Федеральное государственное бюджетное образовательное учреждение
высшего образования «Российская академия народного хозяйства и
государственной службы при Президенте Российской Федерации»

На правах рукописи

Зямалов Вадим Евгеньевич

МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИЕ ФАКТОРЫ ДИНАМИКИ ФОНДОВОГО РЫНКА

Специальность 5.2.2. «Математические, статистические и инструментальные методы в экономике»

Диссертация на соискание ученой степени
кандидата экономических наук

Научный руководитель:
кандидат экономических наук,
Турунцева Марина Юрьевна

Москва – 2022

СОДЕРЖАНИЕ

Введение **3**

Глава 1. Теория и практика моделирования влияния макроэкономических факторов на показатели функционирования финансовых рынков **11**

1.1. Теоретические подходы к описанию влияния макроэкономических факторов на показатели деятельности финансовых рынков 12

1.2. Эмпирические подходы к анализу влияния макроэкономических факторов на показатели деятельности финансовых рынков 22

1.3. Обзор работ, посвященных изучению динамики показателей деятельности российских финансовых рынков 34

Выводы из главы 1 37

Глава 2. Методические подходы к анализу влияния макроэкономических факторов на российские фондовые индексы **42**

2.1. Теоретическая модель влияния условий торговли на фондовые индексы 42

2.2. Методика эмпирического исследования 50

Выводы из главы 2 55

Глава 3. Эмпирический анализ влияния макроэкономических факторов на динамику российских фондовых индексов **57**

3.1. Данные и анализ их динамических свойств 60

3.2. VAR и SVAR оценки влияния макроэкономических факторов на динамику российских фондовых индексов 71

3.3. VSTAR оценки влияния макроэкономических факторов на динамику российских фондовых индексов 88

3.4. STVECM оценки влияния макроэкономических факторов на динамику российских фондовых индексов 101

3.5. Сравнение прогностических свойств AR, VAR и VSTAR моделей 112

3.6. Анализ результатов эмпирического исследования 114

Выводы из главы 3 118

Заключение **121**

Список литературы **127**

Приложение **133**

ВВЕДЕНИЕ

Актуальность исследования. Фондовые индексы являются показателями, отражающими реакцию инвесторов на текущее состояние экономики, а также их ожидания относительно будущих трендов развития. Таким образом, фондовые индексы можно рассматривать как один из опережающих показателей экономического положения (см. [Смирнов, 2001]). В силу этого проблема моделирования их динамики является весьма актуальной в целях построения более точных экономических моделей.

В основе теоретической базы лежат микроэкономические подходы к формированию стоимости ценных бумаг компаний, основанные на уровне развития технологий. Использование таких подходов обеспечивает структурность взаимосвязей между показателями, входящими в модели. Подобная структурность позволяет применять методы оценивания влияния фундаментальных инноваций на переменные, входящие в модель.

Одним из широко используемых подходов является оценка структурных векторных авторегрессионных моделей. Примеры применения данных моделей представлены в работах Т. Энгстеда, К. Тангорда [Engsted, Tanggaard, 2002], А. Блэк, П. Фрэйзер, Н. Грёневольда [Black, Fraser, Groenewold, 2003], А. Колоньи, М. Манера [Cologni, Manera, 2008], Х. Догрула, У. Сойтаса [Doğrul, Soytas, 2010], С. Башера, А. Хау, П. Садорски [Basher, Haug, Sadorsky, 2012] и других авторов. Данная методика позволяет проводить оценку взаимного влияния независимых шоков в различных переменных.

Другим не столь широко распространенным подходом является использование многорежимных векторных авторегрессий (см. [Schleer, Semmler, 2014; Ubilava, 2019]). Многорежимные векторные модели позволяют не только исследовать связи между экономическими показателями, но и учесть зависимость этих связей от экономических условий.

Таким образом, ввиду малой разработанности темы для условий российской экономики, о чем будет отдельно сказано в дальнейшем, тема «Макроэкономические факторы динамики фондового рынка» является актуальной как с теоретической, так и с практической точки зрения. Приведенные результаты исследования могут быть

использованы как в дальнейших теоретических исследованиях, так и для построения более точных прогнозов будущей динамики отечественного фондового рынка.

Степень научной разработанности проблемы. Теоретической и практической основой настоящего исследования являются работы, посвященные изучению связи между фондовым рынком и макроэкономическими факторами. В числе авторов использованных работ следует отметить Б. Абугри, Р. Аггарвала, Л. Акрама, О. Айдемира, С. Айхелькраута, А. Аль-Шаркаса, В. Арору, Дж. Вебба, Б. Балассу, Р. Барского, С. Башера, Б. Бернанке, К. Билсона, О. Бланшара, А. Блэк, М. Бонда, Т. Брейлсфорда, К. Вайзе, Р. Варра, Н. Висалтанашоти, Й. Ву, Ж. Вонга, Дж. Гамильтона, М. Гертлера, П. Гесса, Н. Грёневольда, Е. Демирхана, Р. Джаганнатана, Д. Джаффи, К. Джонса, С. Джуна, Х. Догрула, В. Земмлера, Д. Ида, Т. Ито, Д. Ка, Г. Каула, Л. Килиана, А. Кутана, Дж. Кэмпбелла, А. Колоньи, Р. Коэна, Б.-С. Ли, Р Луо, Т. Лоувингера, Г. Маккуина, Г. Маллика, М. Манера, А. Марата, П. Мауро, Ф. Мишкина, Ф. Модильяни, Т. Моначелли, Ч. Парка, Д. Пирса, С. Пола, Ф. Раваццоло, Дж. Риттера, М. Розеффа, Р. Ролла, С. Росса, В. Роули, П. Садорски, Л. Саммерса, Г. Скулакиса, У. Сойтаса, Р. Тайерса, К. Тангорда, К. Уилборга, Е. Уилмана, Е. Файа, Ю. Фаму, М. Фельдштайна, К. Филактиса, П. Фрейзер, К. Френча, Б. Хайо, К. Харви, Й. Хашимото, А. Хау, К. Хома, В. Хупера, Е. Цума, Н.-Ф. Чена, Х. Шауки, Г. Шверта, Д. Ширма, Ф. Шлеера, Т. Энгстеда, В. Ын.

Методологической основой настоящего исследования являются работы Т. Боллерслева, Д. ван Дайка, Е. Зивота, Г. Купа, К. Лима, Дж. Макбета, Д. Нельсона, М. Песарана, С. Поттера, П. Ротмана, Т. Терясвирта, Х. Тонга, Д. Убилава, Ю. Фамы, П. Френдида, К. Чана, Р. Энгла, Д. Эндрюса.

Отечественных работ, посвященных теме настоящего исследования, немного. Среди них следует отметить работы Д. Афанасьева, Н. Демченко, А. Маргевича, К. Панкратова, Т. Соколовой, Е. Федоровой, А. Ясыр. Следует отметить исследование Института экономики переходного периода[1] за авторством Р. Энтова, О. Лугового, С. Пащенко, Д. Полевого, Д. Скрипкина.

---

[1] С июня 2010 года – Институт экономической политики имени Е. Т. Гайдара.

Цели и задачи исследования. Целью настоящего диссертационного исследования является обоснование наличия и особенностей влияния макроэкономических показателей на фондовый рынок Российской Федерации, а также эмпирическое исследование этого влияния и выявление зависимости характера обнаруженных связей от меняющихся экономических условий. Для достижения поставленной цели в работе решаются следующие задачи:

- изучение имеющейся теоретической и эмпирической литературы, посвященной исследованиям экономических связей между финансовыми рынками и макроэкономическими показателями;
- формулирование и обоснование гипотез на основе анализа изученной литературы и построения теоретической модели для малой ориентированной на экспорт нефти экономики, устанавливающей характер взаимосвязей между отечественными фондовыми индексами и основными макроэкономическими показателями Российской Федерации и внешних рынков;
- эмпирическая проверка выдвинутых гипотез при помощи изучения функций импульсного отклика фондовых индексов на фундаментальные инновации рассматриваемых макроэкономических показателей с использованием различных эконометрических подходов;
- изучение зависимости характера связи между макроэкономическими показателями и фондовым рынком Российской Федерации от меняющихся экономических условий с использованием методологии многорежимных векторных авторегрессий;
- сравнение выводов, полученных в ходе эмпирического исследования, со сформулированными теоретическими гипотезами; определение справедливости выдвинутых гипотез;
- определение целесообразности применения рассмотренных эконометрических методов в целях прогнозирования уровня отечественных фондовых индексов.

Объект и предмет исследования. Объектом диссертационного исследования является фондовый рынок Российской Федерации. Предметом исследования являются взаимосвязи между основными макроэкономическими показателями Российской Федерации и российскими фондовыми индексами.

Область исследования. Область исследования соответствует пунктам 1 «Теоретические и методологические вопросы применения математических, статистических, эконометрических и инструментальных методов в экономических исследованиях», 2 «Типы и виды экономико-математических и эконометрических моделей, методология их использования для анализа экономических процессов, объектов и систем», 3 «Разработка и развитие математических и эконометрических моделей анализа экономических процессов (в т. ч. в исторической перспективе) и их прогнозирования», 11 «Компьютерные методы и программы моделирования экономических процессов», 14 «Эконометрические и статистические методы анализа данных, формирования и тестирования гипотез в экономических исследованиях. Эконометрическое и экономико-статистическое моделирование» паспорта специальности 5.2.2. «Математические, статистические и инструментальные методы в экономике» Высшей аттестационной комиссии Российской Федерации.

Метод исследования. В основе диссертационного исследования лежит теоретическое понимание природы экономических систем. В основе теоретической базы лежат микроэкономические подходы к формированию стоимости ценных бумаг компаний. В настоящем исследовании используются эконометрические методы проверки гипотезы о стационарности экономических временных рядов, оценивания линейных структурных векторных авторегрессионных моделей, оценивания нелинейных многорежимных векторных авторегрессионных моделей, оценивания функций импульсного отклика.

Информационная база исследования. Исследование основано на данных Федеральной службы государственной статистики, Центрального банка Российской Федерации, холдинга «ФИНАМ», Федерального банка в Сент-Луисе (США).

Научная новизна. Новизна полученных автором результатов заключается в следующем:

1. Выявлены механизмы влияния макроэкономических показателей и экономических условий на фондовые рынки и стоимость акций, заключающиеся в воздействии изменений макроэкономических факторов на темпы инфляции и, тем самым, на величину ставки процента (см. главу 1, стр. 11–41). Сформулированы гипотезы о характере связи российских сводных фондовых индексов и различных показателей

российской экономики (пункты 1 и 2 паспорта специальности ВАК). Суть этих гипотез заключается в (а) отрицательной связи с величиной процентной ставки, темпами инфляции, обменным курсом отечественной валюты и (б) положительной связи с темпами промышленного производства, ценой нефти и зарубежными фондовыми рынками. Показана принципиальная возможность использования векторных и многорежимных авторегрессионных моделей для репрезентативной оценки влияния макроэкономических показателей на фондовые индексы. Практическая апробация данных классов моделей позволила подтвердить авторские гипотезы о характере связи российских и зарубежных фондовых индексов с макроэкономическими показателями.

2. Разработана и апробирована модель малой открытой экономики, специализирующейся на экспорте нефти, описывающая взаимосвязи между ценами акций и макроэкономическими показателями в краткосрочном периоде (см. раздел 2.1, стр. 42–50). На основе использования данной модели выявлены граничные значения эластичностей экономических показателей, влияющие на характер связи между стоимостью акций и макроэкономическими показателями (пункт 3 паспорта специальности ВАК).

3. Дана оценка величины импульсного отклика отечественных сводных фондовых индексов на шоки макроэкономических показателей российской экономики, показавшая, что выдвинутые в работе статистические гипотезы согласуются с эмпирическими данными (см. раздел 3.2, стр. 71–88). Полученные результаты подтверждают наличие: (а) тесной связи отечественного фондового рынка с мировыми рынками капитала, а также о существенное влияние цен на нефть, как основного экспортного товара российской экономики, на характер взаимосвязи российских фондовых индексов и макроэкономических показателей; (б) признаков отрицательной связи российских фондовых индексов со ставкой процента, валютным курсом и темпом инфляции; (в) признаков положительной взаимосвязи с темпами промышленного производства и зарубежными фондовыми индексами.

4. На основе использования векторных авторегрессионных моделей с плавной сменой режимов (VSTAR) и векторных моделей коррекции ошибками с плавной сменой режимов (STVECM), позволяющих раскрыть характер взаимосвязи между рассматриваемыми переменными от каких-либо условий, выявлены особенности влияния

стоимости нефти марки Брент на макроэкономические факторы и российские фондовые индексы. В частности, полученные результаты свидетельствуют об усилении взаимосвязи ряда ключевых показателей – зарубежных фондовых индексов, процентных ставок, цены нефти – с российскими фондовыми индексами при изменении условий внешнеэкономической деятельности (см. разделы 3.3–3.4, стр. 88–112).

5. В работе было проведено сравнение прогнозной способности различных авторегрессионных моделей: AR, VAR и VSTAR (см. раздел 3.5, стр. 112–114). Полученные результаты показывают, что на рассматриваемом в исследовании промежутке времени использование в целях прогнозирования более сложных VSTAR моделей, учитывающих смену режимов экономики, что полезно с точки зрения выявления ранее не рассматриваемых взаимосвязей между исследуемыми показателями, имеет невысокую целесообразность в условиях текущего уровня и истории развития отечественного фондового рынка (пункт 14 паспорта специальности ВАК).

Теоретическая и практическая значимость диссертации. В проведенном диссертационном исследовании получены важные теоретические и практические результаты. Элементы научной новизны, описанные выше, могут служить вкладом в совокупность исследований отечественного фондового рынка. Теоретическая значимость заключается в разработке теоретической модели, описывающей механизмы влияния на стоимость акций компаний малой экономики, ориентированной на экспорт нефти.

Результаты эмпирического исследования, посвященного оцениванию функций импульсного отклика фондовых индексов России в ответ на фундаментальные инновации основных макроэкономических показателей России и внешних рынков, имеют практическую значимость для дальнейших исследований отечественного фондового рынка. Эти результаты также имеют практическую ценность при разработке мер политического воздействия на экономику, построения более точных моделей фондового рынка и сценарных прогнозов развития экономики России.

Данное диссертационное исследование также имеет образовательную ценность, так как в рамках него были использованы не применявшиеся ранее к российским данным эконометрические методы, позволяющие проводить более детальное изучение

отечественной экономики и зависимости характера связей между ее показателями от состояния экономических условий.

Публикации. Результаты исследования и основные научно-практические положения диссертации опубликованы в пяти работах автора, общим объемом приблизительно 3,41 п.л. Из них 4 работы опубликованы в ведущих рецензированных журналах, рекомендованных Высшей аттестационной комиссией Министерства образования и науки РФ, общим объемом 1,91 п.л.

Объем и структура работы. Работа включает в себя введение, три главы, заключение, список литературы и приложение. Содержание диссертации изложено на 140 страницах, включающих в себя 33 рисунка, 47 таблиц, 1 приложение и список литературы из 76 источников.

Диссертационная работа имеет следующую логическую структуру:

Введение.

1. Теория и практика моделирования влияния макроэкономических факторов на показатели функционирования финансовых рынков

1.1 Теоретические подходы к описанию влияния макроэкономических факторов на показатели деятельности финансовых рынков

1.2 Эмпирические подходы к анализу влияния макроэкономических факторов на показатели деятельности финансовых рынков

1.3 Обзор работ, посвященных изучению динамики показателей деятельности российских финансовых рынков

2. Методические подходы к анализу влияния макроэкономических факторов на российские фондовые индексы

2.1 Теоретическая модель влияния условий торговли на фондовые индексы

2.2 Методика эмпирического исследования

3. Эмпирический анализ влияния макроэкономических факторов на динамику российских фондовых индексов

3.1 Данные и анализ их динамических свойств

3.2 VAR и SVAR оценки влияния макроэкономических факторов на динамику российских фондовых индексов

3.3 VSTAR оценки влияния макроэкономических факторов на динамику российских фондовых индексов

3.4 STVECM оценки влияния макроэкономических факторов на динамику российских фондовых индексов

3.5 Сравнение прогностических свойств AR, VAR и VSTAR моделей

3.6. Анализ результатов эмпирического исследования

Заключение. Список литературы. Приложение.

ГЛАВА 1. ТЕОРИЯ И ПРАКТИКА МОДЕЛИРОВАНИЯ ВЛИЯНИЯ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ НА ПОКАЗАТЕЛИ ФУНКЦИОНИРОВАНИЯ ФИНАНСОВЫХ РЫНКОВ

В данной главе рассматриваются основные механизмы влияния макроэкономических показателей на величину и доходность сводных финансовых индексов, приводятся теоретические обоснования этих механизмов и результаты их эмпирической проверки. К числу таких механизмов влияния на величину и доходность финансовых индексов можно отнести процентные ставки, показатели инфляции, денежной массы, выпуска, зарубежные фондовые индексы, цена на природные ресурсы (нефть), валютные курсы [Зямалов, Турунцева, Ульяненко, 2013; McQueen, Roley, 1993].

Рассматривая, как тот или иной фактор может влиять на цену акций, логично предположить, что существуют конкретные пути, через которые этот фактор действует. В дальнейшем мы исходим из предположения о том, что цена акции может быть вычислена как дисконтированная ожидаемая стоимость будущих денежных потоков:

$$P = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{E_t(c)}{\prod_{i=0}^{t}(1 + r_t)}$$

или

$$P = \sum_{t=0}^{T} \frac{E_t(c)}{\prod_{i=0}^{t}(1 + r_t)} + \frac{TValue}{\prod_{i=0}^{T}(1 + r_t)},$$

где $E_t(c)$ – ожидания агентов относительно денежных потоков c в период t;

$(1 + r_t)$ – коэффициент дисконтирования в момент t;

$r_t < 1$ – ставка дисконтирования;

$TValue$ – терминальная стоимость акции (стоимость в последний рассматриваемый момент времени).

Рассмотрев только первый период, можно показать, что изменение стоимости ценной бумаги является комбинацией изменения ожиданий будущих денежных потоков и ставки дисконтирования:

$$\frac{dP}{P} = \frac{dE(c)}{E(c)} - \frac{d(1 + r)}{1 + r}$$

1.1. ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ПОДХОДЫ К ОПИСАНИЮ ВЛИЯНИЯ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ НА ПОКАЗАТЕЛИ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ ФИНАНСОВЫХ РЫНКОВ

1.1.1. Процентная ставка

Существует множество теоретических обоснований как положительного, так и отрицательного влияния процентных ставок на стоимость акций, а через них и на сводные финансовые индексы. Приведем основные из них [Зямалов, Турунцева, Ульяненко, 2013]:

– Процентные ставки влияют на цены акций через дисконтирующий фактор. Общий уровень процентных ставок определяет ту доходность, которую хотят получать при вложении в акции, то есть – ставку дисконтирования. От размера же этой доходности зависит стоимость акции: чем большую доходность инвесторы хотят получить от владения акциями, тем дешевле они хотят купить их. Соответственно, предполагается отрицательная зависимость – чем ниже общий уровень процентных ставок, тем дороже стоят акции. Таким образом, процентная ставка отражает потери (выгоду) от альтернативных вложений;

– Процентная ставка отражает предельную производительность капитала. Следовательно, низкая ставка говорит о низкой производительности капитала, что сказывается на настроениях инвесторов и снижении спроса на акции, что в свою очередь ведёт к снижению цены. Т. е. в данном случае, в отличие от предыдущего, влияние процентной ставки на стоимость акций оказывается положительным;

– Процентные ставки определяют размер заимствований. Низкие процентные ставки позволяют компаниям экономить, снижать затраты на займы и таким образом увеличивать свою прибыль, что приводит к росту цен на акции компаний. Таким образом, в данном случае мы наблюдаем отрицательное влияние процентных ставок на стоимость акций, а через них и на сводные фондовые индексы.

В числе основных причин, обуславливающих влияние процентных ставок на финансовые показатели, в литературе выделяют такие, как наличие определенных макроэкономических условий, привлекательность акций и стоимость сделки.

Макроэкономические условия. Низкие процентные ставки хороши для бизнеса, поскольку дают более выгодные условия для заимствований и инвестирования в новые проекты. Следовательно, расширение предложения товаров и услуг становится дешевле. Помимо этого, низкие процентные ставки увеличивают потребление, т. к. условия нового и уже существующего (при заимствованиях с плавающими ставками) кредитования становятся более приемлемыми для людей. Из-за подобного положительного влияния низких процентных ставок происходит увеличение ожиданий относительно дохода предприятий, что ведёт к росту цен на акции.

Привлекательность акций. Повышение процентных ставок делает акции менее привлекательными по сравнению с другими вложениями. Инвесторы могут получить более высокую прибыль, вкладываясь в государственные облигации, являющиеся менее рисковыми. Таким образом, относительное вознаграждение за вложение в акции снижается, и происходит снижение спроса на акции и как следствие – снижение цен на них.

Стоимость сделки. В настоящее время большая часть покупок на фондовом рынке (как частных, так и институциональных инвесторов) делается с учётом маржи. Это означает, что первоначально, принимая решение, инвестор учитывает стоимость акции и стоимость сделок. Повышение процентных ставок увеличивает стоимость маржинальной торговли, что делает акции менее привлекательными и снижает цены на них.

