтяного рынка различной природы на отечественные макропоказатели. DSGE модель успешно воспроизводит импульсные отклики российской экономики на шоки нефтяного рынка, их вклады в исторической ретроспективе, полученные на основе BVAR модели. Полученные количественные оценки структурных параметров модели содержательно интерпретируемы, согласуются с литературой и экономической теорией. (п. 8, п. 9 паспорта специальности 5.2.1).
3. Раскрыты теоретические каналы влияния гетерогенных шоков нефтяного рынка на российские макропеременные при разных режимах денежно-кредитной политики на основе анализа функций импульсных откликов. Продемонстрировано, что режим таргетирования инфляции позволяет в гораздо большей степени противодействовать последствиям внешних потрясений нефтяного рынка в отечественной экономике, чем режим фиксированного курса. При шоке мировой деловой активности разница в реакции российского ВВП составляет 1,09 п.п., реакции инвестиций в основной капитал на горизонте семи кварталов – 2 п.п., а темп роста цен в абсолютном выражении в момент воздействия шоков нефтяного рынка примерно в 2–18 раз меньше (в зависимости от природы шока). Разработана методика построения контрфактических сценариев для оценки количественного влияния гетерогенных шоков нефтяного рынка на российскую экономику при функционировании альтернативных режимов денежно-кредитной политики в исторической ретроспективе. На ее основе показано, что падение российской экономики вследствие шоков мировой деловой активности в четвертом квартале 2008 года было бы на 4,19 п.п. меньше при режиме таргетирования инфляции, а в первом квартале 2015 года при продолжении функционирования режима управляемого курса российская экономика упала бы на 2,38 п.п. сильнее. (п. 9, п. 12 паспорта специальности 5.2.1).

Теоретическая и практическая значимость диссертации. Диссертация обладает важной теоретической и практической значимостью, которая исходит из положений, обозначенных в разделе актуальность и новизна исследования.

Теоретическая значимость диссертация заключается: в построении комплекса теоретических моделей для анализа роли гетерогенных шоков мирового рынка нефти в бизнес-цикле российской экономики; в апробировании методологии по количественному анализу роли данных нефтяных шоков, базирующейся на экономической теории и моделях (в частности, построена теоретической DSGE модель российской экономики, учитывающая ее специфику, а также внешнеэкономические связи с глобальным рынком нефти и зарубежным спросом); выводам о возможностях и роли разных монетарных режимов по сглаживанию внешних нефтяных шоков на основе теоретической динамической стохастической модели общего равновесия. Данные результаты могут служить отправной точкой по развитию теории влияния нефтяных шоков различной природы на отечественную экономику (а также сопряженных теоретических областей экономической науки), а также вносят вклад в развивающуюся международную экономическую дискуссию о перспективах использования различных правил ДКП при стабилизации внешнеэкономических шоков.

Практическая значимость диссертации заключается: в предложении и апробировании методологического аппарата по количественной оценке влияния нефтяных шоков на отечественную экономику, базирующегося на современных, передовых методах, выверенных временем и критикой в мировой прикладной и теоретической экономической литературе; в обеспечении количественной оценки вклада шоков мирового рынка нефти в российские макроэкономические показатели, а также содержательной интерпретации каналов их воздействия в период с 1999 года по 2019 год;

Комплекс моделей, предложенный в данном диссертационном исследовании, может не только использоваться в интересах политических регуляторов (Банком России, департаментом макроэкономического анализа и прогнозирования Министерства экономического развития, департаментами исследований и методологии и аудита экономического развития Счетной палаты Российской Федерации, департаментом экономического развития и финансов Правительства Российской Федерации, Министерством промышленности и торговли Российской Федерации), но и уже был применен в 3 успешно выполненных НИР по Государственному заданию в ИПЭИ, РАНХиГС (государственные задания подробно перечислены в разделе «Апробация исследования»). Также результаты диссертационного исследования могут быть востребованы в образовательном процессе вузов на экономических факультетах при изучении/преподавании тем связанных с: влиянием нефтяного рынка на экономику России; преимуществами и недостатками различных правил денежно-кредитной политики; практической реализацией BVAR и DSGE моделей.

Апробация исследования. Основные положения диссертации изложены в 6 публикациях (общий объем вклада автора составляет порядка 7.74 а.л.), из которых: три

опубликовано в журналах, входящих в единую библиографическую и реферативную базу данных рецензируемой научной литературы Scopus; две опубликовано в журнале, индексируемом в базе данных RSCI, входящем в ядро РИНЦ и рекомендованного ВАК Министерства образования и науки Российской Федерации; одна статья опубликована в журнале, входящем в РИНЦ и рекомендованного ВАК Министерства образования и науки Российской Федерации. Результаты диссертационного исследования легли в основу 3 успешно выполненных государственных заданий в ИПЭИ, РАНХиГС, а также 2 запатентованных РИД (результат интеллектуальной деятельности) при работе над данными проектами:

1. Геополитические и экономические аспекты формирования картелей на мировом рынке нефти с участием России: теоретический и эмпирический анализ
2. Оценка динамической стохастической модели общего равновесия для Российской Федерации на основе метода минимизации расстояния между теоретическими и эмпирическими функциями импульсного отклика
3. Построение динамической стохастической модели общего равновесия для Российской Федерации, включающей рынок жилой недвижимости
4. Свидетельство о государственной регистрации программы для ЭВМ № 2020610026 Российская Федерация. Расчет исторических вкладов структурных шоков в динамику макроэкономических показателей на основе BVARX модели: № 2019666714: заявл. 17.12.2019: опубл. 09.01.2020 / А. В. Полбин, Н. Д. Фокин, Д. А. Ломоносов; заявитель Федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации»
5. Свидетельство о государственной регистрации программы для ЭВМ № 2022669931 Российская Федерация. Модель общего равновесия для Российской Федерации с описанием рынка жилой недвижимости: № 2022669367: заявл. 21.10.2022: опубл. 26.10.2022 / Д. А. Ломоносов, А. В. Полбин; заявитель Федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение высшего образования «Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации»

Также результаты диссертационного исследования прошли апробацию на следующих конференциях, научных семинарах и конкурсах:

1. Конкурс научных работ «Молодой исследователь» по направлению экономические науки, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации, 2019, I место

2. Гайдаровский форум, круглый стол молодых ученых, 16 января 2020 года, докладчик, тема доклада – «Оценка вкладов шоков в деловой цикл России на основе BVAR модели со знаковыми ограничениями»
3. Международная конференция студентов, аспирантов и молодых ученых «Ломоносов-2020», Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова, 13 ноября 2020 года, докладчик, тема доклада – «Оценка вкладов шоков в деловой цикл России на основе BVAR модели со знаковыми ограничениями», III место
4. Конкурс на лучшую бакалаврскую студенческую работу, экономический факультет Европейского университета в Санкт-Петербурге, 2020, I место
5. Международная конференция студентов, аспирантов и молодых ученых «Ломоносов-2021», Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова, 16 апреля 2021 года, докладчик, тема доклада – «Роль и каналы влияния структурных шоков нефтяного рынка в бизнес цикле российской экономики», II место
6. Конкурс на лучшую магистерскую студенческую работу, экономический факультет Европейского университета в Санкт-Петербурге, 2021, II место
7. Гайдаровский форум, круглый стол молодых ученых, 14 января 2022 года, докладчик, тема доклада – «Построение DSGE модели российской экономики на основе метода минимизации расстояния между теоретическими и эмпирическими откликами»
8. Международная конференция студентов, аспирантов и молодых ученых «Ломоносов-2022», Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова, 15 апреля 2022 года, докладчик, тема доклада – «Построение DSGE модели российской экономики на основе метода минимизации расстояния между теоретическими и эмпирическими откликами», II место
9. Конкурс научных работ «Молодой исследователь» по направлению экономические науки, Российская академия народного хозяйства и государственной службы при Президенте Российской Федерации, 2022, II место
10. Международная конференция студентов, аспирантов и молодых ученых «Ломоносов-2023», Московский государственный университет имени М.В. Ломоносова, 17 апреля 2023 года, докладчик, тема доклада – «Роль шоков деловой активности и специфических шоков рынка нефти в российской экономике при разных режимах ДКП»
11. Конкурс экономических исследований студентов и аспирантов вузов Банка России и журнала «Деньги и кредит», 2023, I место
12. 14-я Международная научно-практическая конференция студентов и аспирантов «Статистические методы анализа экономики и общества», НИУ ВШЭ при участии

- МГИМО, 18 мая 2023 года, докладчик, тема доклада – «Роль шоков деловой активности и специфических шоков рынка нефти в российской экономике при разных режимах ДКП»
13. 9-й семинар по экономическим исследованиям Банка России, РЭШ, Базовая кафедра Банка России и НИУ ВШЭ «Экономика и финансовый сектор России в условиях структурной трансформации», 5 июля 2023 год, докладчик, тема доклада – «Шоки деловой активности и специфические шоки рынка нефти в DSGE модели экономики РФ. Их влияние при разных режимах ДКП»
14. Пятый российский экономический конгресс, организованный Новой экономической ассоциацией, Институтом экономики Российской академии наук, Уральским государственным экономическим университетом, Институтом экономики Уральского отделения Российской академии наук, Уральским государственным горным университетом, Уральским институтом управления – филиалом РАНХиГС, Центральным экономико-математическим институтом Российской академии наук и экономическим факультетом Московского государственного университета имени М.В. Ломоносова, 13 сентября 2023 года, докладчик, тема доклада – «Шоки деловой активности и специфические шоки рынка нефти в DSGE модели экономики РФ. Их влияние при разных режимах ДКП»
15. 15-я Международная научно-практическая конференция студентов и аспирантов «Статистические методы анализа экономики и общества», НИУ ВШЭ при участии МГИМО, 15 мая 2024 года, докладчик, тема доклада – «Рынок жилья в модели общего равновесия Российской экономики»

Публикации автора по теме диссертации.

Статьи, опубликованные в журналах, входящих в единую библиографическую и реферативную базу данных рецензируемой научной литературы Scopus:

1. 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. (0.9 а.л.)
2. Ломоносов Д. А., Полбин А. В., Фокин Н. Д. Влияние шоков мировой деловой активности, предложения нефти и спекулятивных нефтяных шоков на экономику РФ // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2021. Том. 25. №. 2. С. 227-262. (1.8 а.л.)
3. Ломоносов Д. А. DSGE-модель российской экономики с рынком жилой недвижимости // Экономическая политика. 2024. Том. 19. №. 3. С. 76-117. (2.5 а.л.)

Статьи, опубликованные в журналах, входящих в ядро РИНЦ и рекомендованных ВАК Министерства образования и науки Российской Федерации:

6. Зубарев А. В., Ломоносов Д. А., Рыбак К. С. Оценка влияния глобальных шоков на российскую экономику и наукастинг ВВП в рамках факторной модели // Деньги и кредит. 2022. Том. 81, № 2. С. 49-78. (0.08 а.л.)
7. Ломоносов Д. А. Шоки деловой активности и специфические шоки рынка нефти в DSGE-модели экономики России и их влияние при разных режимах ДКП // Деньги и кредит. 2023. Том. 82, № 4. С. 44-79. (2 а.л.)

Статьи, опубликованные в журналах, входящих в РИНЦ и рекомендованных ВАК Министерства образования и науки Российской Федерации:

8. Ломоносов Д. А. Роль пандемии коронавируса и развала сделки ОПЕК+ в динамике цены на нефть в 2020 г // Экономическое развитие России. 2021. Том. 28. №. 8. С. 23-28. (0.46 а.л.)

ГЛАВА 1. ИСТОРИОГРАФИЯ РАЗВИТИЯ ТЕОРИИ ВЛИЯНИЯ ГЕТЕРОГЕННЫХ ШОКОВ НЕФТЯНОГО РЫНКА²

К началу проведения диссертационного исследования в международной литературе уже были сформулирована базовая теория влияния шоков мирового рынка нефти различной природы как на сам глобальный нефтяной рынок, так и на макропоказатели различных стран. Экономическое сообщество пришло к консенсусу по ряду концепций, охватываемых данной теорией, в то время как другие ее положения остаются предметом активных дискуссий. С позиции экономического анализа можно было бы просто использовать последнюю ступень развития данной теории, ограничившись лишь упоминанием ее общих концепций, идей и обсуждаемых спорных положений.

Однако, понять состоятельность теории, ее слабые и сильные стороны, проблемы и взаимодействия, которые при ее использовании можно описать (а какие из них не поддаются описанию, что с неизбежностью будет слабой стороной этой теории) невозможно без комплексного изучения развития самой теории, начиная с момента ее зарождения. Вне этого подхода невозможно осознать актуальность, целесообразность развития данной теории в рамках российской экономики, учитывая, что данная тема не разработана по отношению к нашей стране.

В связи с изложенными обстоятельствами, представляется последовательным посвятить первую главу диссертационного исследования историографии теории влияния гетерогенных шоков нефтяного рынка, а также роли нефтяных цен в экономике России.

Структура главы выстроена следующим образом. В первом разделе описывается зарождение и становление теории воздействия агрегированных шоков нефтяных цен на экономики различных стран. Во втором разделе приводится описание “созидательного разрушения” данной теории, расширение ее концепцией дезагрегированных движущих сил нефтяных цен. В третьем разделе рассматривается становление теории о роли нефтяных цен (а также их движущих сил) в бизнес цикле российской экономики.

1.1 Начало становления теории влияния нефтяных цен на экономики различных стран

Разработка теории влияния нефтяных цен на макропеременные различных стран началась еще в конце прошлого века. В ее зародыше предполагалось, что цена на нефть движима единственным агрегированным шоком. Динамика же нефтяных цен определялась на глобальном

² Настоящая глава подготовлена на основе материалов исследований автора по теме диссертации, опубликованных в [Ломоносов и др., 2021], [Ломоносов, 2023].

рынке, где отдельные страны участники не в состоянии существенно повлиять на их динамику (иными словами, цены на нефть являлись экзогенной переменной при анализе). Одним из первых исследований по данному направлению может считаться работа [Hamilton, 1983], в которой автор заметил, что всем кроме одной рецессиям в США с 1948 г. 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.

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, 1991]. 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, 1991; 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 III–IV квартал 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 года и приходит к выводу, что его причиной является реализация сразу нескольких шоков, а именно: отрицательных шоков предложения, агрегированных расходов и положительно го шока нефтяных

цен. При этом вклад нефтяного шока достаточно сильно разнится в зависимости от схемы идентификации.

В период с конца XX века по начало нулевых рассматривался не только количественный и содержательный аспект влияния нефтяных цен на экономики различных стран. Также производилась классификация первопричин возникновения агрегированных нефтяных шоков.

С конца Второй мировой войны (начало выборки, которую анализировал Гамильтон в своей работе [Hamilton, 1983]) нефтяной рынок характеризовался большой нестабильностью. Конфликты и войны на Ближнем Востоке, а также напряженные отношения США и ОПЕК в 1970-х 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] приводит следующую классификацию сильных нефтяных шоков с 1947 г. по 1981 г. 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 г. – сокращение резервов в США, забастовки работников нефтяной промышленности. 1970 г. – 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 гг. – Иранская революция. 1980–1981 гг. – Ирано-иракская война, прекращение регулирования цен на нефтепродукты.

Классификация продолжилась и в более поздних работах периода зарождения теории влияния нефтяных шоков на экономику. Например, тенденция к сокращению выпуска США в результате сильных нефтяных шоков продолжилась и после рассматриваемого Гамильтоном периода. В работе [Barsky, Kilian, 2004] исследуется период с 1973 г. до начала 2000-х годов. Авторы в дополнение к части периода, рассмотренного Гамильтоном, упоминают в качестве сильных нефтяных шоков 1990-й год, в котором произошло вторжение в Кувейт со стороны Ирака, а также 1999-й 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.

Накопившийся опыт из широкого пласта исследований по данной теме, выявивший закономерности и прошедший критику, позволил сформировать на момент 2005 года в академической литературе некоторый консенсус: экзогенные и резкие увеличения цен на нефть, вызванные в большинстве своем событиями на Ближнем Востоке (стороной предложения нефти),

оказывают негативное влияние на экономику США [Hamilton, 1983; Bohi, 1991; 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, 1991; Kilian, 2005; Peersman, 2005]. Сформировалась базовая начальная теория.

1.2 Развитие теории влияния нефтяных цен на экономики различных стран через разграничение шоков нефтяного рынка

Под сомнение концепции теории, описанной в первом разделе, поставил Килин в конце нулевых. Он предложил кардинально другой подход к анализу нефтяных шоков в своей работе [Kilian, 2009], который послужил сильным импульсом к модернизации имеющихся представлений о движущих силах нефтяного рынка и, как следствие, их влияния на экономику, а само исследование положило начало циклу работ, ставшему фундаментальным.

Килианом было положено, 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 воз

действие 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 специфического 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, вызванные опасениями игроков рынка в доступности будущих поставок. Впрочем, есть еще ряд потенциальных интерпретаций, которые авторы 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 г. и заканчивая 2007 годом. Период 2000–2007 гг. представляется крайне интересным для российской экономики. В данный временной промежуток цены на нефть очень быстро росли и в 2007 г. приближались к своим пиковым значениям. В результате автор получил результаты, согласно которым с 1973 г. основной детерминантой 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 специфические 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. В то же время, бурный рост цен на нефть в период 2000–2007 гг. объясняется ростом мировой деловой активности.

Кроме модели нефтяного рынка Килиан также исследует 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. Впрочем, 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 пор 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. Так же 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. Авторы показали, что одних знаковых ограничений [Peersman, van Robays, 2009; Peersman, 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 работе [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 исследовании 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 эластичности кривых спроса и предложения.

Продолжением идей работ [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. Влияние 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 [Kilian, 2009], основным драйвером цен на нефть в данный период являлся глобальный шок спроса на энергоресурсы, сопровождаемый ростом мировой деловой активности. В работе [Baumeister, Peersman, 2013] авторы отмечали, что спекулятивная компонента цен на нефть сокращалась с 1980 г.

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 преобладают в динамике нефтяных цен. Как было сказано ранее, в начале 2010-х годов в литературе возникла обширная дискуссия, которая продолжается по сей день. В статье [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 получен в работе [Newell, Prest, 2019], в которой предлагается микро экономический подход к оцениванию. Оценка квартальной краткосрочной эластичности составила 0,017, при этом оказалась статистически значимой на 5-процентном 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., 2021] 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., 2021]. В работе [Bjørnland et al., 2021] строилась регрессия темпов роста добычи на темп роста спотовой цены и первую разность разности логарифмов спотовой цены и трехмесячной фьючерсной цены. При этом гипотеза о наличии единичного корня отвергается на 10-процентном уровне значимости уровня второго показателя, т.е. в моде ли вероятно присутствует передифференцированный 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 рассчитывают 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 высказываются несколько замечаний. В частности, результаты оказываются неустойчивы к способам формированию инструмента. Если формировать инструментальную переменную без событий 1990 г., на основе которых было получено ограничение эластичности в работе [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 способов ее оценки. В исследовании [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-х 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 раза 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 тестировалась 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 работе [Baumeister, Hamilton, 2019] предполагается, что эластичность предложения по цене определяется 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.

В развитие теории гетерогенных шоков нефтяного рынка внесли ощутимый вклад и работы, базирующиеся на теоретических динамических стохастических моделях общего равновесия (см., например, [Bodenstein et al., 2008; Adjemian, Darracq Pariès, 2008; Peersman, Stevens, 2010; Alba et al., 2011; Bodenstein et al., 2011; Bodenstein et al., 2012; Unalmis et al., 2012; Alba et al., 2013; Plante, 2014; Balke, Brown, 2018; Oladunni, 2020; Zhang et al., 2022; Somé, 2023; Kilian et al., 2024]). В работе [Peersman, Stevens, 2010] авторами была построена большеразмерная

DSGE модель США со странами производителями нефти, эндогенным нефтяным сектором и большим набором идентифицированных внутренних и внешних для экономики США нефтяных шоков (среди которых шоки спроса, инвестиций, запасов, наценки, мощностей). На ее основе ими было продемонстрировано, что нефтяные шоки оказывают существенное влияние на американскую инфляцию, в то время как воздействие на выпуск США относительно невелико. При этом, как отмечают авторы, ключевыми драйверами реальных нефтяных цен являлись шоки наценки и шоки запасов нефти (вызванные спекулятивными или предупредительными мотивами). Авторы работы [Unalmis et al., 2012] на основе DSGE модели экономики США с нефтяными запасами показали, что наибольшее влияние на реальные нефтяные цены на американском рынке оказывают шоки спроса, вызванные колебаниями СФП и производительностью труда. Также ими было отмечено, что роль шоков предложения нефти в исследованиях, не учитывающих запасы нефти, может быть существенно завышена. Данное положение авторы подкрепляют оценками альтернативной спецификации модели без нефтяных запасов, в которой влияние шоков предложения нефти на нефтяные цены ощутимо усиливается и становится основным фактором их динамики в краткосрочном периоде. В работе [Balke, Brown, 2018] на основе среднеразмерной DSGE модели США с мировым рынком нефти и идентифицированными шоками спроса и предложения на нефть в американской экономике и остальном мире авторы показали, что шоки мирового спроса на нефть объясняют большую часть вариации реальных цен на нефть. Роль шоков глобального предложения нефти в динамике нефтяных цен также ощутимо, но при этом в динамике американского выпуска шоки предложения играют незначительную роль. Более приближенный набор идентифицированных шоков к набору шоков из цикла работ Килиана был использован в работах по Китайской экономике [Zhang et al., 2022] и экономике Канады [Somé, 2023], в которых также был продемонстрирован различный эффект и трансмиссионный канал нефтяных шоков разной природы на макропоказатели данных стран. В работе [Somé, 2023] также отмечено, что именно шоки совокупного спроса являются наиболее важными в объяснении вариации экономических показателей Канады. В работе [Kilian et al., 2024] на основе DSGE модели мирового рынка нефти и глобальной экономики с эндогенной неопределенностью авторы показали, что неопределенность, связанная с ценами на нефть, преимущественно определяется макроэкономическими факторами и не является основным источником бизнес-циклов.

Немалая часть из данных исследований (см., например, [Adjemian, Darracq Pariès, 2008; Alba et al., 2011; Bodenstein et al., 2012; Alba et al., 2013; Plante, 2014; Oladunni, 2020; Belomestny et al., 2021]), базирующихся на DSGE моделях, также посвящена активизировавшейся в литературе дискуссии о способности различных правил ДКП сглаживать внешние шоки, влияющие на нефтяной рынок (особенно в контексте развивающихся экономик). Авторы работы

[Alba et al., 2011] тестируют реакцию экономик стран Восточной Азии на шок внешнего выпуска (который может аппроксимировать в том числе движения в глобальной деловой активности) при семи различных правилах ДКП. По их оценкам, таргетирование инфляции обеспечивает наименьший уровень инфляции, а также лучшие результаты по благосостоянию (за исключением стран с крайне высокой долей импорта в валовом внутреннем продукте) в ответ на зарубежный шок. Работа [Bodenstein et al., 2012] посвящена анализу воздействия широкого набора нефтяных шоков на ДКП и поиску правила ДКП, максимизирующего благосостояние на основе глобальной DSGE-модели для США с эндогенно заданными нефтяными ценами и реальным обменным курсом. В качестве альтернативы оцененному на реальных данных правилу Тейлора авторы предлагают его модификации, добавляя компоненты отклонения инфляции нефтяных цен и инфляции заработных плат от их значений на траектории сбалансированного роста. В оптимальном правиле, по их оценке, существенная роль отводится компоненте выпуска. Как отмечают авторы, правило с исключением компоненты разрыва выпуска, но с реакцией на колебания в заработных платах обеспечивает практически такой же уровень благосостояния, но реализуется на практике гораздо проще. В работе [Alba et al., 2013] при исследовании воздействия шоков предложения нефти и мировой деловой активности (влияющей на нефтяной спрос) в Израиле, Гонконге и Чили авторы рассматривают три альтернативных режима ДКП: таргетирование инфляции, фиксированный курс и правило Тейлора. Следуя результатам модели, авторы отмечают, что политика таргетирования инфляции позволяет добиться наименьшего колебания уровня цен при обоих шоках, в то время как правило Тейлора – выпуска. При этом именно гибкий номинальный курс способствует более эффективной стабилизации цен при режиме таргетирования инфляции, что подчеркивает его контрциклическую роль при воздействии внешних шоков.

С 2009 года по настоящее время теория о влиянии нефтяных цен претерпела существенные метаморфозы. На смену идее о едином совокупном агрегированном шоке пришла парадигма о необходимости разделения движущих сил на нефтяном рынке, исходя из их природы. Необходимость возникает вследствие различного влияния гетерогенных шоков не только на рынок нефти и на нефтяные цены в частности, но и непосредственно на макропоказатели стран. Консенсус сложился и относительно набора наиболее общих, интерпретируемых шоков нефтяного рынка: шоков предложения нефти, мировой деловой активности и специфических для нефтяного рынка (например, спекулятивные шоки). Однако, остался не разрешенным вопрос о способах и методологии получения ценовой эластичности на мировом рынке нефти. Дискуссии по данному направлению ведутся до сих пор.

1.3 Теория влияния нефтяных цен на российскую экономику

Мировые цены на нефть – важнейший фактор внешнеэкономических условий для российской экономики, а также одна из ключевых детерминант ее бизнес цикла. К такому устойчивому теоретическому положению экономическое сообщество пришло на основе обширного пласта работ по данной теме, выверенных временем и апробированных, дополненных в последующих исследованиях.

Первые работы, в которых приводились свидетельства об осязаемом влиянии на экономику современной России³ представлены на стыке XX-XXI века. Существенная часть из них приходилась на работы интернациональных компаний, таких как Мировой Банк, МВФ, ОЭСР. Например, в документах Мирового Банка [IMF, 2001] и ОЭСР [OECD, 2001] связь российского ВВП и государственного бюджета от нефтяных цен на основе сопоставления и анализа временных рядов определяется как крайне сильная. В отчете МВФ по российской экономике за 2002 год [IMF, 2002] нефтяные цены и реальный валютный курс представляются как главные статистически значимые индикаторы роста промышленного производства и ВВП. Причем эффект на промышленное производство оказывается сильнее, что авторы объясняют наличием большого сектора услуг в экономике, который не связан напрямую с колебаниями этих переменных. Более того, в документе отмечается, что объяснительная сила моделей составляет около одной трети. Данное положение по мнению авторов связано с наличием других сложно учитываемых действующих сил в экономике.

Активизация академических исследований влияния нефтяных цен на российскую экономику произошла ближе к середине-концу нулевых. Одной из первых научных работ, в которой проводился анализ влияния нефтяных цен и реального обменного курса на российский ВВП и доходы бюджета правительства, является исследование Раутавы [Rautava, 2004]. Автором полагалось, что российская экономика в значительной степени может зависеть от динамики нефтяных цен и реального обменного курса рубля как в краткосрочном периоде (через непосредственное влияние шоков), так и в долгосрочном периоде (через условия равновесия). Данное положение основывалось им в том числе на формирующимся понимании в экономическом сообществе о каналах влияния нефтяных цен и реального курса на экономику России. Помимо непосредственно эффекта через экспортную выручку, падение реального обменного курса и рост нефтяных цен оказывает положительный эффект на прибыль компаний. Рост прибыли стимулирует деловую активность через рост спроса и инвестиций. Инвестиционная активность в свою очередь ведет к росту производительности, а значит росту

³ Здесь и далее подразумевается Россия с конца 1991 года.

производства, заработных плат (что также приводит к усилению эффекта на спрос). На основе методологии векторных авторегрессий и коинтеграционных методов им было продемонстрировано, что российская экономика в существенной мере зависима от динамики нефтяных цен и реального курса рубля как в краткосрочном, так и долгосрочном периодах. Более того, эффект от роста или падения нефтяных цен может быть нивелирован противоположно направленной реакцией реального курса рубля. Однако им также отмечается, что несмотря на соблюдение всех стандартных эконометрических процедур и проверок, временное окно (с I квартала 1995 года по IV квартал 2002 года) достаточно небольшое, а значит качество оценок может быть под вопросом.

Последующие исследования расширили анализ влияния нефтяных цен на российскую экономику. Так цены на нефть рассматривались в качестве ключевой детерминанты реального обменного курса рубля (см., например, [Сосунов, Шумилов, 2005; Гурвич и др., 2008; Сосунов, Ушаков, 2009; Скроботов, Фокин, 2018]), номинального обменного курса рубля (см., например, [Аганин, Пересецкий, 2018; Шульгин, 2018; Божечкова и др., 2020; Полбин, Шумилов, 2020]), реального ВВП РФ (см., например, [Синельников-Мурылев и др., 2014; Дробышевский и др., 2018]), потребления домохозяйств и валового накопления основного капитала (см., например, [Ломиворотов, 2015; Полбин, 2017; Шоломицкая, 2017; Зубарев, Рыбак, 2020]), дефолтов фирм [Andreev et al., 2024] и др. Цены на нефть были ключевой переменной для оценки DSGE модели российской экономики с инвестиционным акселератором в исследовании [Полбин, Синельников-Мурылев, 2024]. В работах [Зубарев, Кириллова, 2023] и [Зубарев, Кириллова, 2026], базирующихся на GVAR подходе, цены на нефть рассматривались как один из важнейших каналов передачи шоков глобальной экономики в российскую.

Несмотря на большой объем исследований, связанных с оценкой влияния нефтяных цен на российскую экономику, в литературе практически отсутствуют работы, в которых проводился анализ оценки роли гетерогенных шоков нефтяного рынка в отечественном бизнес-цикле. Автору удалось найти только две работы (см., [Fang, You, 2014; Polbin et al., 2020]) по данному направлению, в которых используется не самая актуальная апробированная методология.

Работа [Fang, You, 2014] анализировала влияние гетерогенных шоков нефтяного рынка на финансовый сектор российской экономики, а также Индии и Китая. Авторами через подход рекурсивной идентификации определялись три структурных шока нефтяного рынка – шок предложения нефти, шок глобального спроса и специфический шок спроса на нефтяном рынке. На основе структурной модели векторной авторегрессии ими было продемонстрировано, что только специфические шоки нефтяного рынка статистически значимо влияют на российский фондовый индекс.

В работе [Polbin et al., 2020] авторы анализировали основные драйверы, влияющие на реальный обменный курс и ВВП. Для этого ими использовалась структурная VARX модель российской экономики с экзогенным мировым рынком нефти. Ими предполагалось, что динамика реального обменного курса и выпуска в России может быть описана тремя внутренними шоками и двумя внешними. В качестве внутренних шоков они определили номинальный шок, шок агрегированной производительности и шок Балассы-Самуэльсона, при котором производительность растет только в торгуемом секторе экономики, в то время как шоки нефтяного рынка и глобальной активности были определены, как внешние и влияли на российские макропеременные через экзогенную компоненту нефтяного рынка. Идентификация внутренних шоков российской экономики проводилась на основе похода долгосрочных знаковых ограничений, а идентификация шоков мирового рынка нефти на основе метода знаковых ограничений, в соответствии с циклом работ Килиана. В качестве эндогенных переменных российской экономики авторы использовали месячные темпы роста реального обменного курса, темпов роста реального ВВП и уровень ставки процента. Роль эндогенных переменных нефтяного рынка и экзогенных переменных для российской экономики отводилась индексу реальной глобальной деловой активности Килиана и реальным цена на нефть. Авторы подчеркивают, что не используют показатель мировой добычи нефти для идентификации шока предложения нефти по образцу ряда других работ, поскольку, как было показано в литературе, их роль достаточно мала, а небольшой период выборки не располагает к включению слишком большого числа переменных. Как отмечают авторы по результатам оценки модели, что шоки Балассы-Самуэльсона оказывали ощутимое воздействие на динамику реального обменного курса и ВВП, однако именно шоки нефтяных цен оказывали наиболее сильное влияние на динамику выпуска. При этом ими подчеркивается, что именно шоки глобальной активности были доминирующим фактором, в то время как эффект от специфических для нефтяного рынка шоков был более сдержанным.

В первой главе диссертационного исследования представлена историография теории влияния гетерогенных шоков нефтяного рынка, а также теории влияния нефтяных цен на бизнес-цикл российской экономики. На основе анализа материалов первой главы, выявлены ключевые апробированные особенности современной теории о шоках нефтяного рынка различной природы и дискуссионные концепции, которые необходимы для выработки методологии по количественному и трансмиссионному анализу данных шоков в экономической динамике России. Установлено, что экономическое сообщество пришло к согласию: о типах движущих нефтяной рынок сил, которыми являются шоки глобальной деловой активности и (идиосинкратические для рынка нефти) шоки предложения нефти, спекулятивные шоки спроса на нефть; о способах

идентификации шоков нефтяного рынка. Более дискуссионной частью теории является выбор значений эластичности спроса и предложения нефти по цене. Наиболее аргументированным, выверенным (обширной критикой и обсуждениями в научных кругах) представляется подход Килиана и Мерфи (подробно описанный в первой главе). Обоснована целесообразность развития методологии по данному направлению применительно к российской экономике.

Полученные на основе систематизации международного опыта выводы будут использованы в дальнейших главах для количественного и качественного анализа вклада шоков нефтяного рынка в динамику отечественных макропоказателей на основе моделей векторных авторегрессий и теоретической динамической стохастической модели общего равновесия.

ГЛАВА 2. МЕТОДОЛОГИЯ БАЙЕСОВСКИХ ВЕКТОРНЫХ АВТОРЕГРЕССИЙ⁴

Вторая глава диссертационного исследования посвящена анализу воздействия гетерогенных шоков мирового рынка на российскую экономику основывающихся на методологии векторных авторегрессий. Существенная часть сформировавшейся и формирующейся теории по влиянию нефтяных шоков различной природы на макропоказатели стран и непосредственно нефтяной рынок базируются именно на данном подходе (более подробное данное положение было раскрыто в первой главе). Также методология VAR моделей считается одной из самых распространенных в макроэкономическом анализе с позиции возможностей, качества результатов и относительной простоты. Данные обстоятельства определяют целесообразность начала основной части исследования с опорой именно на данный подход.

Глава выстроена следующим образом. В первом разделе на основе базовых теоретических моделей строится BVAR модель российской экономики с агрегированным нефтяным шоком. На ее основе проводится количественный анализ роли нефтяных цен в динамике российских макропеременных и тестирование результатов на устойчивость. Во втором разделе строится расширенная BVAR модель российской экономики с глобальным рынком нефти и гетерогенными нефтяными шоками, с опорой на современную теорию. На ее основе также проводится количественный анализ роли нефтяных цен в динамике российских макропеременных с последующей проверкой результатов на робастность.

⁴ Настоящая глава подготовлена на основе материалов исследований автора по теме диссертации, опубликованных в [Ломоносов и др., 2020], [Ломоносов и др., 2021], [Ломоносов, 2023].

2.1 BVAR модель российской экономики с гомогенными шоками нефтяных цен

Прежде чем перейти непосредственно к концепции гетерогенных шоков нефтяного рынка, представляется логичным начать с более общей постановки: шок нефти агрегирован; другие шоки являются базовыми, а их идентификация основывается на фундаментальных теоретических макромоделях.

Во-первых, это позволит определить роль нефтяных цен в динамике российской экономики (в сравнении с другими базовыми шоками) на основе используемой в дальнейшем методологии с опорой на макроэкономическую теорию. В среднеразмерных и крупномасштабных моделях произвести такой анализ крайне проблематично или нереально из-за нехватки вычислительных мощностей. Во-вторых, результаты более агрегированной модели могут использоваться для проверки на устойчивость расширенной модели.

Анализ в данном разделе будет проводиться на основе нескольких компактных спецификаций BVAR модели российской экономики с учетом экзогенной динамики нефтяных цен (независимость от шоков отечественной экономики)⁵. В первой спецификации предполагается, что экономика движима тремя основными силами: агрегированный шок цен на нефть (прокси условий торговли), совокупные шоки спроса и предложения. Идентификация шоков в данной спецификации опирается на теоретическую модель AD-AS. Вторая спецификация будет расширена за счет набора переменных и выделением монетарного шока из агрегированного шока спроса. Содержательной опорой данной версии будет служить модель IS-LM.

Непосредственно при оценке влияния шоков используется двухшаговая процедура. На первом шаге оцениваются параметры модели VAR в приведенной форме, в которой текущие значения вектора переменных зависят от собственных лагов, а какие-либо структурные взаимосвязи между макропоказателями не учитываются. На втором шаге производится идентификация шоков посредством преобразования оцененной ковариационной матрицы.

В качестве анализируемого временного промежутка выбран период с I кв. 1999 года по IV квартал 2019 года. В период 2020–2023 гг. вследствие пандемии коронавируса, геополитической напряженности, специальной военной операции и введения беспрецедентных по масштабу санкций российская экономика столкнулась с ощутимым влиянием неэкономических факторов и структурных изменений (см., [Кудрин, 2021; Банк России, 2022]). Оценка модели без их учета,

⁵ Безусловно, как, например, показал распад сделки ОПЕК+ в марте 2020 года, Россия может оказывать влияние на цены на нефть. Но предполагается, что данное влияние в большей степени обусловлено геополитическими факторами, а не шоками, идентифицируемыми в модели. При этом используемая выборка не будет включать период с 2020 года (причины подробнее будут обозначены далее в данном разделе).

может привести к смещению оценок и, следовательно, импульсных откликов. В то же время, корректный учет неэкономических факторов, структурных изменений в VAR моделях зачастую крайне непростая задача. По этой причине, валидным интервалом для оценки обозначается временной промежуток 1999–2019 гг. В период кризиса 2008-2009 гг. также был идентифицирован структурный сдвиг в долгосрочных темпах роста российской экономики (см., [Полбин, Скроботов, 2016]), который авторы связали с окончанием периода восстановительного роста. Однако его возможно учесть за счет введения в модель дамми переменной, вследствие чего нет необходимости еще больше сокращать выборку.

2.1.1 Методология BVAR

Для анализа вклада шоков нефтяных цен, спроса, предложения и монетарной политики в динамику основных российских макроэкономических показатели используется модель байесовской векторной авторегрессии. Идентификация модели будет производиться с помощью подхода знаковых ограничений. Особенность BVAR моделей заключается в том, что они в меньшей степени подвержены проблеме “проклятия размерности” по сравнению с классическими VAR моделями. Оценивание классических VAR моделей усложняется с увеличением глубины запаздываний и увеличением количества переменных, поскольку количество регрессоров неуклонно растет. BVAR модели, в свою очередь, позволяют оценивать модели с большим числом переменных и большой глубиной лагов за счет ввода штрафов определенного вида на параметры, которые формализуются в виде априорных распределений.

Рассматривается VAR модель для p лагов n эндогенных переменных y_t и q лагов m экзогенных переменных x_t :

$$y_t = C + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q B_i x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$C = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \\ \vdots \\ c_n \end{pmatrix}, \quad A_i = \begin{pmatrix} a_{11,i} & \cdots & a_{1n,i} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1,i} & \cdots & a_{nn,i} \end{pmatrix}, \quad B_i = \begin{pmatrix} b_{11,i} & \cdots & b_{1m,i} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{n1,i} & \cdots & b_{nm,i} \end{pmatrix}, \quad (2)$$

где C – матрица констант, A_i – матрицы коэффициентов перед лагами глубины i эндогенных переменных, B_i – матрицы коэффициентов перед лагами глубины i экзогенных переменных.

В качестве априорного распределения используется распределение Миннесота, предложенное в работе [Litterman, 1986]. В широком определении, распределение Миннесота предполагает, что все эндогенные переменные подчиняются некоторому AR(1) процессу (в

оригинальной работе Литтерман предполагал, что все переменные являются реализациями случайного блуждания, и работал с нестационарными переменными). Также предполагается, что переменные априорно не связаны между собой и не зависят от экзогенных переменных. Исходя из этого, параметры при лагах эндогенных переменных имеют следующее априорное распределение:

$$\begin{aligned} a_{ij,s} &\sim N\left(a, \sigma_{a_{ij,s}}^2\right), \text{ если } i = j, s = 1, \\ a_{ij,s} &\sim N\left(0, \sigma_{a_{ij,s}}^2\right), \text{ иначе,} \end{aligned} \quad (3)$$

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

Априорные значения дисперсий коэффициентов при эндогенных переменных $\sigma_{a_{ij,s}}^2$ задаются следующим образом:

$$\begin{aligned} \sigma_{a_{ij,s}}^2 &= \left(\frac{\lambda_1}{s^{\lambda_3}}\right)^2, \text{ если } i = j, \\ \sigma_{a_{ij,s}}^2 &= \left(\frac{\sigma_i^2}{\sigma_j^2}\right) \left(\frac{\lambda_1 \lambda_2}{s^{\lambda_3}}\right)^2, \text{ если } i \neq j, \end{aligned} \quad (4)$$

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 A_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 и константы:

$$\begin{aligned} c_i &\sim N\left(0, \sigma_{cb_i}^2\right), \\ b_{ij,s} &\sim N\left(0, \sigma_{cb_i}^2\right), \end{aligned} \quad (5)$$

где значение априорной дисперсии задается $\sigma_{cb_i}^2$, как:

$$\sigma_{cb_i}^2 = \sigma_i^2 (\lambda_1 \lambda_4)^2, \quad (6)$$

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

При использовании априорного распределения Миннесота важным является выбор значений гиперпараметров $a, \lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$. Используются достаточно стандартные значения данных гиперпараметров, исходя из литературы: $\lambda_1 = 0.2$ [Canova, 2007], $\lambda_2 = 0.5$ [Canova, 2007], $\lambda_3 = 2$ [Canova, 2007]. Значение λ_4 обычно варьируется от 100 до 10000 [Canova, 2007]. В работе выбирается промежуточное значение $\lambda_4 = 1000$. Значение гиперпараметра a выбирается по сетке (от 0.1 до 0.9 с шагом 0.1) исходя из максимизации функции маржинального правдоподобия.

2.1.2 Идентификация структурных шоков на основе подхода знаковых ограничений

Наиболее популярными в литературе являются три подхода к идентификации: с помощью краткосрочных нулевых ограничений [Bernanke, Blinder, 1992; Christiano et al., 1996], с помощью долгосрочных нулевых ограничений [Blanchard, Quah, 1989; Gali, 1999], а также с помощью знаковых ограничений [Faust, 1998; Uhlig, 2005], либо их комбинации [Canova, Pérez Forero, 2015; Gali, 1992].

Ни один из данных подходов не лишен изъянов. При идентификации с помощью краткосрочных нулевых ограничений предполагается, что некоторые шоки не оказывают влияния на заданный набор макроэкономических переменных в момент возникновения шоков. К примеру, часто предполагается, что шок денежно-кредитной политики не оказывает мгновенного влияния на выпуск, что можно подвергнуть сомнению, особенно при работе с квартальными данными. При идентификации на основе долгосрочных ограничений (например, шок денежно-кредитной политики не оказывает влияния на ВВП на долгосрочном горизонте) допускается, что шоки оказывают мгновенное влияние на все переменные модели. Однако при идентификации в рамках данного подхода количественные оценки подвержены большой погрешности расчетов [Faust, Leeper, 1997; Gospodinov et al., 2013]. В условиях малого количества наблюдений оценки долгосрочных мультипликаторов оказываются сильно неточными, и ввод ограничений на их численные значения может создавать большие искажения для краткосрочной динамики.

При идентификации с помощью знаковых ограничений также допускается, что шоки оказывают мгновенное влияние на все переменные модели, а идентификация осуществляется на основе выбора такого набора параметров, при котором импульсные отклики на структурные шоки удовлетворяют ограничениям на знак, следующим из экономической теории. Однако при использовании данного подхода возможна ситуация, когда несколько моделей порождения данных не противоречат заданным знаковым ограничениям, и построенные точечные оценки и квантили искомых зависимостей будут характеризовать не только неопределенность, связанную с неточностью оценок параметров одной модели порождения данных, но и будут представлять

собой некоторое усреднение по моделям. Сузить набор потенциальных моделей возможно за счет увеличения априорных ограничений при идентификации шоков [Fry, Pagan, 2011].

В данном диссертационном исследовании предпочтение отдается подходу знаковых ограничений. Связано это с тем, что ставится задача оценить количественный эффект шоков, идентифицируемых согласно базовым теоретическим моделям, а не тестирования гипотез о направлении влияния рассматриваемых шоков. Помимо этого, идентификация посредством знаковых ограничений позволяет всем идентифицируемым шокам влиять сразу на все переменные модели уже в текущий момент времени, в отличие от классического разложения Холецкого⁶.

Суть подхода состоит в наложении ограничений на знак импульсного отклика в ответ на какой-то шок в определенный период времени. Накладываемые ограничения могут быть выведены из экономической теории или, например, на основе анализа импульсных откликов теоретических DSGE моделей.

Для сэмплирования функций импульсного отклика используется подход, представленный в работе [Arias et al., 2018]. Рассмотрим VAR(p) модель в следующем виде:

$$y_t = \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + C x_t + \varepsilon_t, \quad (7)$$

где вектор x_t содержит все лаги экзогенных переменных и константу.

Чтобы получить представление с ортогональными (некоррелированными) шоками, перепишем его в структурной форме:

$$D_0 y_t = \sum_{i=1}^p D_i y_{t-i} + F x_t + \eta_t \quad (8)$$

где $D_i = D_0 A_i$, $F = D_0 C$, $\eta_t = D_0 \varepsilon_t$, η_t – вектор некоррелированных, то есть структурных шоков, которые имеют нулевое среднее и единичную ковариационную матрицу. Разложение Холецкого предполагает, что матрица D_0 является нижнетреугольной и является разложением ковариационной матрицы ошибок приведенной формы $\Sigma = (D_0 D_0')^{-1}$.

Идентификация посредством знаковых ограничений использует следующий факт. Любую вещественную квадратную матрицу W можно представить в виде произведения ортогональной

⁶ Разложение Холецкого предполагает, что структурные шоки модели можно упорядочить по экзогенности: первый шок влияет на все переменные в текущий момент времени, второй шок на все переменные кроме первой в текущий момент времени, и так далее.

матрицы Q и нижнетреугольной матрицы R . Данная процедура известна как QR-разложение. При этом матрица Q , умноженная на Q' , дает единичную матрицу. Тогда справедливо:

$$\Sigma = (D_0 Q Q' D_0')^{-1} \quad (9)$$

Обозначив $D_0 Q$ как D_0^* , получается альтернативное разложение матрицы ошибок приведенной формы $\Sigma = (D_0^* D_0^{*'})^{-1}$. Таким образом, наблюдая единственную ковариационную матрицу ошибок на данных, выводится множество ее разложений. Кроме того, D_0^* не обязательно является треугольной матрицей, что означает, что допускается влияние всех шоков на все переменные в текущий момент времени.