1.1.2. Инфляция

Фельдштайн [Feldstein, 1978] в своей работе рассматривает инфляцию как налог на доходы корпораций и как фактор, увеличивающий реальную налоговую базу путем воздействия на реальную амортизацию. Если рассмотреть ситуацию нулевой инфляции, а затем сравнить ее с ситуацией ненулевой инфляции, то, по мнению автора, можно сделать следующий вывод: рост цен снижает величину реальной амортизации, что, соответственно, увеличивает реальную величину налогооблагаемой базы и снижает реальную прибыль, в том числе и на одну акцию. Более строго, влияние инфляции на спрос на акции, от которого в большей степени зависит их цена, зависит от налоговых ставок на индивидуальные и корпоративные доходы. Автор подробно описал механизм

влияния инфляции на фондовый рынок. Основываясь на построенной в статье модели, автор показал, что *для периода гиперинфляции* следует ожидать наличие обратной связи между ростом инфляции и ценами на акции. При этом для периода *стабильного* высокого уровня инфляции можно ожидать наличие прямой связи.

Помимо существования «налогового эффекта» следует выделить наличие другого эффекта – «иллюзии инфляции». Инфляция отрицательно влияет на ожидания касательно будущих денежных потоков, что связано как с уже упомянутым налоговым эффектом, так и с использованием при планировании номинальной процентной ставки. Это может привести к недооценке акций, то есть получается, что инфляция отрицательно влияет на стоимость акций компаний, а через них и на сводные фондовые индексы. Модильяни и Коэн [Modigliani, Cohn, 1979] высказали гипотезу о том, что в период высокой инфляции инвесторы недооценивают акции примерно на 50%. В основе такой недооценки лежат две главные причины. Первая заключается в том, что инвесторы при планировании своей деятельности используют не реальную, а номинальную процентную ставку, которая существенно выше. Вторая – уже описанный налоговый эффект. Риттер и Варр [Ritter, Warr, 2002] показали, что подобный эффект действительно наблюдается, в частности с 1982 по 1999 гг. американские инвесторы стабильно недооценивали акции.

Гесс и Ли в своей работе [Hess, Lee, 1999] приводят краткое обобщение ранее сделанных выводов касательно взаимосвязи доходности акций и инфляции. Авторы, основываясь на выводах более ранних работ (см., например, [Blanchard, Quah, 1989]), утверждают, что возможны две ситуации. Первая ситуация связана с шоками предложения, которые обычно имеют немонетарную природу (например, шоки выпуска, см. [Fama, 1990, 1981]). Возникающая в этом случае инфляция, как правило, отрицательно связана с доходностью акций. С другой стороны, шоки спроса, которые обычно вызываются монетарными шоками. В этом случае связь между инфляцией и доходностью акций положительна. Поэтому знак связи между инфляцией и доходностью акций зависит от того, какие шоки более сильны в данный момент времени.

Бланшар и Ка [Blanchard, Quah, 1989] в своей работе, на которую ссылаются Гесс и Ли, рассматривают влияние шоков спроса и предложения на выпуск и безработицу. Деление на монетарные шоки спроса и немонетарные шоки предложения является одной из предпосылок рассматриваемой ими модели. Полученные результаты согласуются с

теоретическими взглядами на влияние шоков спроса и предложения: шоки спроса оказывают краткосрочное влияние, предложения – долгосрочное. Рост выпуска, в свою очередь, может положительно сказаться на дивидендах компаний и, соответственно, стоимости их акций.

Шверт [Schwert, 1981] в своей работе рассматривает взаимосвязь неожиданной инфляции и доходности акций. Он выделяет два возможных канала влияния. Во-первых, неожиданная инфляция изменяет ожидания относительно будущей инфляции, что приводит к опережающему повышению процентных ставок. В свою очередь, компании не могут своевременно поменять условия заключенных контрактов в ответ на изменения инфляции, что также оказывает негативное влияние на стоимость компаний и их акций. Во-вторых, неожиданная инфляция порождает неопределенность относительно государственного вмешательства в экономику. Политика, направленная на борьбу с инфляцией, заключающаяся, в том числе, в повышении процентных ставок, может негативно повлиять на цену акций.

Между тем существуют работы, в которых отрицается наличие связи между инфляцией и финансовыми индексами. Например, в работе Билсона, Брэйлсфорда и Хупера [Bilson, Brailsford, Hooper, 2001] было получено, что в развивающихся странах показатель инфляции не оказывает статистически значимого влияния на цены на срочном рынке ценных бумаг или данное влияние не носит какого-то определённого характера и зависит от периода, на котором оценивалась модель.

1.1.3. Денежная масса

В работе Хомы и Джаффи [Homa, Jaffee, 1971] влияние денежной массы на стоимость акций рассматривается с трех точек зрения: влияние на дивиденды и темп их роста, влияние на безрисковую ставку процента и влияние на премию за риск. Стоимость акций авторы представляют в следующем виде:

$$PDV_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{D_0(1+g_i)^t}{(1+r_t+\rho_t)^t},$$

где D_0 – дивиденды в начальный момент времени t;

g_t – темп роста дивидендов в момент времени t;

r_t – безрисковая ставка в момент времени t;

ρ_t – премия за риск в момент времени t.

Основным каналом влияния денежного предложения на дивиденды являются текущие и ожидаемые доходы компаний. Снижение предложения денег приведет к росту ставок процента, что снизит чувствительные к проценту расходы (например, капитальные). Снижение расходов приведет к снижению выручки компаний и их прибыли. Это воздействует не только на текущие дивиденды, но также снижает ожидания относительно их будущего роста. Это, в свою очередь, приведет к снижению цен на акции.

Влияние предложения денег на безрисковую ставку процента является положительным. Сокращение предложения денег приведет к росту безрисковой ставки и рационированию кредитных ставок на рынке заемных средств. Что, в свою очередь, приведет к росту ставки дисконтирования и ее ожидаемых значений.

Влияние на премию за риск следует рассматривать с позиций отношения к риску конкретного инвестора. Не склонный к риску инвестор требует положительную премию за риск, которая растет при росте неопределенности касательно будущих дивидендов.

Роули и Пирс [Pearce, Roley, 1982; Roley, 1982] рассматривают влияние денежного предложения на доходность на финансовом рынке с двух сторон. С одной стороны, рост денежной массы порождает инфляционные ожидания, которые воздействуют на доходность через один из описанных ранее каналов: по Фельдштайну [Feldstein, 1978] – за счет налогового эффекта, по Саммерсу [Summers, 1981] – за счет снижения привлекательности акций, по Модильяни-Коэну [Modigliani, Cohn, 1979] – за счет ошибок инвесторов.

С другой стороны, при изменении денежной массы экономические агенты ожидают реакции органов государственного регулирования. Например, при росте денежной массы агенты могут ожидать рост процентных ставок, призванный снизить привлекательность денег.

1.1.4. Промышленное производство

Луо и Висалтанашоти [Luo, Visaltanachoti, 2010], основываясь на построенной ими модели общего равновесия, указывают на два возможных канала влияния темпов роста выпуска на фондовый рынок: шоки спроса и относительные цены. Первый канал связан с увеличением производства отечественных товаров при росте спроса на них. Данный рост производства сопровождается улучшением условий торговли с зарубежными странами, что оказывает повышающее давление на отечественный фондовый рынок.

Второй предложенный авторами канал основывается на результатах, полученных Балассой [Balassa, 1964]. Баласса показал, что связь между паритетом покупательной способности и обменным курсом нельзя объяснить только с помощью производства торгуемых на внешнем рынке товаров. Значимое влияние также оказывают и неторгуемые товары. Другими словами, если выпуск торгуемых на внешнем рынке товаров растет относительно выпуска неторгуемых товаров, то относительная цена неторгуемых товаров начинает расти, что приведет к укреплению национальной валюты и ухудшению условий торговли. Ухудшение условий торговли оказывает понижающее давление на отечественный финансовый рынок.

Мауро [Mauro, 2003] в своей работе проверял наличие связи между фондовыми индексами и темпом роста промышленного производства. Оценки проводились для двух групп стран в 1971–98 годы: развитых и развивающихся, в том числе, и для различных лагов объясняющей переменной. В ходе исследования установлено наличие устойчивой положительной связи для ряда стран, характеризующихся различным уровнем экономического развития.

В качестве объяснений подобного влияния приводятся следующие гипотезы:

– пассивная гипотеза. Ожидаемый рост промышленного производства в будущем порождает позитивные ожидания будущего роста дивидендов, что положительно сказывается на текущей стоимости акций;

– аккуратно-активная гипотеза. Рост цен акций информирует руководство компаний об оптимистичных ожиданиях будущего роста отрасли, что позволяет им корректировать инвестиционную политику;

– ошибочно-активная гипотеза. Информация, предоставляемая положительной динамикой цен на акции, может показывать не только рост отрасли, но и предпочтения рынка. Это может ввести руководство компаний в заблуждение, что приведет к излишнему либо недостаточному инвестированию;

– финансовая гипотеза. Рост цен на акции относительно стоимости замещения капитала – рост q Тобина – побуждает инвесторов вкладывать средства в расширение имеющихся активов, а не в покупку других компаний;

– гипотеза давления. Падение котировок заставляет менеджмент приостанавливать инвестирование для страхования себя от увольнения, что приводит к сокращению производства.

1.1.5. Цены на нефть

В целом характер взаимосвязи между мировыми ценами на нефть и фондовым рынком определяется тем, кем является исследуемая страна – экспортёром или импортёром нефти. В первом случае в ряде исследований получены результаты, свидетельствующие о положительной связи, а во втором – об отрицательной. Исследование влияния данного параметра интересно нам, так как существенная часть акций, составляющих отечественные фондовые индексы, эмитирована нефтегазовыми компаниями.

Башéр, Хау и Садорский [Basher, Haug, Sadorsky, 2012] анализируют влияние нефтяных цен на стоимость акций несколько с другой, более классической точки зрения. Авторы рассматривают цену акции в любой момент времени как дисконтированную сумму денежных потоков, связанных с ценой этой акции. Цена на нефть может напрямую оказывать влияние на эти денежные потоки, обычно тесно связанные с прибылями компаний-эмитентов акций. Для не нефтяных компаний такое влияние будет скорее отрицательным, так как увеличение цен на нефть окажет повышающее давление на предельные издержки, для нефтяных компаний же – положительным. С другой стороны, цены на нефть оказывают влияние и на дисконтирующий фактор, в роли которого обычно выступает ставка процента. Рост цен на нефть, влияя на общий уровень цен, будет оказывать усиливающее воздействие на инфляцию, для борьбы с которой правительство

может проводить политику повышения процентных ставок, что в итоге окажет понижающее влияние на цену акций.

Лоувингер, Уилборг и Уиллман [Lowinger, Wihlborg, Willman, 1985] в своей статье рассматривают механизмы влияния цен на нефть на ставки процента на мировых рынках. По их мнению, существует два канала, посредством которых цены на нефть могут воздействовать на ставку процента: канал перераспределения доходов и портфельный канал.

Первый из этих каналов связан с перераспределением доходов между экспортерами и импортерами нефти. Такое перераспределение возникает тогда, когда цена нефти выше, чем издержки ее добычи. Если к тому же склонность к сбережениям в странах-экспортерах выше, чем в странах импортерах, то в мире возникнет дисбаланс между сбережениями и инвестициями, что приведет к снижению ставок на мировых рынках и росту инвестиций, компенсирующих снижение потребления продукции стран-импортеров.

Второй канал связан с возникновением вышеупомянутого излишка у стран-экспортеров нефти и спросом этих стран на ценные бумаги стран-импортеров. Если экспортеры предъявляют бóльший спрос на эти бумаги, то это приведет к их аккумулированию и, соответственно, к снижению ставок процента.

В итоге, в статье было показано, что описанная выше связь действительно существует, но она действует сильнее по направлению от ставок к цене нефти: лишь весьма сильное изменение цен на нефть оказывает влияние на мировую ставку процента, в то время как небольшое изменение ставки влечет соразмерное изменение цен.

Догрул и Сойтас [Doğrul, Soytas, 2010] исследовали взаимосвязь цен на нефть и ставки процента. Авторами выделяются два возможных канала влияния: через спрос на деньги и инфляционные шоки. Во-первых, рост нефтяных цен увеличивает спрос на деньги. Если правительство не в состоянии быстро удовлетворить возросший спрос, то следует ожидать роста процентной ставки в будущем. Во-вторых, рост нефтяных цен оказывает повышающее давление на общий уровень цен в стране. В целях противодействия возможному ускорению инфляции, правительство может поднять процентную ставку. Эмпирическое исследование проводилось на основании модели векторной авторегрессии, в которую в качестве эндогенных переменных входили уровень

безработицы, цены на нефть и доходность гособлигаций. Было показано, что для случая Турции в 2005–2009 годах действительно наблюдалась положительная связь между ценой на нефть и ставкой процента, что может косвенно говорить о наличии отрицательной связи цен нефти с фондовым индексом.

Еще один вариант механизма влияния инфляционных шоков представлен в работе Колоньи и Манера [Cologni, Manera, 2008]. По мнению авторов, рост цены нефти влияет на общий уровень цен как напрямую – через удорожание нефтепродуктов – так и косвенно. Рост цен на нефтепродукты может стимулировать потребителей переключиться на продукцию менее зависящих от колебаний цен на нефть отраслей, увеличивая тем самым ее стоимость. Растущий общий уровень цен, в свою очередь, влияет на фондовый рынок посредством изменения процентной ставки. Проведенное авторами эмпирическое исследование по странам-членам G-7 подтвердило положительное влияние цены нефти на общий уровень цен.

Барский и Килиан [Barsky, Kilian, 2004] рассматривают несколько различных механизмов, которые могут связывать цены на нефть и уровень выпуска и, косвенно, ожидаемые доходы компаний и стоимость их акций.

Первый связан с использованием нефти как одного из факторов производства. В этом случае рост цен на нефть действительно оказывает понижающее влияние на уровень выпуска. Однако эмпирические исследования показали также, что рост цен на нефть приводит к росту производства самой нефти и увеличению ее доли в совокупном выпуске, что делает прямое влияние весьма слабым.

Второй механизм связывают с комплементарностью потребления нефти и прочих капитальных ресурсов. Другими словами, рост цен на нефть приводит, теоретически, к снижению потребления капитальных ресурсов, сильно зависящих от нефти, что может оказать влияние на выпуск. Однако эмпирические исследования не установили факта наличия подобной комплементарности.

Третий механизм связан с падением спроса по причине перетекания доходов из стран-импортеров в страны-экспортеры. Однако такое падение будет возможно, только если спрос на продукцию стран-импортеров со стороны стран-экспортеров будет достаточно низким.

Четвертый механизм связывает спрос на факторы производства и цены на нефть. Этот механизм также был описан Гамильтоном [Hamilton, 1988]. Рост цен на нефть вызовет снижение спроса на зависимые от нефти товары, например автомобили. Это приведет к перемещению труда между секторами. При наличии ограничений на такие перемещения, возрастет безработица, и снизится выпуск. Данный механизм действительно действует в случае удорожания нефти, но в случае падения цен на нефть данная модель плохо описывает реальные данные.

Пятый механизм описан также в работах Бернанке [Bernanke, 1983] и Гамильтона [Hamilton, 2003]. Он связан с тем, что фирмы откладывают свои инвестиции, а потребители – приобретение неликвидных благ, на последующие периоды по причине неопределенности относительно характера изменения цен на нефть: временного или постоянного. Тем самым снижается спрос и, соответственно, выпуск.

1.1.6. Валютный курс

В статье Хасимото и Ито [Hashimoto, Ito, 2004] исследуется взаимосвязь между валютным курсом и финансовыми рынками. Авторы выделяют два канала. Первый канал – эффект перелива – может проявлять себя по-разному. Если отечественные цены являются относительно жесткими, то небольшое ослабление национальной валюты может привести к росту конкурентоспособности экономики в краткосрочном периоде, что положительно сказывается на финансовом рынке. С другой стороны, если изменения валютного курса имеют резкий и глубокий характер, то возникает неопределенность относительно будущей динамики экономики. Ослабление валюты может привести к банкротствам компаний, имеющих большой объем валютных займов; также это может привести к повышению Центральным Банком процентной ставки с целью укрепления национальной валюты.

Похожий механизм рассматривают Айдемир и Демирхан [Aydemir, Demirhan, 2009]. Укрепление валюты снижает конкурентоспособность экспортеров и их прибыли, что негативно отражается на курсе их акций. С другой стороны, укрепление валюты положительно сказывается на импортерах товаров. Таким образом, характер взаимосвязи зависит от характера торговли государства.

Второй канал действует в обратную сторону, от финансовых рынков к валютному курсу. Если рассматривать финансовые рынки как индикатор состояния реальной экономики и ее макроэкономических показателей, то снижение финансовых индексов может отражать негативные тенденции в экономике. Это может сигнализировать о снижении возможности получения прибыли и снижению спроса на отечественную валюту.

By [Wu, 2001] объясняет связь между валютным курсом и финансовыми индексами при помощи реального спроса и предложения денег. Укрепление национальной валюты приведет к росту отечественных процентных ставок относительно иностранных, что приведет к снижению реального предложения денег. Если спрос на деньги более эластичен по девизному курсу, чем предложение, то население будет покупать больше акций, что окажет повышающее давление на их цены. В противном случае население будет избавляться от акций, что снизит их стоимость. Таким образом, влияние валютного курса на цены акций неоднозначно, что проявляется в различных результатах эмпирических исследований.

1.2. ЭМПИРИЧЕСКИЕ ПОДХОДЫ К АНАЛИЗУ ВЛИЯНИЯ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ НА ПОКАЗАТЕЛИ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ ФИНАНСОВЫХ РЫНКОВ

Рассматривая, как тот или иной фактор может влиять на цену акций, логично предположить, что существуют конкретные пути, через которые этот фактор действует. В дальнейшем мы исходим из предположения о том, что цена акции может быть вычислена как дисконтированная стоимость будущих денежных потоков (см., например, [McQueen, Roley, 1993]):

$$P = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{E_t(c)}{(1+r)^t},$$

где $E_t(c)$ – ожидания агентов относительно денежных потоков c в период t;

$(1+r)^t$ – коэффициент дисконтирования в момент времени t;

r – ставка дисконтирования.

Как показывает анализ работ по данной тематике, воздействие всех факторов так или иначе сводится к воздействию или на числитель (т. е. на ожидаемые будущие денежные потоки), или на знаменатель (т. е. на ставку дисконтирования) дроби в указанном выше выражении.

При рассмотрении только первого периода становится очевидным, что изменение цены ценной бумаги является комбинацией изменения ожиданий будущих денежных потоков и ставки дисконтирования:

$$\frac{dP}{P} = \frac{dE(c)}{E(c)} - \frac{d(1+r)}{1+r}.$$

Как показывает анализ работ по данной тематике, воздействие всех факторов так или иначе сводится к воздействию или на числитель (т. е. на ожидаемые будущие денежные потоки), или на знаменатель (т. е. на ставку дисконтирования) дроби в указанном выше выражении. Здесь особенно важно понимать, что именно изменение ожиданий инвесторов в связи с теми или иными изменениями макроэкономических показателей приводит к изменению цен.

Важно понимать, что зачастую макроэкономические переменные не оказывают прямого воздействия на компоненты цен, а лишь косвенное при опосредованном участии других показателей. Изменение цен может быть связано, в том числе, и с простым изменением ожиданий инвесторов.

1.2.1. Процентная ставка

В работе Файа и Моначелли [Faia, Monacelli, 2007] рассматривается взаимосвязь между процентными ставками и стоимостью финансовых активов. Основной целью работы является разработка правил для назначения процентных ставок, аналогичных правилу Тейлора, учитывающих несовершенство финансовых рынков и контрактов. Правила выводятся на основе модели общего экономического равновесия в закрытой экономике, включающей производство промежуточных и конечных товаров, домохозяйства, фирмы и финансовые контракты.

Исследование показало, что в условиях невысоких темпов инфляции рост стоимости финансовых активов можно рассматривать как дополнительный налог на

внешнее финансирование, поэтому власти, для максимизации общественного благосостояния, должны реагировать понижением ставок в ответ на рост стоимости акций на рынке. Это вытекает, в частности, из существования контрциклической премии за внешнее финансирование и агентских издержек из-за несовершенства рынков. Следует отметить, что это справедливо только для ситуации ненулевой инфляции; при жестких ценах изменение стоимости финансовых активов не оказывает влияния на изменение благосостояния. Таким образом, в работе установлена обратная косвенная взаимосвязь между стоимостью финансовых активов и процентными ставками.

Похожие выводы были сделаны в статье Ида [Ida, 2011], в которой строилась модель общего равновесия, похожая на модель [Faia, Monacelli, 2007]. Но в отличие от предыдущей работы, в модели рассматривалась открытая экономика. Автор приходит к выводу, что при выборе размера процентной ставки следует учитывать не только колебания цен акций на отечественном рынке, но и брать в рассмотрение иностранные рынки. При этом в рамках построенной модели максимизация благосостояния достигается одновременной стабилизацией выпуска и цен на акции.

Влияние агентских издержек на фондовый рынок также рассматривалось в работе Бернанке и Гертлера [Bernanke, Gertler, 1989]. Построенная авторами неоклассическая модель показала, что при наличии в модели неопределенности агентские издержки, возникающие в силу необходимости контроля за компаниями, начинают играть важную роль, оказывая влияние на спрос и предложение на фондовом рынке. Агентские издержки рассматривались с позиций точности ведения бухгалтерского учета в компаниях. Если баланс компании точен, то агентские издержки, которые несет потенциальный инвестор небольшие, что благоприятно сказывается на спросе и предложении акций компании. Если же есть сомнения в точности ведения учета (например, в неблагополучный период для компании), то агентские издержки становятся существенными, что негативно влияет на торговлю акциями компании.

В работе Пола и Маллика [Paul, Mallik, 2003] проводилось эмпирическое исследование взаимосвязи между фондовым индексом и макроэкономическими переменными в Австралии в период с I квартала 1980 года по I квартал 1999 года. Исследование проводилось с использованием модели коррекции ошибками. Авторы оценивали модель следующего вида:

$$\Delta \ln BP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{1i} \Delta \ln BP_{t-i} + \sum_{i=1}^{r} \alpha_{2i} \Delta \ln INT_{t-i} + \sum_{i=1}^{s} \alpha_{3i} \Delta \ln INF_{t-i} + \\ + \sum_{i=1}^{q} \alpha_{4i} \Delta \ln GDP_{t-i} + \rho_1 ECT_{t-1} + \varepsilon_t,$$

где BP – индекс цен акций финансовых компаний и банков;

INT – процентная ставка;

INF – индекс потребительских цен;

GDP – реальный ВВП;

ECT – коинтеграционное соотношение.

Авторами было установлено, что в долгосрочной перспективе отсутствует статистически значимая связь между фондовым индексом и процентной ставкой, но в краткосрочной перспективе обнаруживается отрицательная связь. В эмпирическом исследовании Аль-Шаркаса [Al-Sharkas, 2004] рассматривается взаимосвязь между индексом Амманской биржи (Иордания) и рядом макроэкономических показателей экономики Иордании в период с I квартала 1980 года по I квартал 2003 года. Одним из таких показателей является ставка по государственным облигациям. Исследование проводилось с использованием модели коррекции ошибками. Автор оценивал коинтеграционное соотношение в виде:

$$TSE_t = \alpha_0 + \alpha_1 M2_t + \alpha_2 TB_t + \alpha_3 CPI_t + \alpha_4 IP_t,$$

где TSE_t – индекс Амманской биржи;

$M2_t$ – предложение денег;

TB_t – ставка по государственным облигациям;

CPI_t – индекс потребительских цен;

IP_t – индекс промышленного производства.

Автором было установлено, что индекс Амманской биржи имеет положительную долгосрочную взаимосвязь с величиной ставки по государственным облигациям.

1.2.2. Инфляция

Как и в случае с процентными ставками, характер влияния инфляции на финансовые показатели не однозначен. С одной стороны, это влияние может быть отрицательным, так как ускорение инфляции снижает величину ожидаемых денежных потоков, увеличивает номинальную процентную ставку, и, как следствие, дисконтирующий коэффициент. Это, в свою очередь, приводит к снижению стоимости акций. С другой стороны, рост цен увеличивает выручку компаний, что положительно сказывается на денежных потоках, связанных с акциями, и увеличивает их стоимость.

Акции также можно рассматривать и как инструмент хеджирования. При этом если большое количество инвесторов начнёт вкладываться в акции, стремясь защититься от роста инфляции, то естественно спрос на них возрастёт и цены вырастут. Однако в работе Энгстеда и Тангорда [Engsted, Tanggaard, 2002] были получены результаты, свидетельствующие о том, что акции не могут служить инструментом хеджирования. Исследование проводилось для фондовых рынков США и Дании в период с 1922 по 1997 год. Целью авторов была проверка справедливости правила Фишера. Для этого при помощи VAR моделей были оценены ожидаемая и неожиданная компоненты инфляции и проведено сравнение полученных компонент со ставками процента. Авторы отметили интересный эффект, изучая зависимость ожидаемых доходностей и ожидаемой инфляции на различных горизонтах. На краткосрочном периоде положительная связь между ожидаемыми доходностями и ожидаемой инфляцией очень слаба. Зато на долгосрочном горизонте взаимосвязь заметна, причём, в первую очередь, это касается ожидаемых доходностей акций (связь ожидаемых доходностей облигаций с ожидаемой инфляцией не такая сильная).

Саммерс [Summers, 1981] в своей работе рассматривал описанный в [Feldstein, 1978] «налоговый эффект» применительно к американскому фондовому рынку в период с 1963 по 1978 год (в общей сложности 13584 фирм-лет). Автором оценивалась регрессия следующего вида:

$$R_{it} = \alpha + \Delta\pi^e\left(\gamma_0 + \gamma_1 D_{INV_{it}} + \gamma_2 D_{DEP_{it}} + \gamma_3 D_{DEBT_{it}} + \gamma_4 D_{DEBTCG_{it}}\right) + \Delta\pi^e \varepsilon_t + u_{it},$$

где R_{it} – доходность акций компании;

$D_{INV_{it}}, D_{DEP_{it}}, D_{DEBT_{it}}, D_{DEBTCG_{it}}$ – корректирующие факторы, связанные с объемами собственности, амортизации, долговой нагрузки и прироста капитала;

π^e – ожидаемая инфляция;

ε_t, u_{it} – случайные ошибки.

Анализ данных показал значимость отрицательной связи между инфляцией и ценой акций. Аналогично, Бонд и Вебб [Bond, Webb, 1995], основываясь на американских данных в период с I квартала 1972 года по IV квартал 1991 квартал, показали наличие отрицательной связи между инфляцией и ценой акций в периоды роста темпов инфляции.

В своей работе Гесс и Ли [Hess, Lee, 1999] исследовали взаимосвязь между неожиданной инфляцией и доходностью акций на фондовых рынках США в период с I квартала 1926 года по IV квартал 1994 года, Великобритании, Германии и Японии в период с I квартала 1961 года по IV квартал 1994 года. Шоки спроса они рассматривали как результат монетарных шоков, а шоки предложения – как результат шоков реального выпуска. Проведенный авторами анализ функций импульсных откликов на различные шоки показал, что постулируемые ими взаимоотношения между доходностью акций и инфляцией не противоречат реальным данным.

1.2.3. Денежная масса

Роули и Пирс [Pearce, Roley, 1982; Roley, 1982] получили следующие результаты, касающиеся характера влияния денежной массы на фондовый рынок США, а именно индекс Доу-Джонса и 3-месячные облигации Казначейства в период 1977–1982 гг.:

– цены на акции реагируют только на неожиданные изменения денежной массы, что соответствует гипотезе эффективного рынка;

– неожиданное увеличение денежной массы приводит к снижению цен акций;

– реакция цен акций противоположна по знаку изменению денежной массы;

– участники рынка учитывают как ожидаемые, так и неожиданные изменения уровня денежной массы;

– основная часть реакции проявляется на следующий день после объявления новости.

В исследовании оценивались регрессии следующего вида:

$$\Delta SP_t = a + b(\Delta M_t^a - \Delta M_t^e) + \sum_i d_i D_{it} + e_t,$$

где ΔSP_t – изменение индекса DowJones;

$\Delta M_t^e, \Delta M_t^a$ – ожидаемое и объявленное изменение денежной массы;

D_{it} – фиктивные переменные, связанные с изменением ставки дисконтирования.

Эти результаты согласуются с результатами, полученными ранее Розефф [Rozeff, 1974]. Розефф в своей работе показал, что на американском рынке в 1970–1973 гг. (недельные и месячные данные) имела место значимая взаимосвязь между финансовым рынком и предложением денег. При этом, автором было установлено, что американский фондовый рынок, по-видимому, был эффективным относительно информации, касающейся монетарной политики. В частности, не было обнаружено значимой связи с запаздывающими значениями величины денежной массы и темпами ее изменения. С другой стороны, фондовый рынок реагировал в том числе и на неожиданные изменения денежной массы, которые невозможно было предсказать, основываясь на прошлых данных.

1.2.4. Промышленное производство

Маккуин и Роули [McQueen, Roley, 1993] показали, что ожидания инвесторов и их реакция на те или иные изменения сильно зависят от текущего состояния экономики. При благоприятной ситуации положительные сигналы оказывают бóльшее влияние на настроение инвесторов, чем негативные. В периоды спада же гораздо более сильное влияние имеют отрицательные сигналы. Уровень выпуска в стране рассматривался авторами как индикатор состояния рынка. Проведенное ими эмпирическое исследование показало, что описанный выше эффект действительно наблюдается для месячных американских данных в 70–80 годы, и что темп роста выпуска можно рассматривать как фактор, влияющий на динамику цен на финансовые активы. Авторами оценивались регрессии следующего вида:

$$\Delta P_t = \alpha + H_t \mathbb{x}_t^u \mathbb{b}^H + M_t \mathbb{x}_t^u \mathbb{b}^M + L_t \mathbb{x}_t^u \mathbb{b}^L + e_t,$$

где P_t – цена акций;

$\mathbb{x}_t^u$ – неожиданные компоненты экономических объявлений;

H_t, M_t, L_t – фиктивные переменные, обозначающие благоприятную, нейтральную и неблагоприятную ситуацию в экономике.

Цума [Tsouma, 2009] в своей работе исследовала связь между фондовыми индексами и индексами промышленного производства и потребительских цен в период с января 1991 года по декабрь 2006 года в развитых (22 страны) и развивающихся (19 стран) странах. Автором оценивалась VAR модель следующего вида:

$$\begin{bmatrix} r_t \\ g_t \end{bmatrix} = A_0 + \sum_{i=1}^{12} A_i \begin{bmatrix} r_{t-i} \\ g_{t-i} \end{bmatrix} + \varepsilon_t,$$

где r_t – доходность акций;

g_t – темп роста промышленного производства.

Автор установила, что имеется устойчивая связь между промышленным производством и финансовыми индексами. При этом для развитых стран характерно влияние фондового рынка на будущую экономическую активность, тогда как влияние экономической активности на будущие цены акций незначительно. Для развивающихся экономик картина противоположная: наиболее характерным является влияние экономической активности на будущие цены акций.

Блэк, Фрейзер и Грёневольд [Black, Fraser, Groenewold, 2003] в исследовании, посвященном финансовому рынку США в период с I квартала 1947 года по I квартал 2002 года, показали, что в США наблюдается значимая отрицательная взаимосвязь между темпами роста выпуска и доходностью финансовых индексов. Авторы оценивали VAR модели следующего вида:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ \Delta q_{t-1} \\ \sigma_t^2 \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ \Delta q_{t-2} \\ \sigma_{t-1}^2 \end{bmatrix} + \varepsilon_t,$$

где π_t – отношение цены акций к выпуску;

Δq_{t-1} – темп роста выпуска;

σ_t^2 – волатильность рыночной доходности, рассчитанная как дисперсия квартальных кумулятивных доходностей индекса S&P 500.

Ранее подобные результаты были получены Ченом [Chen, 1991].

1.2.5. Цены на нефть

В работе Чена, Ролла и Росса [Chen, Roll, Ross, 1986] для рынка США было получено, что цены акций положительно связаны с ценами на нефть. В более поздних работах, посвященных изучению взаимосвязи цен нефти и финансовых рынков развитых стран, были получены противоположные результаты. В работе Джонса и Коула [Jones, Kaul, 1996], описывающей рынки США, Канады, Японии и Великобритании в период с 1947 по 1991 год, было показано отрицательное воздействие роста цен на нефть на фондовый рынок. В работе оценивались регрессии следующего вида:

$$RS_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{5} a_i X_{it} + \sum_{i=0}^{4} \theta_i OIL_{t-i} + \sum_{i=0}^{4} \beta_i IP_{t+i} + \eta_t,$$

где RS_t – доходность акций;

X_{it} – прокси для ожидаемой доходности;

OIL_{t-i} – изменение цены на нефть;

IP_{t+i} – темпы роста промышленного производства.

Авторами также было установлено, что рынки США и Канады являются, по-видимому, рациональными и не демонстрируют излишнюю реакцию на изменения цен нефти. Рынки Великобритании и Японии же не продемонстрировали рационального поведения, что проявилось в излишне сильной реакции на изменения цен нефти. Харви [Harvey, 1995] провел эмпирическое исследование на развивающихся рынках в период с 1976 по 1992 год и пришел к выводу, что на большинстве из них наблюдается отрицательное влияние цен нефти на доходность местных акций.

Килиан и Парк [Kilian, Park, 2009] в своем исследовании, проведенном для финансового рынка США, показали присутствие негативного влияния высоких нефтяных цен на фондовый рынок. Оценивание проводилось с использованием метода структурных VAR моделей.

$$A_0 z_t = \alpha + \sum_{i=1}^{24} A_i z_{t-i} + \varepsilon_t,$$

$$\begin{bmatrix} e_t^{\Delta oil\ production} \\ e_t^{real\ activity} \\ e_t^{real\ price\ of\ oil} \\ e_t^{U.S.stock\ returns} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{oil\ supply\ shock} \\ \varepsilon_t^{demand\ shock} \\ \varepsilon_t^{oil\ demand\ shock} \\ \varepsilon_t^{other\ shocks} \end{bmatrix},$$

где z_t – вектор, включающий значения изменения объемов производства нефти, реальной деловой активности, реальной цены на нефть и доходности акций США;

e_t^{***} – ошибки соответствующих уравнений приведенной VAR модели;

ε_t^{***} – структурные ортогональные шоки.

Авторы объясняют этот результат влиянием нефтяных цен на ожидания инвесторов. Рост цен на нефть, по мнению авторов, отражает рост обеспокоенности инвесторов ее возможным будущим дефицитом. Тем самым, растущие цены порождают негативные настроения на рынке, что действует понижающе на фондовый рынок. Также авторами отмечается рост зависимости США от импорта нефти, что усиливает обнаруженный ими эффект.

Аггарваль и Ширм [Aggarwal, Schirm, 1992] рассматривают информацию о торговом балансе государства как способ оценить эффективность работы ненаблюдаемых секторов экономики. Именно это, по их мнению, является причиной наличия взаимосвязи между торговым балансом и финансовым рынком. Проведенный авторами эмпирический анализ рынка США в период с февраля 1980 года по сентябрь 1985 года показал, что действительно имеется значимое влияние величины торгового баланса США на ведущие индексы экономики США. Оценивались регрессии следующего вида:

$$DP_t = b_0 UTB_t + \sum_{i=1}^{5} b_i DOWD_{it} + e_t,$$

где DP_t – изменение цен акций или доходность;

UTB_t – неожиданная компонента объявления торгового баланса;

$DOWD_{it}$ – фиктивная переменная, обозначающая день недели.

Однако сами авторы делают оговорку и показывают это в модели, что величина и знак влияния являются неопределенными, так как в высшей мере зависят от политики властей и наличия торговых соглашений. Связь с торговым балансом может быть существенна при анализе финансового рынка России, так как цены на нефть оказывают существенное влияние на торговый баланс страны-экспортера нефти.

Луо и Висалтанашоти [Luo, Visaltanachoti, 2010] основываясь на модели общего равновесия, указали на возможную связь шоков предложения и доходности финансовых рынков. В качестве примера подобного шока они привели цену на нефть. В соответствии с выводами, полученными авторами на основе построенной ими теоретической модели, положительный шок предложения нефти (рост цен на нефть) приводит к ухудшению условий внешней торговли и подъему иностранных рынков акций. Несмотря на это, внутренний фондовый рынок также испытывает подъем, что отличает эту ситуацию от ситуации шока спроса.

Акрам [Akram, 2009] (рынок США, 1989–2007 гг.) и Арора и Тайерс [Arora, Tyers, 2012] в своих работах указывают на возможную связь финансовых активов и цен на нефть, объясняемую посредством модели арбитража. Инвесторы в странах-экспортерах нефти формируют инвестиционные портфели таким образом, чтобы компенсировать изменения доходности активов, входящих в портфель. Запасы нефти рассматриваются как один из возможных активов. Когда реальная доходность акций начинает снижаться, относительная доходность запасов нефти как инвестиционного актива начинает расти, что приводит к сокращению добычи и росту стоимости нефти.

Арора и Тайерс построили модель общего равновесия, описывающую взаимоотношения стран-членов ОПЕК и остального мира. Согласно модели, страны ОПЕК занимаются исключительно экспортом нефти, импортируя продовольствие и промышленную продукцию. Симуляции показали, что наблюдается отрицательная связь между доходностью ценных бумаг и ценой на нефть, что и постулировалось авторами модели. Акрам же, в свою очередь, проводил эмпирическое исследование с использованием модели структурной векторной авторегрессии. Из результатов его работы можно сделать вывод о возможном наличии положительной связи между ценами на нефть и ценами акций.

Результаты оценки модели структурной векторной авторегрессии в работе Башéра, Хау и Садорского [Basher, Haug, Sadorsky, 2012] не позволили отвергнуть выдвинутые авторами гипотезы, которые были описаны ранее. В развитых экономиках рост цен на нефть приводит к понижению фондовых индексов. В развивающихся экономиках рост фондовых индексов приводит к росту цен на нефть. Это объясняется

тем, что потребление нефти в развитых экономиках довольно стабильно, и, тем самым, развивающиеся рынки оказывают существенное влияние на нефтяной спрос.

В работе Хайо и Кутана [Hayo, Kutan, 2002], посвященной исследованию именно российского фондового рынка, получен следующий результат: рост цен на нефть положительно сказывается на доходностях ценных бумаг на российском фондовом рынке. Облигации демонстрируют одинаковую реакцию как на рост (доходности облигаций растут), так и на падение цен на нефть. Акции так же реагировали на изменение цен на нефть, но эффект не такой сильный, хотя и значимый: при изменении цены на нефть, цены на акции менялись в том же направлении на 0,1 процента.

1.2.6. Валютный курс

Как было отмечено ранее, влияние валютного курса на цены акций неоднозначно, что проявляется в различных результатах эмпирических исследований. В работе Харви [Harvey, 1995] знак коэффициента при валютном курсе менялся на различных участках всего рассматриваемого периода (1976–92 годы). А в работе Филактиса и Равацолло [Phylaktis, Ravazzolo, 2005], рассматривающей связь между реальным обменным курсом и доходностью фондовых рынков стран тихоокеанского бассейна, на периоде 1980–98 годов была установлена положительная связь. Билсон, Брейлсфорд и Хупер [Bilson, Brailsford, Hooper, 2001], Джун, Марат и Шоуки [Jun, Marathe, Shawky, 2003], а также Абугри [Abugri, 2008], наоборот, показывали наличие отрицательной связи на развивающихся рынках.

1.2.7. Зарубежные индексы

Глобализация современной экономики приводит к тому, что фондовые биржи разных стран становятся тесно связанными друг с другом. Такие развитые фондовые биржи, как в США, оказывают сильнейшее влияние на менее развитые рынки. Фондовый рынок является отражением состояния всей экономики, и как сильные экономики влияют на более слабые экономики, так и рынок акций преуспевающих стран «задаёт тон» всем остальным. В работе Хайо и Кутана [Hayo, Kutan, 2002] эмпирическое исследование

показало, что американские индексы являются причиной по Грейнджеру для российского индекса РТС. Билсон, Брейлсфорд и Хупер [Bilson, Brailsford, Hooper, 2001], Абугри [Abugri, 2008] показали, что доходность индекса MSCI World положительно влияет на доходность акций развивающихся рынков.

1.3. ОБЗОР РАБОТ, ПОСВЯЩЕННЫХ ИЗУЧЕНИЮ ДИНАМИКИ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ РОССИЙСКИХ ФИНАНСОВЫХ РЫНКОВ

Работы по моделированию влияния макроэкономических показателей на российские финансовые индексы можно разделить на две основные группы. В работах из первой группы для изучения взаимосвязи макроэкономических факторов и фондовых индексов используется метод расчета коэффициентов корреляции со скользящим окном (см., например, [Демченко, 2010; Маргевич, 2008; Соколова, 2008; Ясыр, 2012, 2008]). В работах из второй группы используются модели с условной гетероскедастичностью – GARCH и ее расширения (см., например, [Федорова, Панкратов, 2010, 2009; Энтов и др., 2003]).

В работе Маргевича [Маргевич, 2008] рассматривается взаимосвязь между индексом ММВБ, ценой нефти марки Брент и уровнем индекса Доу-Джонса в период с 1 ноября 2003 года по 31 октября 2007 года. При помощи расчета коэффициентов корреляции на различных временных горизонтах, показано, что на горизонтах в 1 и 200 дней обнаруживается положительная корреляция между индексом ММВБ, индексом Доу-Джонса и ценой нефти марки Брент.

В работе Демченко [Демченко, 2010] рассматривается корреляция индекса MSCI Russia, рассчитываемого компанией Морган Стенли на основе котировок российского фондового рынка, с аналогичным индексом MSCI USA и ценой нефти марки Брент в период с 2008 г. по 2010 г. При помощи расчета коэффициентов корреляции с 50-дневным окном автор показал, что на большей части рассматриваемого периода времени парная корреляция между этими показателями положительная, за исключением нескольких эпизодов ажиотажного спроса на отечественные или американские акции.