Множество матриц Q можно получить из случайно сгенерированных матрицы W , элементы которых являются стандартной нормальной случайной величиной, которые раскладываются с помощью QR разложения. Данная процедура обеспечивает получение в некотором смысле равномерно сгенерированных матриц Q . Получив набор таких матриц D_0^* , а также набор параметров при лагах эндогенных и экзогенных переменных из апостериорного распределения, можно рассчитать импульсные отклики на структурные шоки для произвольной матрицы из данного набора. Принимаются только такие параметры модели, при которых функции импульсного отклика удовлетворяют заданным знаковым ограничениям. В качестве точечной оценки импульсного отклика, как правило, используется медианное значение. Далее на основе каждой реализации параметров модели, импульсные отклики при которых удовлетворяют знаковым ограничениям, можно строить другие объекты, такие как историческая декомпозиция динамики переменных на шоки и декомпозиция дисперсии ошибки прогноза, что позволяет изучить роль шоков в динамике делового цикла. Для получения точечной оценки анализируемого эффекта также необходимо произвести усреднение некоторого вида по всем «принятым» алгоритмом моделям.

2.1.3 Спецификация I. Идентификация на основе модели AD-AS

Первая спецификация содержит две эндогенные переменные: реальный ВВП и дефлятор ВВП, а также реальную цену на нефть в качестве экзогенной переменной (см., таблицу П1). Дополнительной экзогенной переменной является дамми переменная, которая равняется нулю до III кв. 2007 года и единице после (переменная позволяет учесть структурный сдвиг, идентифицированный в работе [Полбин, Скроботов, 2016]).

Реальный ВВП выражен в ценах 2011-го года. Дефлятор ВВП получен как частное от деления номинального ВВП на реальный ВВП в ценах 2011-го года. Выбор дефлятора ВВП в качестве показателя цен продиктован следующими соображениями. Данный показатель является более информативным индикатором состояния экономики за счет более широкого охвата видов экономической деятельности, чем близкие к нему индекс промышленного производства, индекс потребительских цен и индекс цен производителей (Bernanke, Mihov, 1998). Данный подход позволяет абстрагироваться от прямого влияния на используемый в регрессии ценовой индекс изменений номинального обменного курса, динамика которого в России была подвержена постоянным структурным изменениям. Далее в разделе будет проводиться анализ чувствительности полученных результатов к выбору показателя цен в качестве переменной регрессионного анализа. Переменные очищены от сезонности с помощью процедуры X-12 ARIMA в Eviews, далее взяты логарифмы и к ним применен оператор первой разности. Реальная цена на нефть марки BRENT получена путем деления номинальной цены на нефть на сезонно-сглаженный долларový индекс потребительских цен. Квартальный ряд получен путем усреднения месячных наблюдений. Переменная цен на нефть в модели также использовалась в первых разностях логарифма.

В первой спецификации шоки идентифицируются следующим образом. Предполагается, что при увеличении агрегированного спроса в экономике будет наблюдаться увеличение как физических объемов выпуска, так и агрегированного уровня цен. В модели AD-AS это соответствует сдвигу кривой AD вправо вдоль кривой AS. При этом шок спроса может порождаться изменением факторов совершенно различной природы. Спрос может увеличиваться за счет смягчения денежно-кредитной политики, роста госрасходов, увеличения предельной склонности к потреблению у домохозяйств, увеличения спроса со стороны внешнего сектора и др. Как и в работах [Blanchard, Quah, 1989; Gali, 1992; Gali, 1999], в настоящей спецификации данные первоисточники шока спроса не различаются. Положительный шок предложения интерпретируется как положительный шок производительности. Увеличение производительности ведет к тому, что фирмы могут произвести тот же объем продукции при меньших издержках. Это приводит к сдвигу кривой AS вправо вдоль кривой AD, что приводит к снижению цен и увеличению выпуска. Цены на нефть, по предположению, экзогенны. Под шоком цен на нефть понимается просто прирост логарифма нефтяных цен в рамках предположения, что логарифм цен на нефть описывается процессом случайного блуждания. Это позволяет отделить шок спроса от шока цен на нефть несмотря на то, что положительный шок цен на нефть может также приводить к увеличению ВВП и его дефлятора (шок спроса идентифицируется в динамике уже «очищенных» от влияния цен на нефть временных рядов). Знаковые ограничения в модели с ВВП, дефлятором и ценами на нефть приведены в таблице 1.

Таблица 1. Знаковые ограничения в модели с ВВП, дефлятором и ценами на нефть

	Шок спроса	Шок предложения
ВВП	Положительно	Положительно
Дефлятор	Положительно	Отрицательно

2.1.4 Спецификация II. Идентификация на основе модели IS-LM

Вторая спецификация является расширением спецификации I. В модель добавляется процентная ставка, потребление домохозяйств и валовое накопление основного капитала (см., таблицу П1), а также идентифицируется шок денежно-кредитной политики. В спецификации II содержательная опора приходится на теоретическую модель IS-LM.

Потребление, инвестиции также очищены от сезонности с помощью процедуры X-12 ARIMA в Eviews, далее взяты в разностях логарифмов. Квартальная ставка МІАСR получена путем усреднения ежедневных значений ставки со сроком кредита 1 день, и используется в уровнях (в соответствии с, например, [Крепцев, Селезнев, 2017; Крепцев, Селезнев, 2018]). Следует оговориться, что процентная ставка МІАСR может выступать только индикатором ситуации на денежном рынке и не является непосредственным инструментом денежно-кредитной политики. Более релевантным показателем для идентификации шоков ДКП является ключевая процентная ставка. Однако она была введена Банком России только 13 сентября 2013 года, и при ее использовании в регрессионном анализе потребовалось бы сильно сократить размер выборки. Использование ставки МІАСR в качестве индикатора состояния денежного рынка является попыткой измерять влияние денежно-кредитной политики на разнородных периодах времени, на которых использовались разные инструменты ДКП. По мнению авторов работы (Дробышевский и др., 2010), межбанковская процентная ставка на протяжении 2000-х годов являлась единственной рыночной ставкой процента. Однако в связи с описанной проблемой к идентифицированным шокам ДКП и к оценкам их вклада в динамику макропоказателей следует относиться с осторожностью, поскольку существуют другие шоки, которые оказывают схожее влияние на ставку МІАСR, цены и выпуск. Например, при росте рисков в экономике (как по причине роста внешней страновой премии за риск, так и по причине роста вероятности банкротства фирм и финансовых институтов в связи с внутриэкономическими факторами) можно ожидать увеличения ставки процента на межбанковском рынке, снижения деловой активности, проявляющегося в замедлении роста экономики и цен.

Под шоками ДКП понимаются неожиданные отклонения процентной ставки от систематической ДКП, при которой ЦБ систематически реагирует на изменения в выпуске, инфляции, а также во внешнеэкономических условиях в рамках реализации стратегических целей о денежно-кредитной политике. Данные шоки могут иметь различную природу, и существует несколько подходов к их содержательной интерпретации. Например, из-за наличия лагов в выходе статистики ЦБ ориентируется на предварительные данные и имеет неточную информацию о состоянии экономики на момент принятия решений. Другим популярным объяснением природы шоков ДКП является изменение предпочтений ЦБ, при котором происходит изменение относительной значимости инфляции, выпуска или обменного курса для денежно-кредитных властей, например, в связи с трансформацией взглядов руководства ЦБ (см., например, [Ramey, 2016]).

При положительном шоке предложения, по предположению, увеличиваются ВВП, потребление и инвестиции, а цены падают. Влияние шока предложения на ставку процента предполагается неопределенным, поскольку в рамках стандартного правила Тейлора в ответ на замедление роста цен центральный банк может снизить процентную ставку, а в ответ на рост выпуска может ее увеличить. На оставшиеся шоки не будет накладываться никаких ограничений, и они сгруппированы в одну компоненту под названием шок спроса. Итоговая расширенная спецификация имеет следующий набор знаковых ограничений, представленный в таблице 2.

Таблица 2. Знаковые ограничения в модели ВВП, потреблением, инвестициями, дефлятором, ставкой МІАСR и ценами на нефть

	Шок спроса	Шок предложения	Шок ДКП
ВВП	Не определено	Положительно	Отрицательно
Потребление	Не определено	Положительно	Отрицательно
Инвестиции	Не определено	Положительно	Отрицательно
Дефлятор	Не определено	Отрицательно	Отрицательно
Ставка МІАСR	Не определено	Не определено	Положительно

2.1.5 Результаты количественного анализа

На рисунках 1-2 представлены импульсные отклики эндогенных переменных в двух спецификациях на перманентный 10% шок цены на нефть. Реакция российских макропеременных существенна и статистически значима в обеих версиях модели. В первой спецификации ВВП за первые три квартала после возникновения шока резко растет. Начиная с IV квартала темпы роста резко сокращаются, а долгосрочное увеличение выпуска составляет 1,08%. Аналогичные результаты получены в работах [Полбин, 2017; Полбин, Фокин, 2019]. Долгосрочный рост дефлятора ВВП составляет 1,63%. Результаты во второй спецификации достаточно робастны по отношению к первой. Рост ВВП и дефлятора в долгосрочном периоде составляет 0,77% и 1,2% соответственно. Для потребления долгосрочный рост составляет 1,46%, а инвестиций 1,91%. MIACR реагирует отрицательно, достигая пика в III квартале после возникновения шока, после чего возвращается в устойчивое состояние.

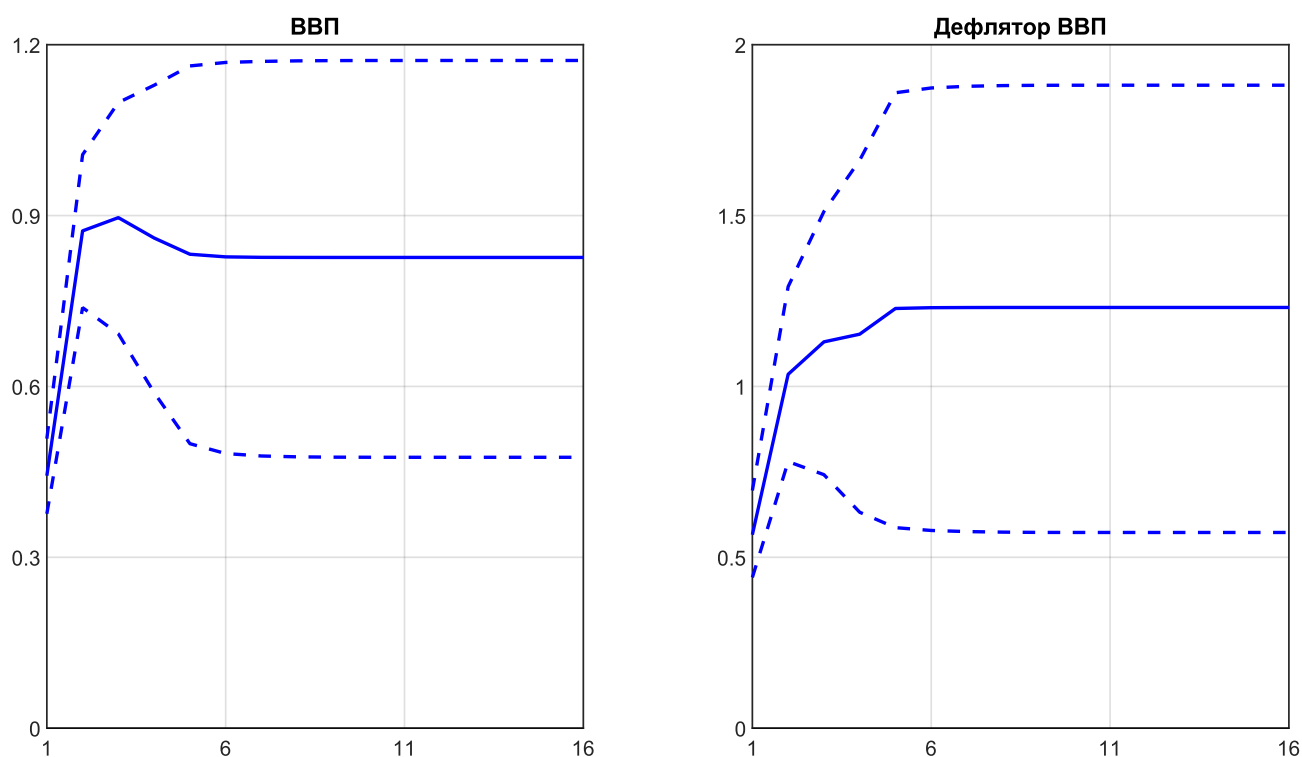


Рисунок 1. Импульсные отклики на шок нефтяных цен. Спецификация I.

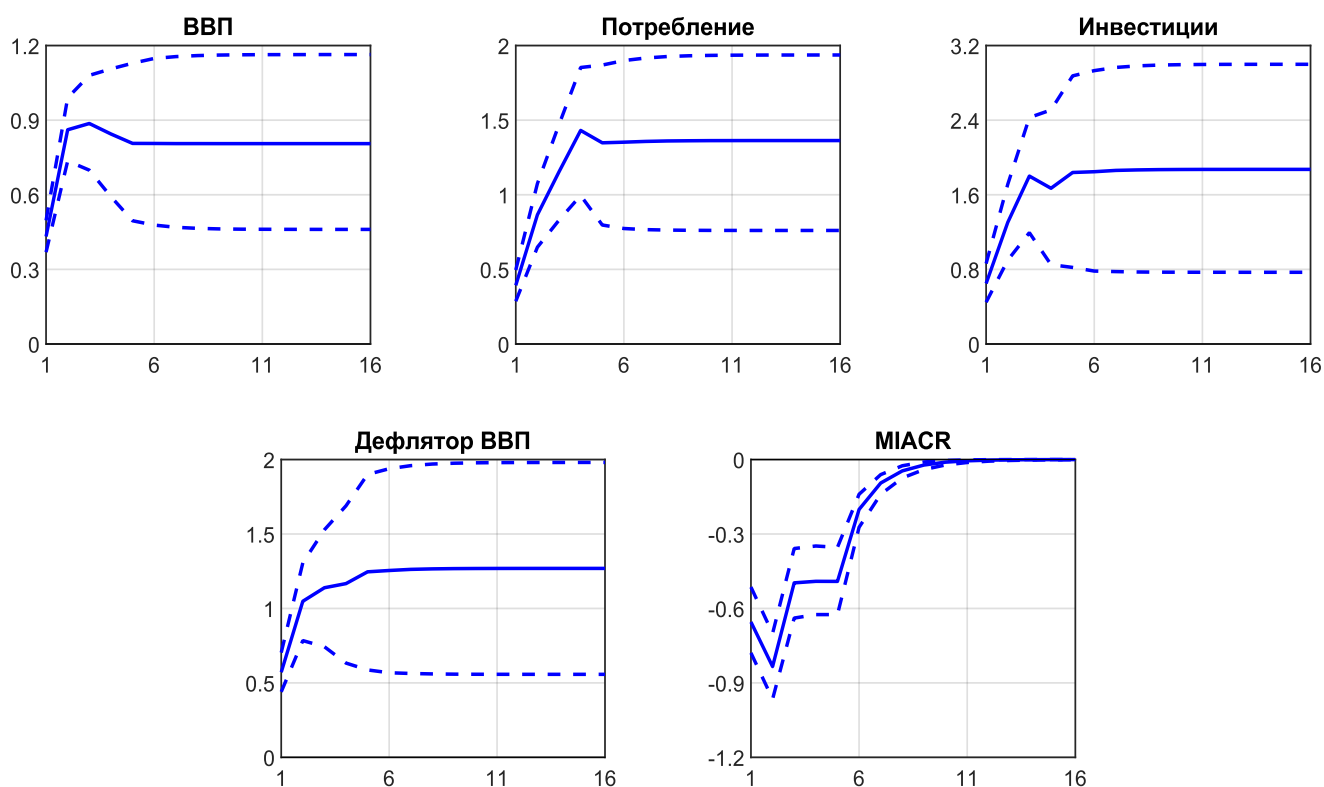


Рисунок 2. Импульсные отклики на шок нефтяных цен. Спецификация II.

Импульсные отклики подтверждают ощутимое влияние шоков нефтяных цен на российскую экономику. Но также важна их относительная значимость среди прочих шоков в экономике. Чтобы определить ее (а также убедиться в содержательности модели с точки зрения объяснения ею исторической динамики) строится историческая декомпозиция и декомпозиция дисперсии ошибки прогноза. Исторические декомпозиции темпов роста реального ВВП, потребления, инвестиций, дефлятора ВВП и МИАСР представлены на рисунках 3-4, П1-П5.

В первой спецификации наибольший вклад в динамику темпов роста ВВП давали шоки цен нефти, но шоки спроса и предложения также играли немаловажную роль. В окрестности кризиса 2008-2009 годов шоки спроса и цен на нефть имели сонаправленное воздействие. В окрестности кризиса 2008-2009 годов Банк России активно вмешивался в курсообразование рубля. Перед кризисом он сдерживал его укрепление при бурном росте мировых цен на нефть, что препятствовало росту относительных цен отечественных товаров и стимулировало увеличение спроса на них при росте совокупного спроса в экономике. Во время кризиса, наоборот, Банк России препятствовал падению относительных цен отечественных товаров, что оказывало отрицательное воздействие на выпуск. Также во время кризиса 2008-2009 гг. резко кратковременно сократился объем экспорта газа в Европу, что также может идентифицироваться в качестве шока спроса, упал мировой спрос на другие отечественные экспортные товары по причине спада в мировой деловой активности.

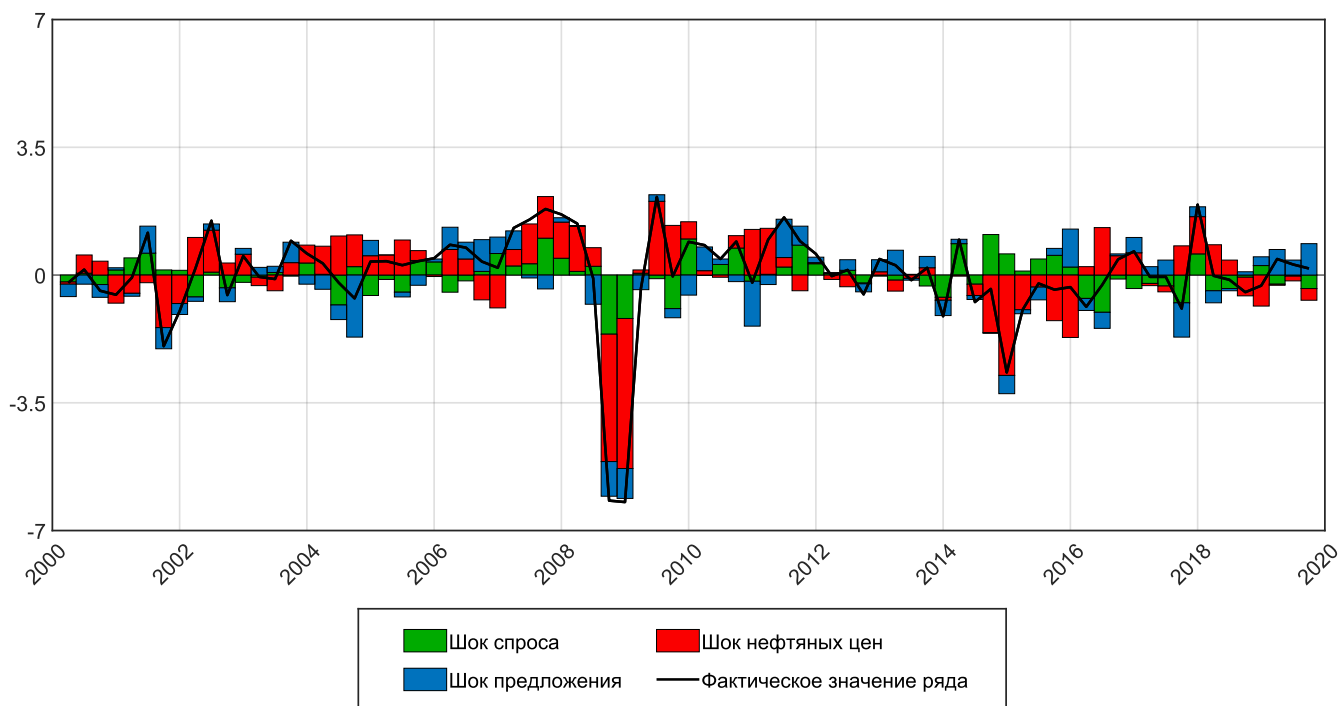


Рисунок 3. Историческая декомпозиция темпа роста реального ВВП в отклонениях от долгосрочных темпов роста. Спецификация I.

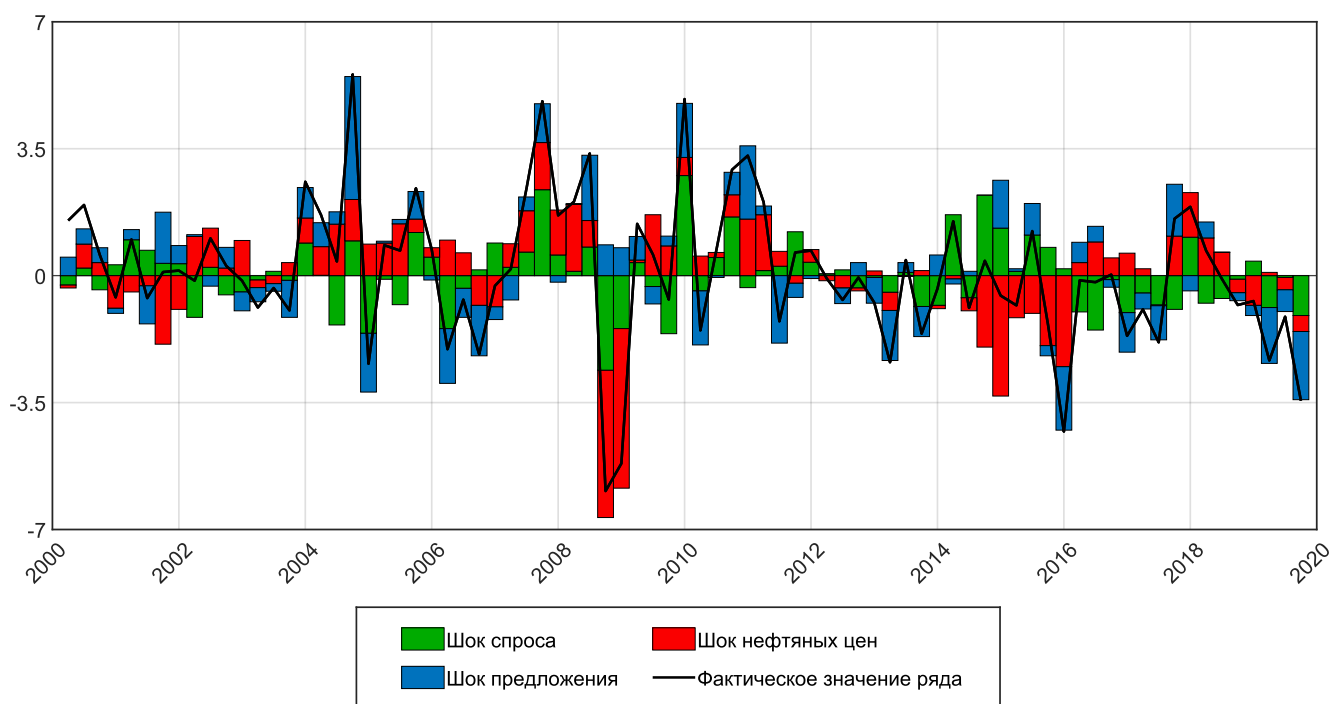


Рисунок 4. Историческая декомпозиция темпа роста дефлятора в отклонениях от долгосрочных темпов роста. Спецификация I.

В конце 2009 года, в основном благодаря повышающимся ценам на нефть, российский ВВП снова начал расти. Начиная с 2010 г. по 2014 г. ВВП в целом рос, однако уже в 2012 году темп роста ВВП находился на уровне долгосрочного темпа роста. Сопровождалось это практически неизменным уровнем цен на нефть, без сильных колебаний. Таким образом, ускоренные темпы роста стимулируют именно растущие цены на нефть, а не стабильно высокие.

В конце 2014 года – в 2015-ом году, вследствие резкого снижения цен на нефть, а также введенных санкций против России, наступил кризис. Падение выпуска практически полностью описывается именно шоком нефтяных цен. При этом, во время данного кризиса наблюдается положительное воздействие шоков спроса, что можно интерпретировать воздействием ослабления рубля и, следовательно, ростом экспорта. В конце 2014 года произошла почти двукратная девальвация рубля, что простимулировало отечественное экспортноориентированное производство, и локальный максимум воздействия шока спроса наблюдается как раз в IV квартале 2014 года.

Начиная с 2016 года шоки спроса оказывали, в основном, отрицательное влияние на темпы роста ВВП с наибольшим отрицательным вкладом в 2017 году — -0.9 п.п., что может быть интерпретировано воздействием санкций и геополитической напряженности⁷, высокой неопределенности в будущем экономическом развитии, а также возможным негативным влиянием жесткой денежно-кредитной (высокие процентные ставки) и фискальной политик (жесткое бюджетное правило). Исторические декомпозиции по переменным, полученные во второй спецификации, в целом, подтверждают результаты первой спецификации (шоки нефтяных цен также остаются преобладающей силой динамики российских макропеременных).

Для того чтобы понять какую долю дисперсии объясняют идентифицированные шоки производится декомпозиция дисперсии ошибки прогноза (см., рисунки 5-6). Как показано на рисунках, преобладающую долю в объяснении дисперсии российских ключевых макроэкономических переменных играют шоки нефтяных цен (примерно от 40% до 60% на среднесрочном горизонте), что еще раз подчеркивает наличие необходимости диверсификации российской экономики для обеспечения макроэкономической стабильности. Шоки спроса объясняют от 24% до 31% в дисперсии ошибок прогноза ВВП в спецификации I и от 14% до 19% в спецификации II, в то время как их доля в декомпозиции потребления и инвестиций составляет не менее 26% и 30%. Шоки монетарной политики объясняют от 14% до 19% дисперсии в выпуске, а также от 11% до 17% и от 13% до 17% в разложении потребления и инвестиций

⁷ Санкции и геополитическая напряженность в краткосрочном периоде могут быть интерпретированы как шок спроса, поскольку инвестиционная активность и, соответственно, инвестиционный спрос должны сократиться из-за ограничений на заимствования на внешнем рынке. Данные факторы также вносят существенный элемент неопределенности, что должно отрицательно сказаться на инвестиционном и потребительском спросе.

соответственно. Полученный результат о превалировании внешних шоков и об ограниченном вкладе шоков ДКП в объяснении дисперсии ошибок прогнозов согласуется с предыдущими исследованиями по российской экономике (см., например, [Ломиворотов, 2014; Пестова, 2018]).

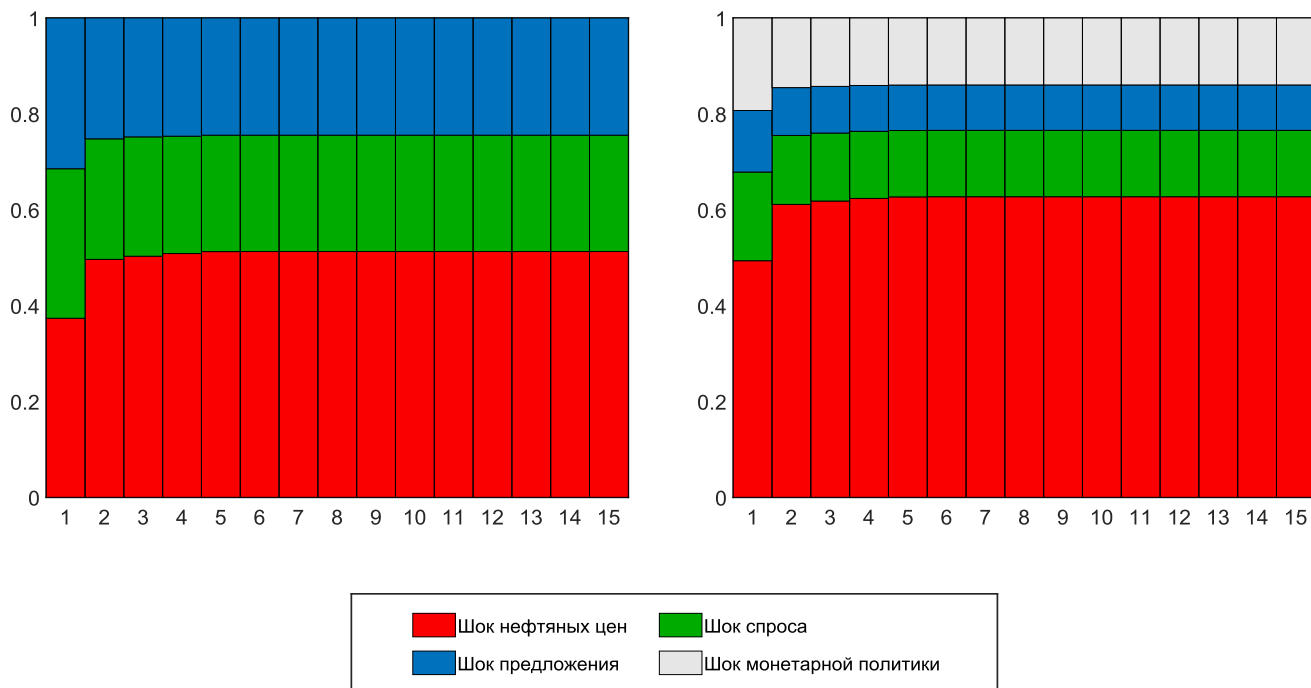


Рисунок 5. FEVD ВВП в спецификации I (слева) и спецификации II (справа). По оси x – кварталы, по оси y – доля объясненной дисперсии

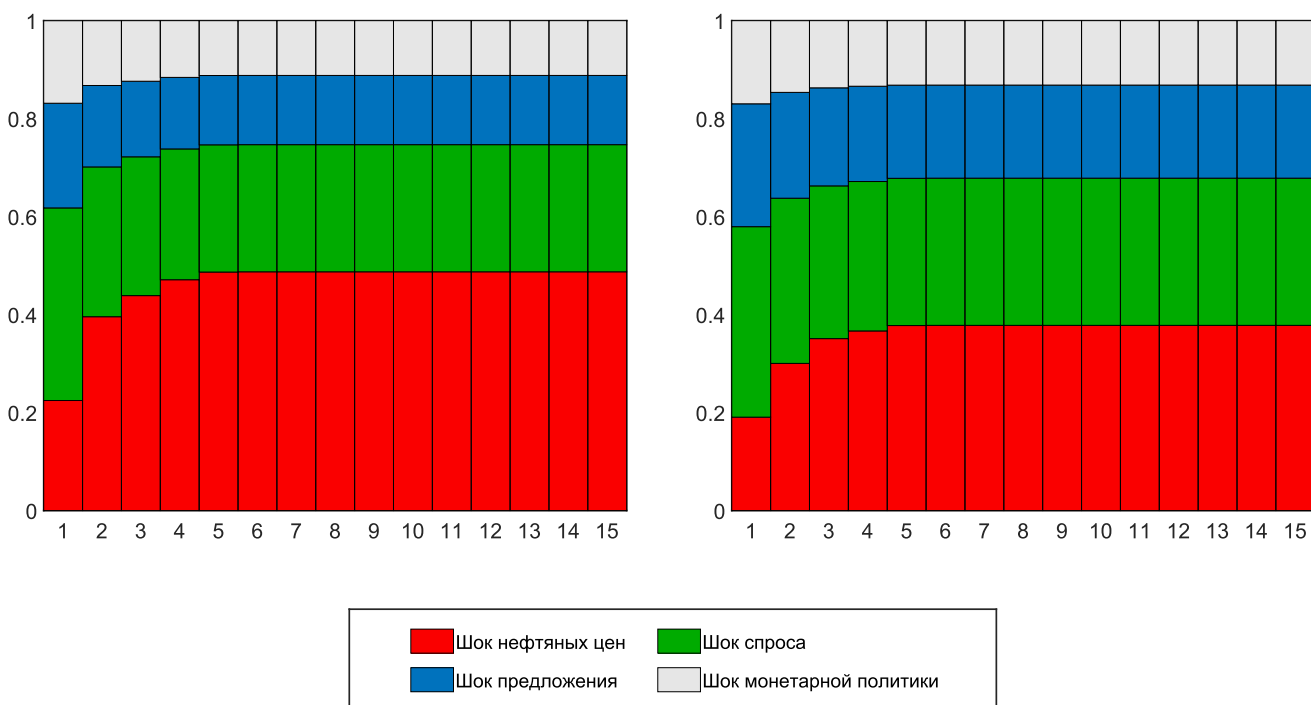


Рисунок 6. FEVD потребления (слева) и инвестиций (справа) в спецификации I (слева) и спецификации II (справа). По оси x – кварталы, по оси y – доля объясненной дисперсии

2.2 BVAR модель российской экономики с мировым рынком нефти и гетерогенными шоками

2.2.1 Описание BVAR модели

Для оценки роли структурных нефтяных шоков в динамике российских макроэкономических переменных 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 описывать динамику переменных в рамках отдельной VAR модели и оценивать ее на более широком отрезке времени с I квартала 1974 года по IV 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. Данная рекомендация учтена в настоящем исследовании. Модель для России оценивается на периоде с I квартала 1999 года по IV квартал 2019 года, то есть на данных после трансформационного спада и кризиса 1998 года.

При построении модели для нефтяного рынка основная опора приходится на цикл работ Килиана [Kilian, 2009; Kilian, 2012; Kilian, Murphy, 2014; Kilian, Lee, 2014; Kilian, 2017], в частности на работу [Kilian, Murphy, 2014], которая на данный момент является последним фундаментальным расширением теории о гетерогенных нефтяных шоках. Как и в данном цикле работ используется априорное нормальное обратное распределение Уишарта (diffuse Gaussian-inverse Wishart prior) [Inoue, Kilian, 2013; Kilian, Murphy, 2014]. В приведенной форме модель выглядит следующим образом:

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

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

В отличие от [Kilian, Murphy, 2014; Kilian, Lee, 2014; Kilian, 2017] не используются сезонные дамми, а производится сглаживание непосредственно перед оцениванием, с помощью процедуры X-12-ARIMA в Eviews. Вместо месячных данных, которые достаточно часто используются при моделировании нефтяного рынка, применяются квартальные данные с

сохранением временных промежутков 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 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 модель (1) сначала приводится к структурной форме:

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

или

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

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

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

На данном шаге необходимо получить структурную матрицу D_0^* . В работе [Kilian, Murphy, 2014] для этой цели использовался алгоритм знаковых ограничений из работы [Rubio-Ramirez et al., 2010], который в дальнейшем был усилен в работе [Arias et al., 2018] (данный подход использовался при идентификации шоков в модели, описанной в предыдущем параграфе).

Как уже было отмечено в предыдущем разделе, 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 VAR модели, оцененной обычным МНК, можно разложить следующим образом:

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

где матрицы D_0 удовлетворяют условию $\Sigma = (D_0' D_0)^{-1}$, а матрицы Q являются ортогональными. 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. Тогда структурная матрица принимает вид:

$$D_0^* = Q D_0 \quad (6)$$

Теперь оценим модель на основе заданного прайора и получим из апостериорного распределения необходимое число сэмплов (в случае модели нефтяного рынка, прайор – нормальное обратное распределение Уишарта).⁸ Для каждого сэмпла (набора оценок коэффициентов и ковариационной матрицы из апостериорного распределения):

1. Устанавливается число генераций матриц K .⁹
2. Генерируется матрица K .
3. Рассчитывается структурная матрица и функции импульсных откликов.
4. Если полученные реакции импульсных откликов удовлетворяют заданному направлению знака, то данный сэмпл со структурной матрицей принимается, иначе возвращаемся к пункту 2.

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

С помощью знаковых ограничений (таблица 3) производится идентификация трех структурных шоков на нефтяном рынке: шока предложения, шока мировой деловой активности (мирового спроса), спекулятивного шока спроса.

Теоретическая интерпретация данных шоков следующая. Негативный шок предложения снижает объемы добычи нефти и, соответственно, увеличивает цену на нефть, что отрицательно воздействует на реальную мировую деловую 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

⁸ Поскольку при оценке МНК используемая спецификация имеет корни близкие к единичным, производится проверка на стабильность сэмплованных моделей. Однако, т.к. модели с крайне близкими к единичным по значению корнями могут частично обладать негативными свойствами, присущими нестабильным VAR, сэмпл отбрасывается, исходя из ограничения $\det(I_n - \sum_{i=1}^8 A_i L^i) = 0, \forall L \quad |L| \leq 1.01$, вместо $\det(I_n - \sum_{i=1}^8 A_i L^i) = 0, \forall L \quad |L| \leq 1$, где L – корни уравнения.

⁹ Обычно для всех наборов оценок коэффициентов и ковариационной матрицы устанавливается одно и то же число итераций.

увеличивать спрос на нефть сейчас, увеличивая запасы нефти, чтобы продать ее в будущем. Данный 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 в модели четыре переменных, производится идентификация трех шоков, как и в оригинальной работе [Kilian, Murphy, 2014], а вклад прочих неидентифицированных шоков будет содержаться в остаточной компоненте.

Таблица 3. 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

В дополнение к этому предполагается, что отрицательный шок предложения в течение первого года с момента возникновения не может отрицательно влиять на цену. Данные ограничения налагаются для исключения структурных моделей, в которых сбои в поставках нефти вызывают снижение цен ниже первоначального уровня в течении первых четырех кварталов, что противоречит традиционным представлениям [Kilian, Murphy, 2014].¹⁰ Это также означает продление знаковых ограничений реакции на шок предложения не только цены, но и деловой активности, и добычи нефти, поскольку с практической точки зрения это единственный способ роста цен совместно с меньшими объемами на нефтяном рынке [Kilian, Murphy, 2014].

¹⁰ Иными словами, если данные ограничения не будут наложены, то среди структурных моделей могут присутствовать такие, в которых после возникновения отрицательного шока предложения (нулевой период), цена начнет резко падать. В результате может получиться, что в нулевой момент времени, цена отреагирует в соответствии с наложенными ранее статическими знаковыми ограничениями, однако после него упадет, оказавшись ниже, чем была до шока предложения нефти. Если это произойдет в течении первого года, то это будет нарушением классических теоретических экономических концепций в рамках нефтяного сектора [Kilian, Murphy, 2014].

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]. В соответствии с [Inoue, Kilian, 2013; Kilian, Murphy, 2014; Kilian, Lee, 2014; Kilian, 2017], предполагается, что эластичность предложения по цене не превышает 0.0258. Данное значение эластичности было получено в работе [Kilian, Murphy, 2012]. Во время вторжения Ирака в Кувейт, добыча нефти в обеих странах существенно упала (на 71% и 95% соответственно), но вместе с этим цена на нее 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 ранее значение эластичности. Стоит отметить, что описанный подход был воспринят неоднозначно. Например, Баумейстер и Гамильтон [Baumeister, Hamilton, 2019] отмечали, что данное событие 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] Килиан подчеркивает, 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 отмечают [Kilian, Murphy, 2014], что модель тестировалась на робастность результатов, вплоть до значения эластичности в 0.1 и, в целом, полученные оценки

были эквивалентны. Непосредственно эластичность в модели рассчитывается как отношение соответствующих элементов структурной матрицы (реакции производства нефти и цены на нефть) в ответ на структурный шок спроса и спекулятивный шок.

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] полагается 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], устанавливается значение эластичности использованной нефти в интервале от -0.8 до 0.

Для экономики РФ формируется следующая 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 (см., таблицу П1). 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 III квартал 2007 года, оценка которого получена в работе [Полбин, Скроботов, 2016] (аналогичном модели, описанной в прошлом параграфе). Как уже было отмечено, выборка охватывает период с I квартала 1999 года по IV квартал 2019 года.

Сформулированная модель получается достаточно “объемной”. Чтобы избежать “проклятья размерности”, как и при формулировании модели из первого раздела, используется байесовская векторная авторегрессия, с априорным распределением Миннесота [Litterman, 1986].

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 BVAR модель (см. уравнение 7):

$$\begin{aligned}
 C_{RF} &= \begin{pmatrix} c_{RF1} \\ c_{RF2} \\ \vdots \\ c_{RF10} \end{pmatrix}, \quad Z_{RF,i} = \begin{pmatrix} z_{RF,1,1,i} & \cdots & z_{RF,1,10,i} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ z_{RF,10,1,i} & \cdots & z_{RF,10,10,i} \end{pmatrix}, \quad A_{RF,i} = \\
 &= \begin{pmatrix} a_{RF,1,1,i} & \cdots & a_{RF,1,4,i} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{RF,10,1,i} & \cdots & a_{RF,10,4,i} \end{pmatrix}, \quad d = \begin{pmatrix} d_1 \\ d_2 \\ \vdots \\ d_{10} \end{pmatrix},
 \end{aligned} \tag{8}$$

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 наложенных установок, параметры при лагах эндогенных переменных имеют следующее априорное распределение:

$$\begin{aligned}
 z_{RF,ij,s} &\sim N\left(z, \sigma_{z_{RF,ij,s}}^2\right), \text{ если } i = j, s = 1, \\
 z_{RF,ij,s} &\sim N\left(0, \sigma_{z_{RF,ij,s}}^2\right), \text{ иначе,}
 \end{aligned} \tag{9}$$

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

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

$$\begin{aligned}
 \sigma_{z_{RF,ij,s}}^2 &= \left(\frac{\lambda_1}{s^{\lambda_3}}\right)^2, \text{ если } i = j, \\
 \sigma_{z_{RF,ij,s}}^2 &= \left(\frac{\sigma_i^2}{\sigma_j^2}\right) \left(\frac{\lambda_1 \lambda_2}{s^{\lambda_3}}\right)^2, \text{ если } i \neq j,
 \end{aligned} \tag{10}$$

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:

$$\begin{aligned}c_{RF,i} &\sim N(0, \sigma_{cda_i}^2), \\d_i &\sim N(0, \sigma_{cda_i}^2), \\a_{RF,ij,s} &\sim N(0, \sigma_{cda_i}^2),\end{aligned}\tag{11}$$

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

$$\sigma_{cda_i}^2 = \sigma_i^2 (\lambda_1 \lambda_4)^2,\tag{12}$$

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

2.2.2 Результаты количественного анализа. Мировой рынок нефти

На рисунке 7 представлены функции импульсного отклика переменных в оцененной модели мирового нефтяного рынка на структурные шоки, на рисунке 8 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. 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 экономике. 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 г. и 2014 г. 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 года, так и после кризиса 2014 года, 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.

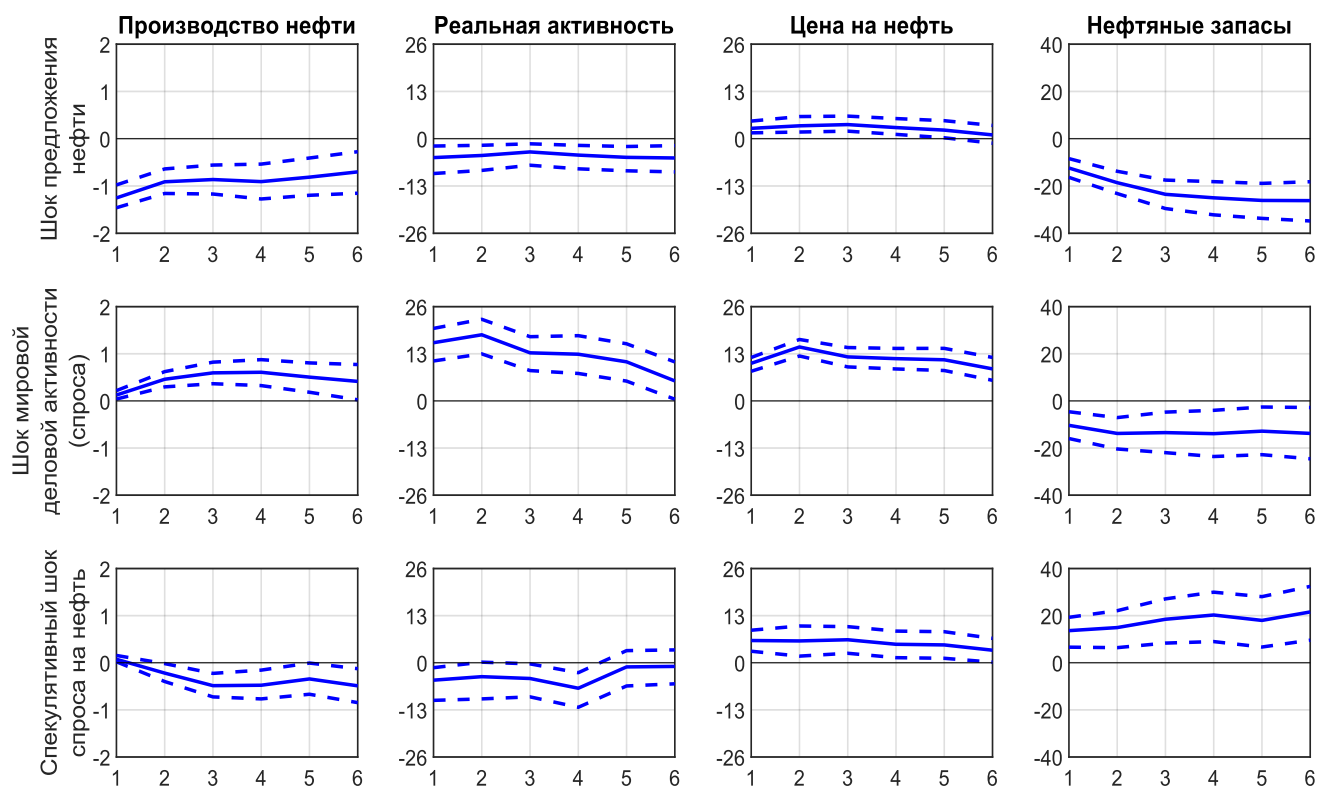


Рисунок 7. Импульсные отклики нефтяного рынка на структурные шоки. Медианный отклик с 68 процентными доверительными интервала

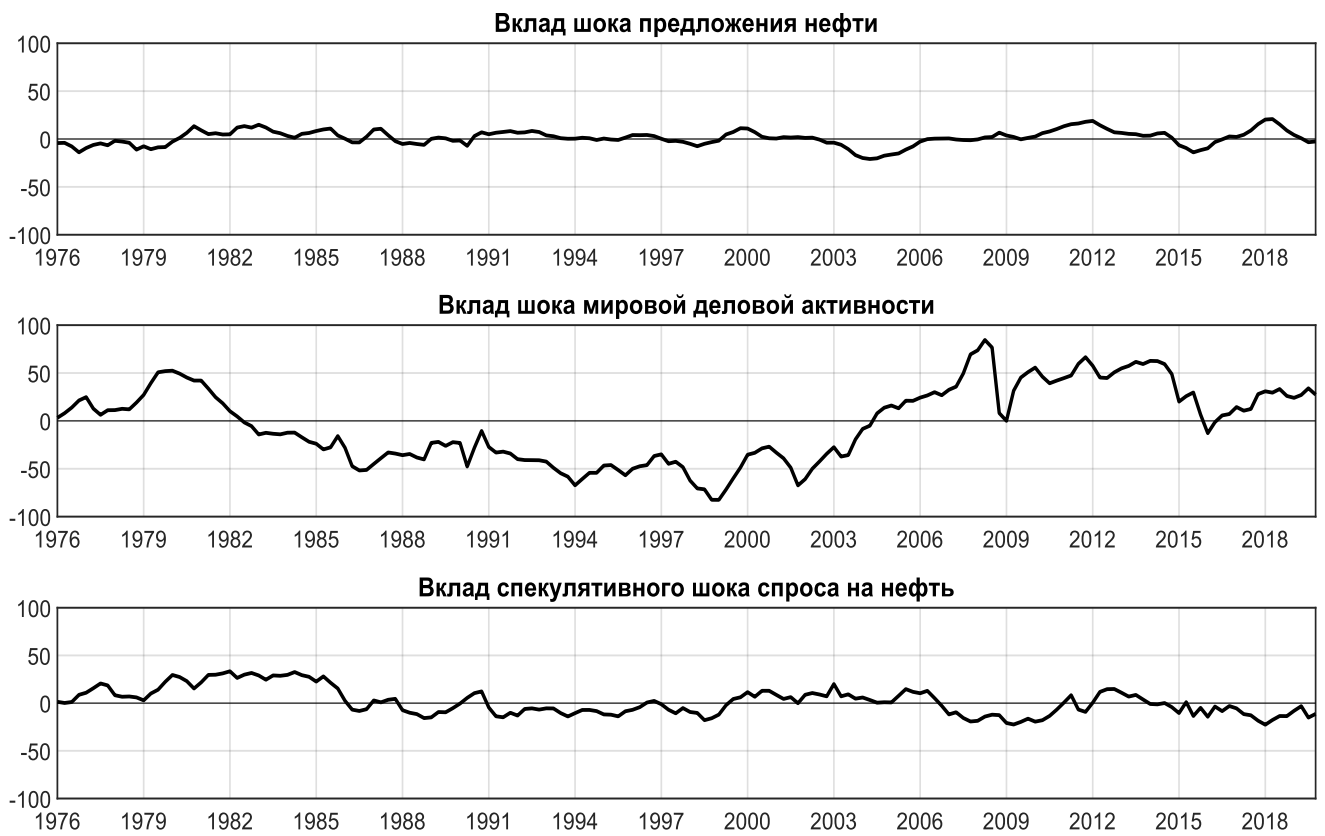


Рисунок 8. Декомпозиция цены на нефть по структурным шок

2.2.3 Результаты количественного анализа. Российская экономика

На рисунках 9, 10 и 11 представлены функции импульсного отклика российских макроэкономических переменных на шок предложение 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. Также дополнительную выручку от экспорта нефти можно направить в увеличение инвестиций, однако устойчивое статистически значимое увеличение инвестиций наблюдается только при шоке мировой деловой активности, для других шоков импульсный отклик инвестиций оказывается на грани 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 физобъемов 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 наблюдается 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.