В работах Ясыр [Ясыр, 2012, 2008] исследовалась связь между различными макроэкономическими показателями и российским фондовым рынком. В работе [Ясыр,

2008] была рассмотрена связь между индексом РТС и международными рынками активов в период с 2000 по 2007 год. В качестве внешних рынков были рассмотрены NASDAQ, рынки золота, зерна, угля, нефти и газа. При помощи расчета коэффициентов парной корреляции на различных временных горизонтах, было установлено, что в среднесрочной перспективе обнаруживается положительная связь между индексом РТС и внешними рынками.

Во второй работе [Ясыр, 2012] исследуется связь между индексом РТС и макроэкономическими показателями: объемом международных резервов, объемом ВВП, уровнем безработицы, ставкой рефинансирования. Исследование проводилось в период с 1995 по 2010 год. Расчет коэффициентов парной корреляции в докризисный, кризисный и посткризисный период показал, что между объемом международных резервов, объемом ВВП и индексом РТС в докризисный и посткризисный период имеется сильная положительная связь, а между ставкой рефинансирования, уровнем безработицы и индексом РТС – сильная отрицательная связь.

В работе Соколовой [Соколова, 2008] на основе дневных данных исследовалось влияние цен на нефть на российские финансовые индексы РТС и ММВБ в период с января 2007 года по апрель 2008 года. При помощи расчета коэффициентов корреляции в различные дни рассматриваемого периода времени, автором установлено наличие устойчивого прямого влияния цен на нефть на российские финансовые индексы. Также было установлено, что индекс РТС более подвержен влиянию нефтяных цен, чем индекс ММВБ, что выражается в более высоких значениях коэффициентов корреляции.

В работе Федоровой и Панкратова [Федорова, Панкратов, 2009] исследуется влияние индексов FTSE (Великобритания), DAX (Германия), Доу-Джонс (США) и HSI (Гонконг, КНР) на индекс ММВБ в период с января 2007 года по декабрь 2008 года, дневные данные. Авторы использовали в эмпирическом исследовании EGARCH модели. Модели оценивались отдельно в 2007 и 2008 годах для того, чтобы оценить влияние индексов в предкризисный и кризисный периоды. Авторами было получено, что существует положительная связь рассматриваемых мировых индексов с индексом ММВБ. Причем величина связи с европейскими биржами (FTSE DAX) выше, что объясняется географической близостью.

В работе Федоровой и Панкратова [Федорова, Панкратов, 2010] исследуется влияние сальдо движения капитала, ВВП, мировой цены на нефть марки Брент, курса доллара США и евро на индекс ММВБ в период с января 2007 года по сентябрь 2008 года. На основе оценок EGARCH модели было получено, что темпы роста ВВП, нефтяных цен и сальдо движения капитала оказывают значимое положительное влияние на доходность индекса ММВБ. В свою очередь, изменение обменного курса доллара к рублю (руб./долл.) оказывает отрицательное влияние на доходность индекса ММВБ.

В работе Федоровой и Афанасьева [Федорова, Афанасьев, 2013] исследуется влияние цен нефти и золота на индекс ММВБ в период с 1 октября 2007 года по 1 декабря 2012 года. Выбор золота обосновывается инвестиционной привлекательностью данного металла и удовлетворенностью промышленного спроса на него. На основе оценок авторегрессионной модели с Марковскими переключениями режимов получено, что цены нефти и золота оказывают статистически значимое положительное влияние на индекс ММВБ. Причем отмечается, что в периоды повышенной волатильности рынка и в кризисный период влияние цен на нефть существенно выше, что объясняется ростом спекулятивных настроений и отказом инвесторов от вложений в золото, которое рассматривается как актив для долгосрочных вложений.

В исследовании российского фондового рынка, проведенном коллективом Института экономики переходного периода[2] [Энтов и др., 2003] в период с сентября 1995 года по декабрь 2002 года на дневных и недельных данных, при помощи GARCH моделей изучается влияние макроэкономических показателей на индекс РТС. Авторами было установлено, что на рассматриваемом периоде при рассмотрении дневных данных наблюдалось устойчивое положительное влияние изменений нефтяных цен на доходность индекса РТС, что объясняется влиянием цены на нефть на формирование текущих ожиданий инвесторов. Для недельных данных подобное влияние наблюдалось только в первом подпериоде до кризиса 1998 года, что можно связать с более долгосрочным фундаментальным влиянием этого показателя. Показатели внешнеэкономической конъюнктуры оказывали существенное положительное влияние

[2] С июня 2010 года – Институт экономической политики имени Е. Т. Гайдара.

на доходность индекса РТС, причем особенно сильным было влияние до кризиса. Авторами была установлена отрицательная связь между доходностью индекса РТС и темпом роста номинального обменного курса доллара на всем рассматриваемом периоде. При этом, на первом подпериоде при оценивании GARCH модели была обнаружена положительная связь между темпом изменения обменного курса и доходностью индекса РТС, что объясняется особенностями проводившейся валютной политики. Также было обнаружено отрицательное влияние краткосрочных ставок процента на доходность индекса РТС на докризисном и посткризисном периоде. Наконец, было обнаружено отрицательное влияние волатильности ИПЦ на доходность индекса РТС.

ВЫВОДЫ ИЗ ГЛАВЫ 1

На основе обзора теоретических и эмпирических работ (см. таблицу 1) можно выдвинуть следующие гипотезы, касающиеся характера влияния макроэкономических показателей на фондовые индексы в России:

– международные фондовые индексы положительно влияют на российские рынки. Как уже было упомянуто, в ряде эмпирических исследований обнаруживается положительная связь между зарубежными индексами и отечественным фондовым рынком. Возможное объяснение этого состоит в том, что в качестве иностранных индексов берутся индексы, характеризующие фондовые рынки развитых государств. Таким образом, изменения фондовых индексов развитых стран могут служить индикатором состояния их экономик, что, свою очередь, может влиять на экономики развивающихся стран посредством международной торговли;

– условия внешней торговли (цена нефти) оказывают положительное влияние на российские фондовые индексы. Эта гипотеза обуславливается тем, что, во-первых, нефть и нефтепродукты составляют существенную часть экспорта Российской Федерации (около 60% по состоянию на 2011 год и 46,3% по состоянию на 2019 год). А во-вторых, акции компаний, связанных с добычей и транспортировкой нефти, составляют существенную долю в базе расчета российских индексов. Например, из 50 ценных бумаг, включенных в состав индекса РТС, 12 эмитированы нефтегазовыми компаниями, при этом их суммарная доля составляет около 53%;

– инфляция негативно влияет на динамику фондовых индексов в России. Инфляция в России исторически является крайне негативным фактором. Рост инфляции часто сопровождается бегством средств из активов с высоким риском в более стабильные активы. Также высокая инфляция вызывает соответствующую реакцию Центрального Банка, выражающуюся в росте процентных ставок, что, в свою очередь, приводит к снижению значений фондовых индексов;

– номинальный валютный (обменный) курс отрицательно влияет на индекс РТС, поскольку последний номинирован в долларах США. С индексом ММВБ можно ожидать наличия положительной связи по причине роста конкурентоспособности экономики при ослаблении национальной валюты;

– краткосрочные ставки процента оказывают отрицательное воздействие на российские фондовые индексы. Возможные механизмы такого влияния описаны ранее в обзоре;

– влияние денежной массы, как было указано выше, может проявляться по-разному. Поэтому сложно сформулировать гипотезу о связи денежной массы и финансового рынка, однако для российской экономики наиболее вероятна положительная связь, связанная с шоками спроса;

– влияние уровня выпуска на фондовый рынок также может проявляться по-разному, что было показано в более ранних исследованиях. Следует отметить, что отрицательная связь отмечалась для развитых рынков, в то время как для развивающихся экономик была обнаружена положительная связь. Поэтому мы склонны предполагать наличие положительной связи между уровнем промышленного производства и российскими фондовыми индексами.

Таблица 1 – Механизмы влияния макроэкономических факторов на цены акций

Работа	Механизм	Связь
Процентная ставка		
Файа, Моначелли [Faia, Monacelli, 2007]	Доступность внешнего финансирования.	Отрицательная связь
Ида [Ida, 2011]	Влияние иностранных фондовых рынков.	Отрицательная связь
Бернанке, Гертлер [Bernanke, Gertler, 1989]	Агентские издержки.	

Продолжение таблицы 1

Работа	Механизм	Связь
Пол, Маллик [Paul, Mallik, 2003]		Отрицательная связь
Аль-Шаркас [Al-Sharkas, 2004]		Отрицательная связь
Инфляция		
Энгстед, Тангаард [Engsted, Tanggaard, 2002]		Положительная связь
Фельдштайн [Feldstein, 1978]	Налоговый эффект.	Зависит от состояния экономики
Саммерс [Summers, 1981]	Налоговый эффект.	Отрицательная связь
Бонд, Вебб [Bond, Webb, 1995]		Отрицательная связь
Модильяни, Коэн [Modigliani, Cohn, 1979]	Недооценка акций.	Отрицательная связь
Гесс, Ли [Hess, Lee, 1999]	Шоки спроса и предложения.	Зависит от характера шока
Бланшар, Ка [Blanchard, Quah, 1989]	Шоки спроса и предложения.	
Шверт [Schwert, 1981]	Изменение ожиданий и жесткость контрактов.	
Билсон и др. [Bilson, Brailsford, Hooper, 2001]		Отсутствие связи
Денежная масса		
Хома, Джаффи [Homa, Jaffee, 1971]	Влияние на дивиденды и безрисковую ставку процента.	Положительная связь
Роули, Пирс [Pearce, Roley, 1982; Roley, 1982]	Изменение ожиданий; налоговый эффект, ошибки инвесторов.	Отрицательная связь
Розефф [Rozeff, 1974]		Наличие связи
Промышленное производство		
Луо, Висалтанашоти [Luo, Visaltanachoti, 2010]	Изменение условий торговли.	Положительная связь
Баласса [Balassa, 1964]	Влияние неторгуемых товаров на условия внешней торговли.	Положительная связь
Маккуин, Роули [McQueen, Roley, 1993]	Влияние на ожидания.	
Мауро [Mauro, 2003]		Положительная связь
Цума [Tsouma, 2009]		Неопределенная связь
Чен [Chen, 1991]		Отрицательная связь
Блэк и др. [Black, Fraser, Groenewold, 2003]		Отрицательная связь

Продолжение таблицы 1

Работа	Механизм	Связь
Цены энергоносителей		
Чен и др. [Chen, Roll, Ross, 1986]		Положительная связь
Джонс, Коул [Jones, Kaul, 1996]		Отрицательная связь
Харви [Harvey, 1995]		Отрицательная связь
Килиан, Парк [Kilian, Park, 2009]	Влияние на ожидания.	Отрицательная связь
Аггарваль, Ширм [Aggarwal, Schirm, 1992]		
Луо, Висалтанашоти [Luo, Visaltanachoti, 2010]		Положительная связь
Акрам [Akram, 2009]	Модель арбитража.	
Арора, Тайерс [Arora, Tyers, 2012]	Модель арбитража.	Положительная связь
Башер и др. [Basher, Haug, Sadorsky, 2012]		Положительная связь
Лоувингер и др. [Lowinger, Wihlborg, Willman, 1985]	Перераспределение доходов и портфельный канал.	Положительная связь
Догрул, Сойтас [Doğrul, Soytas, 2010]	Спрос на деньги и инфляционные шоки.	Отрицательная связь
Колоньи, Манера [Cologni, Manera, 2008]	Переключение спроса.	Отрицательная связь
Барский, Килиан [Barsky, Kilian, 2004]	Факторы производства и переключение спроса.	Отрицательная связь
Хайо, Кутан [Hayo, Kutan, 2002]		Положительная связь
Валютный курс		
Хасимото, Ито [Hashimoto, Ito, 2004]	Жесткость цен.	Неопределенная связь
Айдемир, Демирхан [Aydemir, Demirhan, 2009]	Конкурентоспособность экономики	Неопределенная связь
By [Wu, 2001]	Реальная ставка процента.	Отрицательная связь
Харви [Harvey, 1995]		Неопределенная связь
Филактис. Равацолло [Phylaktis, Ravazzolo, 2005]		Положительная связь
Билсон и др. [Bilson, Brailsford, Hooper, 2001]		Отрицательная связь
Джун и др. [Jun, Marathe, Shawky, 2003]		Отрицательная связь
Абугри [Abugri, 2008]		Отрицательная связь

Продолжение таблицы 1

Работа	Механизм	Связь
Зарубежные индексы		
Хайо, Кутан [Hayo, Kutan, 2002]		Положительная связь
Билсон и др. [Bilson, Brailsford, Hooper, 2001]		Положительная связь
Абугри [Abugri, 2008]		Положительная связь

Источник: составлено автором

В следующей главе будет рассмотрена теоретическая модель, описывающая связь между макроэкономическими факторами и ценами акций, а также будут описаны эконометрические модели, используемые в эмпирическом исследовании.

ГЛАВА 2. МЕТОДИЧЕСКИЕ ПОДХОДЫ К АНАЛИЗУ ВЛИЯНИЯ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ НА РОССИЙСКИЕ ФОНДОВЫЕ ИНДЕКСЫ

В данной главе будет рассмотрена теоретическая модель, описывающая механизмы влияния макроэкономических факторов на цены акций, а также будет представлено описание эконометрических моделей, используемых в ходе настоящего исследования. В первом разделе приведено описание теоретической модели, описывающей малую экономику, включающую в себя ориентированную на внешний рынок нефтяную отрасль и обобщенную отрасль, ориентированную на внутренний рынок. Во втором разделе приведено описание применяемых в настоящем исследовании эконометрических методов.

2.1. ТЕОРЕТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ВЛИЯНИЯ УСЛОВИЙ ТОРГОВЛИ НА ФОНДОВЫЕ ИНДЕКСЫ

Рассмотрим однопериодную модель образования цен акций для страны-экспортера нефти в краткосрочном периоде. Пусть цена акции компании определяется как текущая приведенная стоимость будущих дивидендов и равна

$$A = \frac{D}{1 + r}, \tag{1}$$

где D – дивиденды;

r – ставка процента.

Рассмотрим ставку процента как функцию от инфляции, темпов прироста выпуска и валютного курса. Будем считать, что ставка процента определяется правилом Тейлора следующего вида:

$$r = r^* + \pi + \alpha(\pi - \pi^*) + \beta(y - y^*) + \gamma(\varepsilon - \varepsilon^*), \tag{2}$$

где r – ставка процента;

r^* – оптимальная ставка процента;

π – темп инфляции;

π^* – оптимальный темп инфляции;

y – прирост выпуска;

y^* – потенциальный прирост выпуска;

ε – девизный курс (долл./руб.);

ε^* – оптимальный девизный курс;

P_{oil} – цена нефти.

Предположим, что нефть является одним из факторов производства для не нефтяных компаний. Соответственно можно предположить, что темпы инфляции положительно зависят от темпов роста цен на нефть (и, соответственно, от текущего уровня нефтяных цен), а также то, что уровень выпуска также зависит от цены нефти:

$$y = y(P_{oil}).$$

Предположим, что выполняется условие процентного паритета. Тогда при укреплении национальной валюты можно ожидать ослабления инфляции:

$$\pi = \pi(P_{oil}, \varepsilon).$$

Девизный курс по предположению положительно связан с нефтяными ценами, что объясняется укреплением национальной валюты страны-экспортера нефти при росте цен на нефть вследствие притока большого объема валюты в страну:

$$\varepsilon = \varepsilon(P_{oil}).$$

Из приведенных выше предположений, а также на основе обзора литературы, можно предположить, что $\alpha > 0$, $\beta > 0$, $\gamma < 0$: ставка процента растет при увеличении темпов инфляции, обесценении национальной валюты и перегреве экономики.

В соответствии со сделанными предположениями $\eta_{\pi P_{oil}} > 0$, то есть $\frac{\partial \pi}{\partial P_{oil}} > -\frac{\partial \pi}{\partial \varepsilon}\frac{d\varepsilon}{dP_{oil}}$, где $\eta_{AB} = \frac{B}{A}\frac{dA}{dB}$.

2.1.1. Дивиденды нефтяных компаний

Рассмотрим случай нефтяных компаний. Предположим, что величина дивидендов составляет фиксированную и неизменную в краткосрочном периоде долю от выручки компании. Также предположим, что уровень производства нефти в краткосрочном периоде является фиксированным в силу технологических ограничений. При этих

предположениях формула для расчёта дивидендов нефтяных компаний имеет следующий вид

$$D_{oil} = \frac{\nu P_{oil} Y_{oil}}{\varepsilon} \sim \frac{P_{oil}}{\varepsilon}, \quad (3)$$

где D_{oil} – дивиденды нефтяной компании;

ν – доля дивидендов в прибыли;

P_{oil} – цена нефти;

Y_{oil} – производство нефти;

ε – девизный валютный курс.

2.1.2. Дивиденды прочих компаний

Рассмотрим случай не нефтяных компаний, не являющихся экспортерами. Предположим, что величина дивидендов составляет фиксированную и неизменную в краткосрочном периоде долю от выручки компании. Дивиденды таких компаний будут иметь следующий вид:

$$D_{nonoil} = \nu P_0 \pi Y_0 y \sim \pi y, \quad (4)$$

где D_{nonoil} – дивиденды не нефтяной компании;

ν – доля дивидендов в прибыли;

P_0 – первоначальный уровень цен;

Y_0 – первоначальный уровень выпуска;

π – темп инфляции;

y – темп роста выпуска.

2.1.3. Влияние цены нефти на стоимость акций

Рассмотрим характер влияния изменений цен на нефть на цену акций нефтяных компаний. Для этого продифференцируем формулу (1) по ценам на нефть с учетом выражений (2) и (3).

$$\frac{\partial A_{oil}}{\partial P_{oil}} \sim \frac{\varepsilon(1+r) - P_{oil}\left[\frac{d\varepsilon}{dP_{oil}}(1+r) + \varepsilon\left(\frac{d\pi}{dP_{oil}}(1+\alpha) + \frac{dy}{dP_{oil}}\beta + \frac{d\varepsilon}{dP_{oil}}\gamma\right)\right]}{\varepsilon^2(1+r)^2}. \quad (5)$$

Рост цен нефти приводит к увеличению прибыли и дивидендов нефтяных компаний (см. Hayo, Kutan, 2002), из этих соображений производная (5) должна быть положительной.

$$\frac{\varepsilon(1+r) - P_{oil}\left[\frac{d\varepsilon}{dP_{oil}}(1+r) + \varepsilon\left(\frac{d\pi}{dP_{oil}}(1+\alpha) + \frac{dy}{dP_{oil}}\beta + \frac{d\varepsilon}{dP_{oil}}\gamma\right)\right]}{\varepsilon^2(1+r)^2} > 0. \qquad (6)$$

В условиях положительной ставки процента знаменатель выражения (6) строго положителен. Обозначим эластичности как $\eta_{AB} = \frac{B}{A}\frac{dA}{dB}$.

$$\varepsilon(1+r) > \varepsilon(1+r)\eta_{\varepsilon P_{oil}} + \varepsilon(1+\alpha)\pi\eta_{\pi P_{oil}} + \varepsilon\beta y\eta_{yP_{oil}} + \varepsilon^2\gamma\eta_{\varepsilon P_{oil}},$$

$$(1+r) > (1+r+\varepsilon\gamma)\eta_{\varepsilon P_{oil}} + (1+\alpha)\pi\eta_{\pi P_{oil}} + \beta y\eta_{yP_{oil}},$$

$$\underbrace{(1+r) - (1+r+\varepsilon\gamma)\eta_{\varepsilon P_{oil}}}_{\Phi} > (1+\alpha)\pi\eta_{\pi P_{oil}} + \beta y\eta_{yP_{oil}}.$$

Предположим, что в рассматриваемой гипотетической стране темпы инфляции ненулевые и положительные, то есть $(1+\alpha)\pi\eta_{\pi P_{oil}} > 0$.

$$-\frac{\beta y\eta_{yP_{oil}}}{(1+\alpha)\pi\eta_{\pi P_{oil}}} + \frac{\Phi}{\underbrace{(1+\alpha)\pi\eta_{\pi P_{oil}}}_{\Phi^*}} > 1,$$

$$-\frac{\beta}{1+\alpha}\frac{y}{\pi}\frac{dy/dP_{oil}}{d\pi/dP_{oil}}\frac{P_{oil}}{y}\frac{\pi}{P_{oil}} > 1 - \Phi^*,$$

$$\eta_{y\pi} < \frac{1+\alpha}{\beta}\frac{\pi}{y}(\Phi^* - 1).$$

Таким образом, если эластичность темпов роста выпуска по инфляции будет меньше некоторой величины, то замедление роста выпуска в силу роста инфляции будет компенсировать влияние роста темпов инфляции, что приведет к более быстрому росту числителя в уравнении стоимости акции (1).

Заметим, что

$$\Phi^*\begin{cases} > 0 & \text{если} \quad \eta_{\varepsilon P_{oil}} < \dfrac{1+r}{1+r+\gamma\varepsilon} \\ = 0 & \text{если} \quad \eta_{\varepsilon P_{oil}} = \dfrac{1+r}{1+r+\gamma\varepsilon} \\ < 0 & \text{если} \quad \eta_{\varepsilon P_{oil}} > \dfrac{1+r}{1+r+\gamma\varepsilon} \end{cases}.$$

То есть чем ниже эластичность курса по цене нефти, тем меньше (в абсолютном выражении) должна быть эластичность выпуска по инфляции, что можно связать с меньшими колебаниями уровня цен.

Рассмотрим характер влияния изменений цен на нефть на цену акций не нефтяных компаний. Для этого продифференцируем формулу (1) по ценам на нефть с учетом выражений (2) и (4).

$$\frac{\partial A_{nonoil}}{\partial P_{oil}} \sim \frac{y\frac{d\pi}{dP_{oil}} + \pi\frac{dy}{dP_{oil}} - \pi y\left[\frac{d\pi}{dP_{oil}}(1+\alpha) + \frac{dy}{dP_{oil}}\beta + \frac{d\varepsilon}{dP_{oil}}\gamma\right]}{(1+r)^2}. \quad (7)$$

Так как, согласно предположениям модели, нефть является фактором производства, рост цен нефти может приводить к росту издержек не нефтяных компаний, что отрицательно влияет на прибыль и дивиденды, поэтому данная производная должна быть отрицательной:

$$y\frac{d\pi}{dP_{oil}} + \pi\frac{dy}{dP_{oil}} - \pi y\left[\frac{d\pi}{dP_{oil}}(1+\alpha) + \frac{dy}{dP_{oil}}\beta + \frac{d\varepsilon}{dP_{oil}}\gamma\right] < 0,$$

$$y[1-(1+\alpha)\pi]\frac{d\pi}{dP_{oil}} + \pi[1-\beta y]\frac{dy}{dP_{oil}} < \pi y\gamma\frac{d\varepsilon}{dP_{oil}},$$

$$[1-(1+\alpha)\pi]\frac{1}{\pi}\frac{d\pi}{dP_{oil}} + [1-\beta y]\frac{1}{y}\frac{dy}{dP_{oil}} < \gamma\frac{d\varepsilon}{dP_{oil}},$$

$$[1-(1+\alpha)\pi]\eta_{\pi P_{oil}} + [1-\beta y]\eta_{yP_{oil}} < \gamma\varepsilon\eta_{\varepsilon P_{oil}}.$$

При выполнении данного условия знаменатель выражения (1) растет быстрее числителя, что приводит к снижению цен акций не нефтяных компаний.

2.1.4. Влияние инфляции, ставки процента и промышленного производства на стоимость акций

Рассмотрим характер влияния изменений ставки процента, темпов инфляции и темпов роста производства на цену акций нефтяных компаний. Для этого продифференцируем формулу (1) по ставке процента, темпам инфляции и темпам роста производства с учетом выражений (2) и (3).

$$\frac{\partial A_{oil}}{\partial r} \sim -\frac{P_{oil}}{\varepsilon(1+r)^2} < 0,$$

$$\frac{\partial A_{oil}}{\partial \pi} \sim -\frac{P_{oil}(1+\alpha)}{\varepsilon(1+r)^2} < 0,$$

$$\frac{\partial A_{oil}}{\partial y} \sim -\frac{P_{oil}\beta}{\varepsilon(1+r)^2} < 0.$$

Полученные результаты показывают, что в соответствии с предположениями модели рассматриваемые показатели оказывают отрицательное влияние на стоимость акций нефтяных компаний.

Рассмотрим характер влияния изменений ставки процента, темпов инфляции и темпов роста производства на цену акций не нефтяных компаний. Для этого продифференцируем формулу (1) по ставке процента, темпам инфляции и темпам роста производства с учетом выражений (2) и (4).

$$\frac{\partial A_{nonoil}}{\partial r} \sim -\frac{\pi y}{(1+r)^2} < 0.$$

Рассмотрим влияние изменения темпов инфляции.

$$\frac{\partial A_{nonoil}}{\partial \pi} \sim \frac{y(1+r) - \pi y(1+\alpha)}{(1+r)^2}.$$

Предположим, что, вследствие роста выручки, влияние инфляции на дивиденды в краткосрочном периоде положительно:

$$y(1+r) - \pi y(1+\alpha) > 0,$$

$$\pi < \frac{1+r}{1+\alpha}.$$

При выполнении данного условия рост цен приведет к более быстрому росту дивидендов по сравнению с процентными ставками.

Рассмотрим влияние темпов промышленного производства.

$$\frac{\partial A_{nonoil}}{\partial y} \sim \frac{\pi(1+r) - \pi y\beta}{(1+r)^2},$$

Предположим, что, вследствие роста выручки, влияние темпов роста производства положительно:

$$\pi(1+r) - \pi y\beta > 0,$$

$$y < \frac{1+r}{\beta}.$$

При выполнении данного условия увеличение темпов роста промышленного производства приведет к более быстрому росту дивидендов по сравнению с процентными ставками.

2.1.5. Влияние девизного курса на стоимость акций

Рассмотрим характер влияния изменений девизного курса валюты страны-экспортера нефти на цену акций нефтяных компаний. Для этого продифференцируем формулу (1) по ставке процента, темпам инфляции и темпам роста производства с учетом выражений (2) и (3):

$$\frac{\partial A_{oil}}{\partial \varepsilon} \sim -\frac{P_{oil}\left[(1+r)+\varepsilon\left((1+\alpha)\frac{\partial \pi}{\partial \varepsilon}+\gamma\right)\right]}{\varepsilon^2(1+r)^2}.$$

Рассмотрим условие, при котором девизный курс будет оказывать положительное влияние на цену акций:

$$-\frac{P_{oil}\left[(1+r)+\varepsilon\left((1+\alpha)\frac{\partial \pi}{\partial \varepsilon}+\gamma\right)\right]}{\varepsilon^2(1+r)^2} > 0,$$

$$\frac{P_{oil}\left[-(1+r)-\varepsilon\left((1+\alpha)\frac{\partial \pi}{\partial \varepsilon}+\gamma\right)\right]}{\varepsilon^2(1+r)^2} > 0,$$

$$-\varepsilon(1+\alpha)\frac{\partial \pi}{\partial \varepsilon}-\gamma\varepsilon > 1+r,$$

$$-(1+\alpha)\pi\bar{\eta}_{\pi\varepsilon} > 1+r+\gamma\varepsilon,$$

$$\bar{\eta}_{\pi\varepsilon} < -\frac{1+r+\gamma\varepsilon}{(1+\alpha)\pi}.$$

Таким образом, если эластичность темпов инфляции по курсу в абсолютном выражении выше некоторого порогового значения, то курс будет оказывать положительное влияние на стоимость акций (так как курс девизный, то это означает, что при укреплении валюты стоимость акций будет расти). Это связано с более слабыми колебаниями темпов инфляции, что приведет к тому, что дивиденды будут расти быстрее дисконтирующего фактора в формуле (1).

Рассмотрим характер влияния изменений девизного курса валюты на цену акций не нефтяных компаний. Для этого продифференцируем формулу (1) по ставке процента, темпам инфляции и темпам роста производства с учетом выражений (2) и (4):

$$\frac{\partial A_{nonoil}}{\partial \varepsilon} \sim \frac{\frac{\partial \pi}{\partial \varepsilon} y(1+r) - \pi y \left[(1+\alpha)\frac{\partial \pi}{\partial \varepsilon} + \gamma\right]}{(1+r)^2}. \quad (8)$$

Рост девизного курса, согласно предположениям модели, приводит к снижению темпов инфляции, что может негативно сказаться на величине выручки, поэтому данная производная (8) должна быть отрицательной:

$$\frac{\partial \pi}{\partial \varepsilon} y(1+r) - \pi y \left[(1+\alpha)\frac{\partial \pi}{\partial \varepsilon} + \gamma\right] < 0,$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial \varepsilon} y(1+r) < \pi y \left[(1+\alpha)\frac{\partial \pi}{\partial \varepsilon} + \gamma\right],$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial \varepsilon}[(1+r) - (1+\alpha)y] < \pi\gamma,$$

$$\bar{\eta}_{\pi\varepsilon}[(1+r) - (1+\alpha)y] < \gamma\varepsilon,$$

где $\bar{\eta}_{\pi\varepsilon} = \frac{\varepsilon}{\pi}\frac{\partial \pi}{\partial \varepsilon}$. Если $y < \frac{1+r}{1+\alpha}$, то:

$$\bar{\eta}_{\pi\varepsilon} < \frac{\gamma\varepsilon}{(1+r) - (1+\alpha)y}.$$

Таким образом, если эластичность темпов инфляции по курсу в абсолютном выражении выше некоторого порогового значения, то курс будет оказывать положительное влияние на стоимость акций (так как курс девизный, то это означает, что при укреплении валюты стоимость акций будет расти). Это связано с более слабыми колебаниями темпов инфляции, что приведет к тому, что дивиденды будут расти быстрее дисконтирующего фактора в формуле (1).

2.1.6. Оценка пороговых значений модели

В данном разделе будет проведена проверка реализуемости ограничений, рассмотренных в разделах 2.1.2 и 2.1.4. Для этого, на основе имеющихся данных при помощи уравнений парной регрессии в логарифмической форме были рассчитаны эластичности, входящие в выведенные ограничения. Значения эластичностей приведены в следующей таблице:

Таблица 2 – Оцененные эластичности

	Значение
$\eta_{\pi P_{oil}}$	0.59944
$\eta_{\pi\varepsilon}$	-0.78619
$\eta_{\varepsilon P_{oil}}$	-0.14533
$\eta_{y\pi}$	0.00221
$\bar{\eta}_{\pi\varepsilon}$	0.00180

Источник: расчеты автора.

Значения коэффициентов правила Тейлора были взяты из обзора Центра макроэкономических исследований Сбербанка России[3]:

Таблица 3 – Коэффициенты правила Тейлора

	Без учета авторегрессии	С учетом авторегрессии
α	1.109	0.364861
β	4.204	1.383116
γ	-0.508	-0.16713

Источник: ЦМИ Сбербанка России, 2010.

Полученные значения эластичностей и коэффициентов правила Тейлора позволили произвести расчеты, проверяющие выполнение выведенных в модели ограничений для нефтяных и не нефтяных компаний. Было установлено, что ограничение для случая изменения цен на нефть выполняется в 60% случаев, в то время как ограничение для изменения валютного курса – только в 2%. Это позволяет сделать вывод, что в рамках модели следует ожидать положительного влияния цен на нефть и отрицательного влияния девизного курса на цену акций нефтедобывающих компаний. Ограничения для не нефтяных компаний исполняются в 100% случаев.

2.2. МЕТОДИКА ЭМПИРИЧЕСКОГО ИССЛЕДОВАНИЯ

В данном разделе приведено описание эконометрических методов, которые применяются в данном исследовании: структурных векторных авторегрессий и векторных авторегрессионных моделей с плавной сменой режимов.

[3] На текущий момент документ недоступен.

2.2.1. Структурная векторная авторегрессия (SVAR)

Векторные авторегрессионные модели широко используются в экономических исследованиях. Изучение литературы, посвященной эмпирическому изучению взаимодействия финансового рынка и макроэкономических показателей, показывает, что одним из подходов к изучению этого взаимодействия является оценивание моделей векторной авторегрессии с последующей оценкой функций импульсного отклика. Следует отметить, что существенная часть работ, использующая VAR и SVAR модели, работает с темпами изменения макроэкономических показателей и доходностями по причине нестационарности рассматриваемых показателей.

Например, [Basher, Haug, Sadorsky, 2012] в своей работе исследовали взаимосвязь между рынками капитала развивающихся экономик и ряда макроэкономических показателей в 1988–2008 гг. именно при помощи моделей структурной векторной авторегрессии. Тем же методом воспользовались [Aydemir, Demirhan, 2009] в своем исследовании турецкого финансового рынка. [Abugri, 2008] при помощи VAR моделей изучал взаимодействие доходности на финансовых рынках Латинской Америки с волатильностью макроэкономических показателей. [Akram, 2009] использовал методологию SVAR для изучения связи цен на нефть и процентных ставок.

Разумеется, методология векторных авторегрессий не является единственной, использовавшейся в эмпирических исследованиях. [Al-Sharkas, 2004; Cologni, Manera, 2008; Paul, Mallik, 2003] изучали взаимосвязь между финансовым рынком и макроэкономическими факторами при помощи моделей коррекции ошибками.

Векторные авторегрессионные модели (VAR) оцениваются в виде:

$$y_t = \varphi_0 + \Phi(L)y_t + \varepsilon_t,$$

где y_t – вектор значений рассматриваемых переменных;

$\Phi(L) = \sum_{i=1}^{p} \Phi_i L^i$ – матричный операторный полином;

L – лаговый оператор такой, что $L^k y_t = y_{t-k}$;

φ_0 – вектор свободных членов;

ε_t – вектор независимых ошибок.

Оценки коэффициентов (матриц Φ_i) используются для получения значений функций импульсного отклика, отражающих реакцию рядов, входящих в модель, на инновации в этих рядах. Независимость вектора ошибок гарантирует, что функции импульсного отклика будут отражать реакцию непосредственно на воздействие инноваций.

Если же условие независимости ошибок различных уравнений нарушается, то функции импульсного отклика будут отражать реакцию не только на прямое воздействие инноваций, но и на косвенное, через посредство других рядов. Для получения оценок реакции на чистые инновации используются модели структурных векторных авторегрессий (SVAR).

$$Ay_t = \hat{\varphi}_0 + \hat{\Phi}(L)y_t + Bu_t,$$

где A – структурная матрица;

B – диагональная матрица;

u_t – вектор независимых одинаково распределенных ошибок.

Из-за проблемы эндогенности оценка SVAR в структурном виде затруднительна, поэтому оценивается приведенная модель (обычная VAR модель):

$$y_t = \varphi_0^* + \Phi^*(L)y_t + e_t = A^{-1}\hat{\varphi}_0 + A^{-1}\hat{\Phi}(L) + A^{-1}Bu_t.$$

Оцененные ошибки приведенной модели уже не будут независимыми. Оценивание структурной матрицы проводится при помощи соотношения между ошибками приведенной и структурной форм модели:

$$Ae_t = Bu_t.$$

Если возвести обе части полученного выражения в квадрат, получим соотношение между ковариационными матрицами векторов ошибок:

$$A\Sigma A^T = BIB^T,$$

где Σ – ковариационная матрица вектора ошибок e_t. Следует отметить, что матрица B подбирается такой, чтобы ковариационная матрица вектора ошибок u_t была единичной.

Однако оценка данной модели без дополнительных ограничений на матрицу A является невозможной из-за проблемы неидентифицируемости: в силу симметричности матрицы Σ количество неизвестных параметров (n^2) больше числа уравнений ($\frac{(n+1)n}{2}$). Поэтому на члены этой матрицы накладываются ограничения, позволяющие снизить количество оцениваемых параметров.

2.3.2. Многорежимные модели с плавной сменой режимов (VSTAR и STVECM)

В течение последних 15 лет российская экономика прошла через несколько кризисных периодов. Одними из первых на происходящие в экономике структурные потрясения реагировали российские сводные фондовые индексы. Возникает ряд вопросов. Следствием влияния каких именно факторов была эта реакция? Одинакова ли она при различных макроэкономических условиях? В частности, различается ли поведение сводных фондовых индексов при благоприятных условиях торговли, характеризующихся высокими ценами на нефть, и при неблагоприятных, т. е. когда нефтяные цены низки?

Для моделирования подобного влияния в последние годы в зарубежной научной литературе все чаще используются модели, учитывающие смену режимов [Koop, Pesaran, Potter, 1996; Tong, Lim, 1980], в том числе модели векторной авторегрессии с переключающимися режимами [Rothman, 1998; Schleer, Semmler, 2014; Ubilava, 2019; Weise, 1999]. Модели векторной авторегрессии применительно к моделированию фондовых индексов позволяют выявить макроэкономические показатели, к шокам которых наиболее чувствительны фондовые индексы. Несмотря на то, что в зарубежной литературе векторные авторегрессии довольно часто используются для моделирования влияния макроэкономических факторов на финансовые рынки, в российской литературе таких работ немного[4]. В качестве наиболее близкого примера можно привести работу Федоровой и Афанасьева [Федорова, Афанасьев, 2013]. Авторами было показано, что связь между индексом ММВБ и ценами на нефть и золото зависит от уровня волатильности рынка. При помощи оценивания авторегрессионных моделей с Марковским переключением режимов было установлено, что в условиях высокой волатильности фондового рынка усиливается связь индекса ММВБ с ценами нефти по

[4] Обзор российских работ по моделированию сводных фондовых индексов можно найти в работе Турунцевой и Зямалова (см. [Турунцева, Зямалов, 2016]).

сравнению с ценами на золото. Это объясняется ростом спроса на более спекулятивные объекты инвестирования при росте неопределенности на рынке.

Выбор данного класса моделей обусловлен тем, что на рассматриваемом периоде времени связи между российскими фондовыми индексами и макроэкономическими показателями могли меняться под влиянием экономических условий. В этой связи в своей работе мы использовали многорежимные авторегрессионные модели с плавной сменой режимов (VSTAR[5]) и векторные модели коррекции ошибками с плавной сменой режимов (STVECM[6]). Под VSTAR моделями понимают модели следующего вида:

$$\Delta y_t = [\mu_1 + A_1^1 \Delta y_{t-1} + \cdots] + [\mu_2 + A_2^1 \Delta y_{t-1} + \cdots] G(s_t \mid \gamma, c) + \varepsilon_t,$$

Под STVECM моделями понимают модели следующего вида:

$$\Delta y_t = [\mu_1 + \alpha_1 B y_{t-1} + A_1^1 \Delta y_{t-1} + \cdots] + [\mu_2 + \alpha_2 B y_{t-1} + A_2^1 \Delta y_{t-1} + \cdots] G(s_t \mid \gamma, c) + \varepsilon_t,$$

где $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ – вектор первых разностей рассматриваемых переменных;

μ_1, μ_2 – векторы свободных членов для различных режимов

$A_1^1, A_1^2, \dots, A_1^p, A_2^1, A_2^2, \dots, A_2^p$ – матрицы коэффициентов для различных лагов и различных режимов;

α_1, α_2 – векторы коэффициентов при коинтеграционных соотношениях в различных режимах;

$B = (\beta_1, \dots, \beta_r)^T$ – матрица, состоящая из коинтеграционных векторов;

$G(s_t \mid \gamma, c)$ – некоторая функция перехода от одного режима к другому;

s_t – переменная перехода от одного режима к другому;

γ – скорость перехода;

c – пороговое значение;

$\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ – вектор случайных ошибок.

Функция перехода должна удовлетворять следующим свойствам: она должна быть строго монотонной, возрастающей и ограниченной между 0 и 1. Эта функция характеризует вес, с которым коэффициенты из второй части приведенной выше модели «примешиваются» к коэффициентам из первой части, характеризующим связи между

---

[5] Vector Smooth Transition Autoregressive Model

[6] Smooth Transition Vector Error Correction Model

рассматриваемым переменными в первом режиме. Пороговое значение является точкой, в которой функция перехода принимает значение $1/2$. Иногда функцию перехода считают ограниченной между -1 и 1, таким образом, первый режим считается базовым, а функция перехода характеризует отклонение реального режима от базового. В качестве функции перехода обычно используют логистическую функцию:

$$G(s_t \mid \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\}}.$$

Можно видеть, что если $s_t \ll c$, то выражение под экспонентой будет очень большим и положительным. Тем самым знаменатель функции будет много больше единицы, что приведет к значению функции близкому к нулю. В случае, когда $s_t \gg c$, выражение под экспонентой будет отрицательным. Знаменатель функции будет близок к единице, таким образом значение функции также будет близко к единице.

Приведенные выше модели можно интерпретировать, как модель векторной авторегрессии и модель коррекции ошибками, оценки коэффициентов в которых различаются для каждого момента времени. Для упрощения моделей считается, что оценки в каждый момент времени являются взвешенным средним некоторых предельных оценок, причем веса задаются функциями перехода. Описанные классы моделей позволяют учесть зависимость взаимосвязей между входящими в модель переменными от какого-либо внешнего фактора.

ВЫВОДЫ ИЗ ГЛАВЫ 2

В данной главе были рассмотрены теоретические и методологические вопросы изучения влияния макроэкономических факторов на финансовые индексы. В начале главы была приведена теоретическая модель, описывающая механизмы влияния макроэкономических факторов на стоимость акций нефтяных компаний-экспортеров и не нефтяных компаний, работающих на внутреннем рынке. Был показан различный характер влияния макроэкономических факторов на стоимость акций компаний различного профиля деятельности, а также на базе этой модели были сформулированы гипотезы, касающиеся влияния макроэкономических факторов на фондовые индексы. В завершении главы было представлено краткое описание эконометрических методов,

используемых в данном исследовании: структурных векторных авторегрессий и моделей коррекции ошибками с плавной сменой режимов.

На основании обзора литературы, приведенного в первой главе, и описанной выше теоретической модели можно выдвинуть следующие гипотезы о характере влияния макроэкономических показателей на цену акций и фондовые индексы:

– Процентная ставка отрицательно влияет на цену акций компаний, что приводит к отрицательному влиянию на величину финансовых индексов.

– Цены нефти и обменный курс рубля (величина, обратная девизному курсу) оказывают положительное влияние на цены акций нефтяных компаний и отрицательное – на акции не нефтяных компаний. Так как экспортные отрасли российской экономики составляют около 70% базы индекса, то можно ожидать положительного влияния цены нефти на российские финансовые индексы.

– Инфляция будет оказывать отрицательное влияние на российские фондовые индексы.