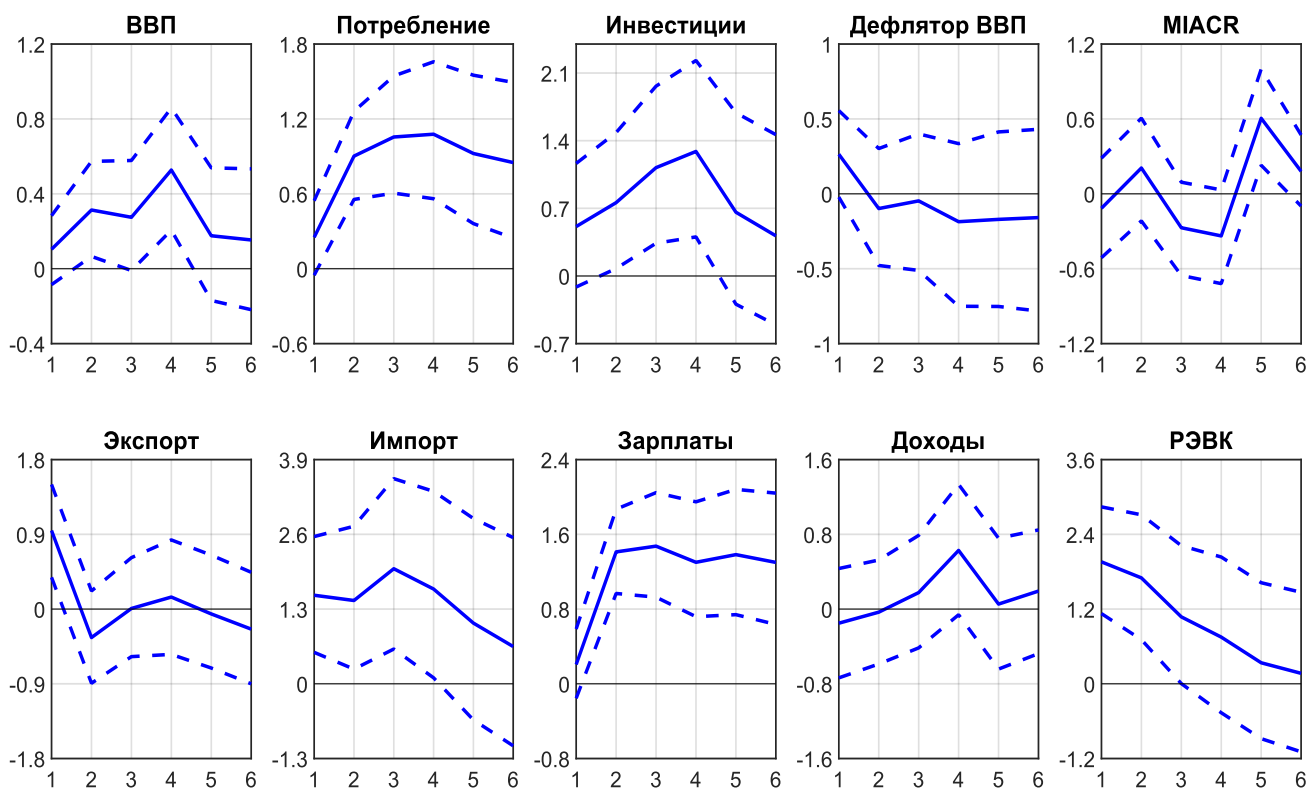


Рисунок 9. Импульсные отклики российских макропеременных в ответ на шок предложения нефти с 68 процентными доверительными интервалами

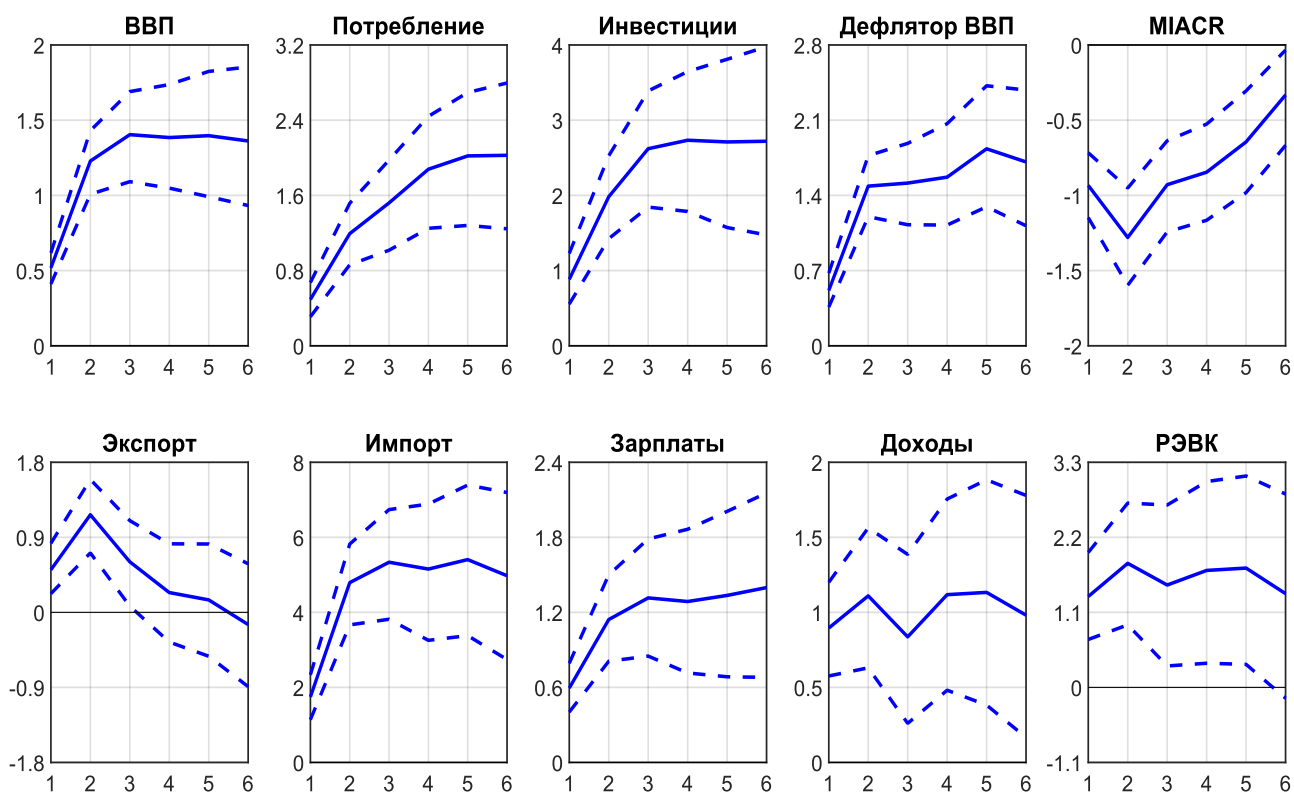


Рисунок 10. Импульсные отклики российских макропеременных в ответ на шок мировой деловой активности (спроса) с 68 процентными доверительными интервалами

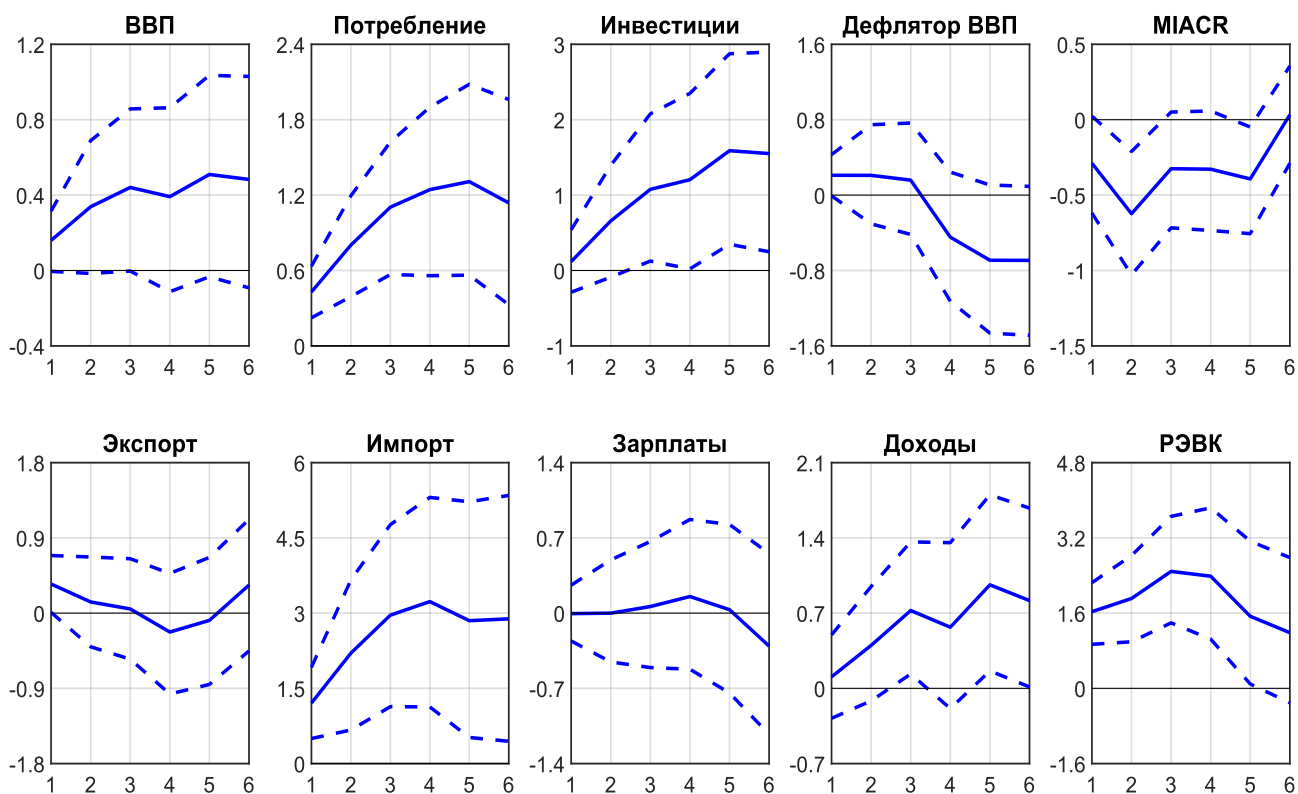


Рисунок 11. Импульсные отклики российских макропеременных в ответ на спекулятивный шок спроса с 68 процентными доверительными интервалами

На рисунках 12 и 13 представлены декомпозиции ошибок 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 III 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.

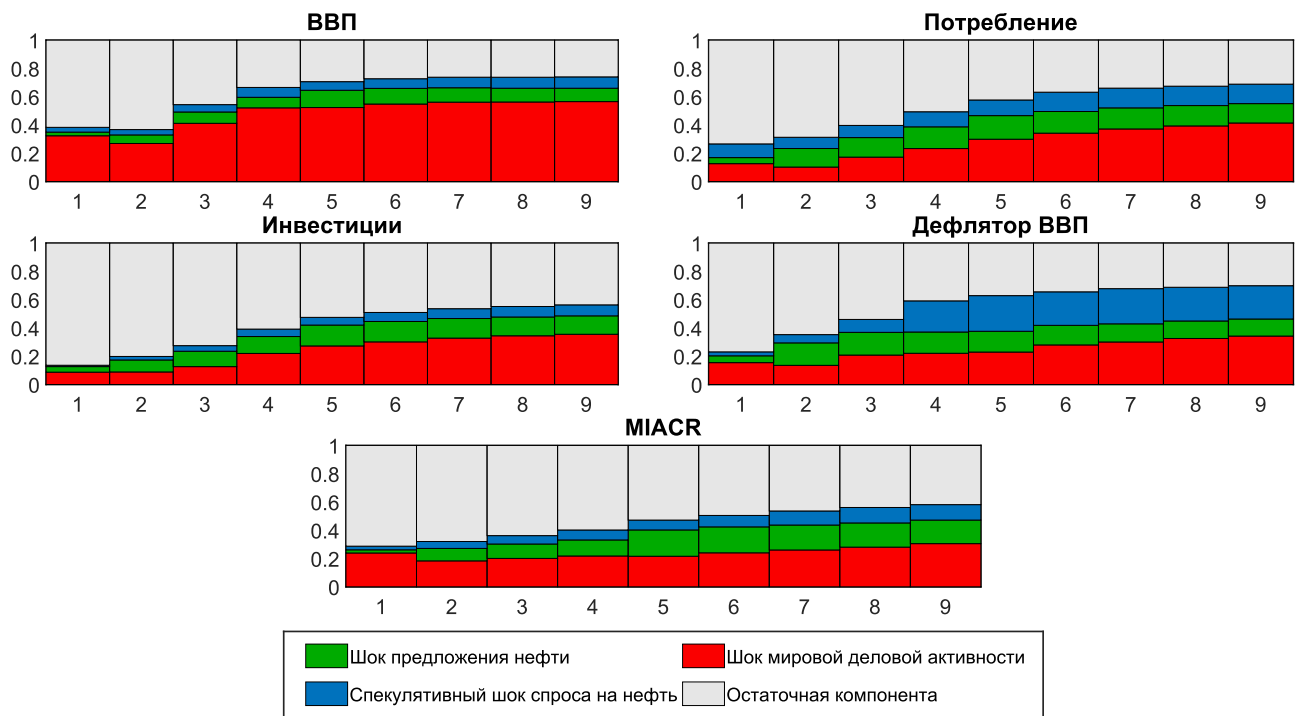


Рисунок 12. Декомпозиция дисперсии ошибки прогноза в модели для российской экономики для переменных – ВВП, потребление, инвестиции, дефлятор, МИАКР, экспорт. По оси x – кварталы, по оси y – доля объясненной дисперсии

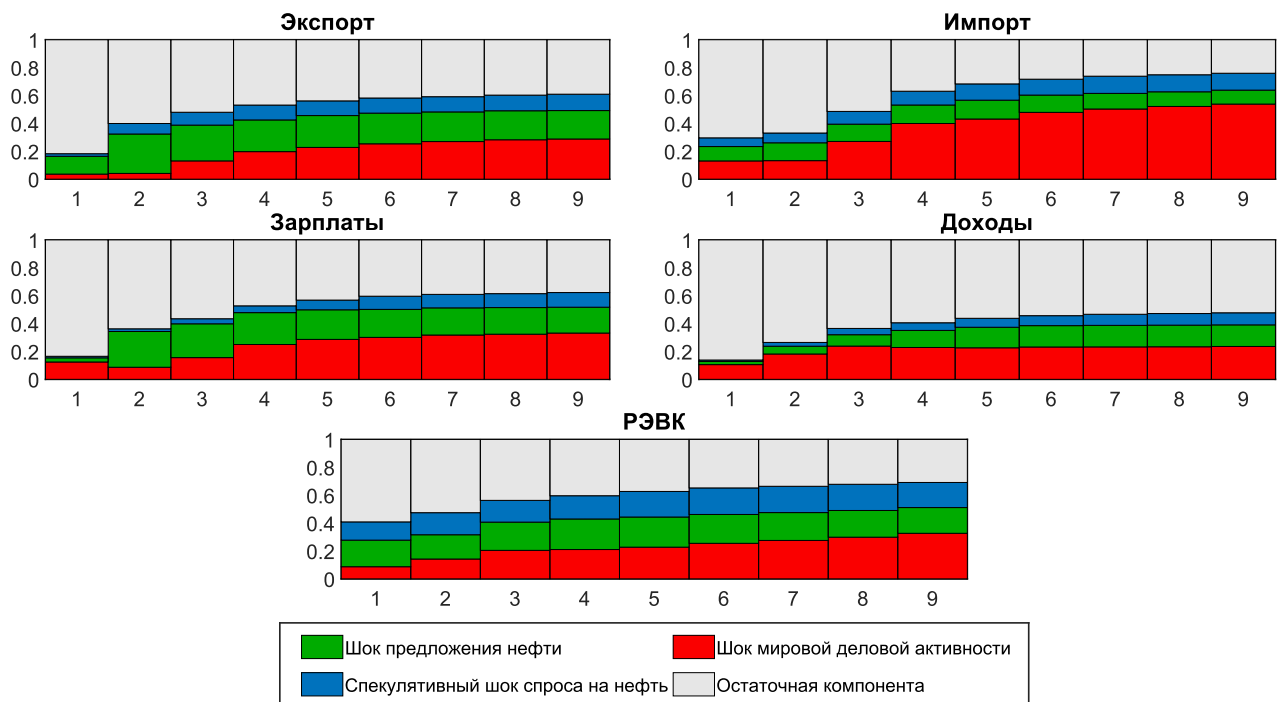


Рисунок 13. Декомпозиция дисперсии ошибки прогноза в модели для российской экономики для переменных – импорт, зарплаты, доходы, РЭВК. По оси x – кварталы, по оси y – доля объясненной дисперсии

На рисунках 14-18 и П8-П11 представлена историческая декомпозиция динамики реальных ВВП, потребления домохозяйств, инвестиций, экспорта и импорта по шокам (в таблице П2 представлено сравнение вклада шока мировой деловой активности в BVAR и DSGE модели). «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 года, основным драйвером падения является шок мировой деловой активности, который в пик спада составил -1.47%. 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 нефтяного рынка в период наибольшего спада, приходящегося на IV квартал 2008 года и I квартал 2009 года, вносят вклад в -3.62% и -3.32%, в то время как непосредственно само падение составило -5.81% и -5.85%. Тем не менее, именно положительный шок мировой деловой активности достаточно хорошо описывает восстановление экономики после кризиса 2008 года.

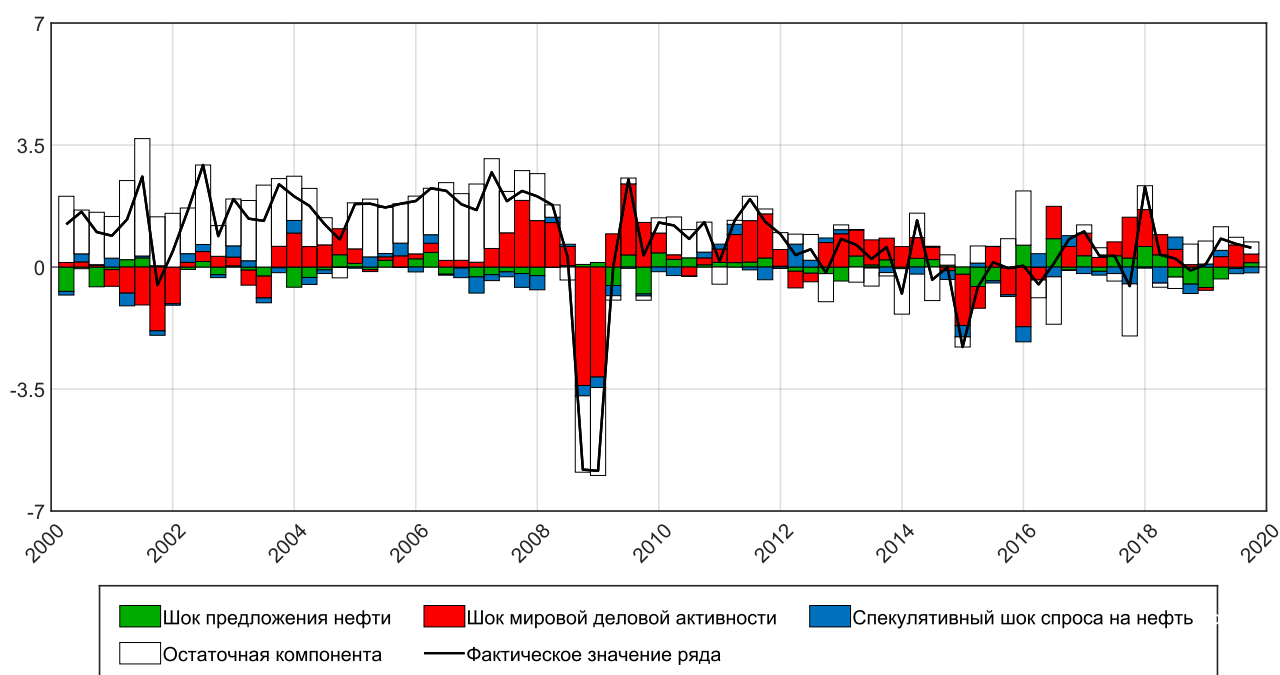


Рисунок 14. Декомпозиция темпов роста реального российского ВВП

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 -2.27% на потребление и -4.65% на инвестиции. Однако, в период кризиса 2014 года, где наблюдается разовое резкое падение, доминирующий эффект оттягивается на неидентифицируемую компоненту, которая снизила потребление на 5.98%. У инвестиций остаточная компонента так же вносит серьезный вклад во II квартале 2015 года в размере -3.8%. Тем не менее, роль нефтяных шоков остается существенной для инвестиций, составляя -4.32% в I квартале и -3.2% во II квартале 2015 года.

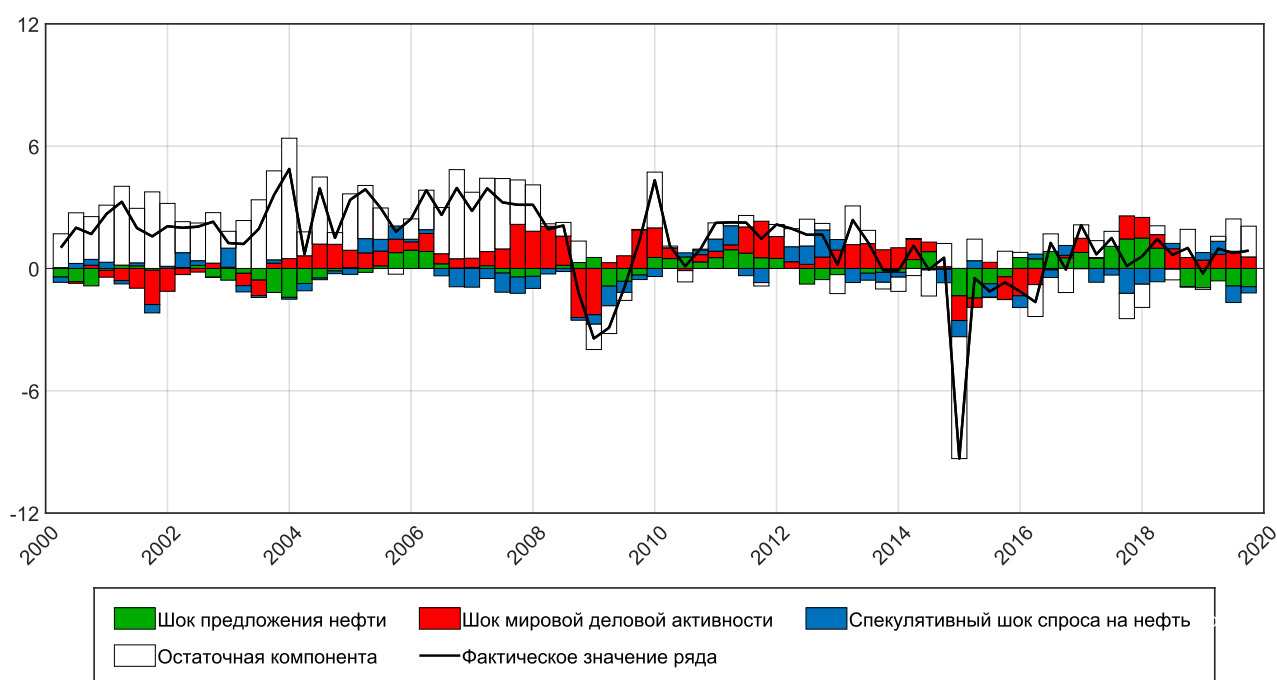


Рисунок 15. Декомпозиция темпов роста реального российского потребления домохозяйств

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. Вклад остаточной компоненты (предположительно, влияние ослабление национальной валюты) в размере 12.34% 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 преобладающего эффекта в разложении темпов роста экспорта, за исключением падения на 5.46% и 3.12% в последнем квартале 2008 года и начале 2009 года, а затем последующем оживлении в 4.89%, которое в том числе поспособствовало восстановлению экспорта.

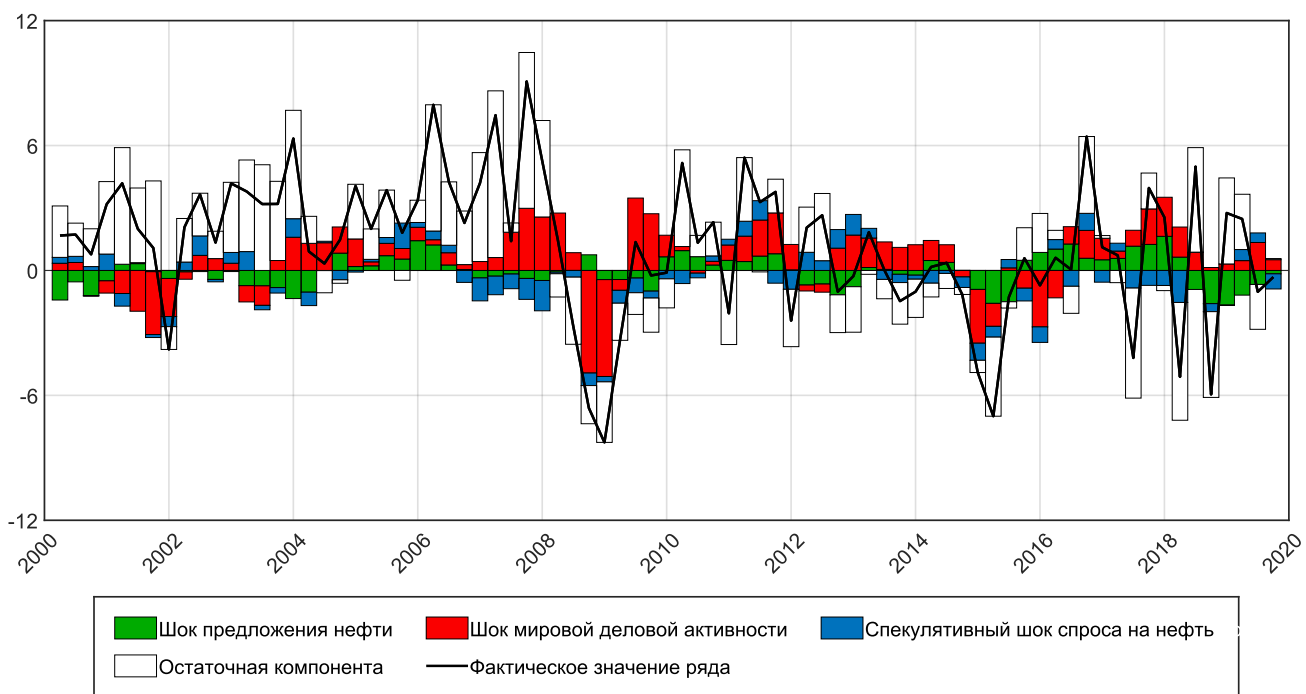


Рисунок 16. Декомпозиция темпов роста реальных российских инвестиций

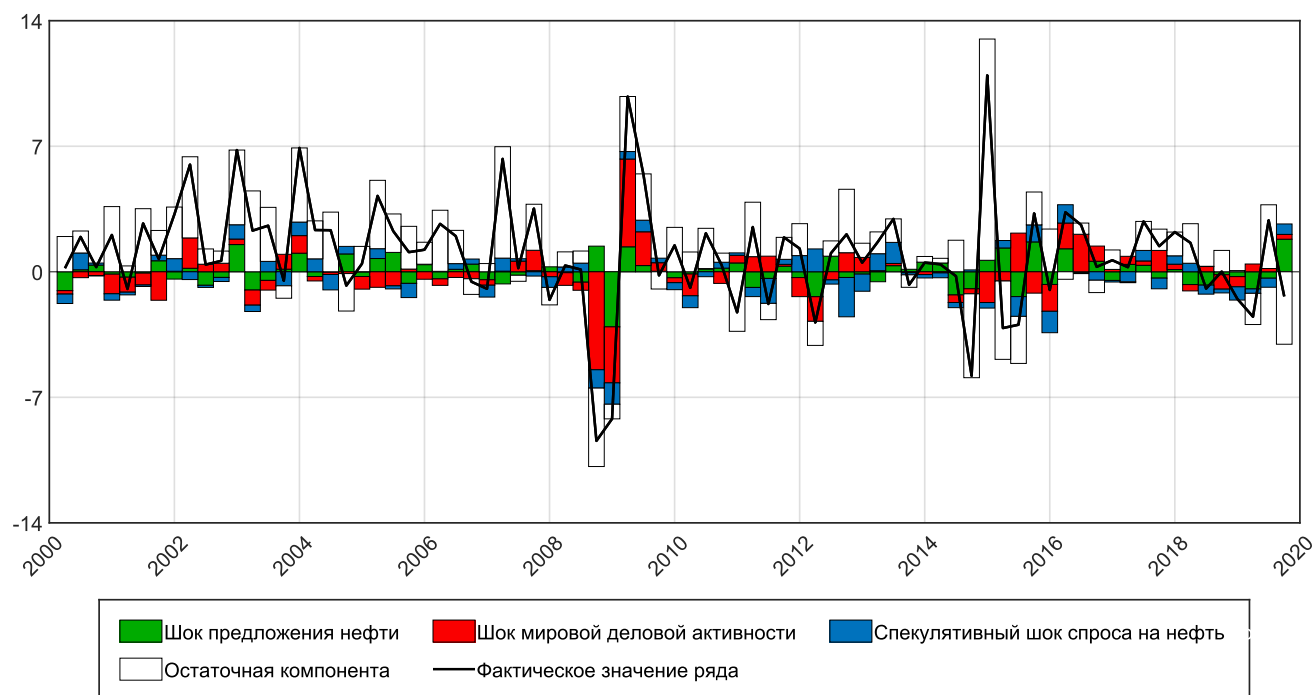


Рисунок 17. Декомпозиция темпов роста реального российского экспорта

Противоположную ситуацию можно наблюдать в декомпозиции импорта, 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 нефтяного рынка, как и последующий восстановительный рост. Таким образом, нефтяные шоки в совокупности снизили импорт на 10.64% в четвертом IV 2008 года и на 20.40% в I квартале 2009 года в то время, как на момент пика кризиса 2014-2016 годов, их вклад составил -10.97%.

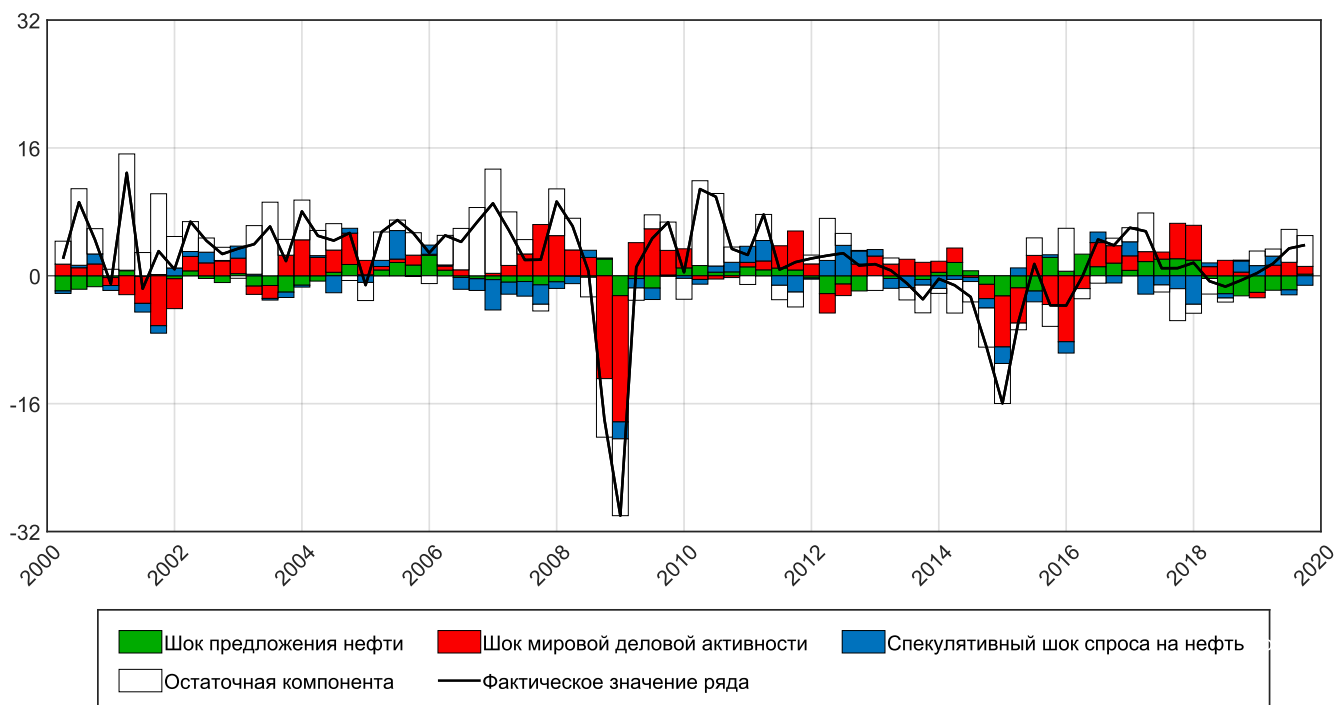


Рисунок 18. Декомпозиция темпов роста реального российского импорта

2.2.4 Проверка результатов на робастность

Модель будет протестирована на устойчивость по нескольким критериям. Во-первых, поскольку используется методология байесовской векторной авторегрессии, естественным образом может возникнуть критика о чувствительности результатов к выбору гиперпараметров априорных распределений. Для анализа робастности результатов оценивается модель с двумя альтернативными наборами гиперпараметров – более жестким и более мягким, представленными в таблице 4. Функции импульсного отклика при альтернативных наборах гиперпараметров представлены на рисунках П12-П17. Результаты оказываются устойчивыми.

Таблица 4. Априорные значения гиперпараметров в моделях, используемых для проверки робастности

Гиперпараметр\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

Во-вторых, естественным образом возникает вопрос об устойчивости модели с точки зрения данных. Так в течение используемой выборки изменялась степень гибкости курсообразования за счет перехода Банком России от режима управляемого курса к режиму таргетирования инфляции в 2014 году. С учетом развивающейся дискуссии о влиянии разных режимов денежно-кредитной политики на степень защищенности экономики от внешних шоков (которой была посвящена часть обзора в первой главе), представляется целесообразным рассмотреть периоды с разными режимами монетарной политики. Особенно принимая во внимание тот факт, что в ряде работ авторы демонстрировали в теоретических моделях (см., например, [Belomestny et al., 2021]) большие возможности инфляционного таргетирования по сглаживанию рассматриваемых внешних шоков в сравнении с политикой управляемого валютного курса. Но существует проблема с данными. Подходящий период для оценки модели с действующим режимом таргетирования инфляции (с 2014 года по 2019 год)¹¹ достаточно небольшой. Более того, на данном временном участке индекс деловой активности Килина относительно статичен (см. рисунок 19)¹². В совокупности это не позволяет рассчитывать на релевантные оценки BVAR модели для периода таргетирования инфляции.

Однако данных хватает для оценки модели на периоде управляемого курса. По этой причине был выбран следующий подход к проверке робастности модели. Во-первых, выбрано два временных промежутка: с I квартала 1999 г. по IV квартал 2019 г. и с I квартала 1999 г. по IV квартал 2013 г. (то есть период до окончательного перехода к инфляционному таргетированию).¹³

¹¹ Как уже отмечалось в работе ранее, в период 2020–2023 гг. российская экономика столкнулась с ощутимым влиянием неэкономических факторов и структурных изменений. По этой причине, валидным интервалом для оценки после смены режима ДКП в работе обозначается временной промежуток 2014–2019 гг.

¹² Относительная статичность наблюдается и в альтернативных метриках глобальной деловой активности, например, в темпах роста мирового ВВП, опережающих индикаторах, рассчитываемых ОЭСР.

¹³ В представленном диссертационном исследовании упор сделан именно на анализ способности различных правил ДКП (действовавших в российской экономике) сглаживать нефтяные шоки, что предопределяет выбор временного горизонта. Автор отдает отчет, что в анализируемый период другие факторы (например, бюджетное правило, санкции) также могли влиять на изменение влияния шоков нефтяного рынка на российскую экономику.

Соответственно, если импульсные отклики на базовом и суженном периодах будут иметь чувствительные различия, то есть существенные основания полагать, что изменение режима денежно-кредитной политики привело к изменению восприимчивости отечественной экономики к внешним шокам нефтяного рынка.

Также на оценки модель может влиять набор переменных. Поэтому для двух новых спецификаций был частично обновлен набор макропоказателей. Вместо дефлятора ВВП, реальных зарплат, реальных доходов и реального эффективного валютного курса используются условия торговли экспорта за вычетом нефти¹⁴, индекс потребительских цен (ИПЦ), реальный экспорт за вычетом углеводородов и номинальный курс доллара США к рублю¹⁵ (см., таблицу П1). Список других переменных – реальный выпуск, потребление, инвестиции, экспорт, импорт и ставка рынка межбанковского кредитования МІАСR – остался таким же, как и в миделе бенчмарке. Также без изменений осталась модель мирового рынка нефти.

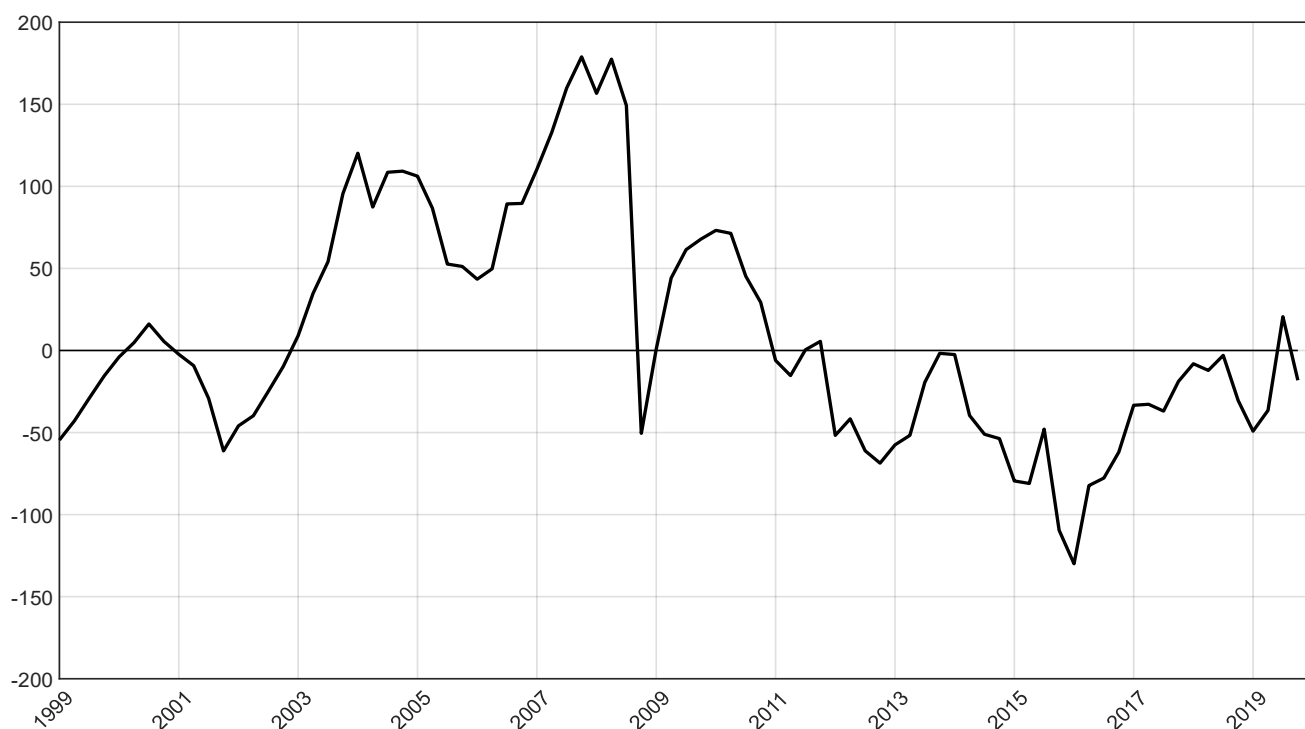


Рисунок 19. Динамика индекса реальной мировой деловой активности Килиана, квартальная частота

На Рис. 2–4 представлены импульсные отклики на шоки нефтяного рынка для периодов оценки со II квартала 1999 г. по IV квартал 2013 г. и со II квартала 1999 г. по IV квартал 2019 г.

¹⁴ В диссертационной работе под нефтью/углеводородами понимается совокупность сырой нефти, нефтепродуктов, газа.

¹⁵ Реальный экспорт без углеводородов и его дефлятор получены с помощью методологии Whelan (2002), на основе данных Росстата и Банка России по номинальному и реальному экспорту, а также физическим объемам экспорта нефти, нефтепродуктов, газа. Дефляторы экспорта без углеводородов и импорта, на основе которых строится показатель условий торговли без учета углеводородов, и ИПЦ сезонно сглажены с помощью процедуры X-12-ARIMA в EViews.

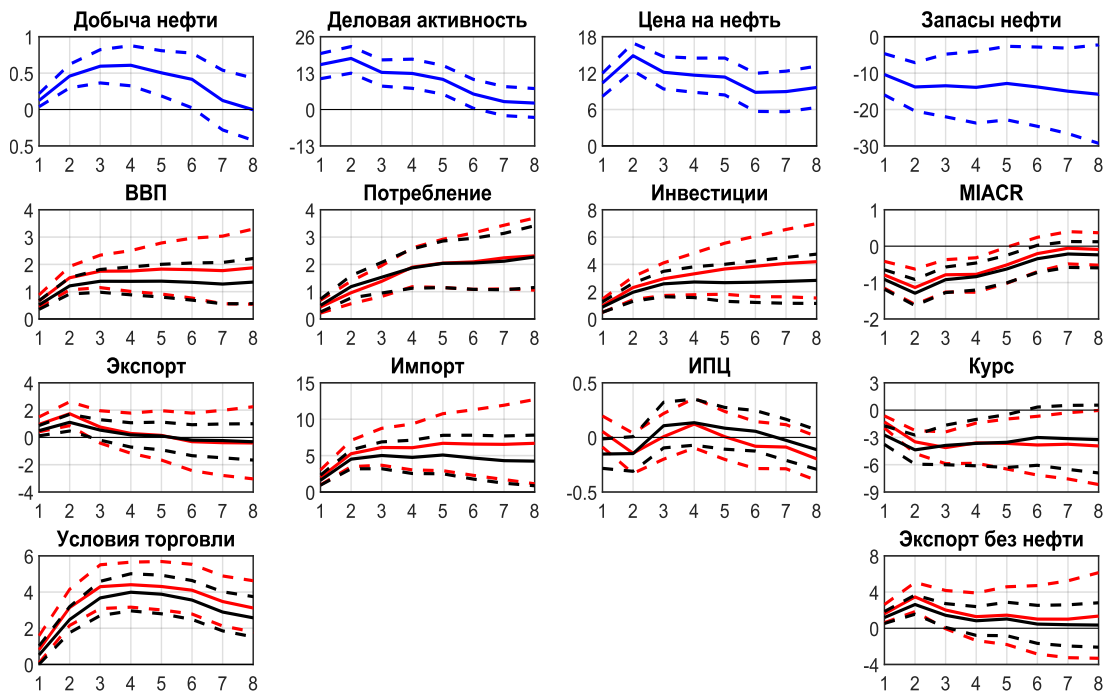


Рисунок 20. Импульсные отклики VAR-модели на шок мировой деловой активности. Синий цвет – отклик нефтяного рынка. Красный цвет – отклик в спецификации, оцененной по IV квартал 2013 г. Черный цвет – отклик в спецификации, оцененной по IV квартал 2019 г. Непрерывной линией на графиках обозначен медианный отклик, пунктирной – 68% доверительный интервал. Показатель условий торговли построен без учета углеводородов.

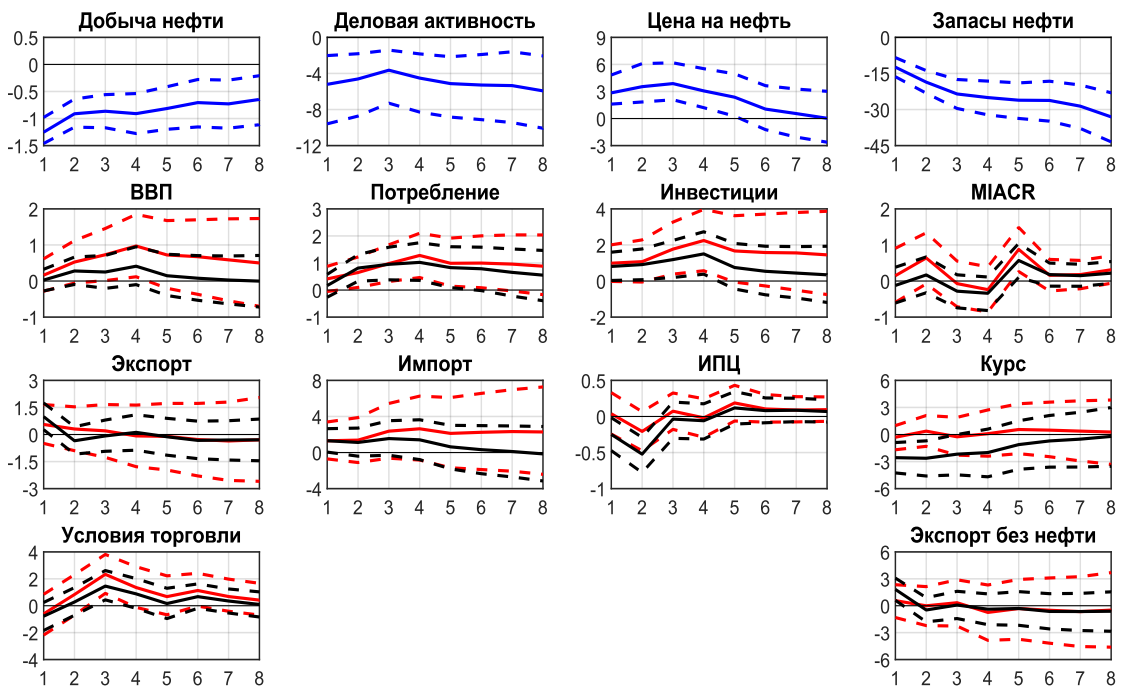


Рисунок 21. Импульсные отклики VAR-модели на шок предложения нефти. Синий цвет – отклик нефтяного рынка. Красный цвет – отклик в спецификации, оцененной по IV квартал 2013 г. Черный цвет – отклик в спецификации, оцененной по IV квартал 2019 г. Непрерывной линией на графиках обозначен медианный отклик, пунктирной – 68% доверительный интервал. Показатель условий торговли построен без учета углеводородов.

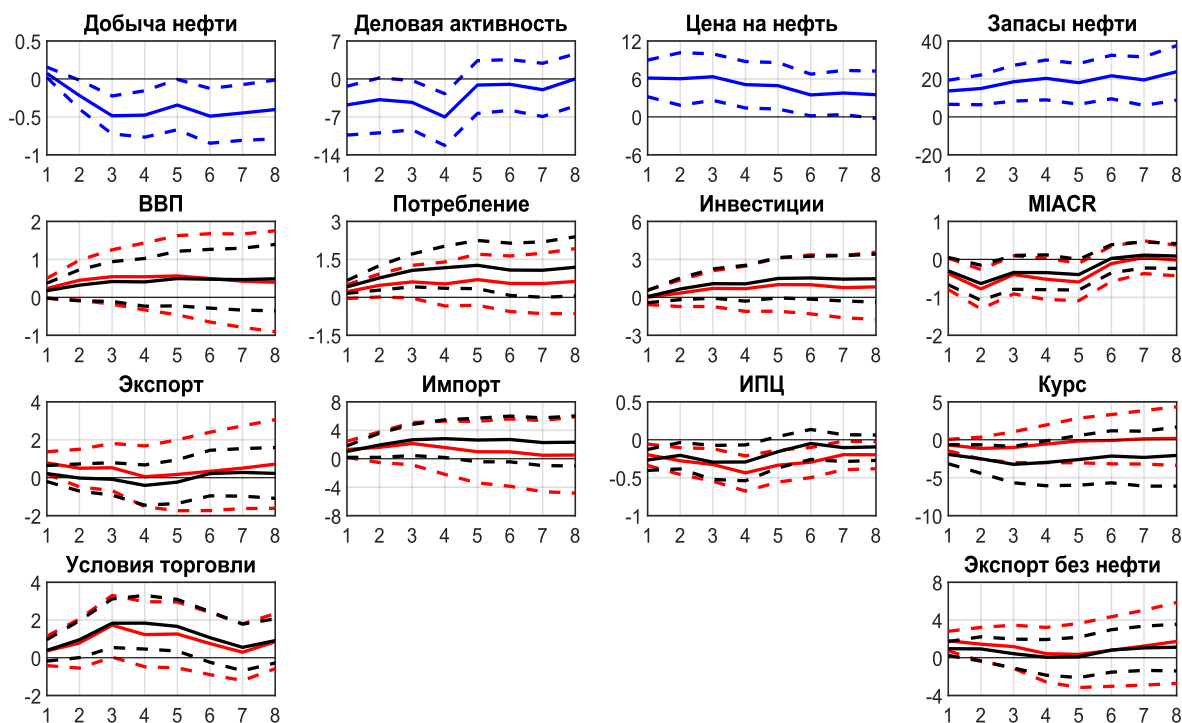


Рисунок 22. Импульсные отклики BVAR-модели на спекулятивный шок спроса на нефть. Синий цвет – отклик нефтяного рынка. Красный цвет – отклик в спецификации, оцененной по IV квартал 2013 г. Черный цвет – отклик в спецификации, оцененной по IV квартал 2019 г. Непрерывной линией на графиках обозначен медианный отклик, пунктирной – 68% доверительный интервал. Показатель условий торговли построен без учета углеводородов.

Отклики выпуска, потребления, инвестиций, экспорта и импорта робастны относительно результатов, полученных в базовой модели, но в целом сильнее реагируют в спецификации, оцененной по IV квартал 2013 г., что может объясняться в том числе изменениями экономических взаимосвязей после смены режима ДКП. Этот результат также свидетельствует о необходимости более глубокого анализа последствий смены режима денежно-кредитной политики при изучении влияния внешних шоков, что и будет реализовано на основе теоретической DSGE-модели в следующей главе. Условия торговли существенно и статистически значимо реагируют только на шок мировой деловой активности, что можно объяснить ростом спроса на весь спектр отечественных товаров при росте глобальной активности. ИПЦ во всех случаях реагирует либо незначимо, либо на грани статистической значимости. Интересной особенностью является почти идентичная динамика откликов на рассмотренные шоки (в особенности на шок мировой деловой активности) совокупного экспорта и экспорта без углеводородов, с той разницей, что экспорт без нефти реагирует более сильно. С учетом динамики условий торговли можно предположить, что шок мировой деловой активности в большей мере влияет именно на экспортную составляющую без углеводородов. Это объясняется, например, действием ранее заключенных контрактов на поставки нефти, а также сложностью наращивания дополнительных мощностей.

Во второй главе диссертационного исследования проведен анализ влияния гетерогенных шоков нефтяного рынка на российскую экономику посредством методологии векторных авторегрессий. Установлено, что вклад агрегированного шока нефтяных цен в модели с идентификацией совокупных шоков спроса, предложения и ДКП в целом доминирует над вкладами прочих структурных шоков, а вклад нефтяных шоков различной природы крайне ощутим как в ретроспективе, так и с точки зрения вариации отечественных макропеременных. Например, в период пика падения вследствие мирового финансового кризиса нефтяные шоки объясняют усредненно 3.5% падения выпуска, 2.2% потребления и 5% инвестиций. У экспорта и импорта аналогичный вклад составляет 6.2% и 15.5%. В кризис 2014-2016 гг. падение выпуска и импорта в I квартале 2015 года на 2% и 11% объясняется нефтяными шоками. С точки зрения среднесрочной вариации отечественных макропеременных совокупность идентифицированных нефтяных шоков объясняет ее в диапазоне от 48% до 75%. При этом наиболее значительный вклад в динамику российской экономики вносят именно шоки глобальной деловой активности, в то время как вклад прочих шоков нефтяного рынка оказывается относительно более сдержанным.

Показано, что модель устойчива к выбору априорных распределений и набору переменных. Однако также продемонстрировано, что методология BVAR моделей потенциально может быть не устойчива (подразумевается смещение результатов модели) при ее оценке на периоде с функционированием двух разных режимов денежно-кредитной политики. Следующая глава диссертационного исследования призвана нивелировать данную проблему, а также расширить теоретический анализ работы за счет построения динамической стохастической модели общего равновесия российской экономики с мировым рынком нефти и двумя действующими правилами монетарной политики.

ГЛАВА 3. ТЕОРЕТИЧЕСКАЯ DSGE МОДЕЛЬ РОССИЙСКОЙ ЭКОНОМИКИ С МИРОВЫМ НЕФТЯНЫМ РЫНКОМ¹⁶

Во второй главе на основе методологии байесовских векторных авторегрессий был подтвержден неэквивалентный эффект шоков нефтяного рынка различной природы на российские макропеременные, а также их существенный вклад в динамику экономики РФ. По результатам превалирующее воздействие на экономику России оказывают именно шоки глобальной деловой активности. Объяснялось это прежде всего тем, что шоки деловой активности, помимо большего влияния на динамику нефтяных цен (в сравнении с другими

¹⁶ Настоящая глава подготовлена на основе материалов исследований автора по теме диссертации, опубликованных в [Ломоносов, 2023], [Ломоносов, 2024] и приложения к работе [Ломоносов, 2023].

шоками нефтяного рынка), также способствуют росту спроса на отечественный экспорт. В то же время эффект специфических шоков нефтяного рынка был оценен как ощутимо более скромный.

Но при всех достоинствах методологии BVAR, которая использовалась во второй главе диссертационного исследования и работе [Polbin et al., 2020], она также обладает и существенными недостатками – отсутствием микрообоснованности и возможности тестирования множества различных инструментов экономической политики. Возникает последовательный вопрос: будет ли такой же результат наблюдаться в более теоретизированных моделях, в которых реакция макропеременных на шоки является следствием решения оптимизационных задач экономическими агентами (домохозяйствами, фирмами, центральным банком и т. д.) при заданных, обоснованных (исходя из теоретических и эмпирических работ) формах их взаимодействия? При такой постановке вопроса динамические стохастические модели общего равновесия являются наиболее широко используемой альтернативой эконометрическому анализу на основе VAR.

Однако в работах, посвященных изучению российской экономики на основе DSGE-моделей, разграничение шоков нефтяного рынка отсутствует¹⁷. Как правило, цена на нефть либо рассматривается как экзогенный авторегрессионный процесс первого порядка AR(1) (см., например, [Полбин, 2013; Шульгин, 2014а, Шульгин, 2014b; Дробышевский, Полбин, 2014; Malakhovskaya, Minabutdinov, 2014; Дробышевский, Полбин, 2015; Крепцев, Селезнев, 2017; Kozlovtsева et al., 2019; Andreev et al., 2019; Andreyev, 2020]), либо, в случае, когда продаваемая за рубеж нефть не выделяется из экспорта, является составной частью условий торговли (или отождествляется с ними), которые также движимы единым шоком (см., например, [Крепцев, Селезнев, 2016; Крепцев, Селезнев, 2018; Андреев, Полбин, 2019]). В то же время динамика множества стандартных агрегированных внешних шоков в DSGE-моделях, таких как шок условий торговли, шок нефтяных цен, шоки внешнего спроса и предложения может объясняться, в большей или меньшей степени, драйверами нефтяного рынка. Следовательно, реакция модели на дезагрегированные шоки будет отличаться, что может повлиять на объяснительные, прогностические возможности модели, а также рекомендации по проводимой политике. Последнее обстоятельство представляется особенно актуальным для политических регуляторов, например, Банка России при определении стратегии своих действий в экономике, а также оценки

¹⁷ Как уже было отмечено в главе 1, данный подход в DSGE-моделях начал применяться, в той или иной форме в зарубежной литературе (с точки зрения определения нефтяных шоков, их механизмов воздействия), практически с начала возникновения эмпирических свидетельств различного влияния нефтяных шоков на рынок углеводородов и макроэкономические показатели (см., например, [Bodenstein et al., 2008; Peersman, Stevens, 2010; Bodenstein et al., 2011; Bodenstein et al., 2012; Unalmis et al., 2012; Alba et al., 2013; Plante, 2014; Balke, Brown, 2018; Zhang et al., 2022; Somé, 2023]).

эффективности, соответствия текущего правила, что также отмечается в научных работах (см., например, [Kozlovtsceva et al., 2019]).

В диссертационной работе используется достаточно прямолинейный подход. В DSGE-модель российской экономики включается уже апробированная модель нефтяного рынка из работы [Kilian, Murphy, 2014]. Эта модель применялась при анализе отечественной экономики во второй главе и результаты, полученные на ее основе, были содержательно интерпретируемыми и количественно непротиворечивыми.

Еще одним обстоятельством, которое требует тщательного уточнения при исследовании российской экономики с разделением шоков нефтяного рынка является выбор периода оценки. Как было продемонстрировано во второй главе – BVAR модели потенциально могут обеспечивать смещенные оценки вследствие ненадежности использования выборки только с режимом таргетирования инфляции. В данной главе предпринята попытка решить эту проблему посредством формирования DSGE-модели с двумя правилами денежно-кредитной политики.

Следующим важным моментом с учетом конструкции DSGE-модели является выбор способа ее оценки. В настоящее время закрепились три наиболее распространенных метода оценивания параметров DSGE-моделей: максимального правдоподобия (см., например, [Ireland, 2004]), байесовский ([Schorfheide, 2000; Smets, Wouters, 2003]) и метод минимизации расстояния между теоретическими и эмпирическими откликами (см., [Rotemberg, Woodford, 1997; Christiano et al., 2005]). Каждый из этих методов обладает как преимуществами, особенностями, которые обуславливают его выбор для решения конкретных задач, так и недостатками.

Например, оценка методом максимального правдоподобия, которая сводится к максимизации функции правдоподобия по набору структурных параметров DSGE-модели, позволяет учесть все имеющиеся взаимосвязи между фактическими временными рядами переменных, весь набор информации. Однако максимизация сложной многомерной функции – довольно нетривиальный процесс, особенно в крупномасштабных моделях (см., например, [Fernández-Villaverde, 2010]). Функция может обладать обширным количеством локальных экстремумов, а также почти плоскими участками, что может крайне затруднить поиск глобального максимума функции максимального правдоподобия. Наряду с этим, трудно вычислимыми могут быть стандартные ошибки, чье распределение для небольших выборок плохо приближается асимптотическим распределением (см., например, [Mikusheva, 2014]).

Байесовский подход, в настоящее время один из самых популярных, базируется на тождестве Байеса. В качестве оценок выступают апостериорные распределения параметров, которые являются смещением априорных ожиданий относительно параметров, и функция правдоподобия, включающая информацию о временных рядах. Таким образом обеспечивается возможность внедрения в оценку априорной информации о параметрах, полученной на основе

других исследований, а нелинейный алгоритм оптимизации более устойчив (данная особенность особенно чувствительна к малой выборке временных рядов, см., [Smets, Wouters, 2003]). Однако одна из главных проблем байесовского алгоритма проистекает из одного из его преимуществ – априорных распределений, вид которых влияет на оценки. Как правило, выбор априорных распределений носит субъективный характер или основывается на предшествующих эмпирических работах. Например, во многих исследованиях используются распределения из работ [Smets, Wouters, 2003, Smets, Wouters, 2007], благодаря которым данный метод во многом и был популяризирован. В то же время в литературе было продемонстрировано, что априорная компонента может вносить существенный или даже преимущественный на непродолжительных выборках вклад в апостериорную оценку, а проблема слабой идентификации лишь усиливает данную проблему (см., например, [Guerron-Quintana et al., 2009; Müller, 2012]).

Недостатком, общим для подхода максимального правдоподобия и байесовского подхода, является вполне вероятное несоответствие между импульсными реакциями модели общего равновесия по и реакциями, полученными с помощью выверенных эконометрических (эмпирических) моделей.

Смягчить его возможно при использовании метода минимизации расстояния между теоретическими и эмпирическими откликами¹⁸. Метод был предложен в работе [Rotemberg, Woodford, 1997], оценка параметров в которой осуществлялась на основе приближения реакции откликов DSGE-модели к откликам VAR-модели на монетарный шок, и получил развитие в последующих работах [Christiano et al., 2005; Fève et al., 2009; Hall, 2012; Guerron-Quintana et al., 2017] и других. Преимуществом этого метода является отражение оцениваемой DSGE-моделью эмпирических явлений (например, инертности инфляции в ответ на шок ДКП; см., [Christiano et al., 2005]). Относительным преимуществом является также возможность задать области значений, в которых будут лежать оценки параметров (например, опираясь на предшествующие исследования). Эта возможность в некотором смысле роднит данный метод оценки с байесовским. Однако, в отличие от байесовского метода, и тем более от метода максимального правдоподобия, данный метод использует не весь набор информации, содержащийся в рядах. С одной стороны, это делает его потенциально даже более восприимчивым к проблеме слабой идентификации, чем, например, метод максимального правдоподобия. С другой – исходные данные могут быть зашумленными или динамика рядов может быть обусловлена сложно наблюдаемыми или скрытыми факторами. В этом случае оценка, полученная методом

¹⁸ Подобно DSGE-VAR (см., [Del Negro, Schorfheide, 2004]), данный подход направлен на согласование теоретической модели с эмпирической динамикой, однако реализуется это не через байесовское априорное распределение со взвешиванием, а посредством прямого сопоставления импульсных откликов моделей.

минимизации расстояния, может обеспечить более точные результаты, поскольку будет устойчивее к некорректной спецификации модели.

Наконец, необходимо определиться, по откликам на какие шоки (и по каким переменным) производить оценку. Приближение по откликам, которые в меньшей степени объясняют вариацию макропеременных в используемой VAR-модели, могут нести недостаточный объем информативности для коэффициентов. Включение же в оценку каждого дополнительного отклика с неизбежностью влечет большую неопределенность для алгоритма.

В текущем исследовании сделан выбор в пользу метода минимизации расстояния между теоретическими и эмпирическими откликами. Во-первых, отклики на шоки нефтяного рынка, как показано во второй главе, объясняют существенную вариацию отечественных макропеременных. Соответственно, если реакции модели общего равновесия на шоки будут в целом близки таковым в BVAR – она также должна объяснять схожую долю динамики данных, а следовательно – быть достаточно информативной. Во-вторых, эти отклики получены на основе апробированной ранее модели нефтяного рынка. Значит, величина ошибок BVAR-модели предполагается относительно небольшой, а отклики – хорошим прокси естественных реакций экономических рядов. В-третьих, такой подход позволяет учесть структурные изменения в российской экономике (см. [Полбин, Скроботов, 2016]) при оценке DSGE-модели (в BVAR-модель включается дамми-переменная, являющаяся их прокси, как и во второй главе). При использовании исходных данных в альтернативных методах оценки выбор способа коррекции рядов для учета структурного сдвига является нетривиальной задачей. В то же время отсутствие учета структурного сдвига может повлиять на результаты оценки, что было показано в работе [Ломоносов и др., 2020]. Отдельно следует отметить, что до настоящего времени этот способ оптимизации еще не применялся в исследованиях российской экономики. Это обстоятельство также мотивирует стремление протестировать его качество в контексте отечественной модели¹⁹.

3.1 Метод минимизации расстояния между теоретическими и эмпирическими откликами

Метод минимизации расстояния между теоретическими и эмпирическими откликами надежно укрепился в эмпирической литературе. Он показал эффективность в исследованиях по таким направлениям, как поиск и изучение оптимального правила ДКП [Rotemberg, Woodford, 1997; Giannoni, Woodford, 2003; Amato, Laubach, 2003; Christiano et al., 2005; Boivin, Giannoni, 2006; Dupor et al., 2009; Altig et al., 2011; Cantore et al., 2021], влияния страновых спредов и мировой ставки процента на экономики развивающихся стран [Uribe, Yue, 2006], динамики цен

¹⁹ В данной главе также будет произведено сопоставление полученных результатов на основе метода минимизации расстояния с результатами применения байесовского метода.

и заработных плат [Sbordone, 2006] и реакции экономики на технологические шоки [Dupor et al., 2009; Altig et al., 2011], в исследованиях рынка жилой недвижимости [Iacoviello, 2005], при изучении роли шоков условий торговли [Schmitt-Grohé, Uribe, 2018], правил, регулирующих требования к контрциклическому буферу капитала в ответ на структурные шоки [Lozej, Onorante, 2023] и влияния шоков нефтяных цен на американскую экономику [Kormilitsina, 2011]. Периодически предлагаются улучшения данного инструментария [см., например, Fève et al., 2009; Hall et al., 2012; Guerron-Quintana et al., 2017], что также может свидетельствовать о существенных перспективах данного подхода.

Суть метода состоит в максимальном приближении импульсных реакций ряда макропеременных на шок(-и) в модели DSGE (отклики, полученные в DSGE-модели, еще называют теоретическими) к соответствующим импульсным откликам, полученным в модели структурной векторной авторегрессии (Structural Vector Autoregression, SVAR)-(отклики, полученные на основе SVAR-модели, принято называть эмпирическими). При этом, как правило, используются выверенные, классические модели, реакции на шоки в которых, с содержательной и количественной точки зрения, апробированы или общепризнаны в литературе (модель нефтяного рынка, используемая в настоящей работе, относится к числу моделей, описанных [Kilian, 2009; Kilian, Murphy, 2012; Kilian, Murphy, 2014; Kilian, Lee, 2014])²⁰.

В стандартной постановке метод реализуется за счет минимизации функции

$$\min_{\gamma} [\hat{\Psi} - \Psi(\gamma)]' V^{-1} [\hat{\Psi} - \Psi(\gamma)],$$

где $\hat{\Psi}$ – векторизованная матрица откликов выбранного набора переменных SVAR-модели на временном горизонте T , $\Psi(\gamma)$ – векторизованная матрица такого же набора откликов DSGE-модели на временном горизонте T , γ – набор структурных параметров DSGE-модели, по которым минимизируется функция на определенных интервалах, V – диагональная матрица вариации соответствующих откликов SVAR-модели, которая также исполняет роль весовой матрицы. В качестве диагональных элементов, как правило, используется квадрат расстояния между доверительными областями откликов (например, 95%-ных доверительных интервалов).

Существует несколько вариантов расчета стандартных ошибок полученных оценок. В настоящем диссертационном исследовании в качестве основного используется дельта-метод, предложенный Christiano et al. (2005), а в качестве теста на устойчивость оценок модели – подход Guerron-Quintana et al. (2017), основанный на применении бутстрапа.

²⁰ Поскольку модель нефтяного рынка экзогенна в BVAR-модели экономики России, то отклики отечественных моделей фактически также являются полученными на основе апробированной модели.

3.2 Структура теоретической DSGE модели российской экономики с мировым рынком нефти

В данном параграфе приводится описание DSGE-модели с нефтяным рынком (см. Рис. 5). Домохозяйства максимизируют свое потребление, аккумулируют капитал, осуществляют инвестиции, владеют фирмами, продают им свой труд и получают от них дивиденды, могут сглаживать свое потребление за счет привлечения внешнего долга (либо, наоборот, владеть облигациями). Процентная ставка для резидентов на внешнем рынке определяется из уже имеющихся зарубежных средств/заимствований, что отражает механизм премии за риск.

Предполагается, что в экономике действует четыре сектора – экспортирующий нефть, экспортный без учета углеводородов, импортный, внутренне-ориентированный (далее для их обозначения используются индексы *oil*, *ex*, *it* и *dom* соответственно). Физический объем экспорта углеводородов предполагается экзогенным процессом, в то время как условия торговли экспортной составляющей без углеводородов определяются эндогенными движениями отечественного предложения и внешнего спроса. Динамика внешнего спроса определяется колебаниями глобальной деловой активности. В свою очередь, ее конъюнктура, как и флуктуации нефтяных цен, являются результатом, обеспечиваемым экзогенной моделью нефтяного рынка. Внутренне-ориентированные и импортные товары используются для производства конечного блага, которые направляются на потребление, инвестиции, госрасходы. В модель вводятся жесткости заработных плат, цен, изменения инвестиций. Часть валютной выручки изымается из экспортных доходов.

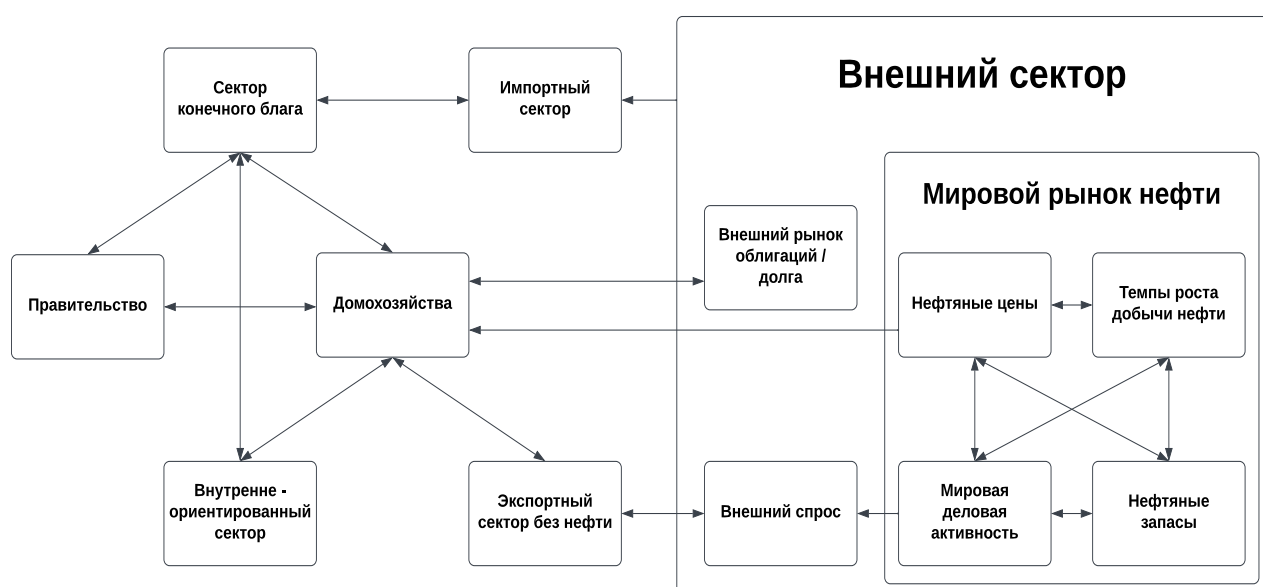


Рисунок 23. Структура теоретической DSGE модели

В качестве первоначального правила ДКП центральный банк придерживается политики фиксированного курса (что является упрощением политики управляемого курса)²¹, с дальнейшим его изменением на правило таргетирования инфляции. Государственные расходы по отношению к совокупному выпуску постоянны.

3.2.1 Домохозяйства

Репрезентативный потребитель максимизирует функцию полезности

$$U(i)_t = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left(Z_{t+s}^c \ln(c(i)_{t+s} - hc_{t+s-1}) - \frac{\varphi}{1 + \vartheta_L} (L(i)_t)^{1+\vartheta_L} \right), \quad (1)$$

$$\ln(Z_t^c) = \rho^c \ln(Z_{t-1}^c) + \varepsilon_t^c, \quad (2)$$

при бюджетном ограничении

$$\begin{aligned} pc_t c(i)_t + pc_t Inv(i)_t^{ex} + pc_t Inv(i)_t^{dom} + pc_t \overline{Inv(i)^{oil,Im}} + CIL_t + T(i)_t + B_t \\ + S_t Bf_t + \frac{\psi_w}{2} \left(\frac{w(i)_t}{w(i)_{t-1}} - 1 \right)^2 w_t L_t = R_{t-1} B_{t-1} + S_t Rf_{t-1} Bf_{t-1} \\ + w(i)_t L(i)_t + u(i)_t^{ex} k(i)_t^{ex} + u(i)_t^{dom} k(i)_t^{dom} + Profit(i)_t^{dom} \\ + Profit(i)_t^{oil} + Profit(i)_t^{ex} + Profit(i)_t^{Im}, \end{aligned} \quad (3)$$

где $c(i)$ – потребление домохозяйств; h – показатель привычек в потреблении; $L(i)$, $w(i)$, $k(i)$, $u(i)$ количество отработанного времени, заработная плата, запас капитала и рентная стоимость капитала соответственно; $Inv(i)^{ex}$ и $Inv(i)^{dom}$ – величина инвестиций в экспортном и внутренне-ориентированном секторах; $\overline{Inv(i)^{oil,Im}}$ – инвестиции в экспортном секторе углеводородов и секторе импорта, предполагаются постоянными; CIL – часть изъятой валютной выручки из экспортных доходов (подробнее эта переменная описана в Разделе 4.5, посвященному платежному балансу); pc – цена конечного, композитного блага; T – налоги, уплачиваемые домохозяйствами; B и Bf – номинальная стоимость облигаций, приобретаемых домохозяйствами на внутреннем и внешнем рынке в отечественной и иностранной валюте соответственно; S – номинальный валютный курс; R – внутренняя доходность; Rf – доходность на внешнем рынке;

²¹ Описание управляемого курса является сложной задачей (см., например, [Полбин, 2013; Полбин и Дробышевский, 2014; Дробышевский и Полбин, 2015]). По этой причине, в качестве серьезного упрощения, рассматривается предельный случай, когда номинальный курс фиксирован.

φ – нормировочные константы; ψ_w – коэффициент издержек на корректировку заработной платы; $Profit(i)$ – прибыль фирмы, ε^c – шок предпочтения потребления.

Поскольку в работе не предполагается наличие нерикарданских домохозяйств (то есть домохозяйств, доход которых полностью расходуется на потребление), государственный бюджет моделируется сбалансированным в каждый момент времени: $pc_t G_t = T_t$, где G – госрасходы (см., например, [Christiano et al., 2005]). Соответственно, можно полагать, что в равновесии $B = 0$. Отношение госрасходов к выпуску также предполагается постоянным. Индивидуальный труд (спрос на труд) выражается через агрегированные уровни труда L_t и заработной платы w_t , которые входят в уравнение, являющимся решением задачи агентства занятости:

$$L(i)_t = L_t \left(\frac{w(i)_t}{w_t} \right)^{-\eta_L}, \quad (4)$$

где η_L – эластичность спроса на труд домохозяйства.

Уравнение накопления капитала имеет вид

$$k(i)_{t+1}^J = (1 - \delta)k(i)_t^J + Z_t^{Inv} \left(1 - \frac{\psi_{Inv}^J}{2} \left(\frac{Inv(i)_t^J}{Inv(i)_{t-1}^J} - 1 \right)^2 \right) Inv(i)_t^J, \quad (5)$$

$$\ln(Z_t^{Inv}) = \rho^{Inv} \ln(Z_{t-1}^{Inv}) + \varepsilon_t^{Inv}, \quad (6)$$

где δ – норма амортизации, ψ_{Inv} – параметр издержек на корректировку инвестиций, ρ^{Inv} – шок эффективности освоения инвестиций.

Агрегированные инвестиции задаются, как сумма инвестиций по всем секторам

$$Inv_t = \sum Inv(i)_t^J. \quad (7)$$

Продефинировав бюджетное ограничение на агрегированный уровень цен pc и подставив его в лагранжиан с множителем $\lambda(i)_t$, при этом разместив вместо индивидуального отработанного времени функцию спроса на труд и добавив еще одно ограничение на динамику капитала с множителем $\mu(i)_t^J$, получают следующие условия оптимального поведения домохозяйств:

$$\frac{\partial L}{\partial c(i)_t} = Z_t^c \frac{1}{c(i)_t - hc_{t-1}} - \lambda(i)_t = 0, \quad (8)$$

$$\frac{\partial L}{\partial B(i)_t} = -\lambda(i)_t \frac{1}{pc_t} + \beta \lambda(i)_{t+1} \frac{R_t}{pc_{t+1}} = 0, \quad (9)$$

$$\frac{\partial L}{\partial Bf(i)_t} = -\lambda(i)_t \frac{S_t}{pc_t} + \beta \lambda(i)_{t+1} \frac{S_{t+1} Rf_t}{pc_{t+1}} = 0, \quad (10)$$

$$\frac{\partial L}{\partial k(i)_{t+1}^J} = \mu(i)_t^J + \beta \lambda(i)_{t+1} \frac{u(i)_{t+1}^J}{pc_{t+1}} - \beta \mu(i)_{t+1}^J (1 - \delta) = 0, \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial Inv(i)_t^J} = & -\lambda(i)_t - \mu(i)_t^J Z_t^{Inv} + \mu(i)_t^J Z_t^{Inv} \psi_{Inv}^J \left(\frac{Inv(i)_t^J}{Inv(i)_{t-1}^J} - 1 \right) \frac{Inv(i)_t^J}{Inv(i)_{t-1}^J} + \\ & + \mu(i)_t^J Z_t^{Inv} \frac{\psi_{Inv}^J}{2} \left(\frac{Inv(i)_t^J}{Inv(i)_{t-1}^J} - 1 \right)^2 - \\ & - \beta \mu(i)_{t+1}^J Z_{t+1}^{Inv} \psi_{Inv}^J \left(\frac{Inv(i)_{t+1}^J}{Inv(i)_t^J} - 1 \right) \left(\frac{Inv(i)_{t+1}^J}{Inv(i)_t^J} \right)^2 = 0, \end{aligned} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial w(i)_t} = & -\varphi \left(L_t \left(\frac{w(i)_t}{w_t} \right)^{-\eta_L} \right)^{\vartheta_L} (-\eta_L) \frac{1}{w_t} L_t \left(\frac{w(i)_t}{w_t} \right)^{-\eta_L(1+\vartheta_L)} \left(\frac{w(i)_t}{w_t} \right)^{-\eta_L-1} + \\ & + \lambda(i)_t \frac{1}{pc_t} (1 - \eta_L) L_t \left(\frac{w(i)_t}{w_t} \right)^{-\eta_L} - \lambda(i)_t \psi_w \left(\frac{w(i)_t}{w(i)_{t-1}} - 1 \right) \frac{1}{w(i)_{t-1}} \frac{w_t}{pc_t} L_t + \\ & + \beta \lambda(i)_{t+1} \psi_w \left(\frac{w(i)_{t+1}}{w(i)_t} - 1 \right) \left(\frac{1}{w(i)_t} \right)^2 w(i)_{t+1} \frac{w_{t+1}}{pc_{t+1}} L_{t+1} = 0. \end{aligned} \quad (13)$$

3.2.2 Производственные фирмы

В экспортном и внутренне-ориентированном секторах фирмы максимизируют свою ожидаемую дисконтированную стоимость. Фирмы несут издержки при коррекции цен по Ротембергу [Rotemberg, 1982]. При этом в экспортном секторе ригидность цен задается в иностранной валюте, поскольку торговля ведется на мировом рынке:

$$V(i)_t^J = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \frac{\lambda_{t+s} pc_t}{\lambda_t pc_{t+s}} (p(i)_t^J Y(i)_t^J - w(i)_t^J L(i)_t^J - u(i)_t^J k(i)_t^J - \psi^J p_t^J Y_t^J), \quad (14)$$

$$\psi^{dom} = \frac{\psi_p^{dom}}{2} \left(\frac{p(i)_t^{dom}}{p(i)_{t-1}^{dom}} - 1 \right)^2, \quad (15)$$

$$\psi^{ex} = \frac{\psi_p^{ex}}{2} \left(\frac{S_{t-1} p(i)_t^{ex}}{S_t p(i)_{t-1}^{ex}} - 1 \right)^2, \quad (16)$$

$$Y(i)_t^J = \left(\frac{p(i)_t^J}{p_t^J} \right)^{-\eta_p^J} Y_t^J \quad (17)$$

с ограничением (множитель Лагранжа Q_t^J)

$$Y(i)_t^J = Z_t^{tech,J} A^J L(i)_t^{J(1-\alpha^J)} k(i)_t^{J\alpha^J}, \quad (18)$$

$$\ln(Z_t^{tech,J}) = \rho^{tech,J} \ln(Z_{t-1}^{tech,J}) + \varepsilon_t^{tech,J}, \quad (19)$$

где η_p^J – эластичность замещения между товарами фирм; α^J – параметр, характеризующий долю капитала в выпуске; ψ_p^J – коэффициент издержек на корректировку цен; A^J – совокупная факторная производительность, $\varepsilon^{tech,J}$ – шок совокупной факторной производительности (СФП) в соответствующем секторе.

Условие первого порядка по цене для фирм во внутренне-ориентированном секторе:

$$\begin{aligned} \frac{\partial L_{firm}^{dom}}{\partial p(i)_t^{dom}} &= (1 - \eta_p^{dom}) Y_t^{dom} \left(\frac{p(i)_t^{dom}}{p_t^{dom}} \right)^{-\eta_p^{dom}} - \\ &\quad - \psi_p^{dom} \left(\frac{p(i)_t^{dom}}{p(i)_{t-1}^{dom}} - 1 \right) \frac{p_t^{dom}}{p(i)_{t-1}^{dom}} Y_t^{dom} - \\ &\quad - Q_t^{dom} (-\eta_p^{dom}) Y_t^{dom} \frac{1}{p(i)_t^{dom}} \left(\frac{p(i)_t^{dom}}{p_t^{dom}} \right)^{-\eta_p^{dom}} + \\ &\quad + \beta \frac{\lambda_{t+1} p_{ct}}{\lambda_t p_{ct+1}} \psi_p^{dom} \left(\frac{p(i)_{t+1}^{dom}}{p(i)_t^{dom}} - 1 \right) \left(\frac{1}{p(i)_t^{dom}} \right)^2 \times \\ &\quad \times p(i)_{t+1}^{dom} p_{t+1}^{dom} Y_{t+1}^{dom} = 0. \end{aligned} \quad (20)$$

Условие первого порядка по цене для фирм в экспортном секторе:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial L_{firm}^{ex}}{\partial p(i)_t^{ex}} &= (1 - \eta_p^{ex}) Y_t^{ex} \left(\frac{p(i)_t^{ex}}{p_t^{ex}} \right)^{-\eta_p^{ex}} - \\
&- \psi_p^{ex} \left(\frac{S_{t-1} p(i)_t^{ex}}{S_t p(i)_{t-1}^{ex}} - 1 \right) \frac{S_{t-1} p_t^{ex}}{S_t p(i)_{t-1}^{ex}} Y_t^{ex} - \\
&- Q_t^{ex} (-\eta_p^{ex}) Y_t^{ex} \frac{1}{p(i)_t^{ex}} \left(\frac{p(i)_t^{ex}}{p_t^{ex}} \right)^{-\eta_p^{ex}} + \\
&+ \beta \frac{\lambda_{t+1} p c_t}{\lambda_t p c_{t+1}} \psi_p^{ex} \left(\frac{S_t p(i)_{t+1}^{ex}}{S_{t+1} p(i)_t^{ex}} - 1 \right) \left(\frac{1}{p(i)_t^{ex}} \right)^2 \times \\
&\times \frac{S_t}{S_{t+1}} p(i)_{t+1}^{ex} p_{t+1}^{ex} Y_{t+1}^{ex} = 0.
\end{aligned} \tag{21}$$

Условие первого порядка по капиталу для фирм в секторе J :

$$\frac{\partial L_{firm}^J}{\partial k(i)_t^J} = Q_t^J \alpha^J Z_t^{tech,J} A^J L(i)_t^{J(1-\alpha^J)} k(i)_t^{J(\alpha^J-1)} - u(i)_t^J = 0. \tag{22}$$

Условие первого порядка по труду для фирм в секторе J :

$$\frac{\partial L_{firm}^J}{\partial L(i)_t^J} = Q_t^J (1 - \alpha^J) Z_t^{tech,J} A^J L(i)_t^{J(-\alpha^J)} k(i)_t^{J(\alpha^J)} - w(i)_t^J = 0. \tag{23}$$

Добыча нефти в каждый момент времени задается экзогенно и постоянна. Обусловлено это потенциальной асимметрией реакции предложения. Так, например, практически все имеющиеся мощности по добыче углеводородов могут быть уже задействованы. В то же время при необходимости снижение производственных мощностей можно провести гораздо более оперативно²².

3.2.3 Сектор импортной продукции

²² В модели не вводится бюджетное ограничение нефтедобывающих компаний, в котором бы фигурировали наземные нефтяные запасы. С одной стороны, благодаря им фирмы могли бы сгладить шоки внешнего спроса и идиосинкразические шоки нефтяного рынка. С другой – достаточно сложно решить проблему долгосрочных контрактов, вследствие которых поставки могут быть слабо инерционными в отклонениях от тренда (что и наблюдается на реальных данных экспортируемой нефти). Вследствие этого выбор экзогенного объема нефти на экспорт представляется обоснованным. При необходимости для устранения указанного недостатка можно ввести в модель экзогенный шок отечественной добычи углеводородов на экспорт.

Фирмы максимизируют свою ожидаемую дисконтированную стоимость:

$$V(i)_t^{Im} = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \frac{\lambda_{t+s} p c_t}{\lambda_t p c_{t+s}} (p m(i)_t I m(i)_t - S_t p_t^* I m(i)_t - \frac{\psi_p^{im}}{2} \left(\frac{p m(i)_t}{p m(i)_{t-1}} - 1 \right)^2 p m_t I m_t), \quad (24)$$

$$I m(i)_t = \left(\frac{p m(i)_t}{p m_t} \right)^{-\eta_p^{Im}} I m_t, \quad (25)$$

где $p m(i)$ – индивидуальный уровень импортных цен на внутреннем рынке; $p m$ – агрегированный уровень импортных цен на внутреннем рынке; $I m(i)$ – индивидуальный объем предложения фирмами импортных товаров; $I m$ – агрегированный объем предложения импортных товаров фирмой ритейлером; η_p^{Im} – эластичность замещения между товарами импортирующих фирм; ψ_p^{im} – коэффициент издержек на корректировку внутренних цен.

Условие первого порядка по цене для фирм в импортном секторе:

$$\begin{aligned} \frac{\partial L_{firm}^{Im}}{\partial p m(i)_t} &= (1 - \eta_p^{Im}) I m_t \left(\frac{p m(i)_t}{p m_t} \right)^{-\eta_p^{Im}} - \\ &- S_t p_t^* (-\eta_p^{Im}) \frac{1}{p m(i)_t} \left(\frac{p m(i)_t}{p m_t} \right)^{-\eta_p^{Im}} I m_t - \\ &- \psi_p^{im} \left(\frac{p m(i)_t}{p m(i)_{t-1}} - 1 \right) \frac{p m_t}{p m(i)_{t-1}} I m_t + \\ &+ \beta \frac{\lambda_{t+1} p c_t}{\lambda_t p c_{t+1}} \psi_p^{im} \left(\frac{p m(i)_{t+1}}{p m(i)_t} - 1 \right) \left(\frac{1}{p m(i)_t} \right)^2 \times \\ &\times p m(i)_{t+1} p m_{t+1} I m_{t+1} = 0. \end{aligned} \quad (26)$$

3.2.4 Мировой рынок нефти

Динамика нефтяных цен и деловой активности определяется медианной BVAR-моделью нефтяного рынка, которая определяется следующим образом²³. Из апостериорного множества BVAR-модели нефтяного рынка, используемого во второй главе (4000 сэмплов), выбирается сэмпл, в котором отклики нефтяных переменных на идентифицированные шоки (мировой

²³ Включение в DSGE модель VAR-модели, описывающей динамику ряда внутренних и/или внешних переменных, является стандартным подходом в литературе (см., например, [Adolfson et al., 2007]).

деловой активности, шока предложения нефти, спекулятивного шока спроса) наиболее близки к их соответствующим медианным реакциям на периоде в 50 кварталов, полученным на основе всего апостериорного множества. Достигается это за счет поиска минимального значения следующей функции (фактически эквивалентной функции, используемой в методе минимизации расстояний):

$$\min_{j \in [1, 4000]} [\widehat{IRF}_{BVAR}^m - \widehat{IRF}_{BVAR}^j] ' V_{BVAR}^{-1} [\widehat{IRF}_{BVAR}^m - \widehat{IRF}_{BVAR}^j], \quad (27)$$

где j – номер сэмпла в апостериорном множестве; \widehat{IRF}_{BVAR}^m – векторизованная матрица медианных импульсных откликов в BVAR-модели нефтяного рынка (посчитанных на основе всего апостериорного множества) на временном горизонте 50-ти кварталов; \widehat{IRF}_{BVAR}^j – векторизованная матрица того же набора импульсных откликов j -го сэмпла в апостериорном множестве BVAR-модели нефтяного рынка на временном горизонте 50-ти кварталов; V_{BVAR} – диагональная матрица, элементы которой – квадрат расстояния между верхней и нижней границей соответствующего 68% процентного доверительного интервала, посчитанного на основе всего апостериорного множества.

Уравнения динамики нефтяных переменных определяются следующим образом:

$$\begin{aligned} prod_t^{oil} = & \sum_{i=1}^{32} A_{1i}^m CV_i + D_{11}^m \varepsilon_t^{oil_supply} + D_{12}^m \varepsilon_t^{global_activity} + D_{13}^m \varepsilon_t^{oil_speculative} \\ & + D_{14}^m \varepsilon_t^{oil_residual}, \end{aligned} \quad (28)$$

$$\begin{aligned} \overline{\overline{ra}}_t = & \sum_{i=1}^{32} A_{2i}^m CV_i + D_{21}^m \varepsilon_t^{oil_supply} + D_{22}^m \varepsilon_t^{global_activity} + D_{23}^m \varepsilon_t^{oil_speculative} \\ & + D_{24}^m \varepsilon_t^{oil_residual}, \end{aligned} \quad (29)$$

$$\begin{aligned} \overline{\overline{lnp}}_t^{oil} = & \sum_{i=1}^{32} A_{3i}^m CV_i + D_{31}^m \varepsilon_t^{oil_supply} + D_{32}^m \varepsilon_t^{global_activity} + D_{33}^m \varepsilon_t^{oil_speculative} \\ & + D_{34}^m \varepsilon_t^{oil_residual}, \end{aligned} \quad (30)$$

$$\begin{aligned}
invent_t = \sum_{i=1}^{32} A_{4i}^m CV_i + D_{41}^m \varepsilon_t^{oil_supply} + D_{42}^m \varepsilon_t^{global_activity} + D_{43}^m \varepsilon_t^{oil_speculative} \\
+ D_{44}^m \varepsilon_t^{oil_residual},
\end{aligned} \tag{31}$$

$$\overline{ra}_t = 100 \times ra_t, \tag{32}$$

$$\overline{\ln p_t^{oil}} = 100 \times \ln(p_t^{oil}), \tag{33}$$

где $prod^{oil}$ – темпы роста мировой добычи нефти; \overline{ra} – мировая деловая активность в процентном выражении; $\overline{\ln p^{oil}}$ – логарифм нефтяных цен в процентном выражении; $invent$ – изменение нефтяных запасов, ε^{oil_supply} – шок предложения нефти; $\varepsilon^{global_activity}$ – шок глобальной активности; $\varepsilon^{oil_speculative}$ – спекулятивный шок спроса на нефть; $\varepsilon^{oil_residual}$ – неидентифицированная компонента; A_{ji}^m – коэффициент (элемент матрицы перед лагами эндогенных из медианной BVAR-модели нефтяного рынка) перед соответствующей переменной (CV); D_{ji}^m – коэффициент (элемент структурной матрицы медианной BVAR-модели нефтяного рынка) перед соответствующим структурным шоком.