– Влияние уровня промышленного производства и обменного курса в рамках описанной модели может быть как положительным, так и отрицательным. Однако из обзора литературы, в частности из работы Цума [Tsouma, 2009], можно ожидать положительного влияния уровня производства на российские фондовые индексы.

ГЛАВА 3. ЭМПИРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ВЛИЯНИЯ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ НА ДИНАМИКУ РОССИЙСКИХ ФОНДОВЫХ ИНДЕКСОВ

В предыдущей главе была описана теоретическая модель взаимосвязей между макроэкономическими показателями и ценами акций и финансовыми индексами. На основании обзора литературы, приведенного в первой главе, и описанной выше модели можно выдвинуть следующие гипотезы:

– Процентная ставка отрицательно влияет на цену акций компаний, что приводит к отрицательному влиянию на величину финансовых индексов.

– Цены нефти и обменный курс рубля (величина, обратная девизному курсу) оказывают положительное влияние на цены акций нефтяных компаний и отрицательное – на акции не нефтяных компаний. Так как экспортные отрасли российской экономики составляют около 70 % базы индекса, то можно ожидать положительного влияния цены нефти на российские финансовые индексы.

– Инфляция будет оказывать отрицательное влияние на российские фондовые индексы.

– Влияние уровня промышленного производства и обменного курса в рамках описанной модели может быть как положительным, так и отрицательным. Однако из обзора литературы, в частности из работы Цума [Tsouma, 2009], можно ожидать положительного влияния уровня производства на российские фондовые индексы.

Индексы РТС и ММВБ являются композитными индексами российского фондового рынка, взвешенными по рыночной капитализации. Индекс РТС номинирован в долларах США, индекс ММВБ – в российских рублях.

По состоянию на октябрь 2012 года в состав базы расчета индекса РТС входит 50 акций различных эмитентов, свободно обращающихся на рынке. База расчета индекса ММВБ включает 30 акций компаний, общая капитализация которых составляет свыше 80 % общей капитализации эмитентов, акции которых торгуются на бирже.

В январе 2010 года индекс РТС имел следующую структуру:

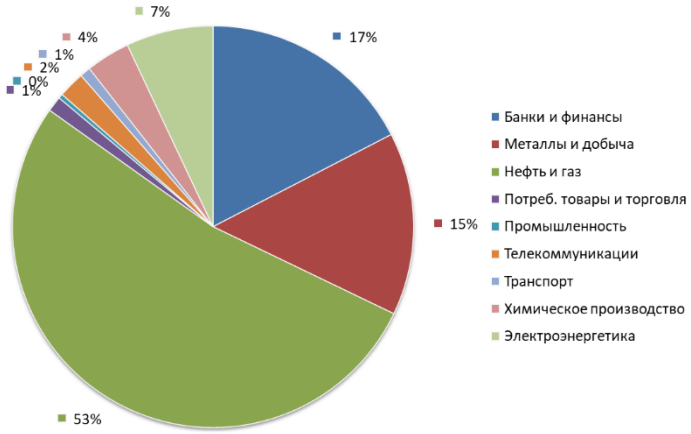


Рисунок 1: Структура индекса РТС в январе 2010 года

Видно, что наибольший вес в индексе имеют акции компаний нефтегазовой отрасли, металлургии и финансов, в сумме составляющие 85 % индекса. Данная картина отчасти согласуется с мнением ряда экспертов (например, [Eichelkraut, 2008][7]), считающих, что российская экономика имеет признаки «голландской болезни», что отражается в сильной зависимости финансового рынка от состояния нефтяных компаний. Для сравнения на следующей диаграмме приведена структура индекса РТС по состоянию на август 2012 года:

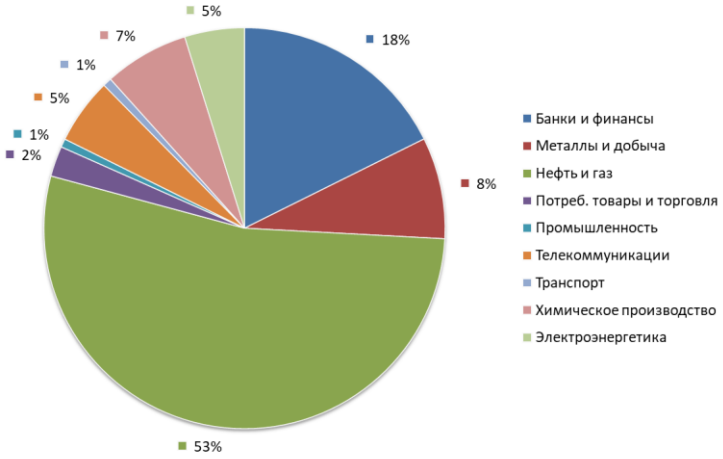


Рисунок 2: Структура индекса РТС в августе 2012 года

[7] См. [Чистякова, 2008].

Общая доля нефтегазовой, металлургической и финансовой отраслей снизилась до 79 %. Это преимущественно вызвано сокращением доли металлургии в индексе. Также можно отметить рост веса иных отраслей в индексе, что может говорить о попытках преодоления голландской болезни.

По состоянию на конец 2012 года индекс ММВБ имел следующую структуру:

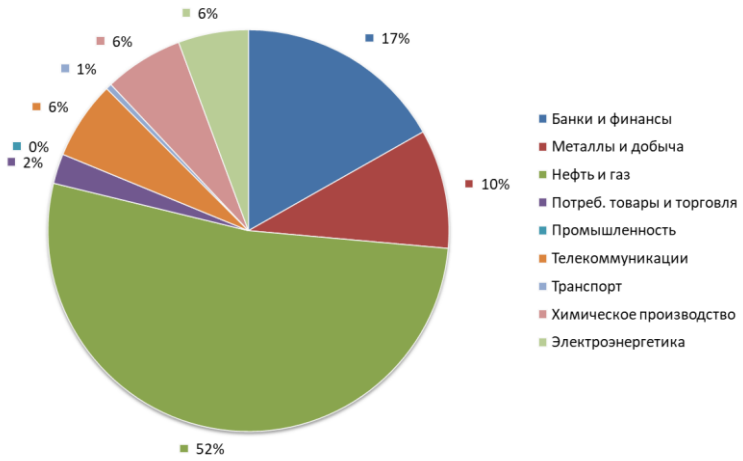


Рисунок 3: Структура индекса ММВБ в августе 2012 года

В целом картина аналогична индексу РТС, чего следует ожидать, если учесть, что практически все акции, входящие в базу расчета индекса ММВБ, входят в базу индекса РТС.

По состоянию на июнь 2021 года структура индексов Мосбиржи и РТС имела вид, представленный на рис. 4.

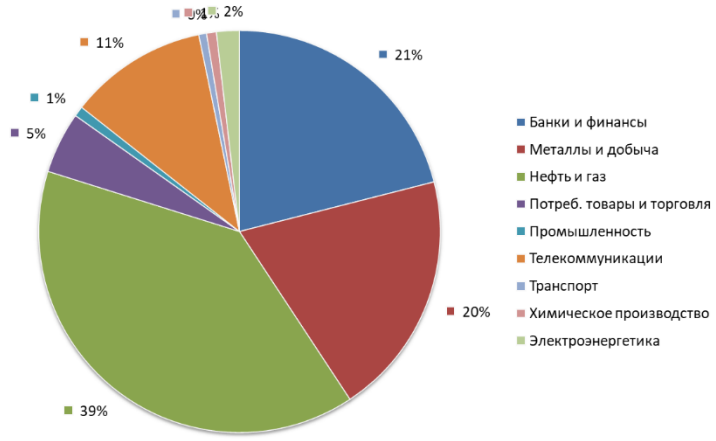


Рисунок 4: Структура индексов Мосбиржи и РТС в июне 2021 года

Обращает на себя внимание то, что общая доля нефтегазовой, металлургической и финансовой отраслей, по сравнению с 2012 годом не изменилась и составила около 80 %. При этом примечательно то, что доля компаний нефтегазовой отрасли сократилась на 13 п.п., а доли двух других отраслей, соответственно, выросли до 20-21 % каждая.

В данной главе будет приведено описание результатов эмпирического исследования влияния макроэкономических показателей на доходность российских финансовых индексов. В первом разделе главы приведено описание использованных в исследовании данных и описаны результаты диагностических тестов на стационарность рассматриваемых показателей. Во втором разделе приведены результаты оценивания векторных авторегрессионных моделей (Vector Autoregressive Model и Structural Vector Autoregressive Model, VAR и SVAR). В третьем разделе приведены оценки векторных авторегрессионных моделей с плавной сменой режимов (Vector Smooth Transition Autoregressive Model, VSTAR). В четвертом разделе приведены результаты оценивания векторных моделей коррекции ошибками с плавной сменой режимов (Smooth Transition Vector Error Correction Model, STVECM).

3.1. ДАННЫЕ И АНАЛИЗ ИХ ДИНАМИЧЕСКИХ СВОЙСТВ

Исследование проводилось на периоде с января 1999 года по декабрь 2013 года, а также на расширенных периодах с января 1999 года по декабрь 2018 года и с января 1999

года по июнь 2021 года. Данные месячные, это обусловлено максимально возможной частотностью имеющихся макроэкономических показателей.

Использованные данные:

- Индекс РТС (пункты).
- Индекс ММВБ (пункты).
- Ставка MIACR (средняя за месяц, %).
- Ставка LIBOR (месячная, %).
- Индекс потребительских цен (% к январю 1999).
- Индекс промышленного производства (% к январю 1999).
- Расходы федерального бюджета (млн рублей).
- Официальный обменный курс рубля (рублей за доллар).
- Отношение официальных курсов доллара и евро (долл./евро).
- Индекс S&P500 (пункты).
- Цена нефти марки Brent (долларов за баррель).

Источники данных: портал Центрального банка РФ, портал Финам, портал Федерального банка в Сент-Луисе, портал Росстата, портал Yahoo Finance.

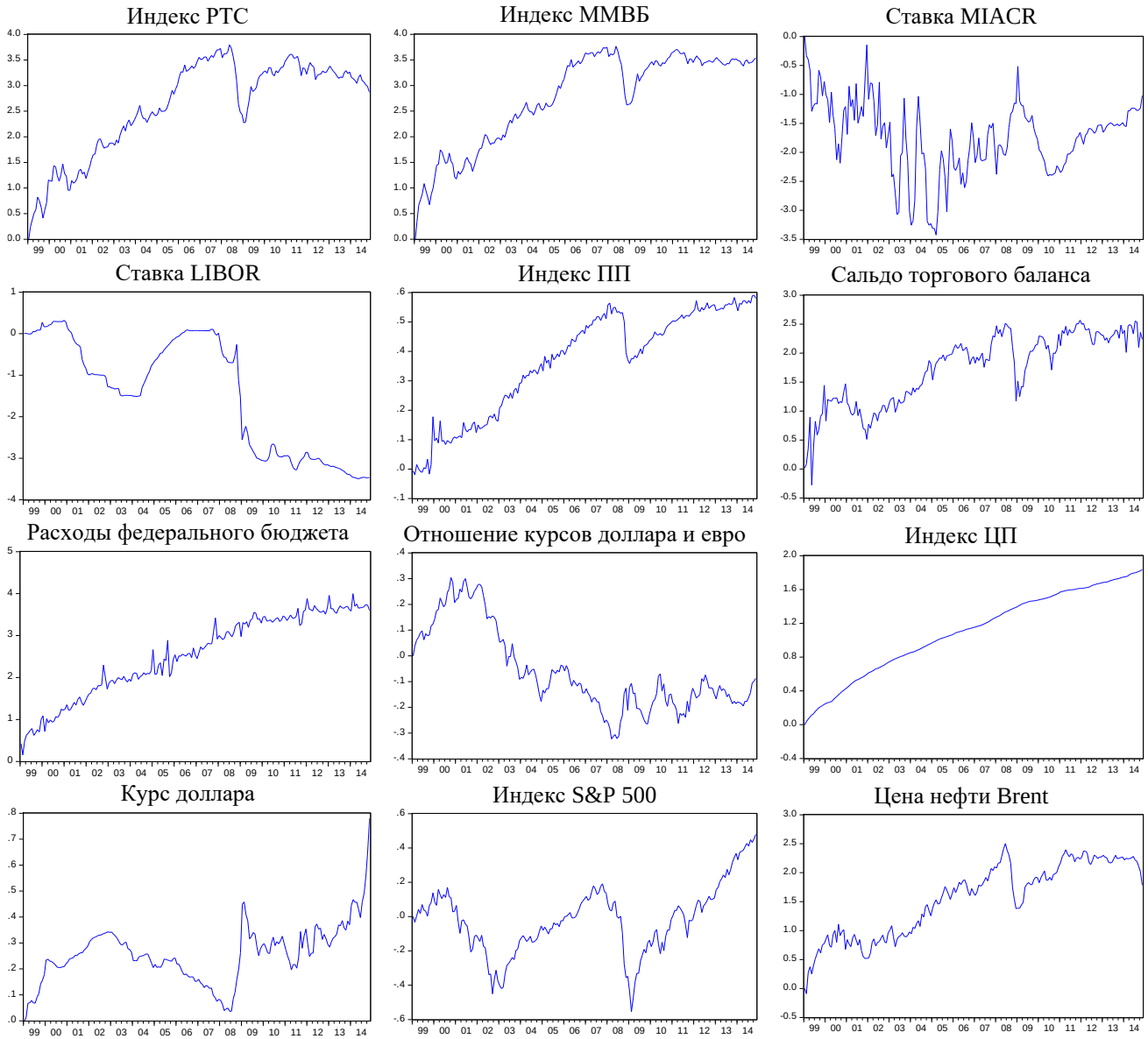
Все статистические ряды прологарифмированы с целью оценивания эластичностей. Данные приведены к базовому месяцу – январю 1999 года, значение рядов в базовом периоде равно 0. Ряды для индексов потребительских цен и промышленного производства, а также для сальдо торгового баланса, были сглажены методом X12 ввиду наличия ярко выраженной сезонности.

Перед оцениванием каких-либо эконометрических моделей следует протестировать используемые в исследовании ряды на стационарность. Начнем с визуального анализа графиков рядов в период с января 1999 года по декабрь 2013 года.

Характер динамики временных рядов, отраженный на приведенных графиках (см. рис. 5) позволяет сделать вывод о возможной их нестационарности. Все ряды демонстрируют сильные устойчивые отклонения от видимого тренда, что может косвенно свидетельствовать о наличии единичного корня. Разумеется, что для обоснования этого интуитивного вывода следует провести формальное тестирование.

Для тестирования рядов на наличие единичного корня были применены расширенный тест Дики-Фуллера, тест Филлипса-Перрона, тест Квятковского-Филлипса-

Шмидта-Шина. Поскольку некоторые из рассматриваемых временных рядов демонстрируют возможное наличие структурных сдвигов, также рассматривались тесты Зивота-Эндрюса [Zivot, Andrews, 2002], тест MDF Харви-Лейбурна-Тейлора [Harvey, Leybourne, Taylor, 2012] и адаптивный тест, предложенный Скроботовым в работе [Skrobotov, 2015].



Источник: расчеты автора.

Рисунок 5: Графики рядов

В таблице 4 приведены результаты для группы тестов на единичный корень, традиционно применяемых в эконометрических исследованиях:

Таблица 4 – Результаты тестов на единичный корень. Показано наличие единичного корня

	ADF			PP			KPSS		ZA		
	None	Intercept	Trend	None	Intercept	Trend	Intercept	Trend	None	Intercept	Trend
Индекс РТС	да	да	да	да	да	да	да	да	нет	нет	нет
Индекс ММВБ	да	да	да	да	нет	да	да	да	нет	нет	нет
Ставка MIACR	да	нет	нет	да	нет	нет	нет	да	нет	да	нет
Ставка LIBOR	да	да	да	да	да	да	да	да	нет	да	нет
Промышленное производство	да	да	да	да	да	да	да	да	нет	да	нет
Торговый баланс	да	да	нет	да	да	нет	да	да	нет	да	да
Расходы фед. бюджета	да	да	да	да	да	нет	да	да	да	да	да
Отношение курсов доллара и евро	да	да	да	да	да	да	да	да	нет	да	да
ИПЦ	да	нет	да	да	нет	нет	да	да	нет	нет	нет
Курс доллара	да	нет	да	да	да	да	нет	да	нет	да	нет
Индекс S&P500	да	да	да	да	да	да	нет	нет	да	да	да
Цена нефти BRENT	да	да	да	да	да	нет	да	да	нет	нет	нет

Источник: расчеты автора.

Столбцы ADF содержат результаты расширенного теста Дики-Фуллера, столбцы PP – результаты теста Филлипса-Перрона, столбцы KPSS – результаты теста Квятковского-Филлипса-Шмидта-Шина, столбцы ZA – результаты теста Зивота-Эндрюса. Все выводы сделаны на уровне значимости 5%.

Анализ графиков (см. рис. 5) также показывает возможное наличие в рядах структурных сдвигов. В связи с этим были дополнительно применены тесты, учитывающие возможное наличие структурных сдвигов в данных. В следующих таблицах (см. таблицы 5 и 6) приведены результаты тестов на наличие единичного корня для случаев структурного сдвига в константе и в константе и тренде, соответственно:

Таблица 5 – Результаты тестов на единичный корень. Сдвиг в константе. Показано наличие единичного корня

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 breaks	3 breaks	1 break	2 breaks	3 breaks	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	0	да	да	да	да	да	да	да	да
Индекс ММВБ	0	да	да	да	да	да	да	да	да
Ставка MIACR	1	да	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Ставка LIBOR	0	да	да	да	да	да	да	да	да
Промышленное производство	0	да	да	да	да	да	да	да	да
Торговый баланс	0	да	да	да	да	да	да	да	да
Расходы фед. бюджета	2	да	да	нет	да	да	нет	нет	нет
Отношение курсов доллара и евро	0	да	да	да	да	да	да	да	да
ИПЦ	3	да	да	да	нет	да	да	нет	нет
Курс доллара	0	да	да	да	да	да	да	да	да
Индекс S&P500	0	да	да	да	да	да	да	да	да
Цена нефти BRENT	0	да	да	да	да	да	да	да	да

Источник: расчеты автора.

Таблица 6 – Результаты тестов на единичный корень. Сдвиг в константе и тренде. Показано наличие единичного корня

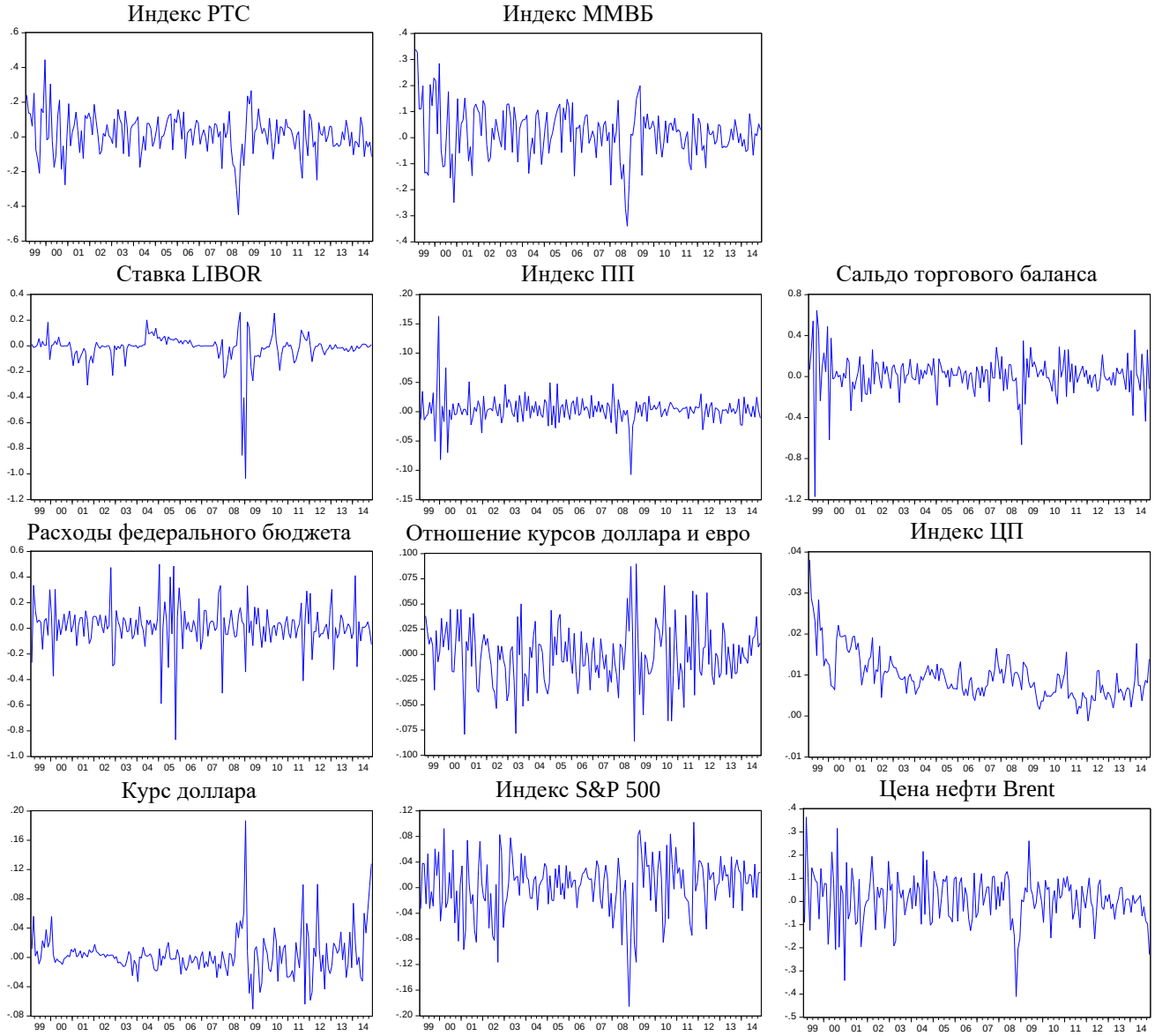
	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 breaks	3 breaks	1 break	2 breaks	3 breaks	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	1	да	да	да	да	нет	да	нет	нет
Индекс ММВБ	1	да	да	да	да	нет	да	да	да
Ставка MIACR	1	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Ставка LIBOR	1	да	да	да	да	нет	да	да	да
Промышленное производство	3	да	да	да	нет	нет	нет	нет	нет
Торговый баланс	3	да	да	да	да	да	да	да	да
Расходы фед. бюджета	3	да	нет	нет	да	нет	нет	нет	нет
Отношение курсов доллара и евро	0	да	да	да	да	да	да	да	да
ИПЦ	3	да	да	да	да	да	да	да	да
Курс доллара	2	да	да	да	да	да	да	да	да
Индекс S&P500	1	да	да	да	да	нет	нет	нет	нет
Цена нефти BRENT	1	да	да	да	да	да	да	да	да

Источник: расчеты автора.