3.2.5 Внешний спрос

Внешний спрос на экспортный товар задается уравнением

$$Y_t^{ex} = \left(\frac{p_t^{ex}}{S_t p_t^*} \right)^{-\eta_f} \overline{Y^f} \exp(k_{ra} ra_t), \tag{34}$$

где η_f – эластичность спроса по цене на отечественный товар; $\overline{Y^f}$ – перманентный уровень спроса на отечественный товар внешнего спроса; k_{ra} – коэффициент реакции на движение реальной мировой деловой активности ra , динамика которой проистекает из экзогенной модели нефтяного рынка.

3.2.6 Экспорт, чистый экспорт и равенство счета текущих операций и финансовых потоков

Предполагается, что доля валютной выручки в размере $(1 - \tau)$ изымается из экспортных доходов (не направляется на покупку импортных товаров или иностранных облигаций). Аналогично работам Шульгина [Шульгин, 2014а; Шульгин, 2014b], данный параметр вводится

для соответствия модели российской статистике и может объясняться, например, ошибками/пропусками в данных и сомнительными сделками с капиталом²⁴:

$$Ex_t = p_t^{ex} Y_t^{ex} + S_t p_t^{oil} Y_t^{oil}, \quad (35)$$

$$Nx_t = Ex_t - S_t p_t^* Im_t, \quad (36)$$

$$CIL_t = (1 - \tau) Ex_t, \quad (37)$$

$$\begin{aligned} S_t Bf_t &= Ex_t - S_t p_t^* Im_t + S_t Rf_{t-1} Bf_{t-1} - CIL_t \\ &= \tau Ex_t - S_t p_t^* Im_t + S_t Rf_{t-1} Bf_{t-1}. \end{aligned} \quad (38)$$

3.2.7 Внешняя ставка процента (доходность)

Внешняя ставка доходности задается в соответствии с работой [Schmitt-Grohé, Uribe, 2003]:

$$Rf_t = R_w - \xi (\exp^{(Bf_t - \overline{Bf})} - 1 +), \quad (39)$$

$$Z_t^{rp} = \rho^{rp} Z_{t-1}^{rp} + \varepsilon_t^{rp}, \quad (40)$$

где \overline{Bf} – номинальная стоимость облигаций внешнего рынка на руках у домохозяйств в иностранной валюте в устойчивом состоянии; R_w – мировая доходность; ξ – параметр, характеризующий эластичность страновой премии за риск, ε^{rp} – шок страновой премии за риск.

3.2.8 Сектор производства конечного блага

Фирмы максимизируют свою прибыль:

$$V_t^c = p c_t Y_t^c - p m_t Im_t - p_t^{dom} Y_t^{dom}, \quad (41)$$

²⁴ В литературе существуют альтернативные подходы: например, в работе [Полбина, 2013] предполагается, что данная часть валютной выручки направляется на дополнительное потребление импортных товаров (в устойчивом состоянии экспорт равен импорту), а в работе [Semko, 2013] – что она направляется в резервы.

$$Y_t^c = \frac{(Y_t^{dom})^\chi (Im_t)^{(1-\chi)}}{\chi^\chi (1-\chi)^{(1-\chi)}}, \quad (42)$$

где Y_t^c – выпуск конечного блага; χ – параметр, характеризующий долю внутренне-ориентированного товара в выпуске композитного блага.

Условие первого порядка по импортному товару для фирм в секторе производства конечного блага:

$$\frac{\partial V_t^c}{\partial Im_t} = pc_t(1-\chi)Y_t^c - pm_t Im_t = 0. \quad (43)$$

Условие первого порядка по внутренне-ориентированному товару для фирм в секторе производства конечного блага:

$$\frac{\partial V_t^c}{\partial Y_t^{dom}} = pc_t \chi Y_t^c - p_t^{dom} Y_t^{dom} = 0. \quad (44)$$

3.2.9 Политические регуляторы

В представленной работе рассматриваются два правила ДКП: правило политики фиксированного курса

$$\frac{S_t}{S_{t-1}} = 1 + \varepsilon_t^S \quad (45)$$

и правило таргетирования инфляции

$$\ln(R_t \beta) = \rho^R \ln(R_{t-1} \beta) + (1 - \rho^R) \left(\alpha_{cb} \ln \left(\frac{pc_t}{pc_{t-1}} \right) \right), \quad (46)$$

где ρ^R – вес прошлого значения ставки при формировании значения текущей, α_{cb} – коэффициент реакции ставки на колебания инфляции, ε^S – шок курса.

3.2.10 Равенство на внутреннем рынке товаров и услуг

Конечное благо покрывает потребности в потреблении, инвестициях, госрасходов на конечное потребление и покрытия издержек на коррекции зарплат и цен:

$$\begin{aligned}
 p c_t Y_t^c &= p c_t c_t + p c_t Inv_t + p c_t G_t + \frac{\psi_w}{2} \left(\frac{w(i)_t}{w(i)_{t-1}} - 1 \right)^2 w_t L_t + \\
 &+ \frac{\psi_p^{ex}}{2} \left(\frac{S_{t-1} p(i)_t^{ex}}{S_t p(i)_{t-1}^{ex}} - 1 \right)^2 p_t^{ex} Y_t^{ex} + \frac{\psi_p^{dom}}{2} \left(\frac{p(i)_t^{dom}}{p(i)_{t-1}^{dom}} - 1 \right)^2 p_t^{dom} Y_t^{dom} \\
 &+ \frac{\psi_p^{im}}{2} \left(\frac{pm(i)_t}{pm(i)_{t-1}} - 1 \right)^2 pm_t Im_t.
 \end{aligned} \tag{47}$$

3.2.11 Совокупный выпуск

Совокупный номинальный выпуск определен как сумма выпуска во всех секторах:

$$Y_t = p_t^{ex} Y_t^{ex} + p_t^{dom} Y_t^{dom} + p_t^{oil} Y_t^{oil}. \tag{48}$$

Совокупный реальный выпуск представлен в виде:

$$Y_t = \overline{p^{ex}} Y_t^{ex} + \overline{p^{dom}} Y_t^{dom} + \overline{p^{oil}} Y_t^{oil}, \tag{49}$$

где $\overline{p^i}$ – цена товара i -го сектора в устойчивом состоянии.

3.3 Оценка и калибровка DSGE модели российской экономики

В соответствии с традиционным подходом в литературе (см., например, [Rotemberg, Woodford, 1997; Amato, Laubach, 2003; Giannoni, Woodford, 2003; Christiano et al., 2005; Iacoviello, 2005; Boivin, Giannoni, 2006; Uribe, Yue, 2006; Sbordone, 2006; Dupor et al., 2009; Altig et al., 2011; Kormilitsina, 2011; Schmitt-Grohé, Uribe, 2018; Cantore et al., 2021; Lozej, Onorante, 2023]), структурные параметры DSGE-модели делятся на две группы. В первой группе параметрам значения присваиваются, исходя из статистических данных, ограничений на значения ряда переменных в устойчивом состоянии или из эмпирической литературы. Отдельным блоком в эту группу включаются коэффициенты, определяющие динамику глобального рынка нефти. Вторая группа параметров, которая в большей степени отвечает за динамику системы, формируется на основе метода минимизации расстояния между теоретическими и эмпирическими откликами. Во вторую группу, как правило, входят реальные и номинальные жесткости и трения, параметры,

которые проблематично или невозможно точно определить, но содержательно, на основе реальных данных и исследований, можно задать для них корректные границы.

3.3.1 Калибровка первой группы параметров

Основные макроэкономические соотношения калибруются исходя из данных Росстата по системе национальных счетов на временном интервале с I квартала 1999 г. по IV квартал 2013 г. Доля экспортного сектора (без учета нефти) в устойчивом состоянии калибруется на уровне $p^{ex}Y^{ex}/Y = 0,124$, а доля экспорта углеводородов – на уровне $p^{oil}Y^{oil}/Y = 0,186$. Соответственно, доля экспорта составляет $Ex/Y = 0,31$. Доля госрасходов на конечное потребление калибруется на уровне $pcG/Y = 0,19$. Отношение инвестиций к выпуску составляет $pc(Inv^{ex} + Inv^{dom} + Inv^{oil,Im})/Y = 0,2$, отношение инвестиций в экспортном и внутренне-ориентированном секторе к выпуску – $pc(Inv^{ex} + Inv^{dom})/Y = 0,161$, а импорта к выпуску – $Sp^*Im/Y = 0,21$ ²⁵. Потребление от выпуска составляет $pcC/Y = 0,552$. Параметр $\tau = 0,6774$ калибруется таким образом, чтобы в устойчивом состоянии $Bf = 0$, а чистый экспорт $Nx = 0,1$. Эластичность спроса по цене на отечественный товар $\eta_f = 1,5$. Мирровая ставка доходности и норма дисконтирования калибруются на стандартных в эмпирической литературе значениях $R_w = 1,01$ и $\beta = 0,99$. Параметр $\alpha = 0,35$ для всех секторов. Параметры A^J устанавливаются на значениях, необходимом для выполнения $p^J = 1$. Эластичность спроса на труд домохозяйств по зарплате и эластичность замещения между товарами фирм на промежуточных рынках для всех секторов калибруются на уровне $\eta_Z^J = 6$. Величина, обратная эластичности предложения труда по заработной плате домохозяйства для каждого сектора $\vartheta_L^J = 1,25$. Соотношение внутренне-ориентированного сектора с выпуском калибруется как оставшаяся компонента выпуска на основе уже откалиброванных параметров: $\frac{p^{dom}Y^{dom}}{Y} = 0,69$. Доля внутренне-ориентированного блага в производстве композитного блага $\chi = 0,73$. Норма амортизации δ задается в размере 2,5%. Параметры $\rho^R = 0,9$ и $\alpha_{cb} = 1,5$ калибруются исходя из результатов, полученных [Andreyev, Polbin, 2021]. Для периода с I квартала 2014 г. по IV квартал 2019 г. соотношения по системе национальных счетов практически не меняются, вследствие чего устойчивые состояния после 2013 г. остаются неизменными. Значения коэффициентов, отвечающих за динамику нефтяных цен, глобальной деловой активности, темпов прироста производства и изменения запасов нефти представлены в таблице 5.

²⁵Тогда соотношение импорта к выпуску в ценах на внутреннем рынке $pmIm/Y = 0,252$.

Таблица 5. Коэффициенты уравнений нефтяных переменных в DSGE-модели и соответствие их лагам нефтяных переменных и шокам нефтяного рынка

Переменная (CV) / шок		Зависимая переменная			
		Уравнение темпов роста добычи нефти ($prod^{oil}$)	Уравнение мировой деловой активности ($\bar{r}\bar{a}$)	Уравнение логарифма нефтяных цен ($\overline{\ln p^{oil}}$)	Уравнение изменения нефтяных запасов ($invent$)
Темпы роста мировой добычи нефти ($prod^{oil}$)	Лар 1 ($t - 1$)	-0,210209597	1,0267472	-0,406544671	3,254227737
	Лар 2 ($t - 2$)	0,022944294	-0,7846774	-0,194265114	2,666912695
	Лар 3 ($t - 3$)	0,239755187	-0,31833601	0,095584187	0,679474915
	Лар 4 ($t - 4$)	0,027389217	-0,4987155	0,464489642	1,773718642
	Лар 5 ($t - 5$)	-0,131705511	1,09523416	0,581880888	-2,638194978
	Лар 6 ($t - 6$)	-0,07395813	-0,04547499	0,405608104	-0,643672421
	Лар 7 ($t - 7$)	-0,091156595	-0,57191909	0,025642982	1,593068694
	Лар 8 ($t - 8$)	-0,332353176	-0,31273327	0,057779373	1,953717784
Мировая деловая активность ($\bar{r}\bar{a}$)	Лар 1 ($t - 1$)	0,01278643	0,93774298	0,047263821	0,112923736
	Лар 2 ($t - 2$)	-0,005955131	-0,23882199	-0,081031621	0,104469464
	Лар 3 ($t - 3$)	-0,004897047	0,27279963	0,090338656	-0,248520939
	Лар 4 ($t - 4$)	-0,00661898	-0,22494428	-0,129528807	0,094384556
	Лар 5 ($t - 5$)	0,000737376	0,00496	0,065832784	-0,0289654
	Лар 6 ($t - 6$)	0,001398782	0,08731928	0,027443001	0,250756208
	Лар 7 ($t - 7$)	0,0055901	-0,01701814	0,079167184	-0,125534149
	Лар 8 ($t - 8$)	-0,003491201	0,00780727	-0,091201211	-0,058477135
Логарифм нефтяных цен ($\overline{\ln p^{oil}}$)	Лар 1 ($t - 1$)	-0,000965611	0,31221535	1,366971296	-0,225268516
	Лар 2 ($t - 2$)	-0,006405704	-0,65713808	-0,635366643	0,2880721
	Лар 3 ($t - 3$)	0,021080034	0,24019318	0,231466105	0,128254
	Лар 4 ($t - 4$)	-0,015291617	0,20383304	-0,114136821	-0,150012076
	Лар 5 ($t - 5$)	-0,001229076	-0,29610809	-0,069946873	0,068326759
	Лар 6 ($t - 6$)	0,004513052	0,13961167	0,310440092	-0,416448176
	Лар 7 ($t - 7$)	-0,008671539	0,00269275	-0,311424213	0,524852341
	Лар 8 ($t - 8$)	0,004963898	-0,05365577	0,165578317	-0,129121535
Изменение нефтяных запасов ($invent$)	Лар 1 ($t - 1$)	-0,013235475	0,06174509	0,007119337	0,03348487
	Лар 2 ($t - 2$)	-0,012281811	0,09291337	0,083730665	0,278187314
	Лар 3 ($t - 3$)	0,003215317	-0,1629592	-0,05648524	0,135346252
	Лар 4 ($t - 4$)	0,007806845	0,22570529	-0,020942158	-0,016214266
	Лар 5 ($t - 5$)	-0,01083682	0,01777214	0,009380506	0,133419892
	Лар 6 ($t - 6$)	0,003724802	0,03045732	0,044834909	-0,017294584
	Лар 7 ($t - 7$)	0,001918085	0,04714143	-0,001470721	0,02889511
	Лар 8 ($t - 8$)	-0,001423278	0,0233169	-0,017532591	-0,075143648

Продолжение таблицы 5. Коэффициенты уравнений нефтяных переменных в DSGE-модели и соответствие их лагам нефтяных переменных и шокам нефтяного рынка

Переменная (CV) / шок	Зависимая переменная			
	Уравнение темпов роста добычи нефти ($prod^{oil}$)	Уравнение мировой деловой активности (\bar{ra})	Уравнение логарифма нефтяных цен ($\overline{\ln p^{oil}}$)	Уравнение изменения нефтяных запасов ($invent$)
Шок предложения нефти (ε^{oil_supply})	1,43821433	2,310314	-2,766175685	11,542615
Шок мировой деловой активности ($\varepsilon^{global_activity}$)	0,009500535	18,2515529	10,7577515	-11,61195551
Спекулятивный шок спроса на нефть ($\varepsilon^{oil_speculative}$)	0,001042773	-4,92996158	5,964433715	16,96387161
Неидентифицированные нефтяные шоки ($\varepsilon^{oil_residual}$)	-0,296377	12,895885	-2,486167793	13,97698438

3.3.2 Оценка второй группы параметров

При оценке методом минимизации расстояний используются только отклики на шок деловой активности. Специфические шоки для нефтяного рынка остаются в стороне по следующим соображениям. Во-первых, импульсные реакции российских макропеременных на специфические шоки нефтяного рынка в целом не значимы. Во-вторых, кроме нормировки на 95%-ные доверительные интервалы, другие виды весов при оценке методом минимизации расстояний не используются. В силу этого применение метода с учетом большего числа импульсных реакций может привести к несущественному улучшению точности большей части откликов за счет ощутимого ухудшения точности остальных. В-третьих, именно шок глобальной активности является основным драйвером нефтяных цен и также фактором внешнего спроса на отечественную продукцию. Более того, после калибровки и оценки ничто не мешает сопоставить реакции DSGE-модели на другие шоки, а именно шок предложения нефти и спекулятивный шок спроса на нефть, с откликами из BVAR-модели: если их динамика достаточно близка, добавлять в минимизирующую функцию информацию по ним нет необходимости.

Оценка осуществляется по основным макропоказателям: ВВП, потреблению, инвестициям, экспорту без нефти²⁶, импорту и условиям торговли за вычетом нефти и нефтепродуктов (см., таблицу П1) по 95%-ным доверительным интервалам (используется спецификация BVAR модели из подраздела 2.2.4, оцененная на периоде до перехода к режиму таргетирования инфляции по IV квартал 2013 года). В качестве основного метода расчета оценок используется классический вариант [Christiano et al., 2005].

Для проверки результатов на робастность с точки зрения значений параметров был выбран подход, аналогичный подходу [Guerron-Quintana et al., 2017]. Из апостериорного распределения BVAR-модели российской экономики с включенной медианной моделью нефтяного рынка сэмплируется 2000 наборов коэффициентов. На их основе считаются импульсные отклики по определенным переменным и, соответственно, минимизируется функция, используемая в методе минимизации расстояний. Эта процедура повторяется 1000 раз. На основе полученного распределения оценок параметров DSGE-модели рассчитываются средние значения, которые играют роль точечных оценок, и стандартные ошибки.

Нижние и верхние границы параметров²⁷ определяются исходя из широкого спектра эмпирических исследований [Rotemberg, Woodford, 1997; Giannoni, Woodford, 2003; Amato, Laubach, 2003; Smets, Wouters, 2003, 2007; Christiano et al., 2005; Iacoviello, 2005; Boivin, Giannoni, 2006; Uribe, Yue, 2006; Sbordone, 2006; Dupor et al., 2009; Altig et al., 2011; Kormilitsina, 2011; Schmitt-Grohé, Uribe, 2018; Cantore et al., 2021; Lozej, Onorante, 2023]. При этом в отличие от упрощенного варианта, который обычно используется в литературе (см., например, [Schmitt-Grohé, Uribe, 2018]), условия торговли в настоящей работе также соотносятся с эмпирическими откликами в отечественной модели, что обусловлено их эндогенностью, в силу движений внешнего спроса. Параметры жесткости цен и заработных плат по Ротембергу переводятся в эквивалент вероятности оптимизации контрактов по Кальво (см. [Ascari et al., 2011]).

Список оцениваемых параметров и результаты представлены в таблице 6. Ни один из параметров не упирается в определенные согласно описанию выше границы. При этом оба подхода (по [Christiano et al., 2005] и по [Guerron-Quintana et al., 2017]) демонстрируют весьма близкие результаты.

²⁶ Проблемы моделирования динамики экспорта нефти в ответ на внешние шоки уже обсуждались в разделе 3.2. Для того чтобы не учитывать лишнюю неопределенность, оценка производится не по экспорту, а по экспорту без углеводородов.

²⁷ Границы определяют предельные допустимые значения параметров. Оценка параметра не может быть меньше, чем заданное значение в нижней границе и большей, чем заданное значение в верхней границе.

Таблица 6. Оценка параметров DSGE-модели

Параметр	Классический подход (по Christiano et al., 2005)	Проверка на робастность (по Guerron-Quintana et al., 2017)	Нижняя граница	Верхняя граница
Привычки в потреблении	0,81	0,81	0	0,99
	(0,040)	(0,002)		
Издержки коррекции инвестиций	7,67	8,71	0	10
	(0,024)	(0,076)		
Параметр, характеризующий эластичность страновой премии за риск	0,025	0,023	0,00001	0,1
	(0,01)	(0,001)		
Издержки коррекции цен в экспортном секторе (аналог вероятности по Кальво)	0,37 ²⁸	0,38	0	0,9
	(0,023)	(0,008)		
Издержки коррекции цен в импортном секторе (аналог вероятности по Кальво)	0,77	0,79	0	0,9
	(0,005)	(0,104)		
Издержки коррекции цен во внутренне-ориентированном секторе (аналог вероятности по Кальво)	0,88	0,87	0	0,9
	(0,028)	(0,001)		
Коэффициент реакции на движение реальной мировой деловой активности внешнего спроса	0,31	0,32	0	10
	(0,015)	(0,003)		
Издержки коррекции зарплат (аналог вероятности по Кальво)	0,71	0,70	0	0,9
	(0,025)	(0,002)		

3.3.3 Методологическая проверка результатов на робастность

В начале третьей главы были указаны причины, по которым альтернативные методу минимизации расстояний подходы к оценке DSGE-модели могут не обеспечить релевантный результат при использовании их в чистом виде. Для подкрепления данного утверждения в данном параграфе производится оценка DSGE-модели на основе байесовского подхода с двумя наборами априорных распределений коэффициентов DSGE-модели (отличие этих наборов состоит в разных значениях среднего при коэффициентах жесткостей цен и заработной платы).

Для сравнения DSGE-модель также оценивается на временном интервале, когда действовал режим управляемого курса, – со II квартала 1999 г. по IV квартал 2013 г., – на основе следующих переменных: темпы роста реального потребления, темпы роста реальных

²⁸ Небольшое значение издержек коррекции цен в экспортном секторе в сравнении с другими секторами может объясняться высоким уровнем конкуренции на мировом рынке благ, а также большей неопределенностью, что стимулирует стороны заключать более гибкие контракты.

инвестиций, темпы роста реального экспорта, темпы роста реального импорта, темпы роста номинального курса доллара, M1ACR и переменные нефтяного рынка (см., таблицу П1).

В множество шоков (помимо шоков из мировой модели нефтяного рынка) вошли наиболее базовые и агрегированные из литературы: шок предпочтения потребления; монетарный шок (шок курса); шок совокупной факторной производительности в экспортном секторе; шок совокупной факторной производительности во внутренне-ориентированном секторе; шок эффективности освоения инвестиций; шок страновой премии за риск. Динамика шоков (кроме монетарного) задается процессом авторегрессии первого порядка AR(1). В группу оцениваемых коэффициентов (помимо уже указанных в данном разделе) вошли: AR(1)-коэффициенты и стандартные отклонения добавленных шоков (кроме нефтяного рынка, поскольку их динамика задана, а стандартное отклонение нормировано к 1 в самой VAR-модели).

Результаты оценивания представлены в таблице П3 и на рисунках П18-П20. Качество импульсных откликов, с точки зрения воспроизводства реакций из BVAR-модели, существенно падает в сравнении с подходом бенчмарком, результаты которого представлены в следующем разделе. Более того, оценки коэффициентов при использовании байесовского метода показывают зависимость от априорного распределения, даже при небольших изменениях (как уже отмечалось в начале третьей главы).

3.4 Результаты количественного анализа

3.4.1 Динамическое воздействие шоков нефтяного рынка на российскую экономику

На рисунке 24 представлено соотношение откликов в BVAR-модели и в DSGE-модели с двумя режимами ДКП (также см., таблицу П4). DSGE-модель с политикой фиксированного валютного курса достаточно качественно воспроизводит эмпирические отклики реальных макропеременных и экспортных условий торговли. ВВП, потребление, инвестиции, импорт и экспорт практически находятся в области 68%-ного доверительного интервала, в то время как условия торговли фактически не выходят за границы 95% доверительного интервала. При смене правила ДКП на таргетирование инфляции реакция макропеременных, за исключением условий торговли, существенно падает, что отражает снижение степени зависимости отечественной экономики от конъюнктуры глобального бизнес-цикла. Особенно данный эффект проявляется у инвестиций, отклик которых не превышает 1,85% на горизонте семи кварталов в сравнении с пиком в 3,93% при политике фиксированного курса, и у выпуска, реакция в пике которого снижается с 1,65%, до 0,56%. Реакция импорта в среднем снижается на 0,67%, а экспорт

реагирует почти в два раза меньше в момент возникновения шока при таргетировании инфляции, в сравнении с 1% ростом при политике фиксированного курса.²⁹

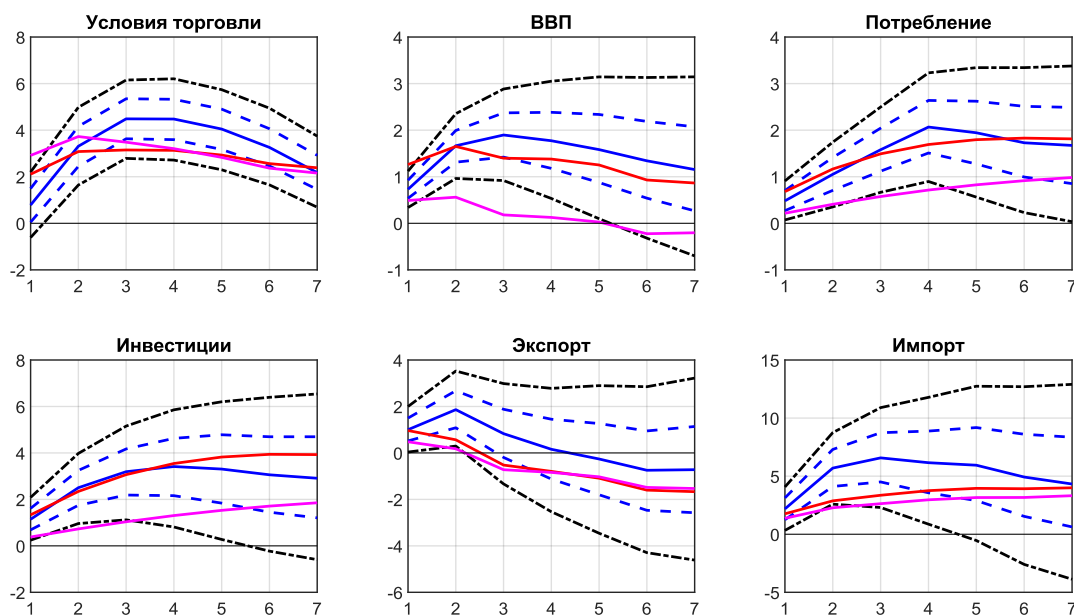


Рисунок 24. Импульсные отклики DSGE модели и BVAR модели на шок мировой деловой активности. Синей линией обозначается медианный отклик в BVAR модели, синей с чертой – 68% доверительные интервалы из BVAR модели, черной с точкой – 95% доверительные интервалы из BVAR модели, красной линией – отклики в DSGE модели с фиксированным курсом, фиолетовой линией – с таргетированием инфляции. По оси абсцисс – кварталы. По оси ординат – процентное влияние соответствующего шока.

Реакции на шок предложения нефти (рисунок 25) и спекулятивный шок спроса (рисунок 26) также получились непротиворечивыми, и по большей части крайне близкими к их точечным оценкам или лежащими в их доверительных интервалах в BVAR-модели. Как и в случае шока мировой деловой активности, смена правила ДКП приводит к снижению влияния внешних шоков.

²⁹ В представленной DSGE-модели не учитываются в явном виде механизмы накопления и использования стабилизационных фондов. Их наличие может оказывать существенное влияние на трансмиссию нефтяных шоков в экономику. Например, использование бюджетного правила и операции с фондами могут сглаживать динамику государственных расходов и обменного курса, тем самым в определенной степени изолируя внутренние макроэкономические показатели от колебаний цен на нефть. Последнее приводит к снижению амплитуды импульсных откликов на шоки нефтяного рынка и ослаблению их канала передачи в российскую экономику. С качественной точки зрения данный механизм близок к эффекту, наблюдаемому при переходе к режиму таргетирования инфляции – уменьшаются чувствительность экономики к внешним шокам. Явное моделирование стабилизационных фондов требует введения фискального блока с межвременным бюджетным ограничением государства, правилом накопления и расходования нефтяных доходов (как, например, в [Андреев, 2022]), что выходит за рамки данной диссертационной работы и остается предметом дальнейших исследований.

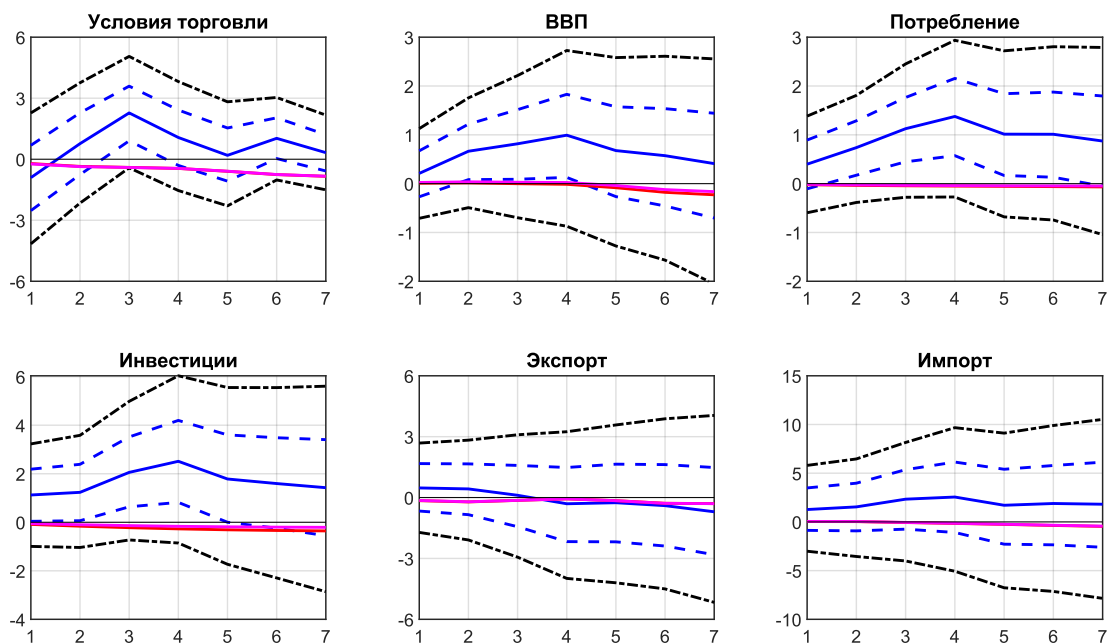


Рисунок 25. Импульсные отклики DSGE модели и BVAR модели на шок предложения нефти. Синей линией обозначается медианный отклик в BVAR модели, синей с чертой – 68% доверительные интервалы из BVAR модели, черной с точкой – 95% доверительные интервалы из BVAR модели, красной линией – отклики в DSGE модели с фиксированным курсом, фиолетовой линией – с таргетированием инфляции. По оси абсцисс – кварталы. По оси ординат – процентное влияние соответствующего шока.

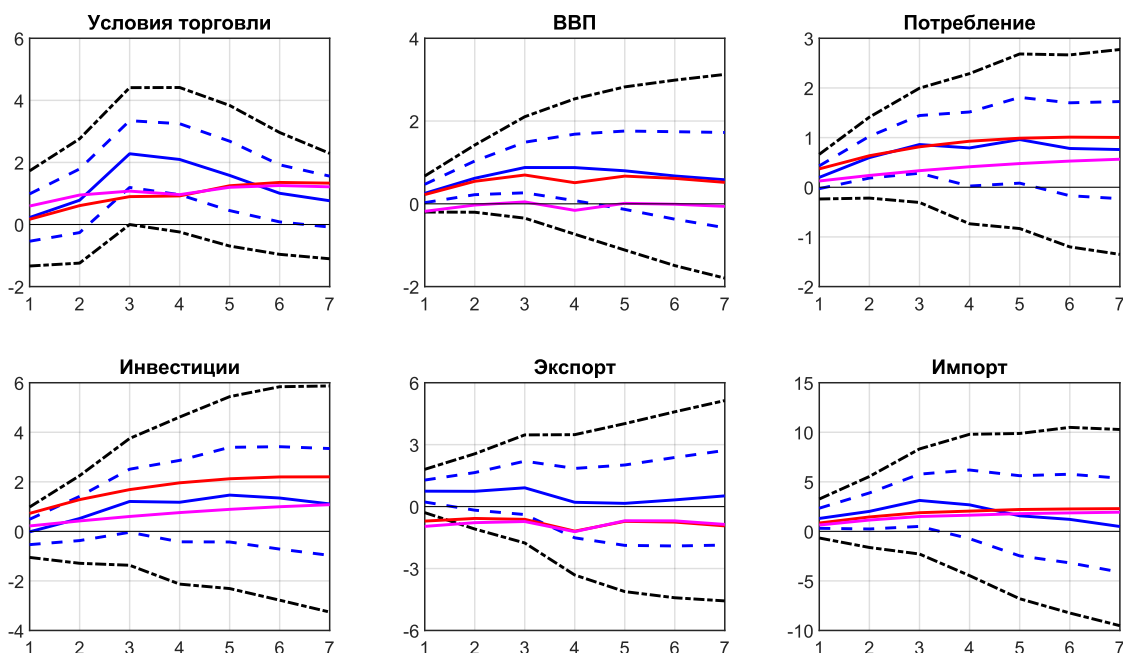


Рисунок 26. Импульсные отклики DSGE модели и BVAR модели на спекулятивный шок спроса на нефть. Синей линией обозначается медианный отклик в BVAR модели, синей с чертой – 68% доверительные интервалы из BVAR модели, черной с точкой – 95% доверительные интервалы из BVAR модели, красной линией – отклики в DSGE модели с фиксированным курсом, фиолетовой линией – с таргетированием инфляции. По оси абсцисс – кварталы. По оси ординат – процентное влияние соответствующего шока.

При оценке роли смены правила ДКП в сглаживании внешних шоков необходимо обсудить и механизмы денежной трансмиссии. На рисунке 27 представлены импульсные отклики внутренней ставки процента, инфляции (ИПЦ) и обменного курса.

Шок мировой деловой активности стимулирует два основных направления притока валютной выручки в экономику: цены на углеводороды и спрос на экспортную продукцию за вычетом нефти. Предложение валюты растет, что оказывает понижающий эффект на номинальный курс доллара США к рублю. При правиле фиксированного курса центральный банк противодействует этому (например, с помощью наращивания предложения отечественной денежной массы), в результате чего полученные от совокупного экспорта доходы в рублевом выражении выше относительно случая модели с таргетированием инфляции и плавающим курсом. Как следствие, происходит дополнительное стимулирование экономики, оживляющее спрос на потребление, инвестиции, госрасходы, потребление внутренне-ориентированных и импортных благ, зарубежных облигаций. Последнее воздействует на внешнюю ставку и совместно с неизменным курсом приводит в соответствии с паритетом процентных ставок к падению внутренней ставки, что еще больше оживляет экономику. В результате, активизировавшийся спрос стимулирует инфляцию, которая в момент воздействия шока глобальной активности растет на 0.35%. При режиме таргетирования инфляции и плавающем курсе центральный банк не противодействует снижению курса напрямую, в результате чего рубль укрепляется. Это ведет к падению экспортной выручки в отечественной валюте (относительно случая фиксированного курса), что в меньшей мере стимулирует внутренний спрос. Вклад снижения цен в импортном секторе в рублевом выражении (за счет падения курса) оказывает большее воздействие на стоимость конечных товаров и услуг, чем рост инфляции во внутренне-ориентированном секторе, что приводит к падению потребительских цен. Для стабилизации инфляции центральный банк понижает ставку, что поддерживает спрос в экономике и ведет к снижению инфляции на 0,18%.

В случае спекулятивного шока спроса происходит схожий по направлениям реакций макропеременных эффект в российской экономике за исключением канала экспорта без углеводородов. Вследствие данного шока глобальная деловая активность падает, в результате чего снижается спрос на отечественный экспортируемый товар. Однако доход, полученный за счет торговли углеводородами, перекрывает потери в экспортном секторе.

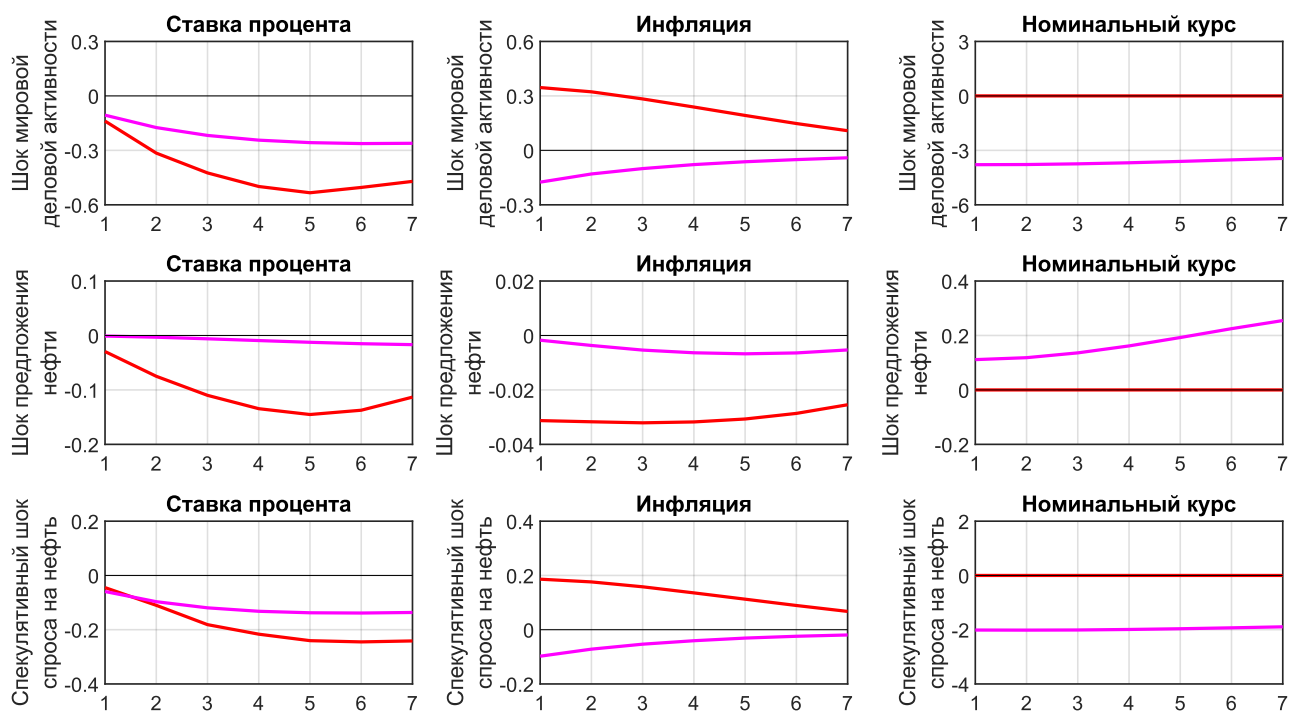


Рисунок 27. Импульсные отклики DSGE модели. Красной линией – отклики в DSGE модели с фиксированным курсом, фиолетовой линией – с таргетированием инфляции. По оси абсцисс – кварталы. По оси ординат – процентное влияние соответствующего шока.

При реализации шока предложения нефти рост нефтяных цен не компенсирует падение внешнего спроса из-за снижения мировой деловой активности. Это приводит к снижению притока валютной выручки в российскую экономику и, как следствие, оказывает повышательное воздействие на номинальный курс и отрицательно воздействует на активность внутри страны. В случае обоих режимов домохозяйства стремятся сгладить данный шок за счет наращивания зарубежных облигаций, что ведет к снижению внешней доходности. При фиксированном курсе вследствие этого снижается внутренняя ставка процента, но этого оказывается недостаточно для стимулирования экономики и совокупный отечественный спрос падает. Как следствие – инфляция опускается на 0.03%. В спецификации с правилом таргетирования инфляции курс рубля падает, что приводит, с одной стороны, к росту экспортных доходов в отечественной валюте, с другой – к росту стоимости импортных товаров. Вместе со стимулирующей эндогенной реакцией ставки в ответ на охлаждение экономики это обеспечивает меньшее падение внутреннего спроса и инфляции, которая снижается лишь на 0,002% в первый квартал воздействия шока предложения нефти.

Как и в случае реальных макропеременных, смена режима фиксированного курса на правило таргетирования инфляции с плавающим курсом приводит к ощутимому снижению волатильности инфляции в ответ на рассматриваемые внешние шоки. В момент воздействия

драйверов нефтяного рынка темп роста цен в абсолютном выражении, в зависимости от шока, примерно в 2–18 раз меньше при новом правиле ДКП. Одна из ключевых ролей в этом принадлежит, наряду со ставкой процента в соответствии с моделью, плавающему номинальному курсу, который фактически играет контрциклическую роль при таргетировании инфляции.

Перечисляя достоинства нового режима ДКП, нельзя не упомянуть и о его потенциальных недостатках. Колебания курса могут осложнить работу в экспортном секторе и секторах, существенную роль в которых играет импортная продукция, повышать неопределенность для зарубежных инвестиций, оказывать проинфляционное или дефляционное давление. При этом источниками данных колебаний могут быть не только шоки глобальной активности и шоки нефтяного рынка. В роли драйверов номинального курса, например, могут выступать зарубежные шоки ДКП крупных экономик, шоки, оказывающее давление на внешние цены, технологические шоки в остальном мире, влияющие на спрос и предложение в торговле с отечественной экономикой, а также шоки премии за риск, отражающие геополитические факторы и ожидания относительно экономической и политической ситуации в России.

3.4.2 Роль шоков нефтяного рынка в исторической динамике российской экономики

На рисунках 28-32 представлена декомпозиция темпов роста реального ВВП, потребления, инвестиций, экспорта, импорта с переключением режима ДКП с фиксированного валютного курса на таргетирование инфляции в I квартале 2014 г. (в таблице П2 представлено сравнение вклада шока мировой деловой активности в BVAR и DSGE модели). В таблице 7 представлен вклад каждой из компоненты в динамику российских макропеременных.

Полученные результаты, с содержательной точки зрения, крайне робастны по отношению к аналогичным, полученным в BVAR-модели во второй главе. Различия в количественной оценке, как уже отмечалось ранее, объясняются ограничением периода оценки по IV квартал 2013 г. и использованием в построении медианной модели мирового рынка нефти.

Именно шоки мировой деловой активности во многом способствовали уверенному росту ВВП, потребления, инвестиций и импорта в России с начала 2003 г. В этот период наблюдалось оживление глобальной активности, что способствовало, с одной стороны, росту спроса стран на энергоносители (и, как следствие, росту нефтяных цен), с другой – к росту спроса на отечественный экспорт. Полученные оценки показывают, что данные шоки во многом способствовали более быстрому восстановлению выпуска и экспорта после падения, которое произошло вследствие глобального финансового кризиса 2007–2009 гг.

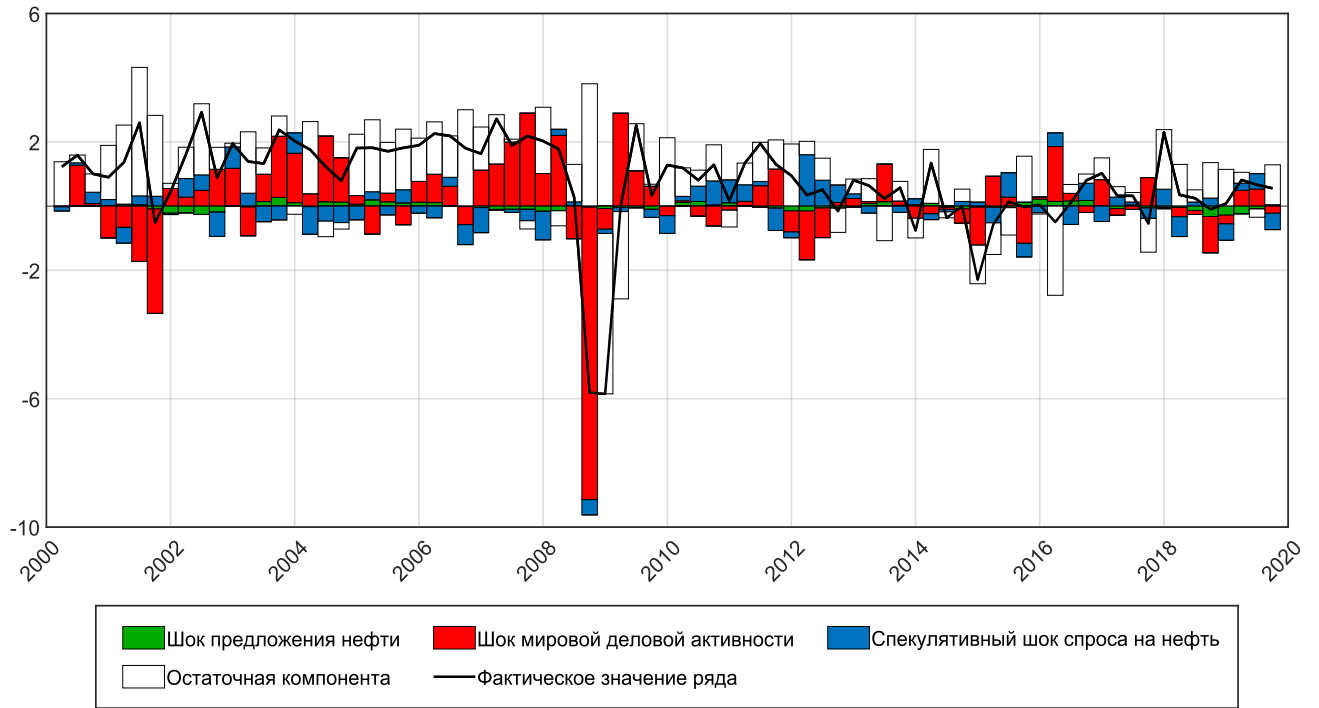


Рисунок 28. Декомпозиция темпов роста реального ВВП.

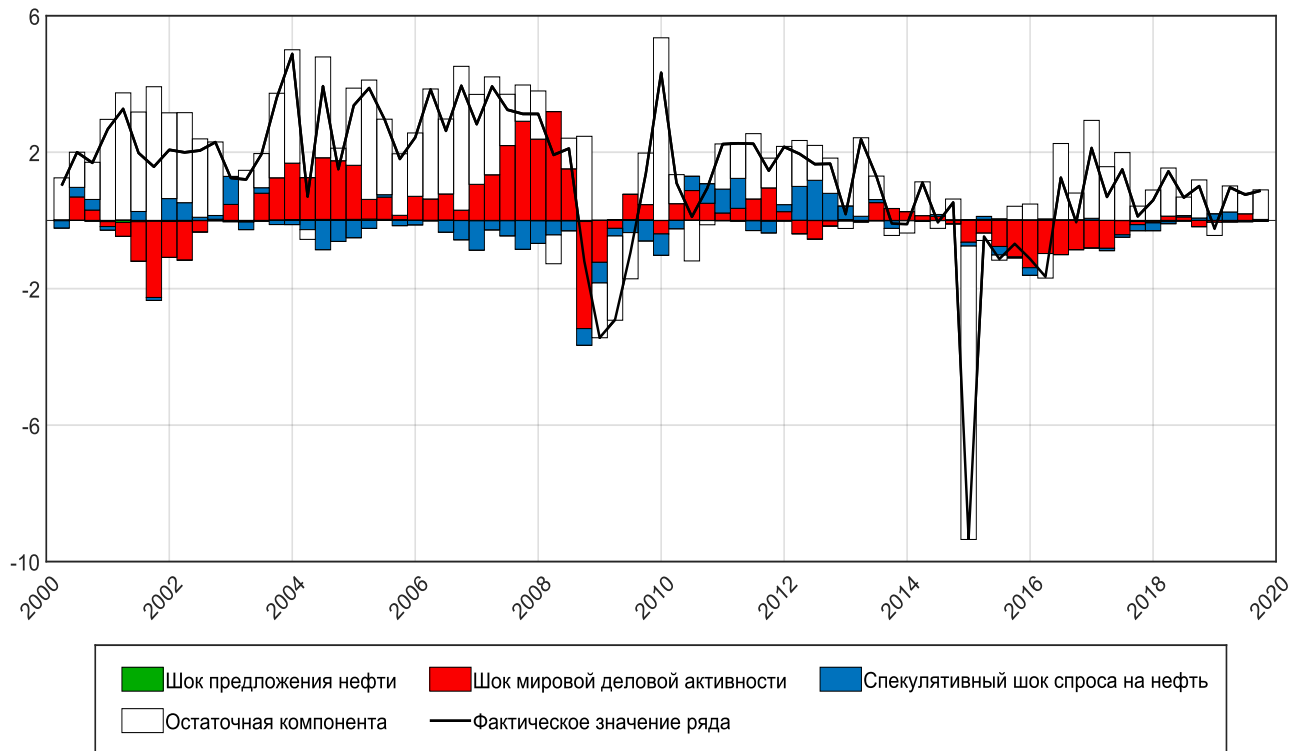


Рисунок 7. Декомпозиция темпов роста реального потребления.

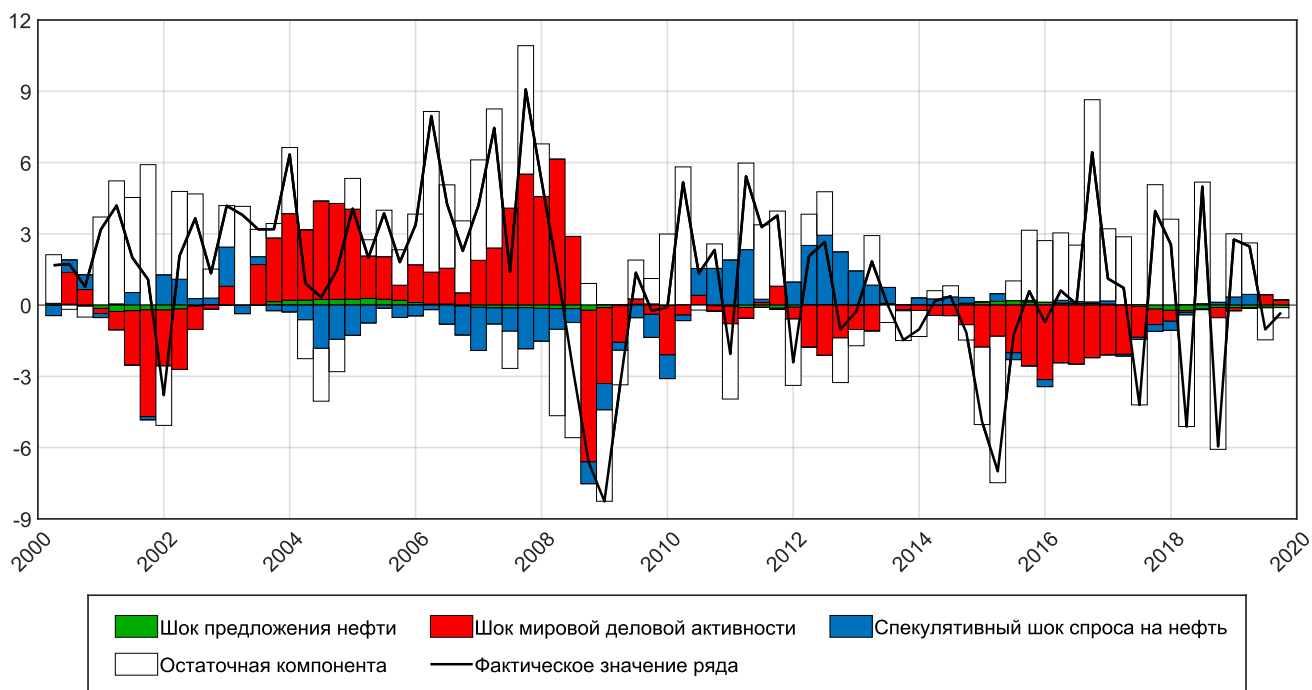


Рисунок 8. Декомпозиция темпов роста реальных инвестиций.

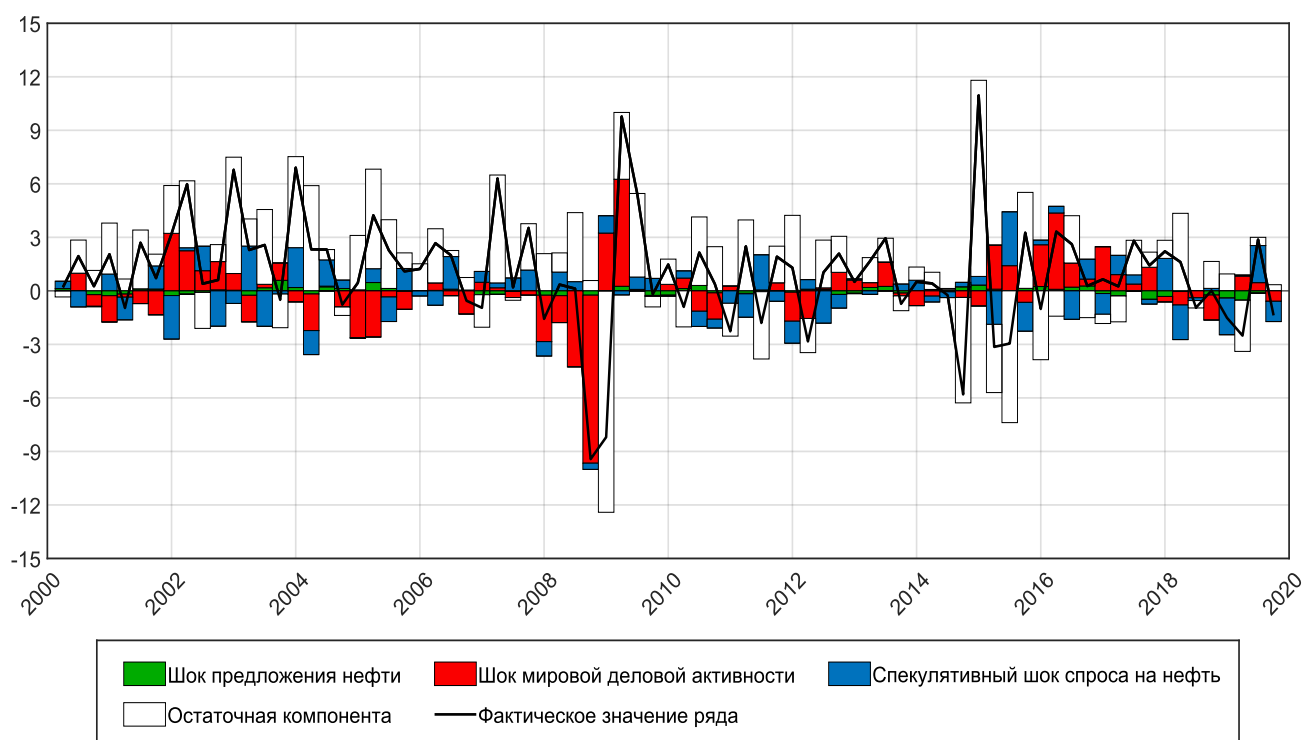


Рисунок 9. Декомпозиция темпов роста реального экспорта.

С другой стороны, именно через данный канал глобальный деловой цикл оказал существенный негативный эффект на макропеременные на пике кризисов 2008–2009 гг. и 2014–2016 гг. При этом в период кризиса 2014–2016 гг. у потребления, инвестиций и импорта отрицательный эффект сохранялся в течении нескольких лет после максимума падения в 2015 г.

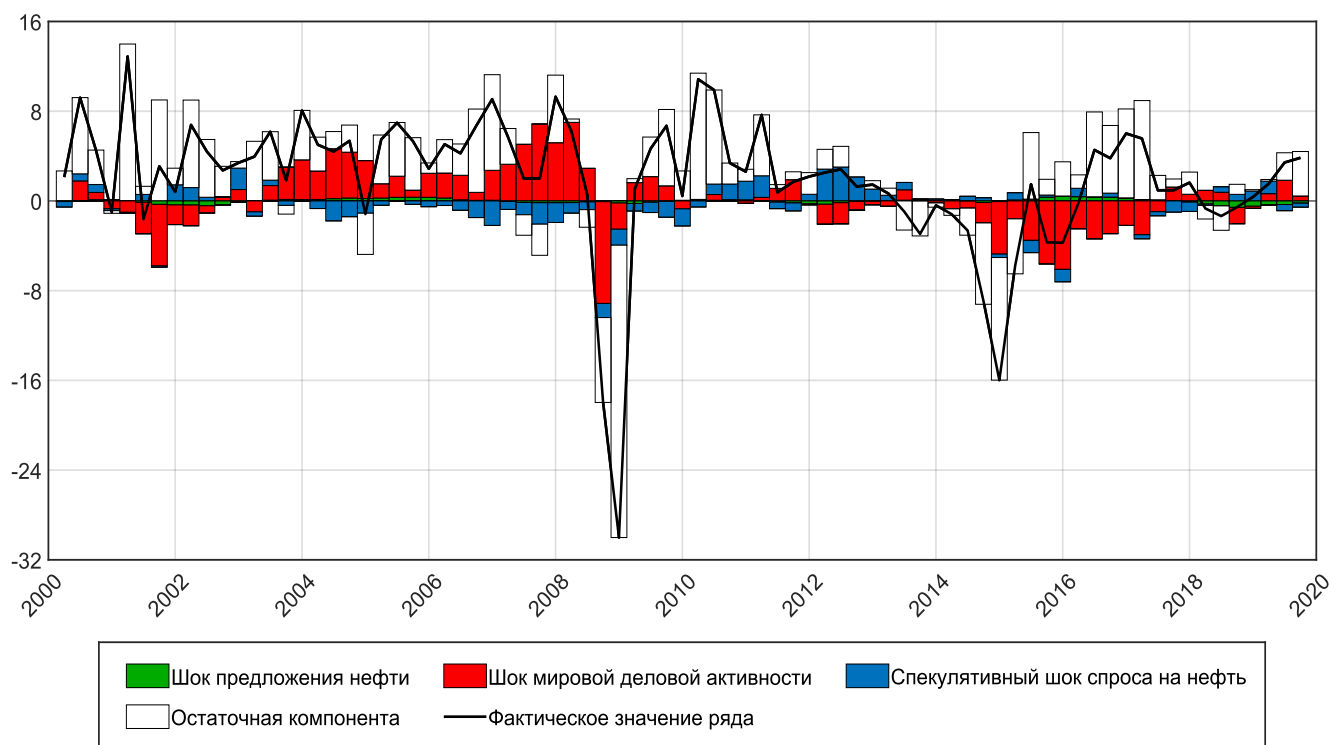


Рисунок 32. Декомпозиция темпов роста реального импорта.

В целом, шоки мировой деловой активности объясняют значительную часть вариации макропеременных. Вклад спекулятивного шока спроса на нефть тоже является достаточно заметным, что можно объяснить ощутимым влиянием на нефтяные цены и глобальный спрос. При росте цен на углеводороды происходит трансферт дохода в отечественную экономику. Трансферт дохода расширяет возможности финансирования инвестиций, способствует повышению спроса на потребительский товар. В свою очередь, рост потребления стимулирует импорт. Также, вследствие спекулятивного шока, внешний спрос падает, что негативно сказывается на экспорте без нефти. При этом роль шоков предложения нефти в динамике российских макропеременных крайне мала.

Таблица 7. Вклад шока мировой деловой активности, нефтяных шоков и остаточной компоненты в вариацию российских макропеременных со II квартала 2000 г. по IV квартал 2019 г.

Шок	Переменная				
	ВВП	Потребление	Инвестиции	Экспорт	Импорт
Мировой деловой активности	35,14%	27,58%	31,90%	24,67%	29,55%
Предложения нефти	3,69%	0,62%	2,03%	3,30%	2,56%
Спекулятивного спроса на нефть	15,09%	11,17%	13,30%	18,88%	11,94%
Остаточная компонента	46,08%	60,63%	52,78%	53,15%	55,96%

3.4.3 Контрфактический анализ единого правила Центрального банка

Смена Банком России режима ДКП с управляемого курса на таргетирование инфляции позволило снизить волатильность экономики от шоков мировой деловой активности, о чем можно судить по импульсным откликам, полученным при оценке DSGE-модели. Возникает вопрос: насколько существенным, в количественном плане, в ретроспективе был бы вклад шоков мировой деловой активности в динамику российских макропеременных без смены правила? Для того, чтобы получить ответ на этот вопрос, проводится контрфактический эксперимент.

Для сопоставления на всем периоде выборки вначале строится историческая декомпозиция при сохранении режима фиксированного валютного курса в модели. Затем предполагается, что уже со II квартала 2000 г. Банк России перешел к таргетированию инфляции, и строится новая контрфактическая декомпозиция. На рисунках 11-12 и П21-П28 представлены оценки вкладов шоков мировой деловой активности в основные макропеременные на двух временных интервалах: со II квартала 2000 г. по IV квартал 2013 г. и с I квартала 2014 г. по IV квартал 2019 г.

Поскольку результаты при различных правилах ДКП с очевидностью существенно отличаются, рассмотрим наиболее интересные периоды. В сценарии таргетирования инфляции в IV квартале 2008 г. ВВП и импорт снижаются за счет шока мировой деловой активности на 4,19% и 6,44% соответственно, в сравнении с 9,11% и 9,01% при фиксированном валютном курсе. У экспорта разница в глубине падения составляет 3,48 процентного пункта (п. п.), а у потребления и инвестиций – 2,96 п. п. и 6,12 п. п.

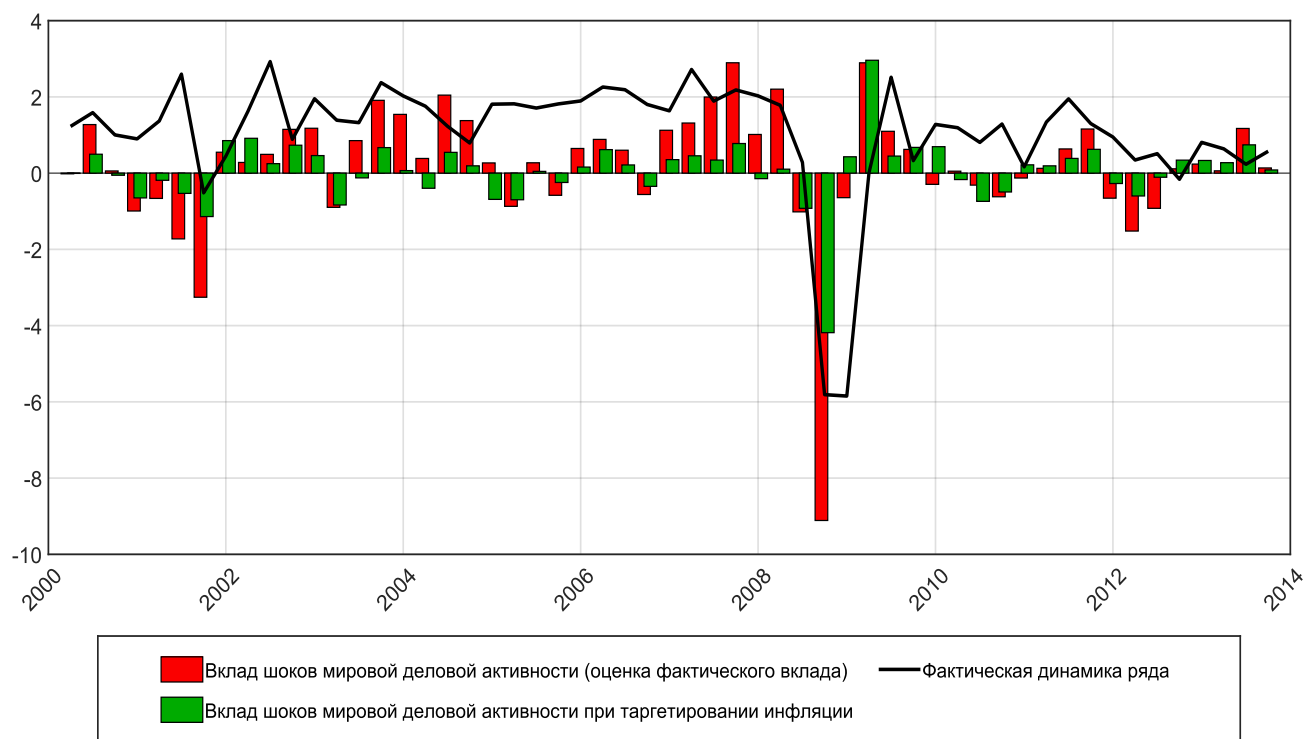


Рисунок 11. Контрфактическая декомпозиция темпов роста реального ВВП, 2000 г. кв. 2 – 2013 г. кв. 4.

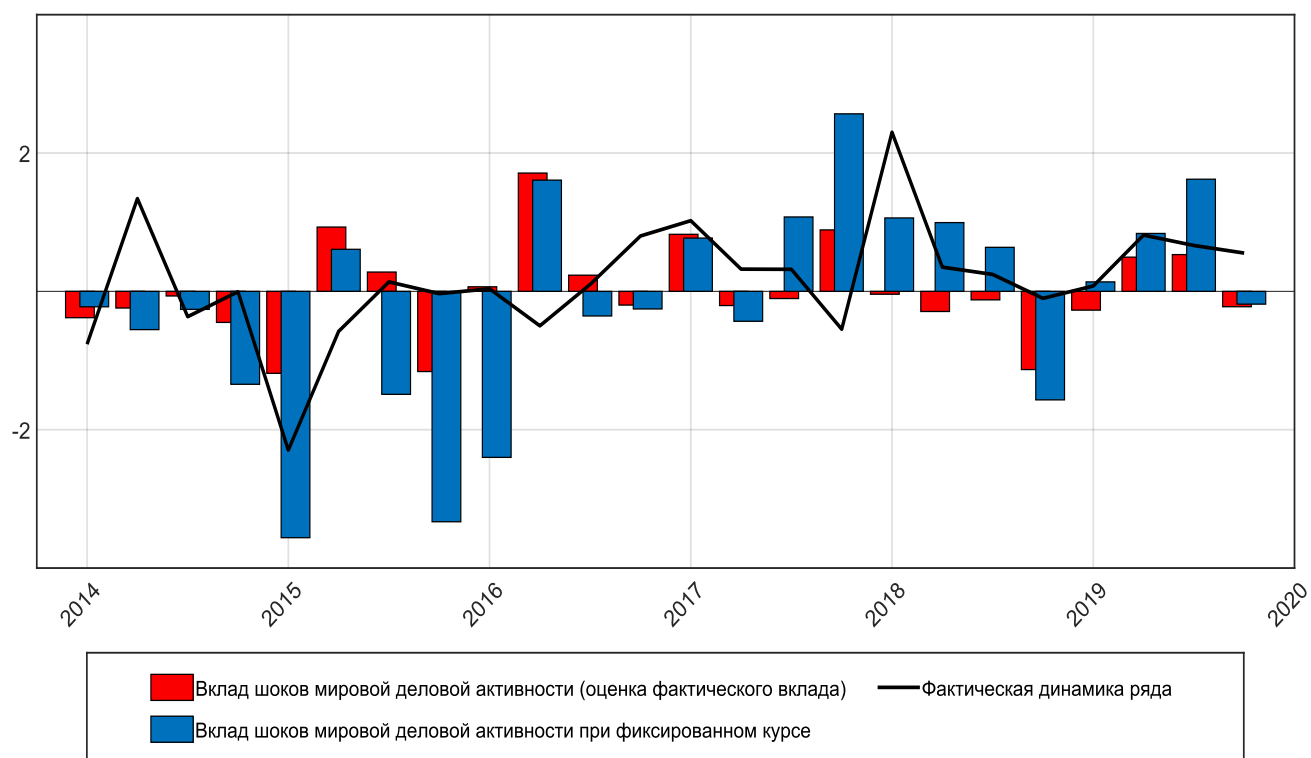


Рисунок 12. Контрфактическая декомпозиция темпов роста реального ВВП, 2014 г. кв. 1 – 2019 г. кв. 4.

Вместе с тем, в сценарии таргетирования инфляции снижается и позитивный эффект от флуктуаций глобального цикла. Так, накопленный эффект в отечественном ВВП с начала 2007 г. по II квартал 2008 г. в 10,55% практически нивелируется. В случае инвестиций накопленный позитивный эффект оказывается ниже на 11,46 п. п. Для потребления накопленный эффект за период с III квартала 2003 г. по III квартал 2008 г. снижается с 28,37% до 15,71%, а для импорта накопленная разница на том же временном интервале при разных сценариях составляет 9,11 п. п.

Аналогичный результат наблюдается и в окрестности кризиса 2014–2016 гг. Смена режима ДКП на таргетирование инфляции позволила сократить оцененный контрфактический отрицательный эффект в разложении выпуска в I квартале 2015 г. на 2,38 п. п. В случае экспорта наибольшее падение вследствие шока мировой деловой активности происходит в I квартале 2015 г., когда вклады при политике фиксированного курса и таргетирования инфляции составляют –2% и –0,85%. У потребления, инвестиций и импорта падение за 2015 г. при сохранении политики фиксированного курса возрастает на 4,85 п. п., 10,6 п. п. и 3,59 п. п.

В целом, результаты контрфактического анализа свидетельствуют о существенном снижении влияния шока глобальной деловой активности в условиях таргетирования инфляции на всех временных горизонтах.

В заключительной главе диссертационного исследования представлен расширенный анализ влияния гетерогенных шоков нефтяного рынка на российскую экономику за счет построения теоретической динамической стохастической модели общего равновесия с мировым рынком нефти и двумя правилами денежно-кредитной политики. Предложенная методология не просто базируется на подходе DSGE, но и связывает ее оценку с использованием векторных авторегрессий, что обеспечивает более комплексный, практикоориентированный анализ.

Продемонстрировано, что результаты применения более микробоснованного подхода также свидетельствует о значительном влиянии шоков нефтяного рынка на российскую экономику, с преобладающим вкладом шоков мировой экономической активности. При этом установлено, что при переходе Центрального банка от режима управляемого в определенном коридоре курса рубля к политике таргетирования инфляции, воздействие внешних шоков нефти на отечественные макропеременные существенно снижается. Например, в ответ на шок деловой активности выпуск реагирует в пике на 1.1% слабее, а реакция инвестиций спустя семь кварталов после возникновения шока – на 2.8% более сдержанная.

Данный вывод подтверждается и на основе проведенного контрфактического эксперимента, в котором предполагается, что на всем горизонте выборки функционирует единственное правило денежно-кредитной политики. При функционировании политики

таргетирования инфляции выпуск в IV квартале 2008 года упал бы на 4.92 п.п. меньше, а в первом квартале 2015 года при функционировании правила управляемого курса его падение возросло бы на 2.38 п.п. Установлено, что модель устойчива к способам оценки, а используемый метод оценки превосходит наиболее распространенный байесовский подход к оценке по заданным критериям.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Основной целью данного диссертационного исследования была разработка комплекса теоретических взаимосвязанных моделей, позволяющего анализировать влияние гетерогенных шоков мирового рынка нефти на российскую экономику при разных режимах монетарной политики. На основании проведенного исследования были получены, сформулированы следующие основные выводы и результаты:

1. Сконструирован и апробирован комплекс теоретических моделей для анализа роли гетерогенных шоков мирового рынка нефти в бизнес-цикле российской экономики. Особенности данного комплекса включают в себя: новый для российской экономики набор теоретических моделей для анализа влияния гетерогенных шоков нефтяного рынка на российскую экономику и их трансмиссионных каналов; взаимосвязанность моделей при работе с ними, что позволяет учесть фактические данные, закономерности в теоретической, микрообоснованной модели, на основе которой также осуществляется анализ; моделирование мирового рынка нефти, а также отдельных элементов модели базируются на выверенных временем и практикой актуальных методах из международной литературы.
2. Определена количественная роль гетерогенных шоков нефтяного рынка в динамике отечественных макропоказателей и каналы их трансмиссии в российскую экономику. Продемонстрировано, что идентифицированные структурные шоки мирового рынка нефти объясняют от 48% до 75% вариации рассматриваемых экономических показателей РФ в среднесрочном периоде. Показано, что наибольший эффект оказывает шок мировой деловой активности, чей вклад в исторической декомпозиции ВВП, потребления, инвестиций, экспорта и импорта на основе теоретической DSGE модели составил 35,14%, 27,58%, 31,9%, 24,67% и 29,55% соответственно. Вклад шоков предложения нефти и спекулятивных шоков спроса более сдержанный и суммарно не превышает 11,79%-22,18%.
3. Оценены возможности действовавших в России режимов ДКП по сглаживанию гетерогенных шоков нефтяного рынка. Режим таргетирования инфляции позволяет в гораздо большей степени противодействовать последствиям внешних потрясений нефтяного рынка чем режим фиксированного курса: например, при шоке мировой деловой активности разница в реакция российского выпуска составляет 1,09 п.п., а разница в реакция инвестиций в основной капитал на горизонте семи кварталов – 2 п.п. Данный вывод также подтверждается контрфактическим экспериментом, по результатам которого, например, падение отечественной экономики в четвертом квартала 2008 года было бы на

4,19 п.п. меньше при режиме таргетирования инфляции, а в первом квартале 2015 года при продолжении функционирования режима управляемого курса российская экономика упала бы на 2,38 п.п. сильнее.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Аганин А.Д., Пересецкий А.А. Волатильность курса рубля: нефть и санкции // Прикладная эконометрика. – 2018. – Т. 52. – № 4. – С. 5–21.
2. Андреев М. Ю., Полбин А. В. Исследование эффекта финансового акселератора в DSGE-модели с описанием производства экспортного продукта // Журнал Новой экономической ассоциации. – 2019. – №. 4. – С. 12-49.
3. 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.
4. Гурвич Е., Соколов В., Улюкаев А. Оценка вклада эффекта Балассы – Самуэльсона в динамику реального обменного курса рубля // Вопросы экономики. – 2008. – № 7. – С. 12–30.
5. Дробышевский С., Полбин А. Декомпозиция динамики макроэкономических показателей РФ на основе DSGE-модели // Экономическая политика. – 2015. – Т. 10. – №. 2. – С. 20-42.
6. 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. – С. 5–31.
7. Зубарев А. В., Кириллова М. А. Построение модели GVAR для российской экономики // Экономический журнал Высшей школы экономики. – 2023. – Т. 27. – №. 1. – С. 9-32.
8. Зубарев А. В., Кириллова М. А. GVAR-модель с различными весами для анализа финансового канала распространения реальных шоков между странами и регионами // Экономика региона. – 2026. – Т. 22. – №. 1. – С. 205–219.
9. Зубарев А.В., Рыбак К.С. Влияние премии за риск на российские макроэкономические показатели // Экономический журнал ВШЭ. – 2020. – Т. 24. – № 3. – С. 391–414.
10. Крепцев Д. А., Селезнев С. М. DSGE-модель российской экономики с банковским сектором // Серия докладов об экономических исследованиях. – 2017. – Т. 27.
11. Крепцев Д., Селезнев С. DSGE-модели российской экономики с малым количеством уравнений // Серия докладов об экономических исследованиях. – 2016. – №. 12. – С. 3.
12. Крепцев Д., Селезнев С. Прогнозирование российской экономики с использованием DSGE-моделей с малым количеством уравнений // Деньги и кредит. – 2018. – №. 2. – С. 51-67.
13. Ломиворотов Р. В. Использование байесовских методов для анализа денежно-кредитной политики в России // Прикладная эконометрика. – 2015. – Т. 38. – №. 2. – С. 41–63.
14. Ломоносов Д. А., Полбин А. В., Фокин Н. Д. Влияние шоков мировой деловой активности, предложения нефти и спекулятивных нефтяных шоков на экономику РФ // Экономический журнал Высшей школы экономики. – 2021. – Т. 25. – №. 2. – С. 227-262.

15. Ломоносов Д. А. Шоки деловой активности и специфические шоки рынка нефти в DSGE-модели экономики России и их влияние при разных режимах ДКП // Деньги и кредит. – 2023. – Т. 82. – №. 4. – С. 44-79.
16. Ломоносов Д. А. Шоки деловой активности и специфические шоки рынка нефти в DSGE-модели экономики России и их влияние при разных режимах ДКП // Деньги и кредит. – 2023. – Т. 82. – №. 4. – С. 44-79. Приложение.
17. 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.
18. Ломоносов Д. А. DSGE-модель российской экономики с рынком жилой недвижимости // Экономическая политика. – 2024. – Т. 19. – №. 3. – С. 76-117.
19. Пестова А. А. Об оценке эффектов монетарной политики в России: роль пространства шоков и изменений режимов политики // Вопросы экономики. – 2018. – №. 2. – С. 33-55.
20. Полбин А. Построение динамической стохастической модели общего равновесия для экономики с высокой зависимостью от экспорта нефти // Экономический журнал Высшей школы экономики. – 2013. – Т. 17. – №. 2. – С. 323-359.
21. Полбин А.В. Оценка влияния шоков нефтяных цен на российскую экономику в векторной модели коррекции ошибок // Вопросы экономики. – 2017. – № 10. – С. 27–49.
22. Полбин А.В., Синельников-Мурылев С.Г. Построение и калибровка DSGE-модели для российской экономики с использованием импульсных откликов векторной авторегрессии // Прикладная эконометрия. – 2024. – Т. 73. – С. 5–34.
23. 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.
24. 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.
25. Синельников-Мурылев С., Дробышевский С., Казакова М. Декомпозиция темпов роста ВВП России в 1999–2014 годах // Экономическая политика. – 2014. – № 5. – С. 7–37.
26. 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.
27. 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.

28. Сосунов К.А., Шумилов А.В. Оценивание равновесного реального обменного курса российского рубля // *Экономический журнал ВШЭ*. – 2005. – Т. 9. – № 2. – С. 216–229.
29. Шоломицкая Е.В. Влияние ключевых макроэкономических шоков на инвестиции в России // *Экономический журнал ВШЭ*. – 2017. – Т. 21. – № 1. – С. 89–113.
30. Шульгин А. Г. Байесовская оценка DSGE-модели с двумя правилами монетарной политики для России // М.: Изд. дом ВШЭ. – 2014.
31. Шульгин А. Г. Сколько правил монетарной политики необходимо при оценке DSGE модели для России? // *Прикладная эконометрика*. – 2014. – №. 4 (36). – С. 3-31.
32. Шульгин А. Стерилизованные интервенции в форме аукционов валютного репо: VECM-анализ на российских данных // *Деньги и кредит*. – 2018. – Т. 77. – № 2. – С. 68–80.
33. Adjemian S., Darracq Pariès M. Optimal monetary policy and the transmission of oil-supply shocks to the euro area under rational expectations. ECB Working Paper, 2008. – №. 962.
34. Adolfson M., Lindé J., Villani M. Forecasting performance of an open economy DSGE model // *Econometric Reviews*. – 2007. – Vol. 26. – №. 2-4. – P. 289-328.
35. Alba J. D. et al. Foreign Output Shocks and Monetary Policy Regimes in Small Open Economies: A DSGE Evaluation of East Asia. – 2011. – №. DP-2011-09.
36. Alba J. D., Chia W. M., Su Z. Oil shocks and monetary policy rules in emerging economies // *Applied Economics*. – 2013. – Vol. 45. – №. 35. – P. 4971-4984.
37. 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.
38. Altig D. et al. Firm-specific capital, nominal rigidities and the business cycle // *Review of Economic dynamics*. – 2011. – Vol. 14. – №. 2. – P. 225-247.
39. Amato J. D., Laubach T. Estimation and control of an optimization-based model with sticky prices and wages // *Journal of Economic dynamics and Control*. – 2003. – Vol. 27. – №. 7. – P. 1181-1215.
40. Anderson S.T., Kellogg R., Salant S.W. Hotelling under Pressure // *Journal of Political Economy*. – 2018. – Vol. 126. – № 3. – P. 984–1026.
41. Andreyev M. Adding a fiscal rule into a DSGE model: How much does it change the forecasts // Bank of Russia. Working paper series. – 2020. – №. 64.
42. Andreev M. et al. Commodity cycles and financial instability in emerging economies // *Annals of Finance*. – 2024. – Vol. 20. – №. 2. – P. 167-197.
43. Andreyev M., Polbin A. Optimal simple monetary policy rules for a resource-rich economy and the Zero Lower Bound // Bank of Russia. Working paper series. – 2021. – №. 81.

44. Ascari G., Castelnuovo E., Rossi L. Calvo vs. Rotemberg in a trend inflation world: An empirical investigation // *Journal of Economic Dynamics and Control*. – 2011. – Vol. 35. – №. 11. – P. 1852-1867.
45. Balke N. S., Brown S. P. A. Oil supply shocks and the US economy: An estimated DSGE model // *Energy policy*. – 2018. – Vol. 116. – P. 357-372.
46. Barsky R.B., Kilian L. Oil and the Macroeconomy Since the 1970s // *Journal of Economic Perspectives*. – 2004. – Vol. 18. – № 4. – P. 115–134.
47. Baumeister C., Hamilton J.D. Structural Interpretation of Vector Autoregressions with Incomplete Identification: Revisiting the Role of Oil Supply and Demand Shocks // *The American Economic Review*. – 2019. – Vol. 109. – № 5. – P. 1873–1910.
48. 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.
49. Belomestny D., Krymova E., Polbin A. Bayesian TVP-VARX models with time invariant long-run multipliers // *Economic Modelling*. – 2021. – Vol. 101.
50. Bernanke B. S. et al. Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks // *Brookings papers on economic activity*. – 1997. – Vol. 1997. – №. 1. – P. 91-157.
51. Bjørnland H.C., Nordvik F. M., Rohrer M. Supply Flexibility in the Shale Patch: Evidence from North Dakota // *Journal of Applied Econometrics*. – 2021. – Vol. 36. – № 3. – P. 273–292.
52. Bodenstein M., Erceg C. J., Guerrieri L. Oil shocks and external adjustment // *Journal of international economics*. – 2011. – Vol. 83. – №. 2. – P. 168-184.
53. Bodenstein M., Erceg C. J., Guerrieri L. Optimal monetary policy with distinct core and headline inflation rates // *Journal of Monetary Economics*. – 2008. – Vol. 55. – P. 18-33.
54. Bodenstein M., Guerrieri L., Kilian L. Monetary policy responses to oil price fluctuations // *IMF Economic Review*. – 2012. – Vol. 60. – №. 4. – P. 470-504.
55. Bohi D.R. On the Macroeconomic Effects of Energy Price Shocks // *Resources and Energy*. 1991. – Vol. 13. – № 2. – P. 145–162.
56. Boivin J., Giannoni M. P. Has monetary policy become more effective? // *The Review of Economics and Statistics*. – 2006. – Vol. 88. – №. 3. – P. 445-462.
57. Caldara D., Cavallo M., Iacoviello M. Oil Price Elasticities and Oil Price Fluctuations // *Journal of Monetary Economics*. – 2019. – Vol. 103. – P. 1–20.
58. Canova F. *Methods for Applied Macroeconomic Research*. Princeton University Press. – 2007.
59. Canova F., Pérez Forero F. J. Estimating overidentified, nonrecursive, time varying coefficients structural vector autoregressions. *Quantitative Economics*. – 2015. – Vol. 6. – №. 2. – P. 359—384.

60. Cantore C., Ferroni F., León-Ledesma M. The missing link: monetary policy and the labor share // *Journal of the European Economic Association*. – 2021. – Vol. 19. – №. 3. – P. 1592-1620.
61. 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. 207–237.
62. Christiano L. J., Eichenbaum M., Evans C. L. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy // *Journal of political Economy*. – 2005. – Vol. 113. – №. 1. – P. 1-45.
63. Del Negro M., Schorfheide F. Priors from general equilibrium models for VARs // *International Economic Review*. – 2004. – Vol. 45. – №. 2. – P. 643-673.
64. Dotsey M., Reid M. Oil shocks, monetary policy, and economic activity // *FRB Richmond Economic Review*. – 1992. – Vol. 78. – № 4. – P. 14-27.
65. Dupor B., Han J., Tsai Y. C. What do technology shocks tell us about the New Keynesian paradigm? // *Journal of Monetary Economics*. – 2009. – Vol. 56. – №. 4. – P. 560-569.
66. 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.
67. Fernández-Villaverde J. The econometrics of DSGE models // *SERIEs*. – 2010. – Vol. 1. – №. 1-2. – P. 3-49.
68. Fève P., et al. Minimum distance estimation and testing of DSGE models from structural VARs // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. – 2009. – Vol. – 71. – №. 6. – P. 883-894.
69. Giannoni M. P., Woodford M. Optimal Inflation Targeting Rules // *NBER Working Paper*. – 2003.
70. Guerron-Quintana P., Inoue A., Kilian L. Frequentist inference in weakly identified DSGE models. – 2009.
71. Guerron-Quintana P., Inoue A., Kilian L. Impulse response matching estimators for DSGE models // *Journal of Econometrics*. – 2017. – Vol. 196. – №. 1. – P. 144-155.
72. Hall A. R. et al.. Information criteria for impulse response function matching estimation of DSGE models // *Journal of Econometrics*. – 2012. – Vol. 170. – №. 2. – P. 499-518.
73. Hamilton J. D. Oil and the macroeconomy since World War II // *Journal of political economy*. – 1983. – Vol. 91. – № 2. – P. 228-248.
74. Hamilton J.D. Understanding Crude Oil Prices // *The Energy Journal*. – 2009. – Vol. 30. – № 2. – P. 179–206.
75. Hamilton J.D. What Is an Oil Shock? // *Journal of Econometrics*. – 2003. – Vol. 113. – № 2. – P. 363–398.

76. 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.
77. Hausman J.A., Newey W.K. Nonparametric Estimation of Exact Consumers Surplus and Deadweight Loss // *Econometrica*. – 1995. – Vol. 63. – № 3. – P. 1445–1476.
78. 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.
79. Iacoviello M. House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle // *American economic review*. – 2005. – Vol. 95. – №. 3. – P. 739-764.
80. Inoue A., Kilian L. Inference on Impulse Response Functions in Structural VAR Models // *Journal of Econometrics*. – 2013. – Vol. 177. – № 1. – P. 1–13.
81. IMF. Country Report №. 01/102 (Russian Federation). – 2001.
82. IMF. Russian Federation: Selected Issues. IMF Staff Country Reports. – 2002.
83. Ireland P. N. A method for taking models to the data // *Journal of Economic dynamics and control*. – 2004. – Vol. 28. – №. 6. – P. 1205-1226.
84. Javan A., Zahran N. Dynamic Panel Data Approaches for Estimating Oil Demand Elasticity // *OPEC Energy Review*. – 2015. – Vol. 39. – № 1. – P. 53–76.
85. Kilian L. et al. Geopolitical oil price risk and economic fluctuations. – 2024.
86. Kilian L. Measuring Global Real Economic Activity: Do Recent Critiques Hold Up to Scrutiny? // *Economics Letters*. – 2019. – Vol. 178. – P. 106–110.
87. 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.
88. Kilian L. The Effects of Exogenous Oil Supply Shocks on Output and Inflation: Evidence from the G7 Countries: CEPR Discussion Paper № 5404. – 2005.
89. Kilian L. The Impact of the Fracking Boom on Arab Oil Producers // *The Energy Journal*. – 2017. – Vol. 38. – № 6. – P. 137–160.
90. Kilian L. Understanding the Estimation of Oil Demand and Oil Supply Elasticities: CEPR Discussion Paper DP15244. – 2020.
91. 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.
92. 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.

93. 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.
94. 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.
95. Kilian L., Zhou X. The Econometrics of Oil Market VAR Models: CEPR Discussion Paper DP14460. – 2020.
96. Kormilitsina A.. Oil price shocks and the optimality of monetary policy // *Review of Economic Dynamics*. – 2011. – Vol. 14. – №. 1. – P. 199-223.
97. Kozlovtceva I. et al. Financial stability implications of policy mix in a small open commodity-exporting economy // *Bank of Russia. WORKING PAPER SERIES*. – 2019. – №. 42.
98. 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.
99. Litterman R.B. Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions – Five Years of Experience // *Journal of Business & Economic Statistics*. – 1986. – Vol. 4. – № 1. – P. 25–38.
100. Lozej M., Onorante L., Rannenberg A. Countercyclical capital regulation in a small open economy DSGE model // *Macroeconomic Dynamics*. – 2023. – P. 1-38.
101. Malakhovskaya O., Minabutdinov A. Are commodity price shocks important? A Bayesian estimation of a DSGE model for Russia // *International Journal of Computational Economics and Econometrics*. – 2014. – Vol. 4. – №. 1-2. – P. 148-180.
102. Melolinna M. Macroeconomic Shocks in an Oil Market VAR: European Central Bank Working Paper Series. № 1432. – 2012.
103. Mikusheva A. Estimation of dynamic stochastic general equilibrium models (in Russian) // *Quantile*. – 2014. – №. 12. – P. 1-21.
104. Müller U. K. Measuring prior sensitivity and prior informativeness in large Bayesian models // *Journal of Monetary Economics*. – 2012. – Vol. 59. – №. 6. – P. 581-597.
105. Newell R.G., Prest B.C. The Unconventional Oil Supply Boom: Aggregate Price Response from Microdata // *The Energy Journal*. – 2019. – Vol. 40. – № 3. – P. 1-30.
106. OECD, Russian Federation, *Economic Surveys*. – 2000.
107. Oladunni S. Oil price shocks and macroeconomic dynamics in an oil-exporting emerging economy: A New Keynesian DSGE approach // *CBN Journal of Applied Statistics*. – 2020. – Vol. 11. – №. 1. – P. 1-34.
108. Peersman G. What Caused the Early Millennium Slowdown? Evidence Based on Vector Autoregressions // *Journal of Applied Econometrics*. – 2005. – Vol. 20. – № 2. – P. 185–207.

109. Peersman G., Stevens A. Oil demand and supply shocks: An analysis in an estimated DSGE-model // *Work*. – 2010.
110. Peersman G., van Robays I. Cross-country Differences in the Effects of Oil Shocks // *Energy Economics*. – 2012. – Vol. 34. – № 5. – P. 1532–1547.
111. Peersman G., Van Robays I. Oil and the Euro Area Economy // *Economic Policy*. – 2009. – Vol. 24. – № 60. – P. 603–651.
112. Plante M. How should monetary policy respond to changes in the relative price of oil? Considering supply and demand shocks // *Journal of Economic Dynamics and Control*. – 2014. – Vol. 44. – P. 1-19.
113. 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*. – 2020. – Vol. 56. – № 15. – P. 3732– 3745.
114. 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.
115. 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.
116. Rotemberg J. J. Sticky prices in the United States // *Journal of political economy*. – 1982. – Vol. 90. – №. 6. – P. 1187-1211.
117. Rotemberg J. J., Woodford M. An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy // *NBER macroeconomics annual*. – 1997. – Vol. 12. – P. 297-346.
118. 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.
119. Sbordone A. US wage and price dynamics: A limited information approach // *FRB of New York Staff Report*. – 2006. – №. 256.
120. Schmitt-Grohé S., Uribe M. Closing small open economy models // *Journal of international Economics*. – 2003. – Vol. 61. – №. 1. – P. 163-185
121. Schmitt-Grohé S., Uribe M. How Important are Terms-Of-Trade Shocks? // *International Economic Review*. – 2018. – Vol. 59. – №. 1. – P. 85-111.
122. Schorfheide F. Loss function-based evaluation of DSGE models // *Journal of Applied Econometrics*. – 2000. – Vol. 15. – №. 6. – P. 645-670.
123. Smets F., Wouters R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area // *Journal of the European economic association*. – 2003. – Vol. 1. – №. 5. – P. 1123-1175.

124. Smets F., Wouters R. Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach // American economic review. – 2007. – Vol. 97. – №. 3. – P. 586-606.
125. Somé J. Oil Demand and Supply Shocks in Canada's Economy // Journal of Quantitative Economics. – 2023. – P. 1-32.
126. 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.
127. Unalmis D., Unalmis I., Unsal D. F. On oil price shocks: the role of storage // IMF Economic Review. – 2012. – Vol. 60. – №. 4. – P. 505-532.
128. Uribe M., Yue V. Z. Country spreads and emerging countries: Who drives whom? // Journal of international Economics. – 2006. – Vol. 69. – №. 1. – P. 6-36.
129. Whelan K. A guide to US chain aggregated NIPA data // Review of income and wealth. – 2002. – Vol. 48. – №. 2. – P. 217-233.
130. Yatchew A., No J.A. Household Gasoline Demand in Canada // Econometrica. – 2001. – Vol. 69. – № 6. – P. 1697–1709.
131. Zhang B. et al. The Transmission Mechanisms and Impacts of Oil Price Fluctuations: Evidence from DSGE Model // Energies. – 2022. – Vol. 15. – №. 16.

ПРИЛОЖЕНИЕ

Таблица П1. Список переменных, используемых при оценке различных спецификаций BVAR и DSGE моделей.