Столбец KP содержит результаты теста Кеджриваля-Перрона [Kejriwal, Perron, 2010], определяющего наиболее вероятное число структурных сдвигов в данных. Столбцы MDF-GLS и MDF-OLS содержат результаты MDF теста, предложенного Харви, Лейбурном и Тейлором, для разного числа структурных сдвигов и разных методов детрендирования данных. Столбцы UR содержат результаты адаптивных тестов на единичный корень, предложенных Скроботовым. На основании полученных результатов можно сделать вывод об интегрированности всех переменных, кроме ставки MIACR, с уровнем значимости 5%.

Анализ результатов в таблицах 4–6 говорит о том, что все рассматриваемые временные ряды демонстрируют признаки наличия по крайней мере одного единичного корня. Исключение составляет ставка MIACR, для которой большинство результатов тестов на единичный корень отрицательно.

Далее все ряды, были продифференцированы; графики для рядов первых разностей приведены на рис. 6.



Источник: расчеты автора.

Рисунок 6: Графики первых разностей рядов

Визуальный анализ приведенных графиков позволяет сделать вывод о возможной стационарности рядов. В таблице 7 приведены результаты тестов на единичный корень для первых разностей всех рядов, кроме ряда для ставки MIACR.

Таблица 7 – Результаты тестов на единичный корень. Показано наличие единичного корня

	ADF			PP			KPSS		ZA		
	None	Intercept	Trend	None	Intercept	Trend	Intercept	Trend	None	Intercept	Trend
Индекс РТС	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Индекс ММВБ	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Ставка LIBOR	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Промышленное производство	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Торговый баланс	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Расходы фед. бюджета	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Отношение курсов доллара и евро	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
ИПЦ	нет	нет	нет	нет	нет	нет	да	да	нет	нет	нет
Курс доллара	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Индекс S&P500	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Цена нефти BRENT	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет

Источник: расчеты автора.

Хотя анализ графиков (см. рис. 6) и не показывает признаков наличия в рядах структурных сдвигов, к первым разностям также были применены тесты, учитывающие возможное наличие структурных сдвигов в используемых данных. В следующих таблицах (см. таблицы 8 и 9) приведены результаты тестов на наличие единичного корня для случаев структурного сдвига в константе и в константе и тренде соответственно. Основываясь на полученных результатах, можно сделать вывод о стационарности первых разностей всех рассматриваемых переменных.

Таблица 8 – Результаты тестов на единичный корень. Сдвиг в константе. Показано наличие единичного корня

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 breaks	3 breaks	1 break	2 breaks	3 breaks	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Индекс ММВБ	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Ставка LIBOR	0	да	нет	нет	да	нет	нет	нет	нет
Промышленное производство	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Торговый баланс	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Расходы фед. бюджета	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Отношение курсов доллара и евро	1	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
ИПЦ	1	да	да	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Курс доллара	3	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Индекс S&P500	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Цена нефти BRENT	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет

Источник: расчеты автора.

Таблица 9 – Результаты тестов на единичный корень. Сдвиг в константе и тренде. Показано наличие единичного корня

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 breaks	3 breaks	1 break	2 breaks	3 breaks	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Индекс ММВБ	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Ставка LIBOR	3	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Промышленное производство	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Торговый баланс	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Расходы фед. бюджета	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Отношение курсов доллара и евро	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
ИПЦ	3	да	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Курс доллара	3	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Индекс S&P500	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Цена нефти BRENT	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет

Источник: расчеты автора.

В рамках исследования также проводились оценки эконометрических моделей на двух расширенных периодах: с января 1999 года по декабрь 2018 года и с января 1999 года по июнь 2021 года. В таблицах 10–15 приведены результаты всех описанных ранее тестов на единичный корень для переменных на расширенном временном периоде с января 1999 года по декабрь 2018 года.

Таблица 10 – Результаты тестов на наличие единичного корня. Ряды в уровнях. Период 1999–2018 гг. Показано наличие единичного корня

	ADF			PP			KPSS		ZA		
	None	Const	Trend	None	Const	Trend	Const	Trend	None	Const	Trend
Индекс РТС	да	нет	да	да	нет	да	да	да	да	нет	нет
Индекс МосБиржи	да	да	да	да	нет	нет	да	да	нет	нет	нет
Ставка MIACR	да	нет	нет	да	нет	нет	нет	да	нет	да	нет
ИПП	да	да	да	да	да	да	да	да	да	да	да
Сальдо торгового баланса	да	да	да	да	нет	нет	да	да	нет	да	да
ИПЦ	да	нет	да	да	нет	нет	да	да	да	нет	нет
Курс доллара (обменный)	да	да	да	да	да	да	да	да	нет	да	нет
Индекс S&P500	да	да	да	да	да	да	да	да	да	да	да
Цена нефти Brent	да	да	да	да	да	да	да	да	нет	да	нет

Источник: расчеты автора.

Таблица 11 – Результаты тестов на наличие единичного корня. Ряды в уровнях, сдвиг в константе. Период 1999–2018 гг. Показано наличие единичного корня

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 break	3 break	1 break	2 break	3 break	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	0	нет	да	да	нет	да	да	да	да
Индекс МосБиржи	0	да	да	да	нет	да	да	да	да
Ставка MIACR	2	да	да	да	да	да	да	да	да
ИПП	0	да	да	да	да	да	да	да	да
Сальдо торгового баланса	0	да	да	да	да	да	да	да	да
ИПЦ	3	да	да	да	да	да	да	да	да
Курс доллара (обменный)	0	да	да	да	да	да	да	да	да
Индекс S&P500	0	да	да	да	да	да	да	да	да
Цена нефти Brent	0	да	да	да	да	да	да	да	да

Источник: расчеты автора.

Таблица 12 – Результаты тестов на наличие единичного корня. Ряды в уровнях, сдвиг в константе и тренде. Период 1999–2018 гг. Показано наличие единичного корня

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 break	3 break	1 break	2 break	3 break	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	1	нет	да	да	нет	нет	да	да	да
Индекс МосБиржи	1	да	да	да	нет	нет	да	нет	нет
Ставка MIACR	3	да	нет	да	нет	нет	нет	нет	нет
ИПП	2	да	да	нет	да	нет	нет	нет	нет
Сальдо торгового баланса	3	да	да	да	да	да	да	да	да
ИПЦ	3	да	да	да	да	да	да	да	да
Курс доллара (обменный)	3	да	да	да	да	нет	нет	нет	нет
Индекс S&P500	3	да	да	да	да	да	да	да	да
Цена нефти Brent	3	да	да	да	да	да	да	да	да

Источник: расчеты автора.

Таблица 13 – Результаты тестов на наличие единичного корня. Ряды в первых разностях. Период 1999–2018 гг. Показано наличие единичного корня

	ADF			PP			KPSS		ZA		
	None	Const	Trend	None	Const	Trend	Const	Trend	None	Const	Trend
Индекс РТС	нет	нет	нет	нет	нет	нет	да	нет	нет	нет	нет
Индекс МосБиржи	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Ставка MIACR	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
ИПП	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Сальдо торгового баланса	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
ИПЦ	нет	нет	нет	нет	нет	нет	да	да	нет	нет	нет
Курс доллара (обменный)	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Индекс S&P500	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Цена нефти Brent	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет

Источник: расчеты автора.

Таблица 14 – Результаты тестов на наличие единичного корня. Ряды в первых разностях, сдвиг в константе. Период 1999–2018 гг. Показано наличие единичного корня

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 break	3 break	1 break	2 break	3 break	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	3	нет	да	да	нет	нет	нет	нет	нет
Индекс МосБиржи	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Ставка MIACR	1	да	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
ИПП	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Сальдо торгового баланса	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
ИПЦ	1	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Курс доллара (обменный)	0	да	да	да	нет	нет	нет	да	нет
Индекс S&P500	0	да	да	да	да	нет	нет	нет	нет
Цена нефти Brent	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет

Источник: расчеты автора.

Таблица 15 – Результаты тестов на наличие единичного корня. Ряды в первых разностях, сдвиг в константе и тренде. Период 1999–2018 гг. Показано наличие единичного корня

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 break	3 break	1 break	2 break	3 break	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	3	нет	да	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Индекс МосБиржи	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Ставка MIACR	1	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
ИПП	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Сальдо торгового баланса	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
ИПЦ	3	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Курс доллара (обменный)	3	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Индекс S&P500	3	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Цена нефти Brent	3	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет

Источник: расчеты автора.

Анализ результатов позволяет сделать вывод об интегрированности всех рядов, возможно, кроме ряда для ставки MIACR. Первые разности интегрированных рядов демонстрируют стационарное поведение.

В таблицах 16–20 приведены результаты всех описанных ранее тестов на единичный корень для переменных на расширенном временном периоде с января 1999 года по июнь 2021 года.

Таблица 16 – Результаты тестов на наличие единичного корня. Ряды в уровнях. Период 1999–2021 гг. Показано наличие единичного корня

	ADF			PP			KPSS		ZA		
	None	Const	Trend	None	Const	Trend	Const	Trend	None	Const	Trend
Индекс РТС	да	нет	да	да	нет	да	да	да	да	нет	нет
Индекс МосБиржи	да	да	да	да	нет	нет	да	да	нет	нет	нет
Ставка MIACR	да	нет	нет	да	нет	нет	нет	да	да	да	да
ИПП	да	да	да	да	да	да	да	да	да	да	да
Сальдо торгового баланса	да	да	да	да	нет	нет	да	да	нет	нет	да
ИПЦ	да	нет	да	да	нет	нет	да	да	нет	нет	нет
Курс доллара (обменный)	да	да	да	да	да	да	да	да	нет	да	нет
Индекс S&P500	да	да	да	да	да	да	да	да	да	да	да
Цена нефти Brent	да	да	да	да	нет	да	да	да	нет	нет	нет

Источник: расчеты автора.

Таблица 17 – Результаты тестов на наличие единичного корня. Ряды в уровнях, сдвиг в константе. Период 1999–2021 гг. Показано наличие единичного корня

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 break	3 break	1 break	2 break	3 break	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	0	нет	да	да	нет	да	да	да	да
Индекс МосБиржи	0	да	да	да	да	да	да	да	да
Ставка MIACR	1	да	да	да	да	нет	да	да	да
ИПП	0	да	да	да	да	да	да	да	да
Сальдо торгового баланса	0	да	да	да	да	да	да	да	да
ИПЦ	3	да	да	да	да	да	да	да	да
Курс доллара (обменный)	0	да	да	да	да	да	да	да	да
Индекс S&P500	0	да	да	да	да	да	да	да	да
Цена нефти Brent	0	да	да	да	да	да	да	да	да

Источник: расчеты автора.

Таблица 18 – Результаты тестов на наличие единичного корня. Ряды в уровнях, сдвиг в константе и тренде. Период 1999–2021 гг. Показано наличие единичного корня

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 break	3 break	1 break	2 break	3 break	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	0	нет	да	да	нет	нет	да	да	да
Индекс МосБиржи	0	да	да	да	нет	нет	да	нет	нет
Ставка MIACR	1	да	нет	нет	да	нет	нет	нет	нет
ИПП	0	да	да	да	да	нет	нет	нет	нет
Сальдо торгового баланса	0	да	да	да	да	да	да	да	да
ИПЦ	3	да	да	да	да	да	да	да	да
Курс доллара (обменный)	0	да	да	да	нет	нет	да	да	да
Индекс S&P500	0	да	да	да	да	нет	нет	нет	нет
Цена нефти Brent	0	да	да	да	да	да	да	да	да

Источник: расчеты автора.

Таблица 19 – Результаты тестов на наличие единичного корня. Ряды в первых разностях, сдвиг в константе. Период 1999–2021 гг. Показано наличие единичного корня

	ADF			PP			KPSS		ZA		
	None	Const	Trend	None	Const	Trend	Const	Trend	None	Const	Trend
Индекс РТС	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Индекс МосБиржи	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Ставка MIACR	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
ИПП	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Сальдо торгового баланса	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
ИПЦ	нет	нет	нет	нет	нет	нет	да	да	нет	нет	нет
Курс доллара (обменный)	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Индекс S&P500	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Цена нефти Brent	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет

Источник: расчеты автора.

Таблица 20 – Результаты тестов на наличие единичного корня. Ряды в первых разностях, сдвиг в константе и тренде. Период 1999–2021 гг. Показано наличие единичного корня

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 break	3 break	1 break	2 break	3 break	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Индекс МосБиржи	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Ставка MIACR	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
ИПП	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Сальдо торгового баланса	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
ИПЦ	1	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Курс доллара (обменный)	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Индекс S&P500	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет
Цена нефти Brent	0	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет	нет

Источник: расчеты автора.

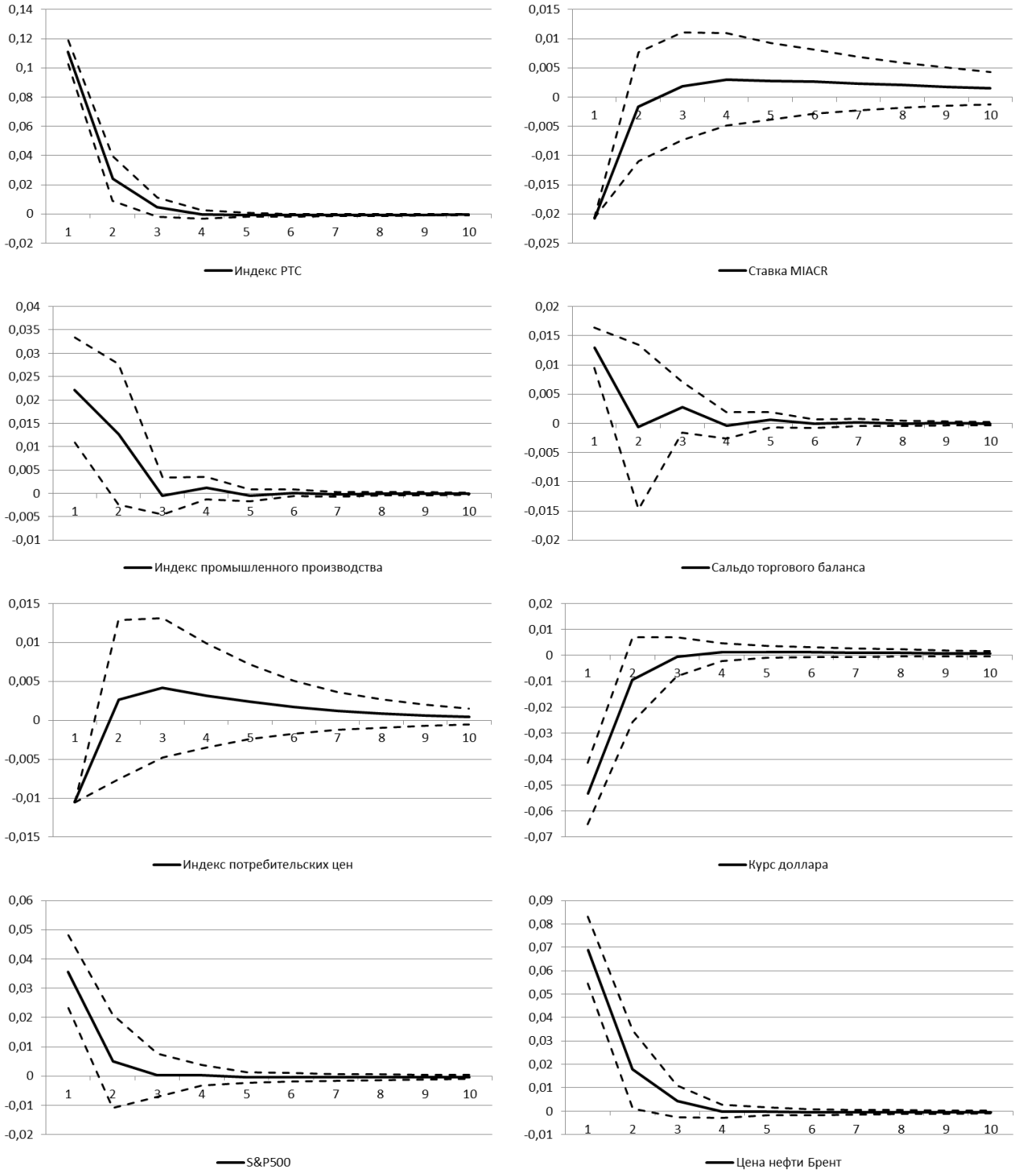
3.2. VAR И SVAR ОЦЕНКИ ВЛИЯНИЯ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ НА ДИНАМИКУ РОССИЙСКИХ ФОНДОВЫХ ИНДЕКСОВ

В данном разделе приведены результаты оценивания векторных авторегрессионных моделей (VAR и SVAR моделей), описывающих связь отечественных фондовых индексов и различных макроэкономических показателей.

3.2.1. Эмпирический анализ влияния макроэкономических факторов на индекс РТС

На рис. 7 показаны графики обобщенных функций импульсного отклика (см. [Pesaran, Shin, 1998]), полученные при оценивании VAR модели. Помимо функций

импульсного отклика, на рис. 7, а также на всех последующих рисунках, изображены доверительные интервалы шириной в 2 стандартных отклонения (пунктирные линии).



Источник: расчеты автора.

Рисунок 7: Графики функций импульсных откликов индекса РТС (VAR)

SVAR модель, соответствующая VAR модели, графики для которой приведены выше, оценивалась в следующем виде:

$$\begin{pmatrix} 1 & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha \\ 0 & 1 & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \alpha & \alpha & \alpha & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha & \alpha & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{RTSI} \\ e_{MIACR} \\ e_{IP} \\ e_{TRADE} \\ e_{CPI} \\ e_{USD} \\ e_{S\&P500} \\ e_{BRENT} \end{pmatrix} =$$

$$= \begin{pmatrix} \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{RTSI} \\ u_{MIACR} \\ u_{IP} \\ u_{TRADE} \\ u_{CPI} \\ u_{USD} \\ u_{S\&P500} \\ u_{BRENT} \end{pmatrix},$$

где e_{RTSI} – остатки уравнения для индекса РТС;

e_{MIACR} – остатки уравнения для ставки MIACR;

e_{IP} – остатки уравнения для индекса промышленного производства;

e_{TRADE} – остатки уравнения для сальдо торгового баланса;

e_{CPI} – остатки уравнения для индекса потребительских цен;

e_{USD} – остатки уравнения для обменного курса доллара;

$e_{S\&P500}$ – остатки уравнения для индекса S&P500;

e_{BRENT} – остатки уравнения для цены нефти;

u_{RTSI} – фундаментальные инновации уравнения для индекса РТС;

u_{MIACR} – фундаментальные инновации уравнения для ставки MIACR;

u_{IP} – фундаментальные инновации уравнения для индекса промышленного производства;

u_{TRADE} – фундаментальные инновации уравнения для сальдо торгового баланса;

u_{CPI} – фундаментальные инновации уравнения для индекса потребительских цен;

u_{USD} – фундаментальные инновации уравнения для обменного курса доллара;

$u_{S\&P500}$ – фундаментальные инновации уравнения для индекса S&P500;

u_{BRENT} – фундаментальные инновации уравнения для цены нефти;

α и β – оцениваемые коэффициенты структурных матриц. Следует отметить, что несмотря на то, что коэффициенты в структурных матрицах обозначаются одинаково, оценки не обязаны быть одинаковыми.