Раздел	2.1 (компактная версия BVAR; цены на нефть движимы одним шоком)	2.1 (расширенная версия BVAR; цены на нефть движимы одним шоком)	2.2 (BVAR; цены на нефть движимы гетерогенным набором шоков)	2.2 (BVAR; цены на нефть движимы гетерогенным набором шоков; проверка на робастность)	3.3 (DSGE; цены на нефть движимы гетерогенным набором шоков)	3.3 (DSGE; цены на нефть движимы гетерогенным набором шоков; проверка на робастность)
Переменные российской экономики						
ВВП	+	+	+	+	+	
Дефлятор ВВП	+	+	+			
Потребление		+	+	+	+	+
Инвестиции		+	+	+	+	+
Ставка МІАСR		+	+	+		+
Экспорт			+	+		+
Импорт			+	+	+	+
Зарплаты			+			
Доходы			+			
РЭВК			+			
ИПЦ				+		
Номинальный курс доллара				+		+
Условия торговли				+	+	
Экспорт без нефти				+	+	
Переменные нефтяного рынка						
Цены на нефть	+	+	+	+	+	+
Глобальная активность			+	+	+	+
Добыча нефти			+	+	+	+
Наземные запасы нефти			+	+	+	+

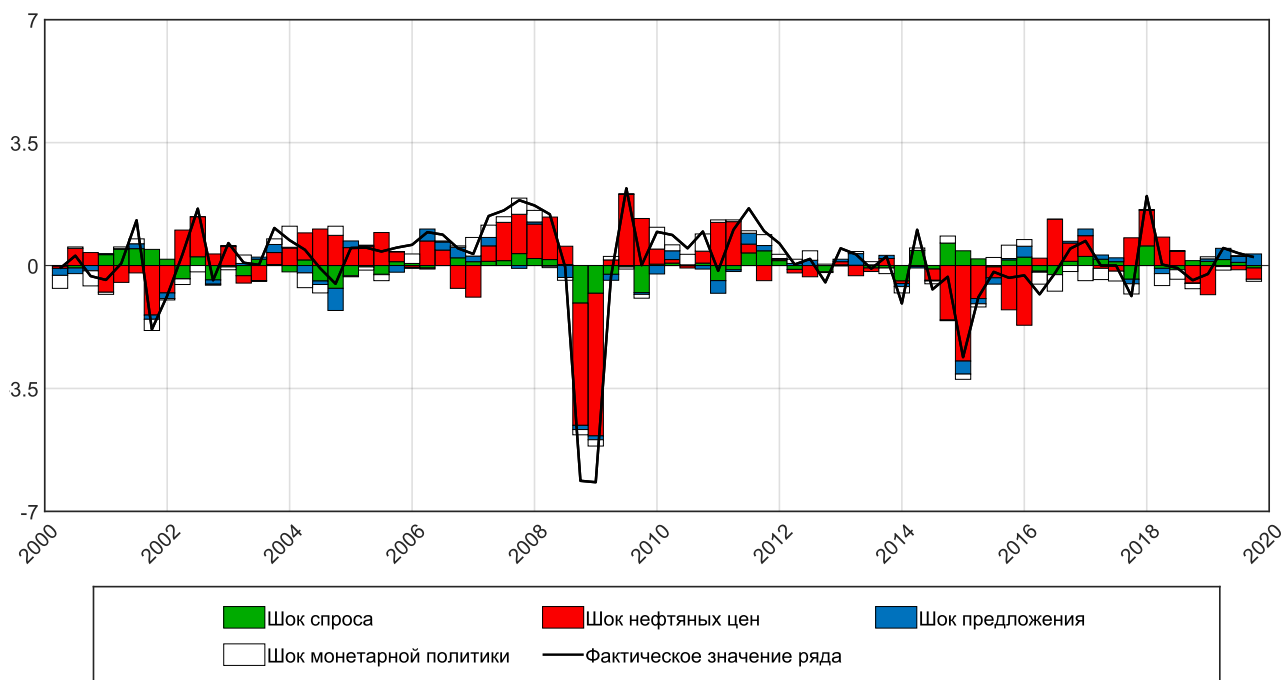


Рисунок П1. Историческая декомпозиция темпа роста реального ВВП в отклонениях от долгосрочных темпов роста. Спецификация П.

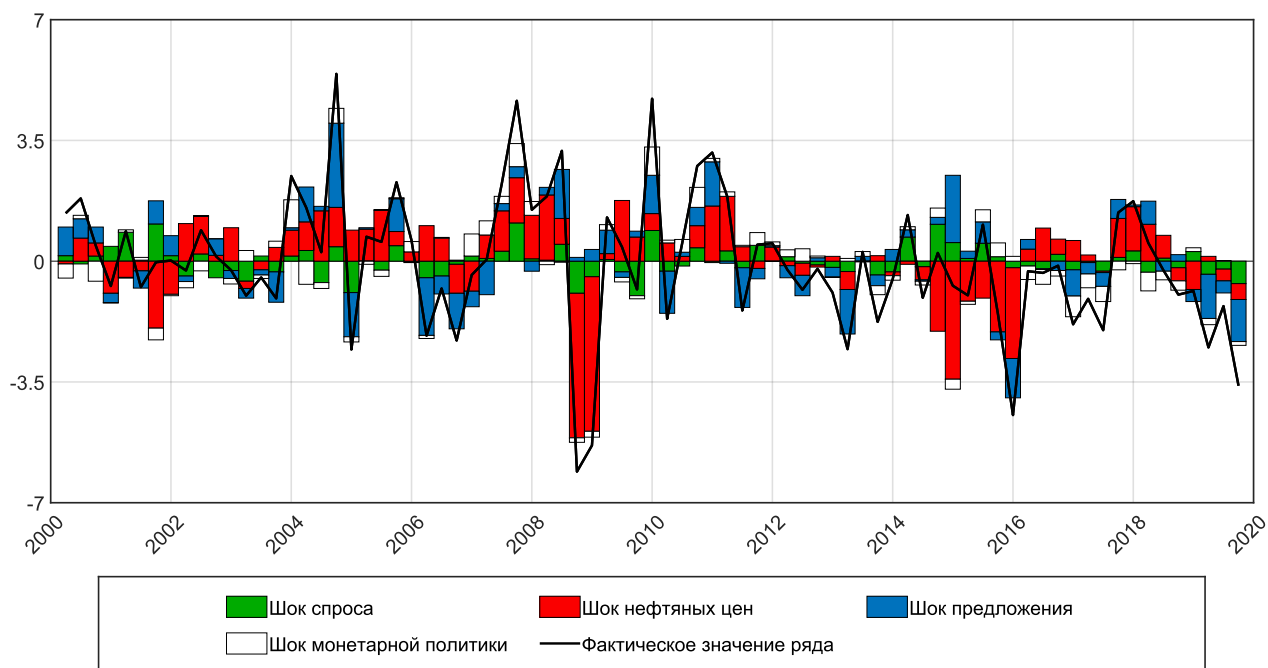


Рисунок П2. Историческая декомпозиция темпа роста дефлятора ВВП в отклонениях от долгосрочных темпов роста. Спецификация П.

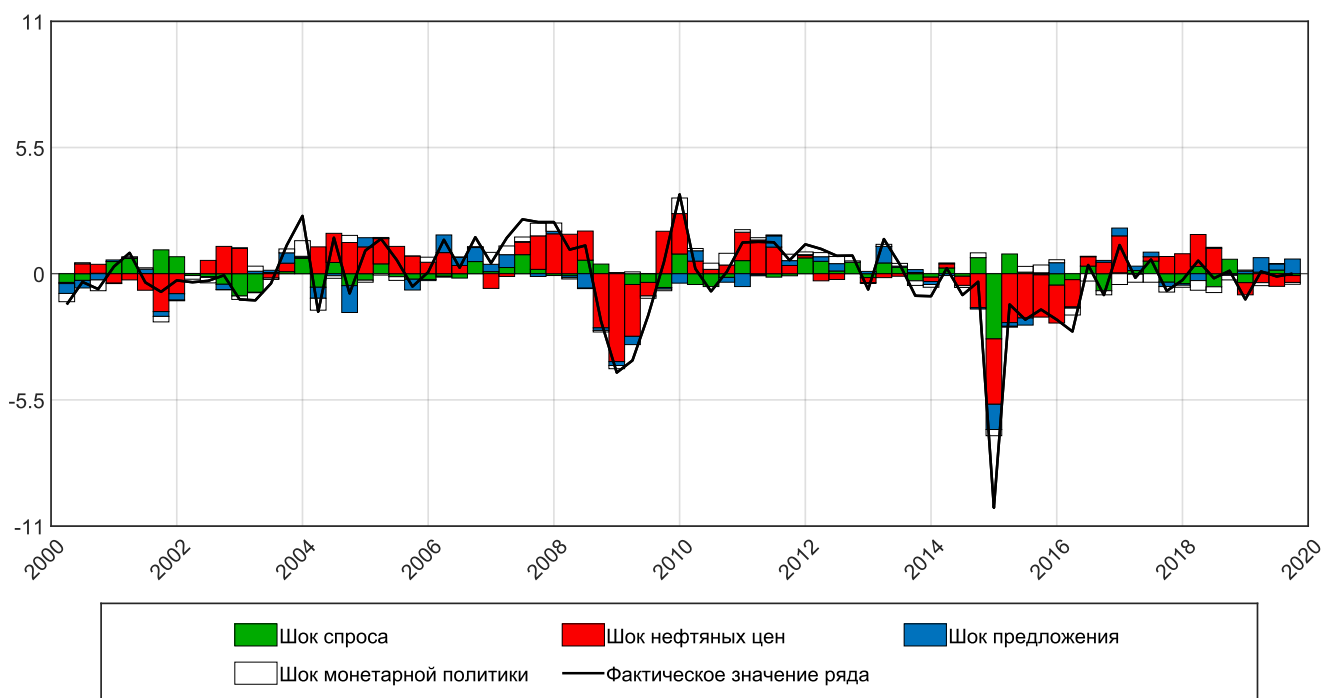


Рисунок ПЗ. Историческая декомпозиция темпа роста реального потребления в отклонениях от долгосрочных темпов роста. Спецификация II.

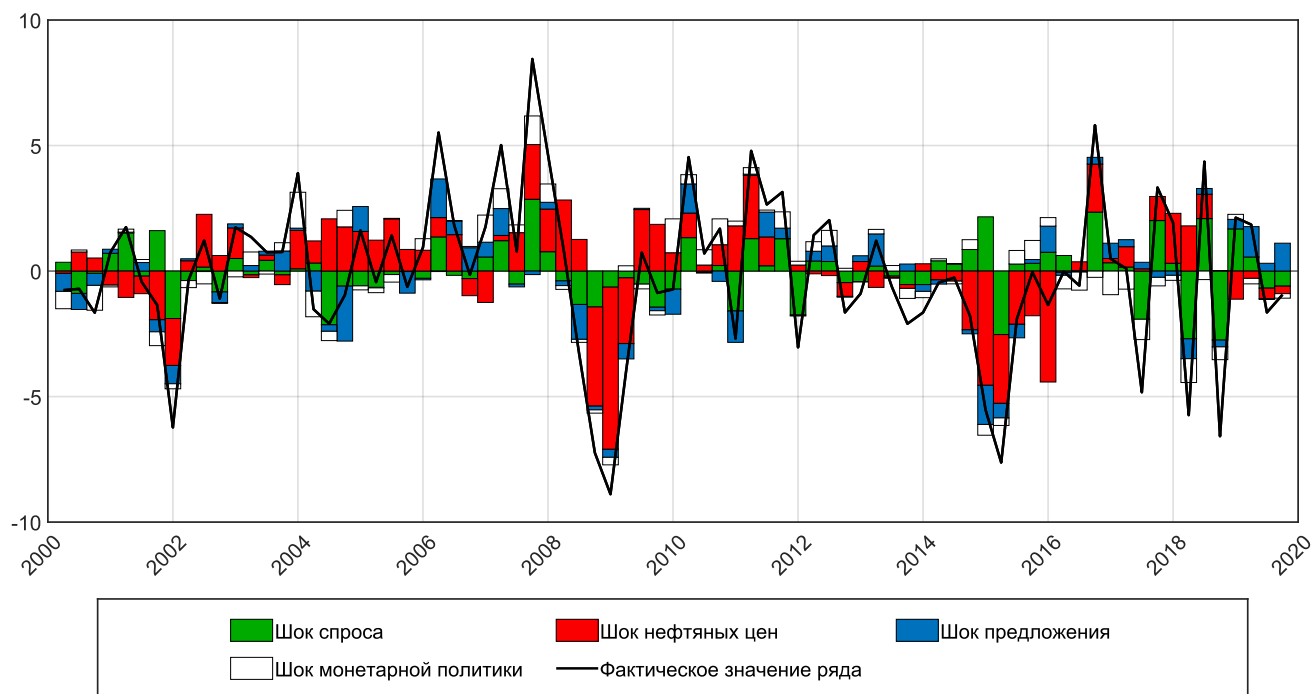


Рисунок П4. Историческая декомпозиция темпа роста реальных инвестиций в отклонениях от долгосрочных темпов роста. Спецификация II.

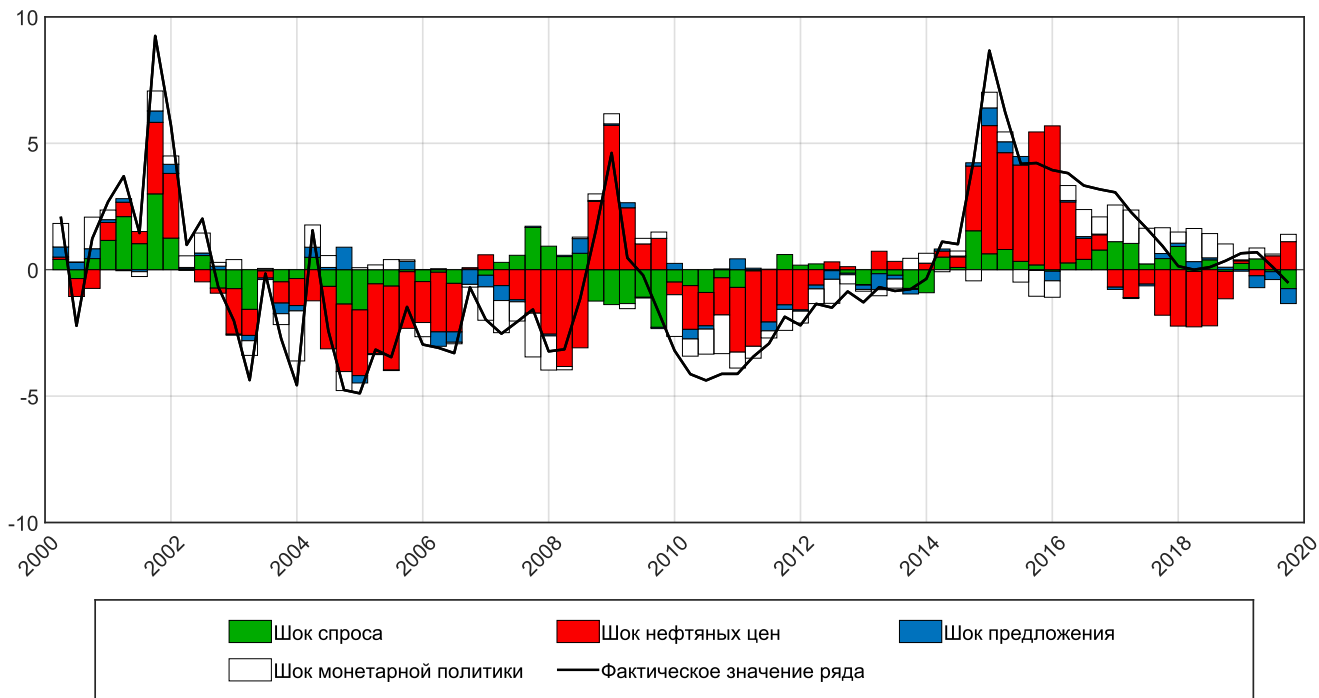


Рисунок П5. Историческая декомпозиция МІАСР в отклонениях от долгосрочного устойчивого состояния. Спецификация II.

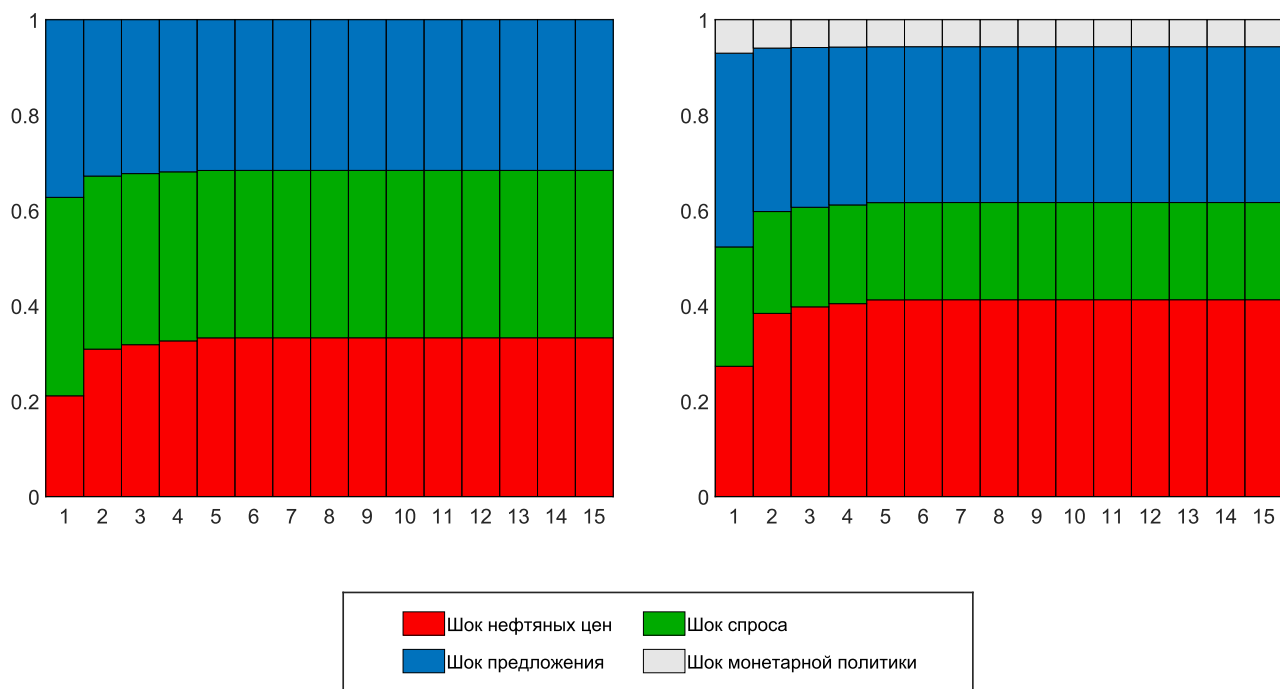


Рисунок П6. Дефлятор ВВП в спецификации I (слева) и спецификации II (справа). По оси x – кварталы, по оси y – доля объясненной дисперсии

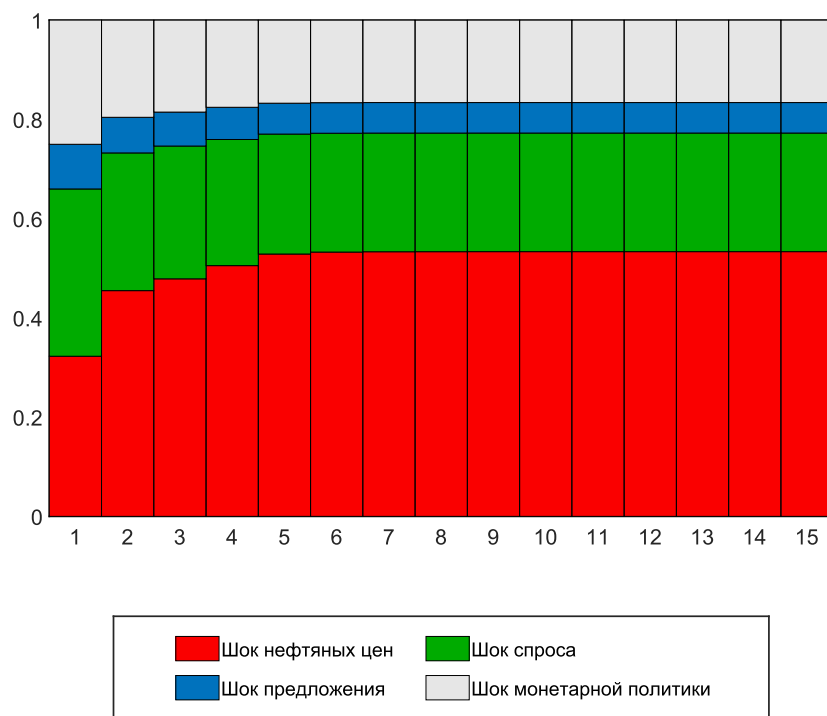


Рисунок П7. MIACR в спецификации II. По оси x – кварталы, по оси y – доля объясненной дисперсии

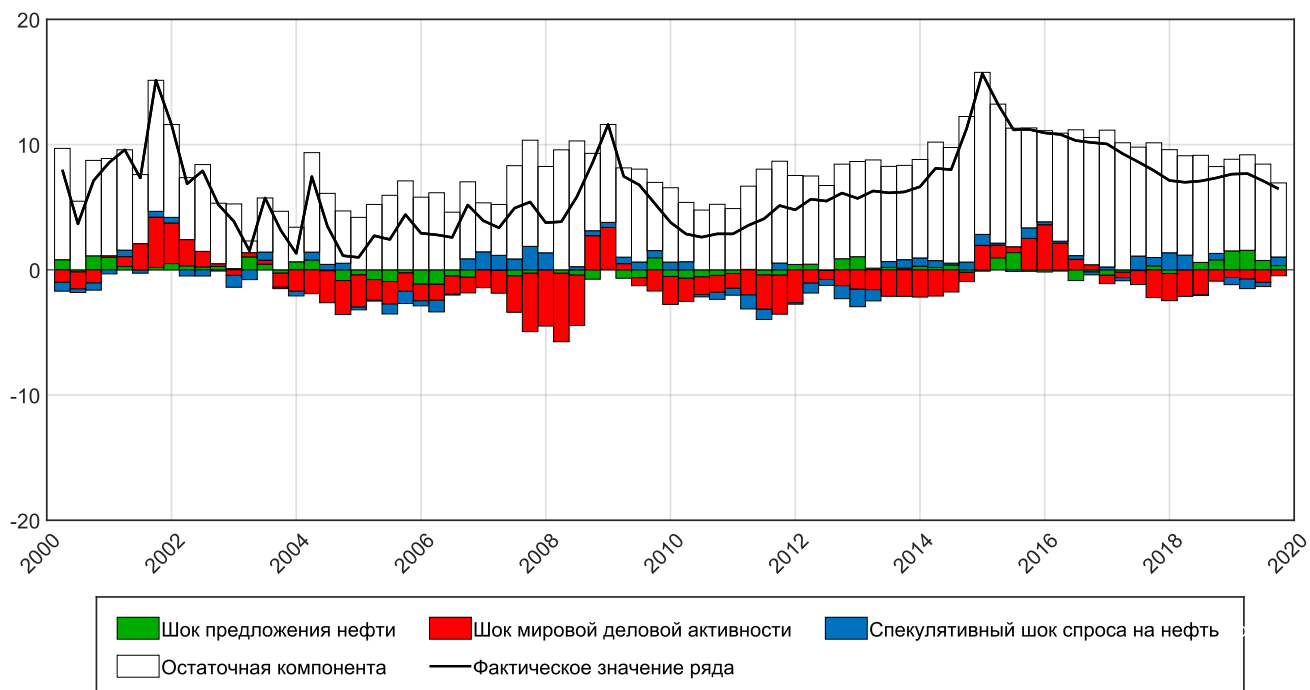


Рисунок П8. Декомпозиция MIACR

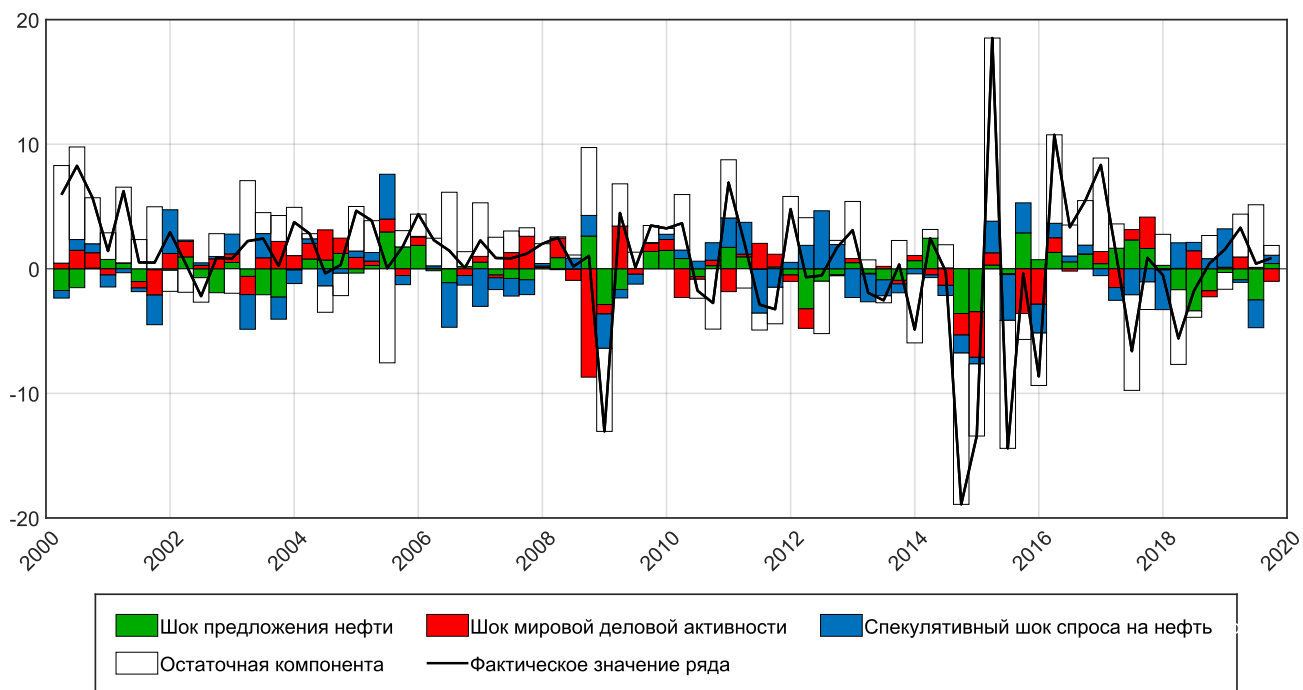


Рисунок П9. Декомпозиция темпов роста реального эффективного валютного курса рубля

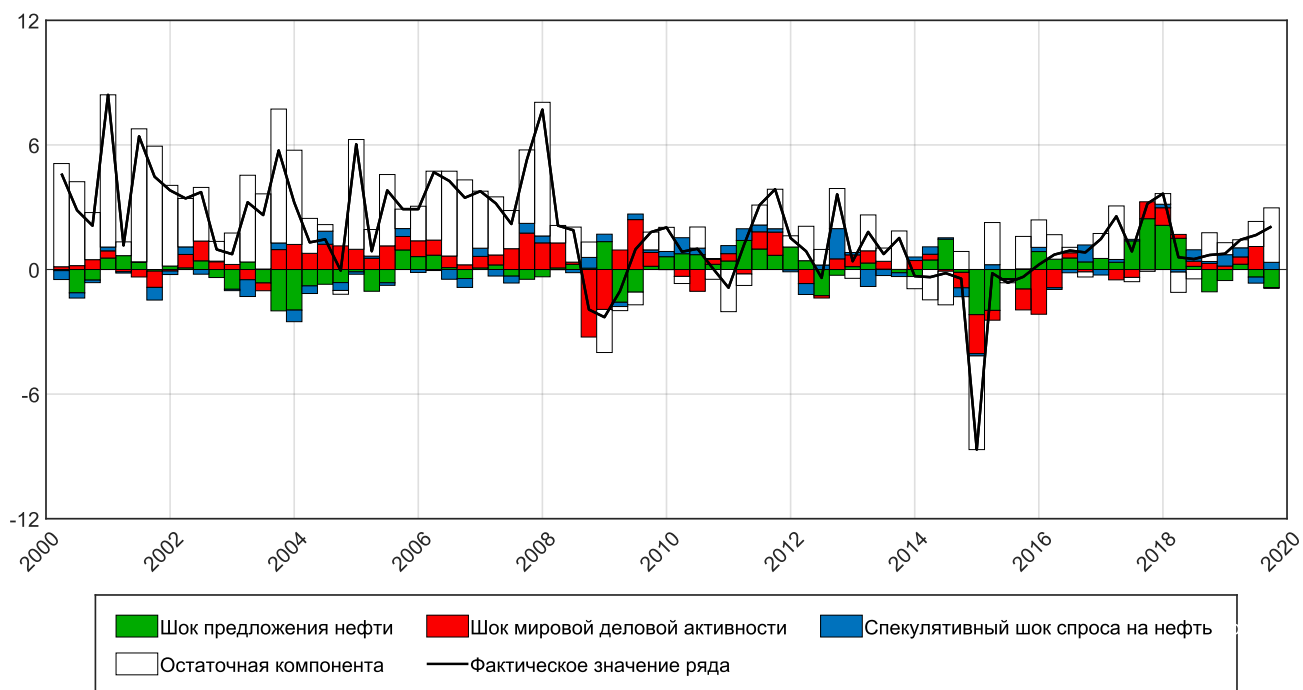


Рисунок П10. Декомпозиция темпов роста реальных российских заработных плат

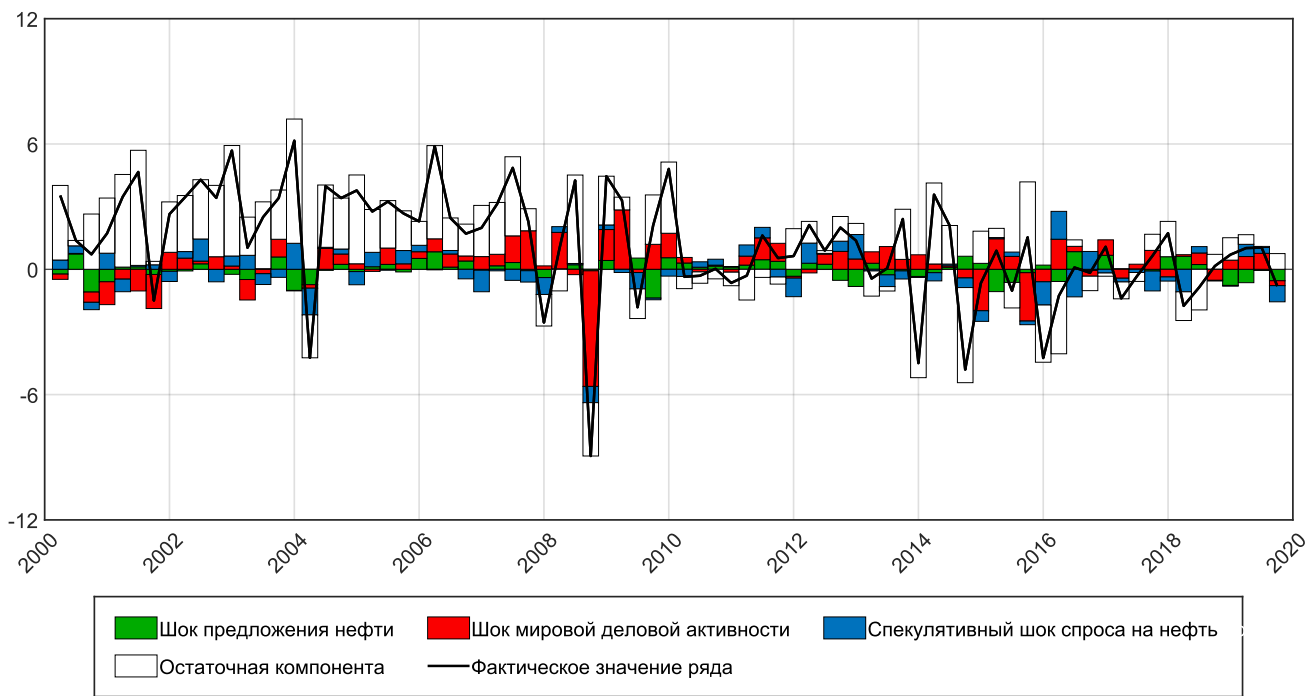


Рисунок П11. Декомпозиция темпов роста реальных российских доходов

Таблица П2. Вклад шока мировой деловой активности (в п.п.) в динамику макропоказателей в период кризисов 2008-2009 гг. и 2014-2016 гг. в BVAR и DSGE моделях.

Переменная		ВВП		Потребление		Инвестиции		Экспорт		Импорт	
Год	Квартал	BVAR	DSGE	BVAR	DSGE	BVAR	DSGE	BVAR	DSGE	BVAR	DSGE
2008	1	1,33	1,02	1,83	2,39	2,57	4,57	-0,28	-2,60	5,02	5,19
	2	1,28	2,20	2,07	3,19	2,76	6,14	-0,71	-1,51	3,23	7,00
	3	0,55	-1,02	1,43	1,51	0,85	2,89	-0,45	-4,26	2,30	2,90
	4	-3,40	-9,11	-2,41	-3,14	-4,93	-6,38	-5,46	-9,42	-12,87	-9,07
2009	1	-3,16	-0,65	-2,27	-1,23	-4,65	-3,20	-3,12	3,24	-15,80	-2,34
	2	0,95	2,89	0,28	-0,23	-0,52	-1,54	4,89	6,00	4,15	1,64
	3	2,04	1,01	0,62	0,74	3,48	0,22	1,88	0,03	5,88	2,17
	4	1,28	0,62	1,89	0,45	2,72	-0,39	0,47	-0,06	3,08	1,35
2014	1	0,59	-0,38	1,02	0,26	1,24	-0,23	-0,16	-0,83	1,39	-0,19
	2	0,59	-0,24	1,02	0,14	0,96	-0,42	-0,06	-0,30	1,81	-0,71
	3	0,36	-0,07	0,47	0,12	0,85	-0,44	-0,42	0,06	-0,20	-0,62
	4	-0,11	-0,53	0,09	-0,10	-0,31	-0,83	-0,28	-0,37	-1,79	-1,82
2015	1	-1,47	-1,19	-1,21	-0,64	-2,58	-1,77	-1,72	-0,85	-6,38	-4,68
	2	-0,62	0,93	-0,46	-0,38	-1,10	-1,32	-0,51	2,47	-4,41	-1,60
	3	0,59	0,28	0,30	-0,76	0,12	-2,01	2,16	1,41	2,55	-3,52
	4	-0,77	-1,16	-1,11	-1,07	-0,85	-2,56	-1,19	-0,65	-3,59	-5,62
2016	1	-1,71	0,07	-1,34	-1,39	-2,71	-3,14	-1,50	2,34	-8,25	-6,10
	2	-0,36	1,71	-0,79	-0,97	-1,32	-2,43	1,44	4,28	-1,60	-2,48
	3	0,93	0,23	-0,07	-1,00	0,83	-2,48	2,09	1,35	3,01	-3,38
	4	0,59	-0,20	0,12	-0,86	1,34	-2,21	0,85	0,39	2,18	-2,92

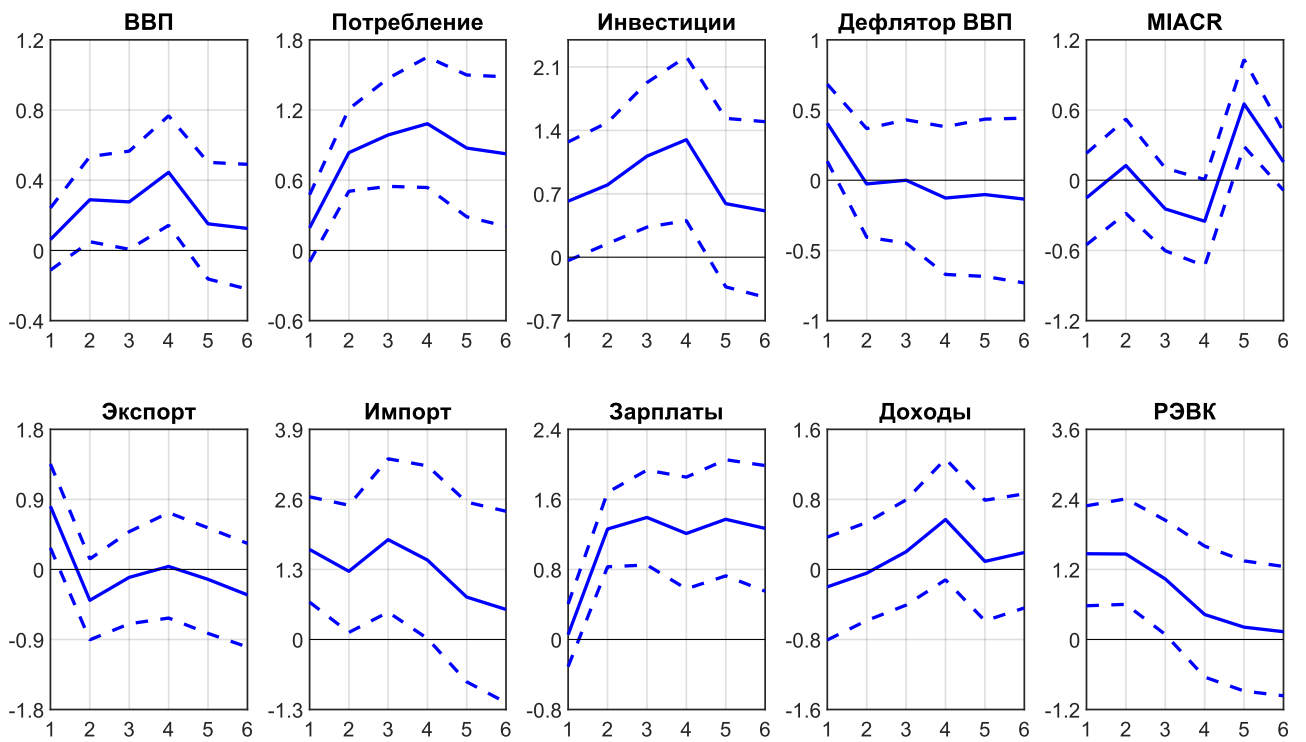


Рисунок П12. Импульсные отклики российских макропеременных в ответ на шок предложения нефти (прайор 1)

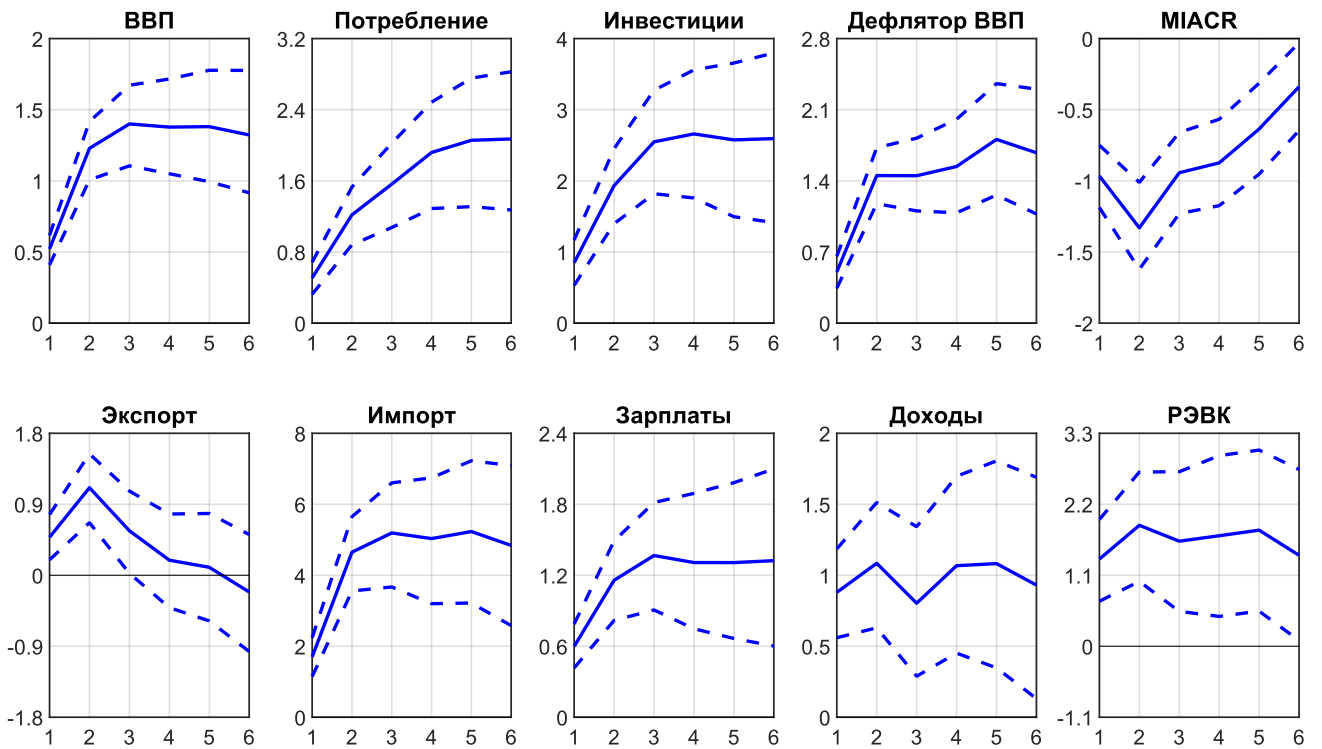


Рисунок П13. Импульсные отклики российских макропеременных в ответ на шок мировой деловой активности (спроса) (прайор 1)

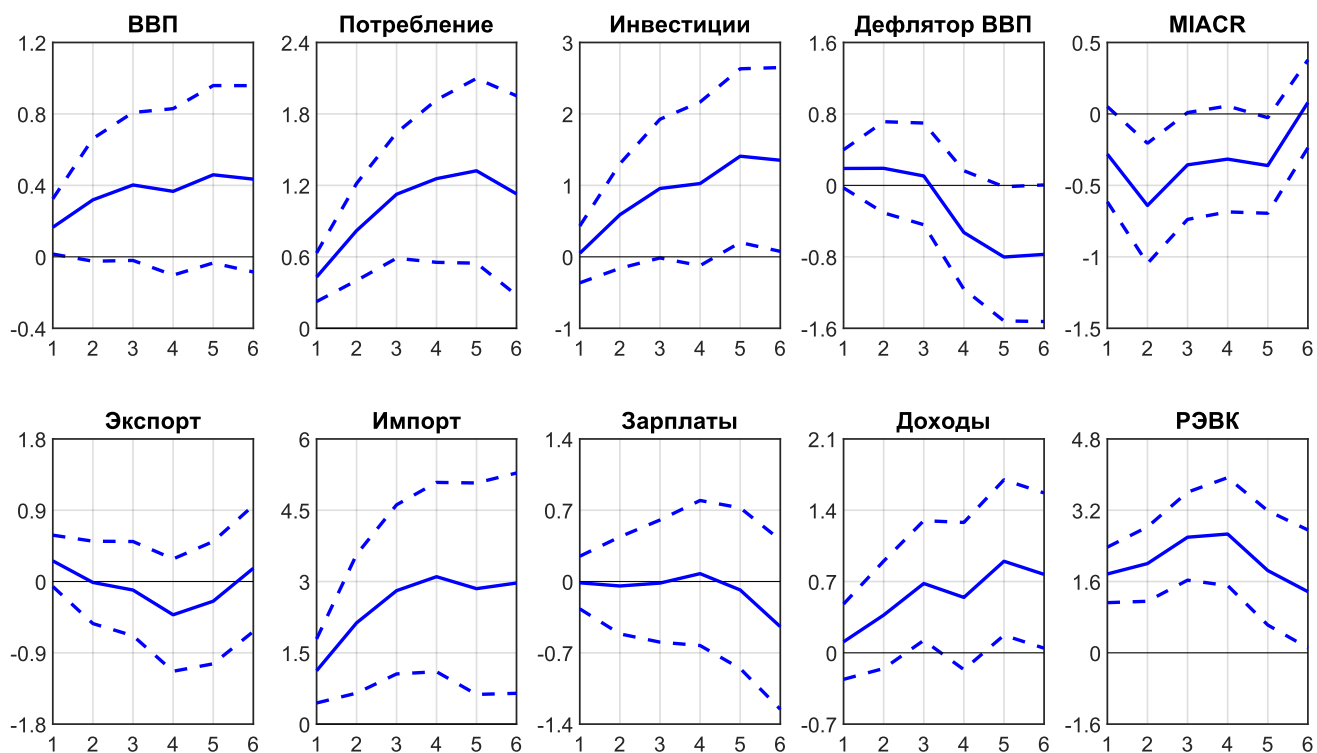


Рисунок П14. Импульсные отклики российских макропеременных в ответ на спекулятивный шок спроса (прайор 1)

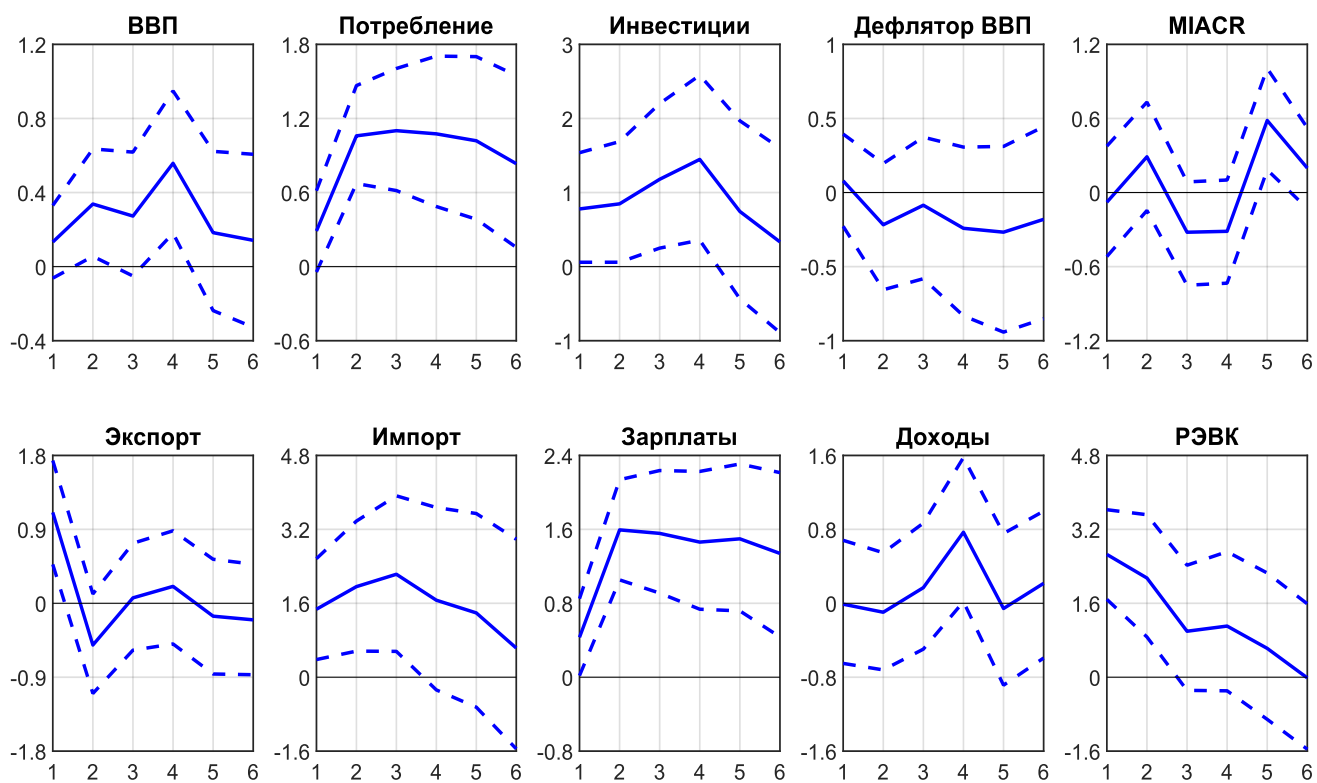


Рисунок П15. Импульсные отклики российских макропеременных в ответ на шок предложения нефти (прайор 2)

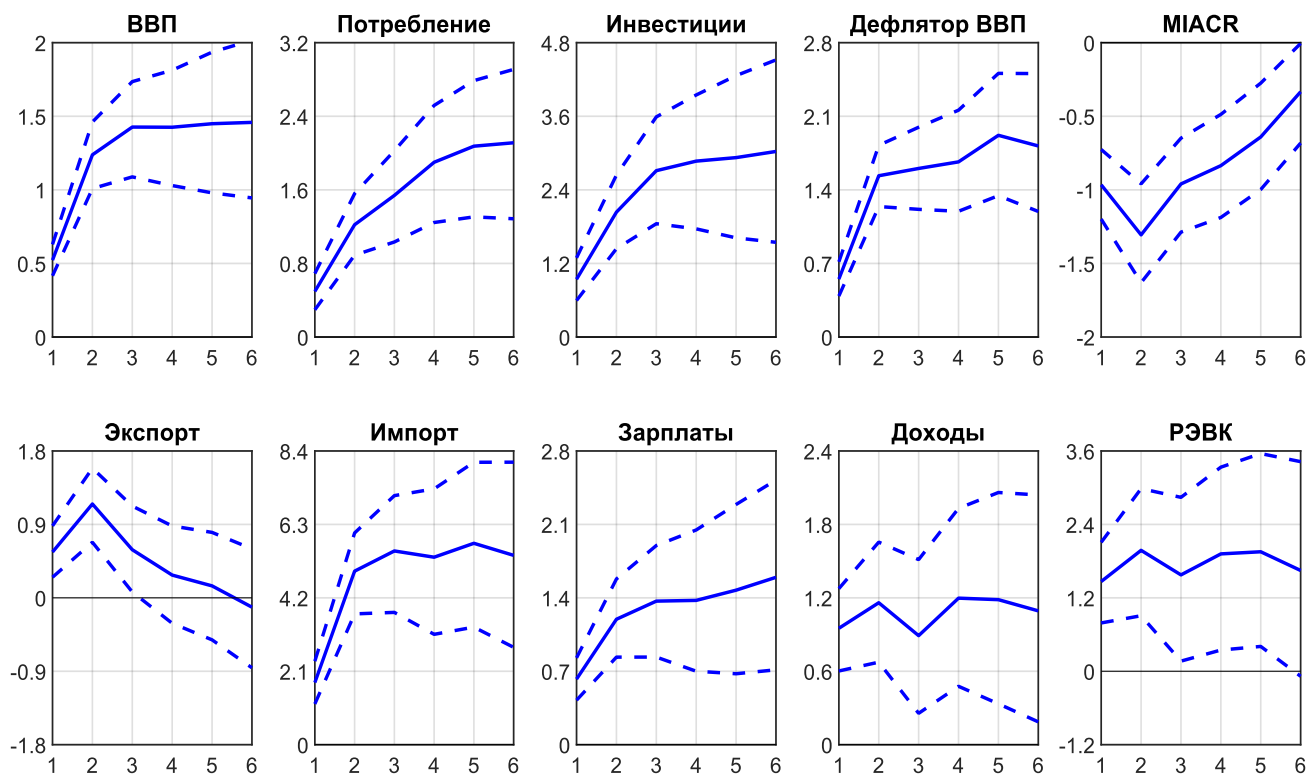


Рисунок П16. Импульсные отклики российских макропеременных в ответ на шок мировой деловой активности (спроса) (прайор 2)

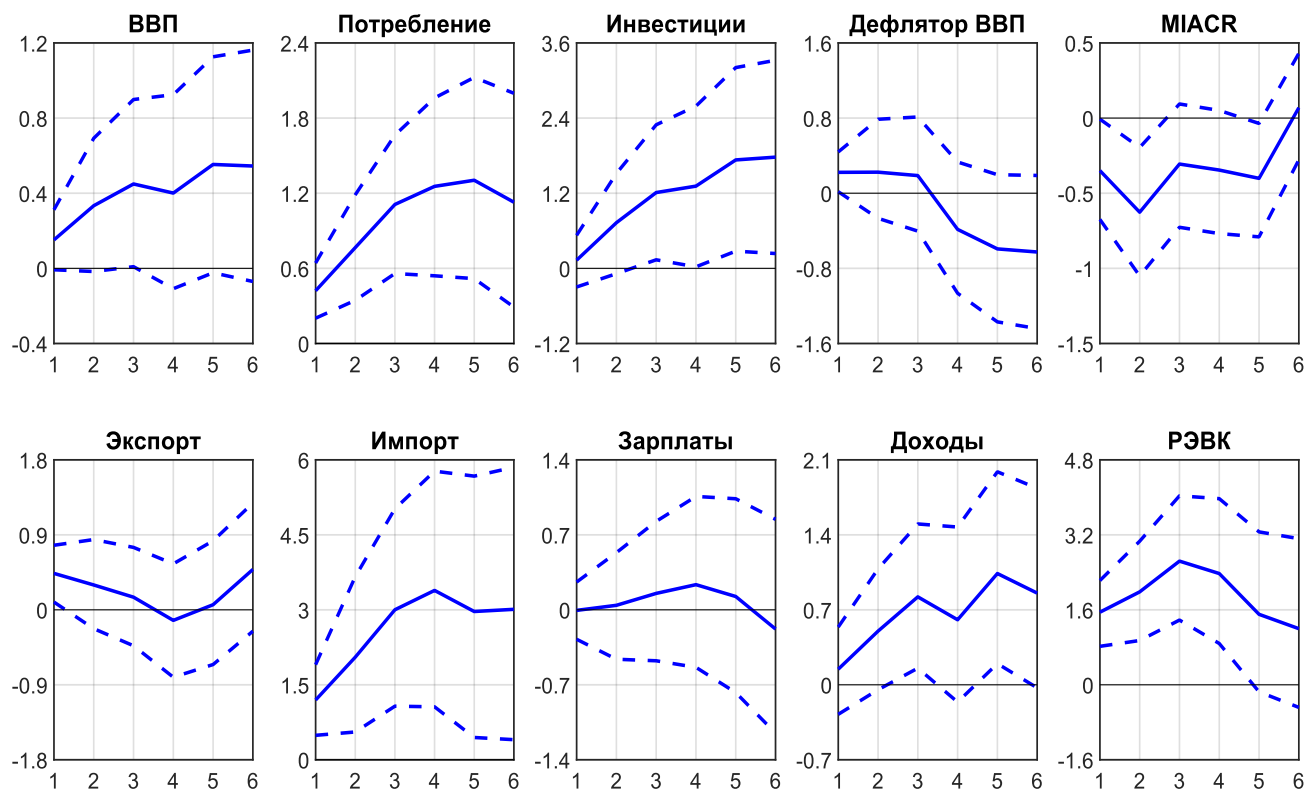


Рисунок П17. Импульсные отклики российских макропеременных в ответ на спекулятивный шок спроса (прайор 2)

Таблица ПЗ. Оценки параметров DSGE-модели из основной части статьи и двух альтернативных спецификаций, оцененных с помощью байесовского подхода. В скобках указаны стандартные отклонения.

Структурные параметры/Значения и характеристики структурных параметров при разных способах оценки	Оценки, полученные в основной части статьи		Априорное распределение I			Апостериорное распределение I	Априорное распределение II			Апостериорное распределение II
	Оригинальная	Проверка на робастность	Распределение	Среднее	Стандартное отклонение	Мода (Стандартное отклонение)	Распределение	Среднее	Стандартное отклонение	Мода (Стандартное отклонение)
Привычки в потреблении	0,81 (0,040)	0,81 (0,002)	Бета	0,7	0,15	0,959 (0,061)	Бета	0,7	0,15	0,959 (0,010)
Издержки коррекции инвестиций	7,67 (0,024)	8,71 (0,076)	Нормальное	5	1,5	8,642 (0,763)	Нормальное	5	1,5	8,386 (0,224)
Параметр, характеризующий эластичность страновой премии за риск	0,025 (0,01)	0,023 (0,001)	Бета	0,025	0,005	0,015 (0,001)	Бета	0,01	0,025	0,012 (0,001)
Издержки коррекции цен в экспортном секторе (аналог вероятности по Кальво)	0,37 (0,023)	0,38 (0,008)	Бета	0,5	0,15	0,794 (0,112)	Бета	0,75	0,15	0,809 (0,017)
Издержки коррекции цен в импортном секторе (аналог вероятности по Кальво)	0,77 (0,005)	0,79 (0,104)	Бета	0,5	0,15	0,176 (0,058)	Бета	0,75	0,15	0,389 (0,017)
Издержки коррекции цен во внутренне-ориентированном секторе (аналог вероятности по Кальво)	0,88 (0,028)	0,87 (0,001)	Бета	0,5	0,15	0,262 (0,082)	Бета	0,75	0,15	0,322 (0,017)
Коэффициент реакции на движение реальной мировой деловой активности внешнего спроса	0,31 (0,015)	0,32 (0,003)	Бета	0,5	0,005	0,033 (0,023)	Бета	0,5	0,005	0,027 (0,012)
Издержки коррекции зарплат (аналог вероятности по Кальво)	0,71 (0,025)	0,70 (0,002)	Бета	0,5	0,15	0,707 (0,103)	Бета	0,75	0,15	0,931 (0,001)

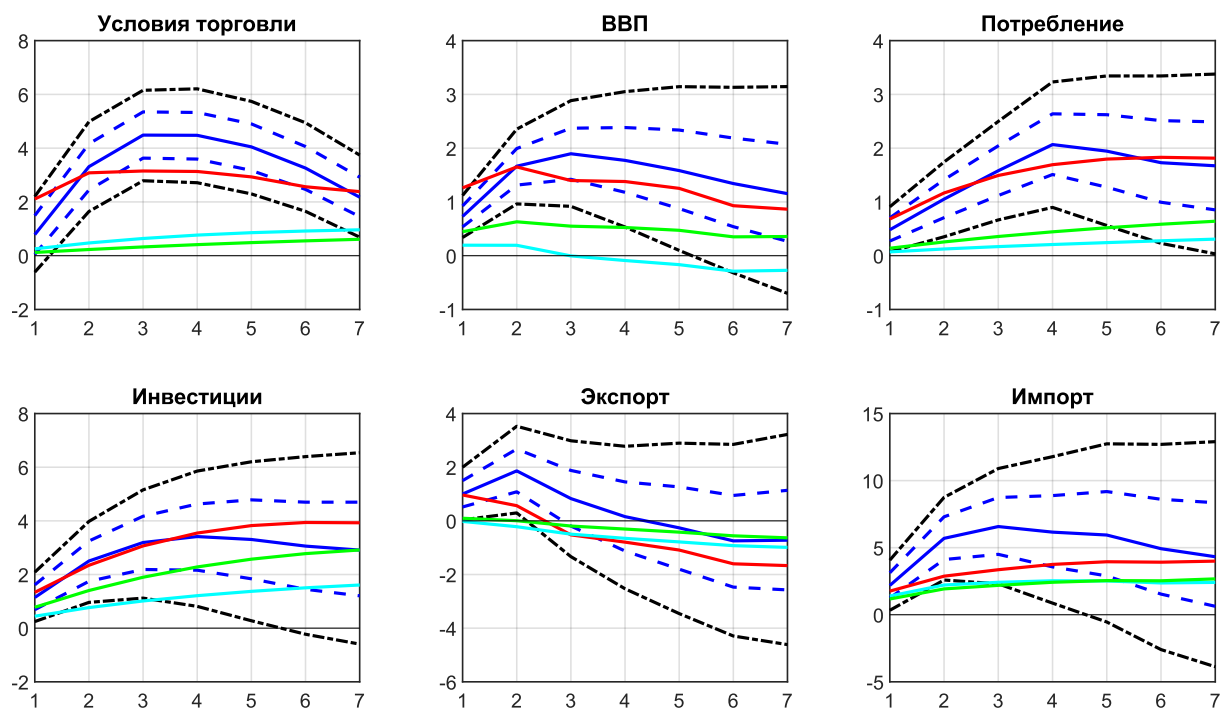


Рисунок П18. Импульсные отклики DSGE модели и BVAR модели на шок мировой деловой активности. Синей линией обозначается медианный отклик в BVAR модели, синей с чертой – 68% доверительные интервалы из BVAR модели, черной с точкой – 95% доверительные интервалы из BVAR модели, красной линией – отклики в оригинальной DSGE модели с фиксированным курсом, циановой линией – отклики в альтернативной спецификации I, зеленой линией – отклики в альтернативной спецификации II. По оси абсцисс – кварталы. По оси ординат – процентное влияние соответствующего шока.

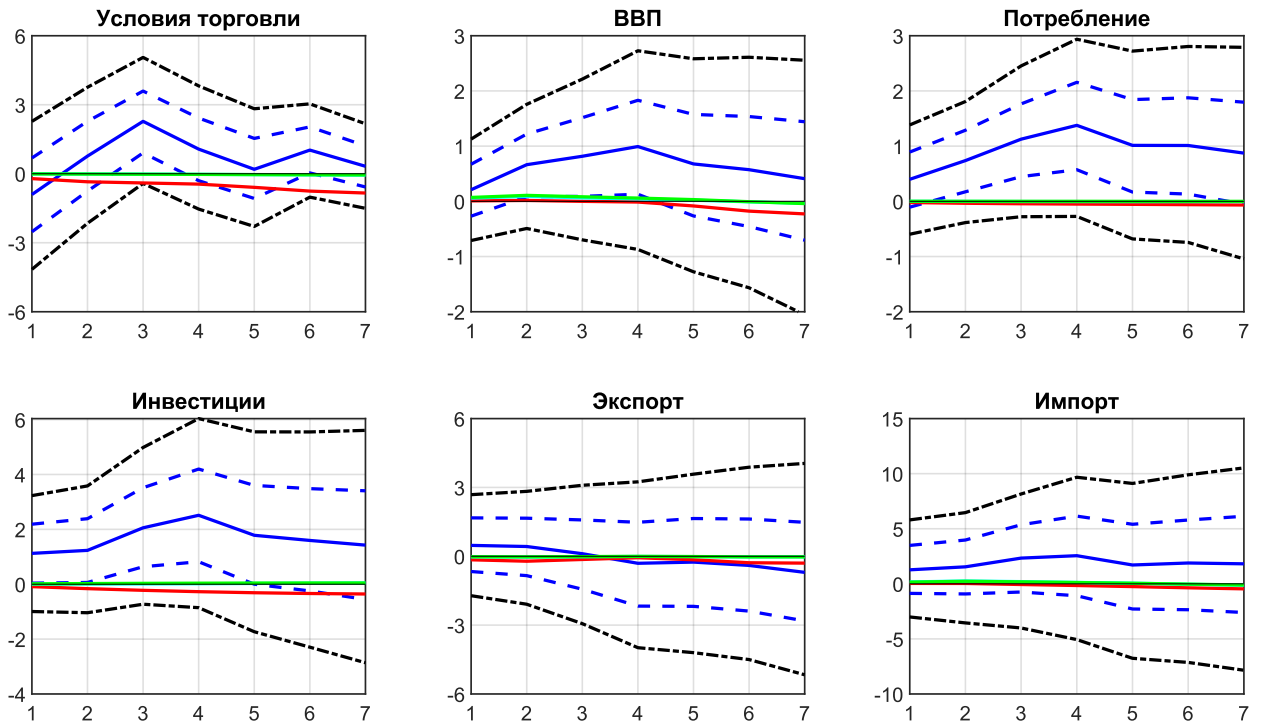


Рисунок П19. Импульсные отклики DSGE модели и BVAR модели на шок предложения нефти. Синей линией обозначается медианный отклик в BVAR модели, синей с чертой – 68% доверительные интервалы из BVAR модели, черной с точкой – 95% доверительные интервалы из BVAR модели, красной линией – отклики в оригинальной DSGE модели с фиксированным курсом, циановой линией – отклики в альтернативной спецификации I, зеленой линией – отклики в альтернативной спецификации II. По оси абсцисс – кварталы. По оси ординат – процентное влияние соответствующего шока.

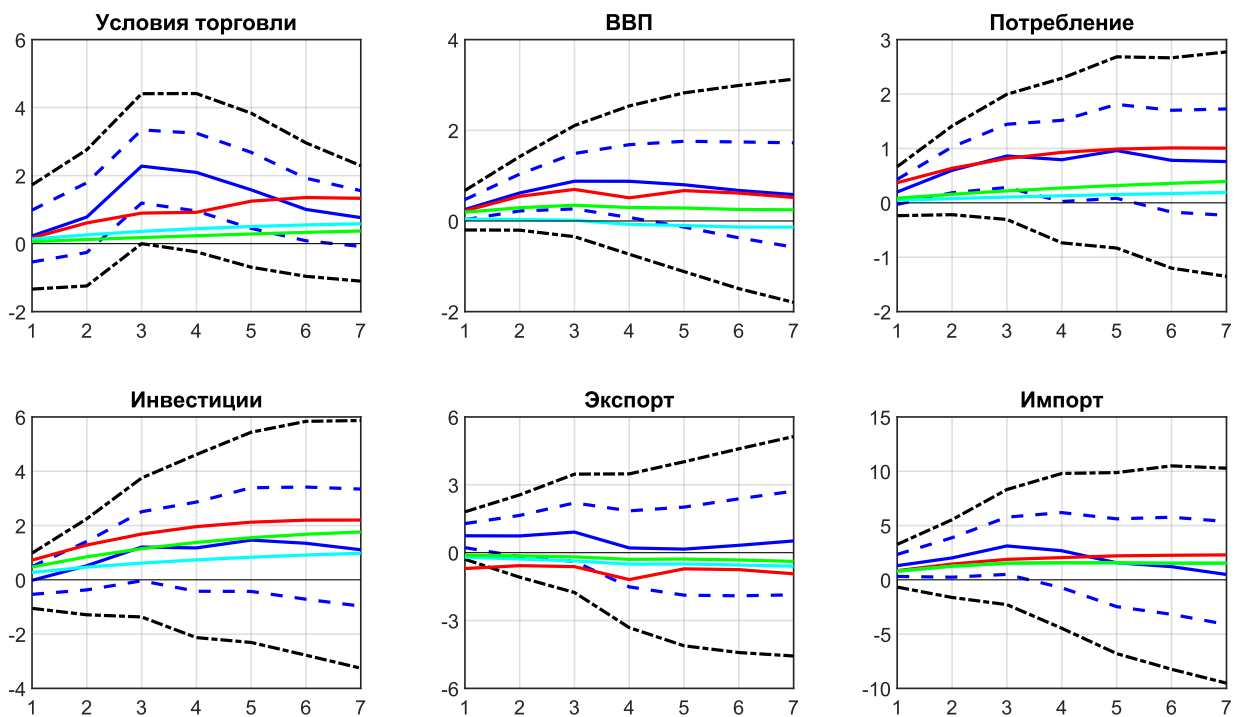


Рисунок П20. Импульсные отклики DSGE модели и BVAR модели на спекулятивный шок спроса. Синей линией обозначается медианный отклик в BVAR модели, синей с чертой – 68% доверительные интервалы из BVAR модели, черной с точкой – 95% доверительные интервалы из BVAR модели, красной линией – отклики в оригинальной DSGE модели с фиксированным курсом, циановой линией – отклики в альтернативной спецификации I, зеленой линией – отклики в альтернативной спецификации II. По оси абсцисс – кварталы. По оси ординат – процентное влияние соответствующего шока.

Таблица П4. Сравнение реакции макропеременных на шок мировой деловой активности (в %) в BVAR модели (медианный импульсный отклик) и DSGE модели (политика фиксированного курса и таргетирования инфляции).

Переменная	ВВП			Потребление		
	BVAR	DSGE (фиксированный курс)	DSGE (таргетирование инфляции)	BVAR	DSGE (фиксированный курс)	DSGE (таргетирование инфляции)
Момент шока	0,73	1,18	0,49	0,48	0,69	0,22
Полгода	1,67	1,52	0,56	1,05	1,18	0,41
Год	1,77	1,22	0,13	2,07	1,72	0,72
Переменная	Инвестиции			Экспорт		
	BVAR	DSGE (фиксированный курс)	DSGE (таргетирование инфляции)	BVAR	DSGE (фиксированный курс)	DSGE (таргетирование инфляции)
Момент шока	1,14	1,34	0,38	1,00	0,97	0,48
Полгода	2,50	2,35	0,73	1,86	0,57	0,18
Год	3,41	3,55	1,30	0,16	-0,84	-0,84
Переменная	Импорт			Условия торговли		
	BVAR	DSGE (фиксированный курс)	DSGE (таргетирование инфляции)	BVAR	DSGE (фиксированный курс)	DSGE (таргетирование инфляции)
Момент шока	2,18	1,75	1,37	0,78	2,11	2,92
Полгода	5,70	2,87	2,28	3,31	3,08	3,73
Год	6,16	3,75	2,97	4,48	3,13	3,21

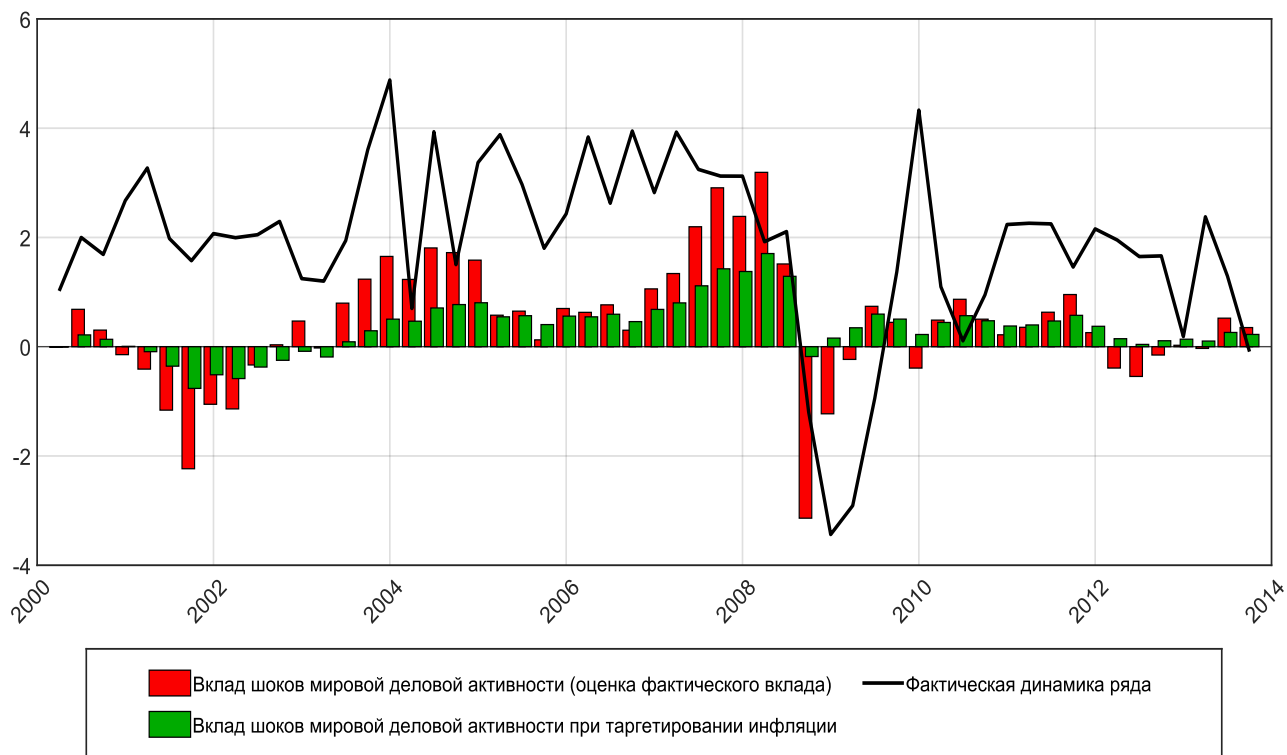


Рисунок П21. Контрфактическая декомпозиция темпов роста реального потребления, 2000 г. кв. 2 – 2013 г. кв. 4.

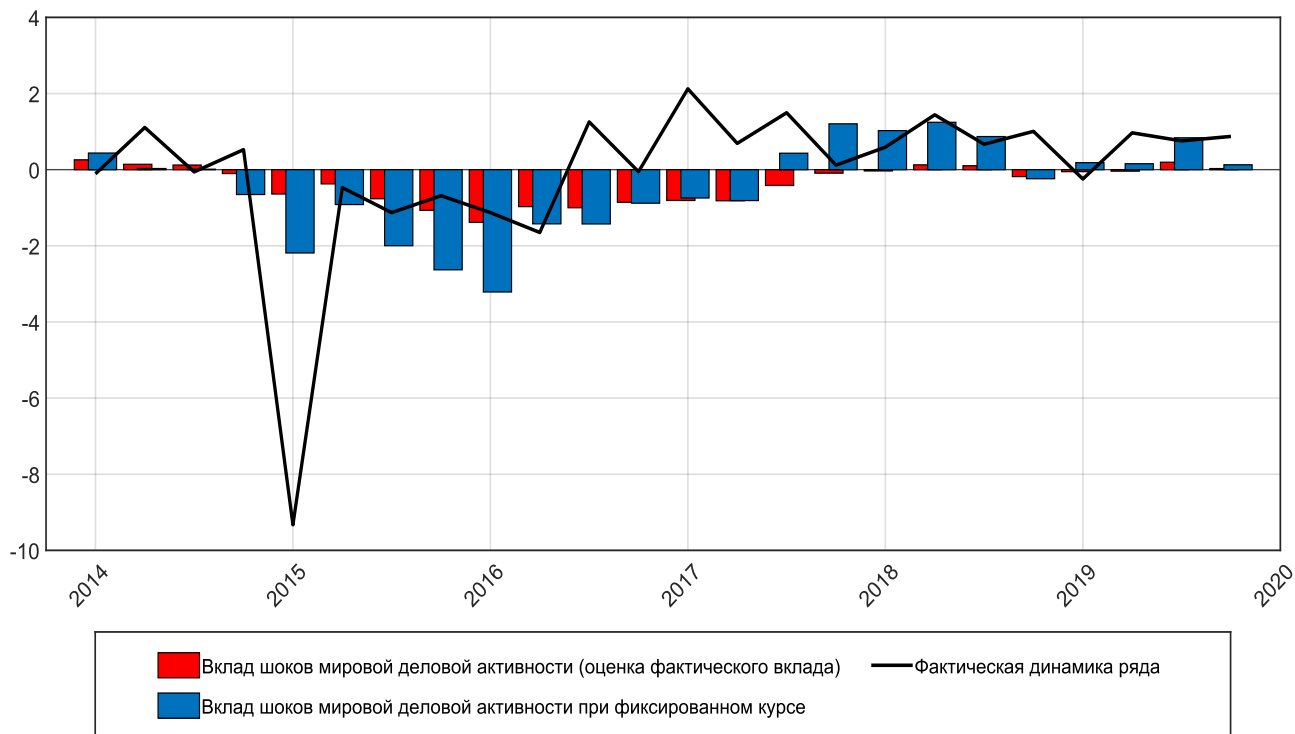


Рисунок П22. Контрфактическая декомпозиция темпов роста реального потребления, 2014 г. кв. 1 – 2019 г. кв. 4.

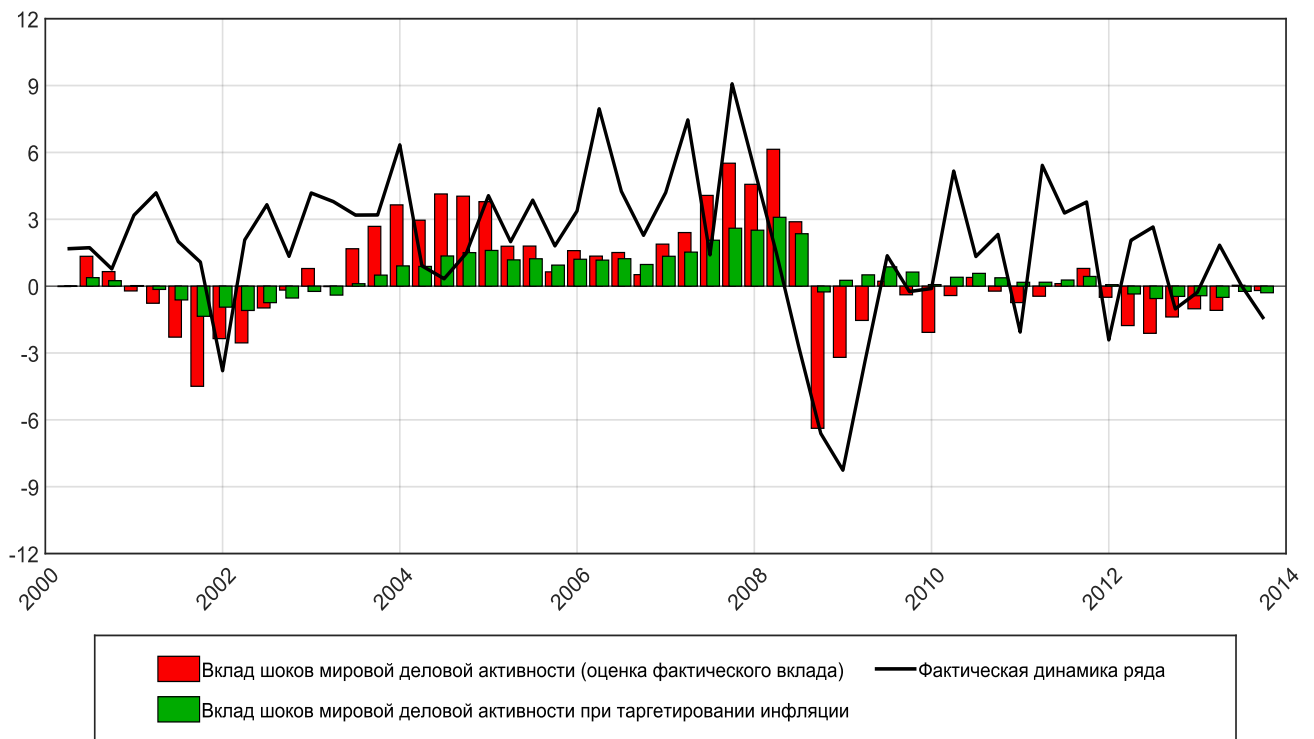


Рисунок П23. Контрфактическая декомпозиция темпов роста реальных инвестиций, 2000 г. кв. 2 – 2013 г. кв. 4.

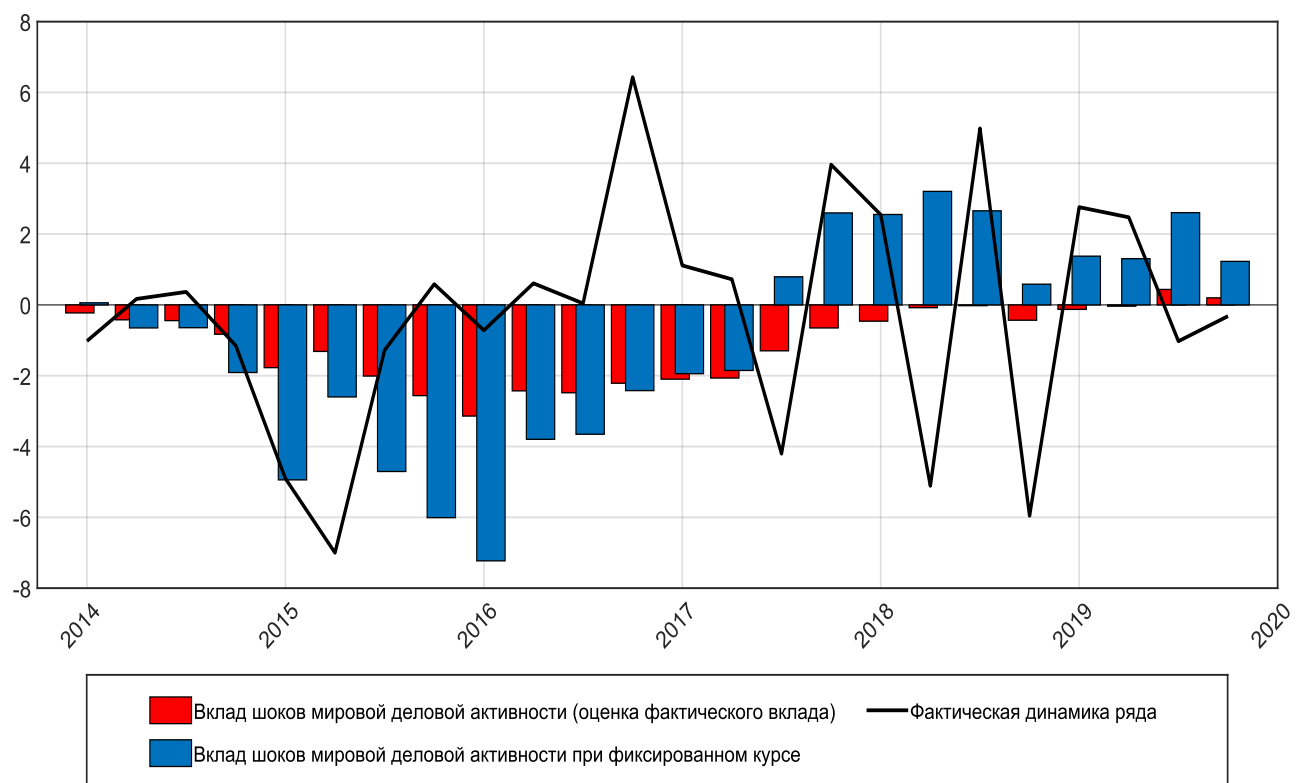


Рисунок П24. Контрфактическая декомпозиция темпов роста реальных инвестиций, 2014 г. кв. 1 – 2019 г. кв. 4.

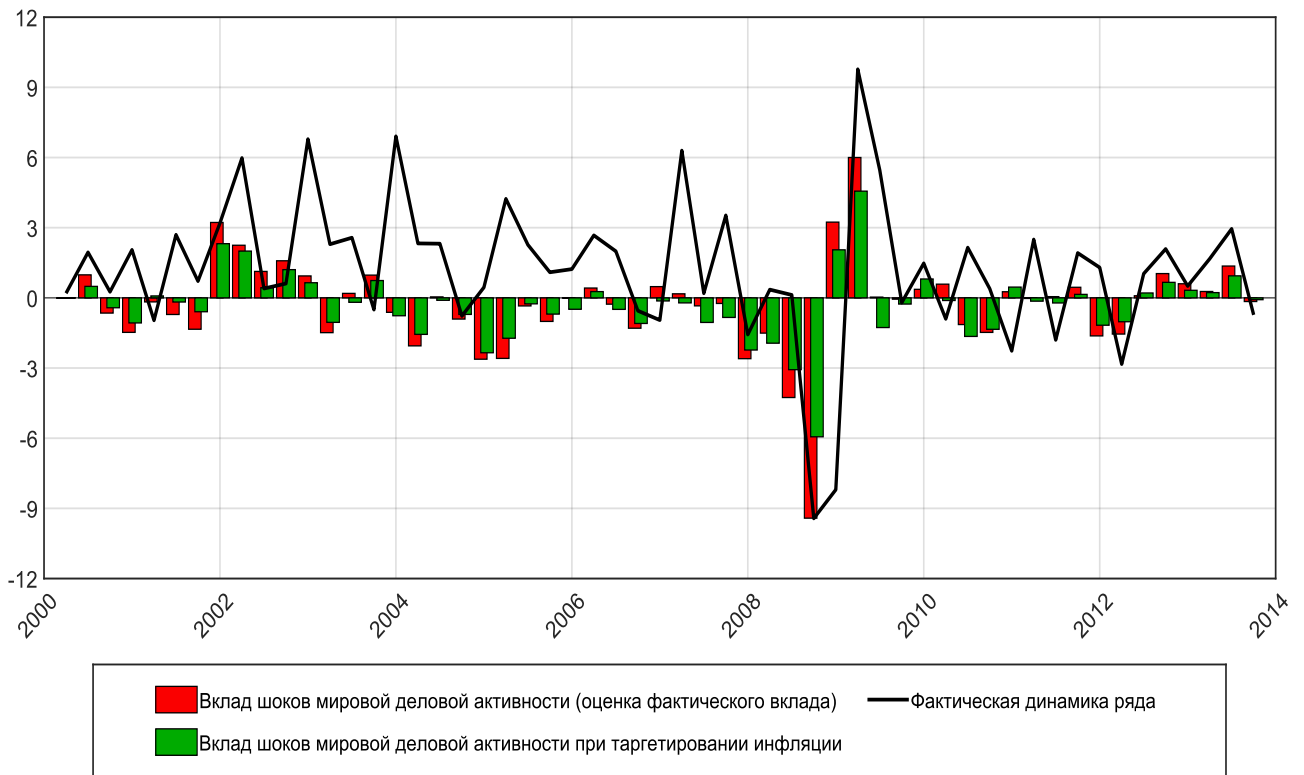


Рисунок П25. Контрфактическая декомпозиция темпов роста реального экспорта, 2000 г. кв. 2 – 2013 г. кв. 4.

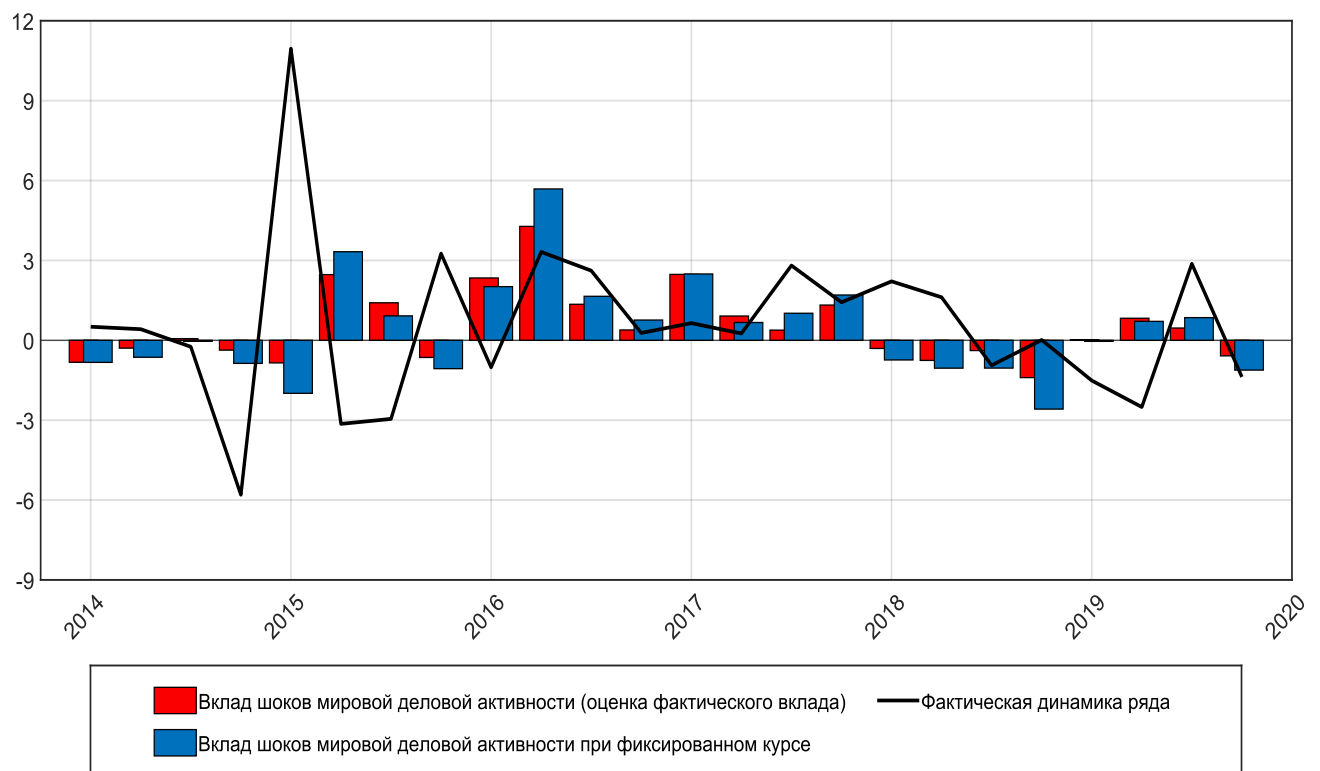


Рисунок П26. Контрфактическая декомпозиция темпов роста реального экспорта, 2014 г. кв. 1 – 2019 г. кв. 4.

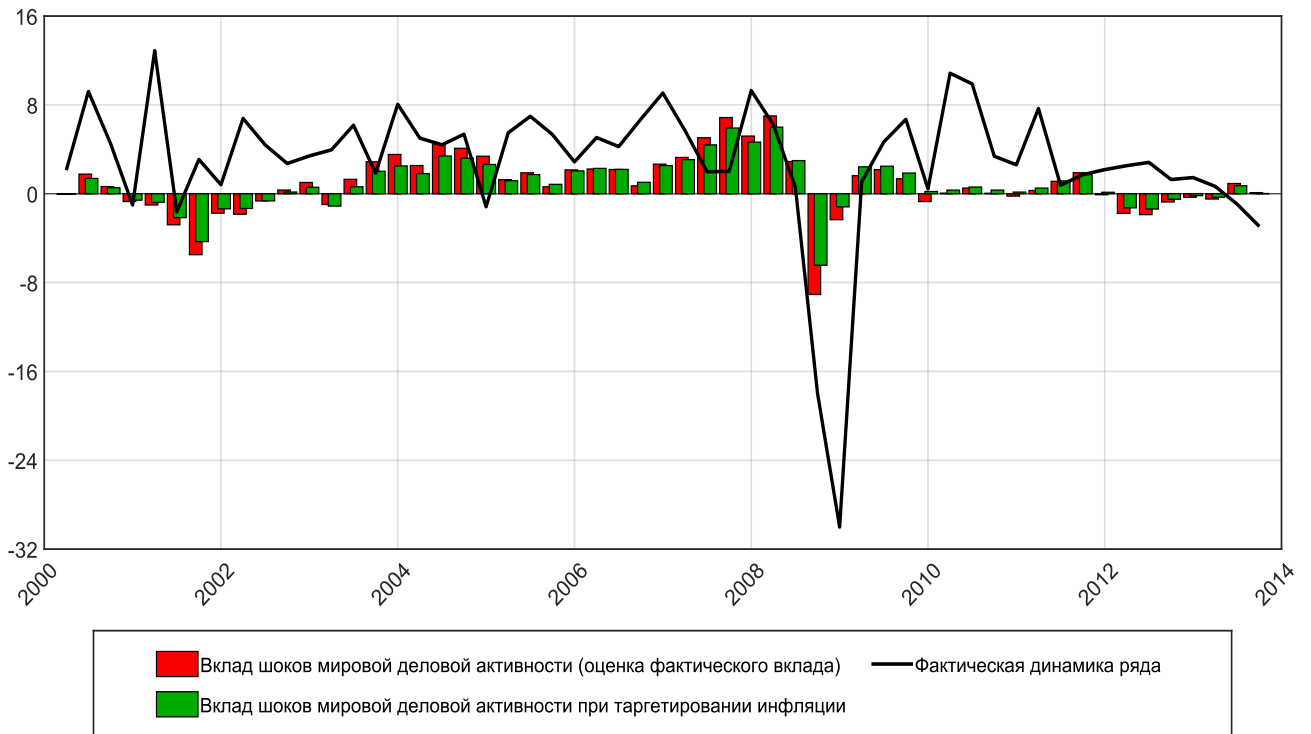


Рисунок П27. Контрфактическая декомпозиция темпов роста реального импорта, 2000 г. кв. 2 – 2013 г. кв. 4.

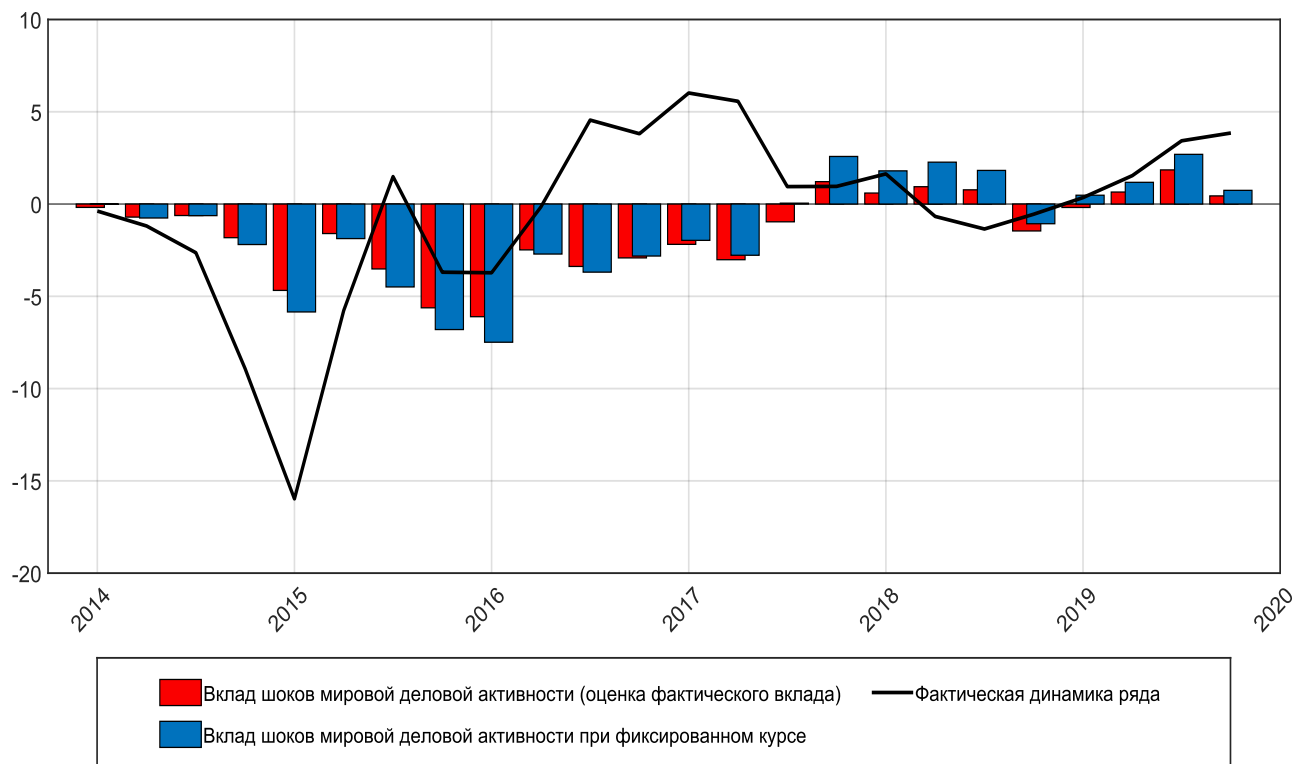


Рисунок П28. Контрфактическая декомпозиция темпов роста реального импорта, 2014 г. кв. 1 – 2019 г. кв. 4.