Такая структура SVAR модели была определена, основываясь на следующих соображениях. Первая строка структурной матрицы представляет собой уравнение, связывающее индекс РТС с другими показателями. Так как целью исследования является изучение влияния макроэкономических показателей на индекс РТС и проверка гипотез, выдвинутых на основе обзора литературы и теоретической модели, то в это уравнение включены все рассматриваемые показатели. Вторая строка представляет собой уравнение, моделирующее ставку MIACR. Индекс потребительских цен и индекс промышленного производства включены в него согласно общему виду правила Тейлора для ЦБ. Обменный курс и сальдо внешней торговли включены, так как на момент проведения оценивания (конец 2014 года) ЦБ еще не перешел к политике таргетирования инфляции, и процентная ставка может использоваться для реагирования на изменения обменного курса.

Третья строка – это уравнение для индекса промышленного производства. Сальдо торгового баланса включено в него, так как изменения во внешней торговле могут влиять на промышленное производство внутри страны. Индекс потребительских цен включен в уравнение, так как в рост цен может привести к росту предельных издержек и предельной выручки предприятий. Обменный курс включен в уравнение, так как его изменение может влиять на стоимость импортных комплектующих и конкурентоспособность отечественного выпуска. Цена нефти, являющаяся прокси переменной для условий торговли, включена в уравнение, так как ее изменение может влиять на стоимость энергоресурсов, используемых в производстве.

Четвертая строка представляет собой уравнение для сальдо торгового баланса. Индекс потребительских цен, обменный курс и нефтяные цены включены в уравнение, так как эти показатели могут влиять на объемы торговли. В пятой строке записано уравнение для индекса потребительских цен. Обменный курс включен в него, поскольку его изменение оказывает влияние на стоимость импортных товаров. Цена нефти – так как ее увеличение приводит к росту цен в стране.

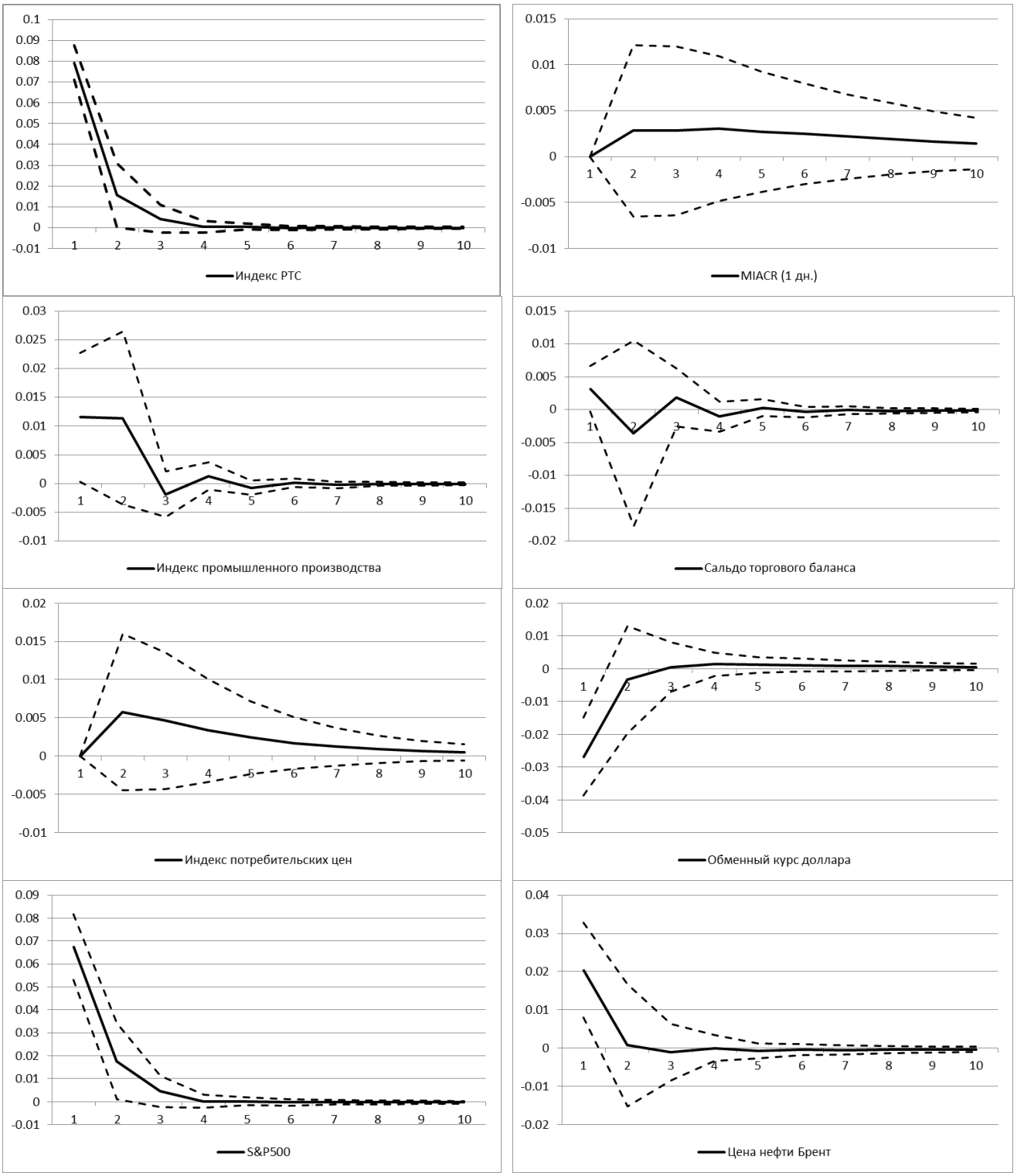
Шестая строка – это уравнение для обменного курса. Индекс S&P500 включен в модель, так как его рост может привести к увеличению спроса на отечественный экспорт, что приведет к укреплению рубля. Цена нефти добавлена в уравнение, так как ее рост приводит к росту выручки компаний-экспортеров в долларовом выражении, что может привести к росту спроса на рубль. Седьмая строка представляет собой уравнение для индекса S&P500. Цена нефти включена в уравнение, так как рост индекса S&P500 может свидетельствовать о росте деловой активности в развитых странах, что, в свою очередь, может привести к увеличению спроса на энергоносители. Восьмая строка представляет собой уравнение для цены нефти, которое не включает других переменных, так как цена на нефть в большей мере является экзогенной переменной для российской экономики.

Для оценки степени влияния рассматриваемых факторов на индекс РТС были рассчитаны функции импульсного отклика на фундаментальные шоки рассматриваемых показателей, рассчитанные на основе оценивания SVAR модели после исключения незначимых коэффициентов структурной матрицы. После проведенного исключения незначимых коэффициентов SVAR модель приняла следующий вид:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & \alpha & 0 & 0 & \alpha & \alpha & \alpha \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & \alpha & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \alpha & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{RTSI} \\ e_{MIACR} \\ e_{IP} \\ e_{TRADE} \\ e_{CPI-SA} \\ e_{USD} \\ e_{S\&P500} \\ e_{BRENT} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{RTSI} \\ u_{MIACR} \\ u_{IP} \\ u_{TRADE} \\ u_{CPI-SA} \\ u_{USD} \\ u_{S\&P500} \\ u_{BRENT} \end{pmatrix},$$

Графики функций импульсного отклика, построенные для описанной выше SVAR модели, приведены на рис. 8.

Из-за того, что для некоторых показателей не наблюдается статистически значимого отклика со стороны индекса РТС, было также проведено оценивание функций импульсного отклика с исключением рядов, не оказывающих значимого влияния на фондовый индекс. Были исключены ставка MIACR, индекс потребительских цен, сальдо торгового баланса, индекс промышленного производства. Полученные результаты для оставшихся показателей численно не отличаются от результатов полной модели (см. рис. 8) и поэтому отдельно не представлены.



Источник: расчеты автора.

Рисунок 8: Графики функций импульсных откликов индекса РТС (SVAR)

Из графиков (см. рис. 8) мы видим, что влияние фундаментальных шоков рассматриваемых переменных на доходность индекса РТС имеет краткосрочную природу и становится статистически незначимым уже через два месяца после шока. Наиболее

сильное влияние на динамику доходности индекса РТС оказывает фундаментальный шок самого индекса. Следующими по степени влияния являются переменные, характеризующие условия торговли и иностранные фондовые рынки – цены на нефть марки Брент, индекс S&P 500. Шоки темпов роста нефтяных цен и доходности индекса SNP-500 оказывают положительное влияние на доходность индекса РТС, что может быть объяснено улучшением условий внешней торговли, связанных с ростом цен на нефть в рассматриваемый период, и состоянием мировой финансовой системы.

Шоки темпа роста обменного курса (руб/долл) оказывают отрицательное влияние на индекс РТС, что может являться как следствием номинирования индекса РТС в долларах США, так и отражением негативных ожиданий инвесторов относительно состояния экономики при удешевлении рубля. Влияние сальдо внешней торговли положительно, но слабо значимо.

Также было проведено оценивание VAR и SVAR моделей с другим набором переменных. SVAR модель имеет следующий вид:

$$\begin{pmatrix} 1 & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha \\ 0 & 1 & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 1 & \alpha & \alpha & \alpha & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha & \alpha & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{RTSI} \\ e_{FEDEXP} \\ e_{CPI} \\ e_{USD} \\ e_{USDEUR} \\ e_{LIBOR} \\ e_{S\&P500} \\ e_{BRENT} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{RTSI} \\ u_{FEDEXP} \\ u_{CPI} \\ u_{USD} \\ u_{USDEUR} \\ u_{LIBOR} \\ u_{S\&P500} \\ u_{BRENT} \end{pmatrix},$$

где e_{RTSI} – остатки уравнения для индекса РТС;

e_{FEDEXP} – остатки уравнения для расходов федерального бюджета;

e_{CPI} – остатки уравнения для индекса потребительских цен;

e_{USD} – остатки уравнения для обменного курса доллара;

e_{USDEUR} – остатки уравнения для отношения курсов доллара и евро;

e_{LIBOR} – остатки уравнения для ставки LIBOR;

$e_{S\&P500}$ – остатки уравнения для индекса S&P500;

e_{BRENT} – остатки уравнения для цены нефти;

u_{RTSI} – фундаментальные инновации уравнения для индекса РТС;

u_{FEDEXP} – фундаментальные инновации уравнения для расходов федерального бюджета;

u_{CPI} – фундаментальные инновации уравнения для индекса потребительских цен;

u_{USD} – фундаментальные инновации уравнения для обменного курса доллара;

u_{USDEUR} – фундаментальные инновации уравнения для отношения курсов доллара и евро;

u_{LIBOR} – фундаментальные инновации уравнения для ставки LIBOR;

$u_{S\&P500}$ – фундаментальные инновации уравнения для индекса S&P500;

u_{BRENT} – фундаментальные инновации уравнения для цены нефти;

α и β – оцениваемые коэффициенты структурных матриц. Следует отметить, что несмотря на то, что коэффициенты в структурных матрицах обозначаются одинаково, оценки не обязаны быть одинаковыми.

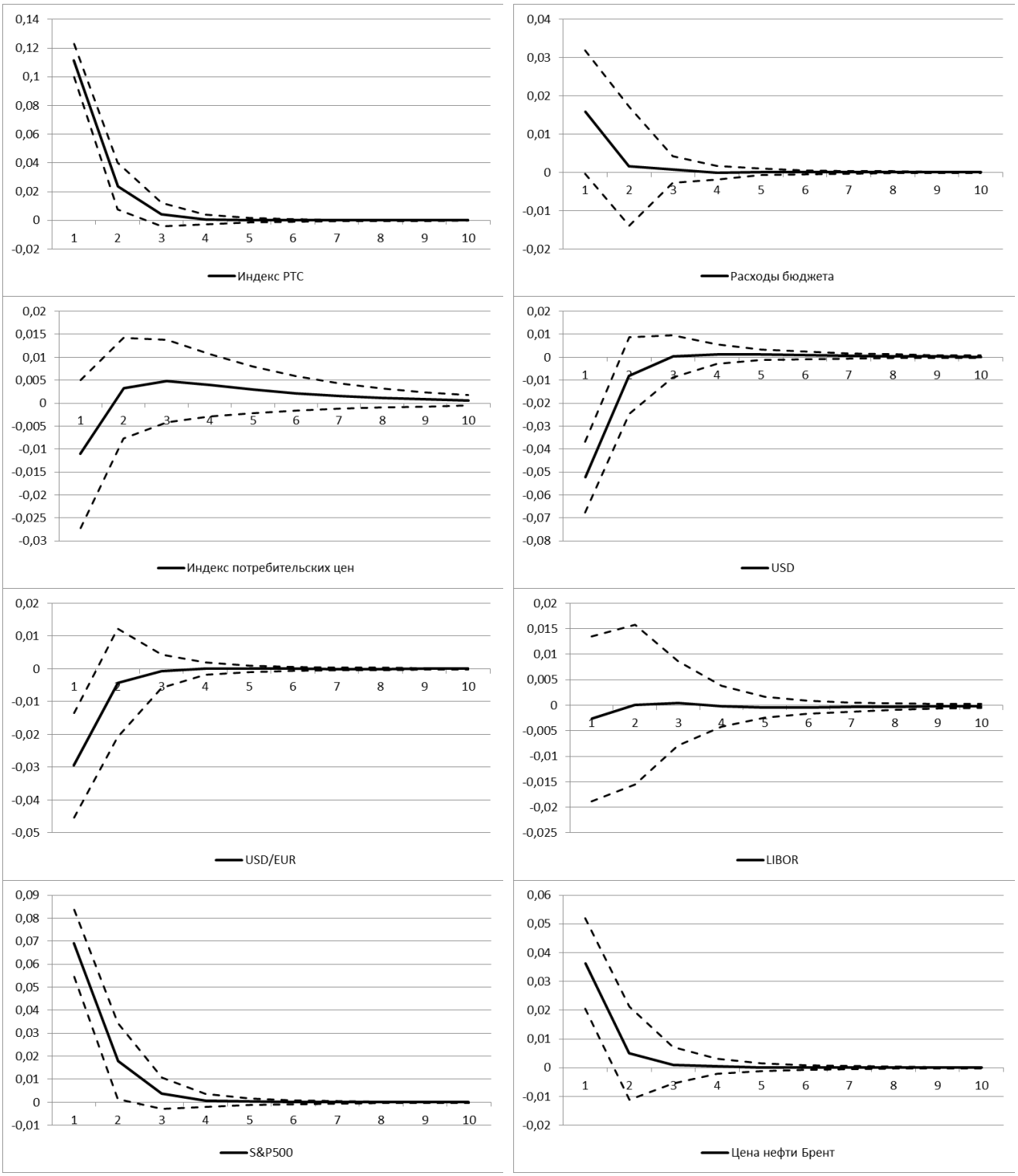
После исключения незначимых оценок коэффициентов структурных матриц была получена следующая модель:

$$\begin{pmatrix} 1 & \alpha & 0 & \alpha & 0 & \alpha & \alpha & \alpha \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & \alpha & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha & \alpha & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{RTSI} \\ e_{FEDEXP} \\ e_{CPI} \\ e_{USD} \\ e_{USDEUR} \\ e_{LIBOR} \\ e_{S\&P500} \\ e_{BRENT} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{RTSI} \\ u_{FEDEXP} \\ u_{CPI} \\ u_{USD} \\ u_{USDEUR} \\ u_{LIBOR} \\ u_{S\&P500} \\ u_{BRENT} \end{pmatrix},$$

Графики функций импульсного отклика приведены на рис. 9 и 10. На них также изображены интервалы шириной в 2 стандартных отклонения (пунктирные линии).

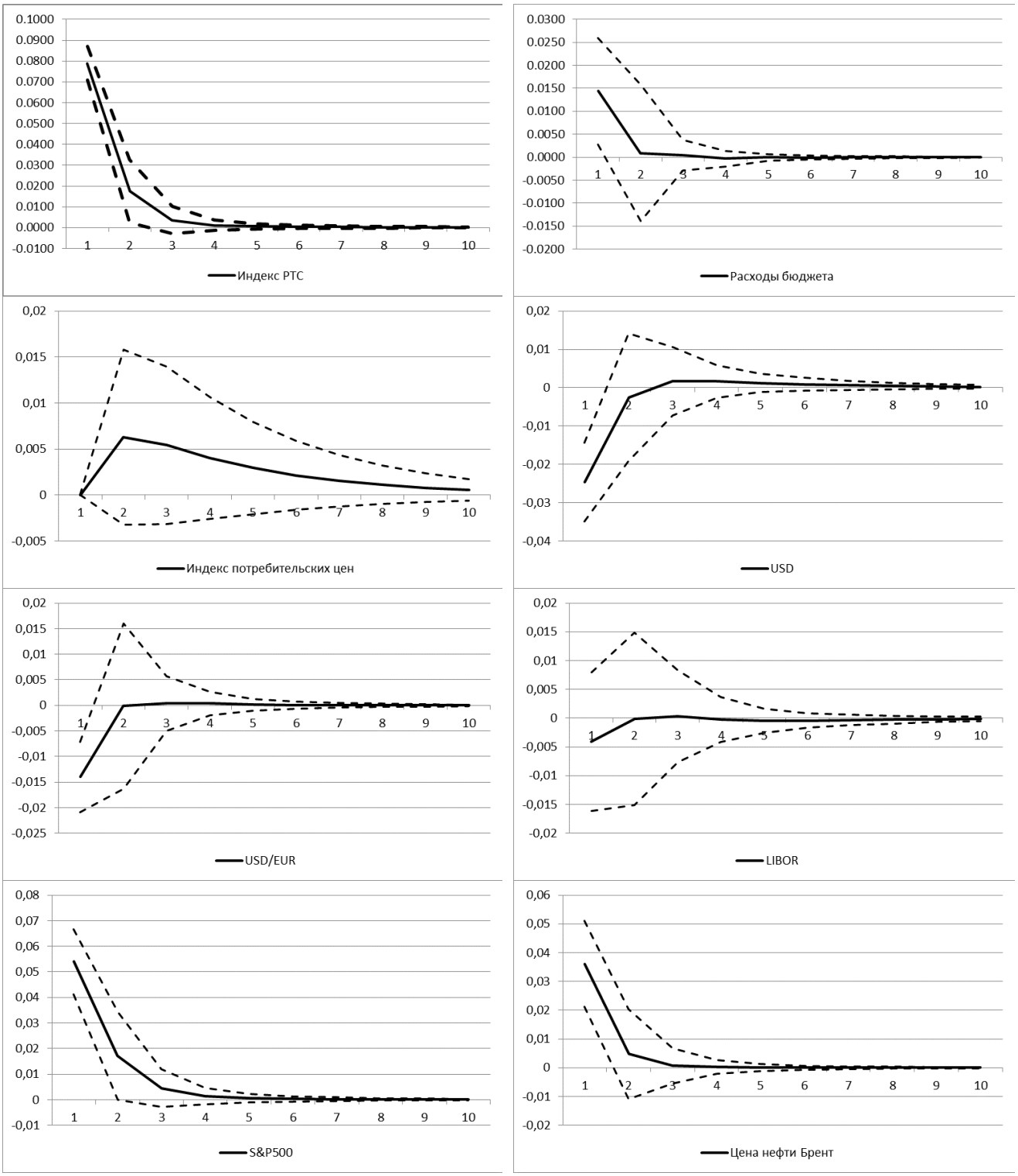
Представленные графики согласуются с полученными ранее результатами, касающиеся влияния условий внешней торговли на индекс РТС. Следует отметить положительное краткосрочное влияние расходов федерального бюджета, что может быть связано с ожиданиями роста государственных инвестиций в экономику.

Полученные результаты показывают, что на рассматриваемом интервале времени наблюдается статистически значимое влияние макроэкономических показателей на российский фондовый индекс РТС. Графики функций импульсного отклика индекса РТС говорят в пользу того, что характер этого влияния не противоречит результатам, полученными в рассмотренных ранее работах.



Источник: расчеты автора.

Рисунок 9: Графики функций импульсных откликов индекса РТС (VAR)



Источник: расчеты автора.

Рисунок 10: Графики функций импульсных откликов индекса РТС (SVAR)

3.2.2. Эмпирический анализ влияния макроэкономических факторов на индекс ММВБ

На рис. 11 показаны графики функций импульсного отклика, полученные при оценивании VAR модели. SVAR модель, соответствующая оцененной VAR модели, имеет вид, аналогичный SVAR модели для индекса РТС:

$$\begin{pmatrix} 1 & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha \\ 0 & 1 & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \alpha & \alpha & \alpha & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha & \alpha & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{MICEX} \\ e_{MIACR} \\ e_{IP} \\ e_{TRADE} \\ e_{CPI} \\ e_{USD} \\ e_{S\&P500} \\ e_{BRENT} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{MICEX} \\ u_{MIACR} \\ u_{IP} \\ u_{TRADE} \\ u_{CPI} \\ u_{USD} \\ u_{S\&P500} \\ u_{BRENT} \end{pmatrix},$$

где e_{MICEX} – остатки уравнения для индекса ММВБ;

e_{MIACR} – остатки уравнения для ставки MIACR;

e_{IP} – остатки уравнения для индекса промышленного производства;

e_{TRADE} – остатки уравнения для торгового баланса;

e_{CPI} – остатки уравнения для индекса потребительских цен;

e_{USD} – остатки уравнения для обменного курса доллара;

$e_{S\&P500}$ – остатки уравнения для индекса S&P500;

e_{BRENT} – остатки уравнения для цены нефти;

u_{RTSI} – фундаментальные инновации уравнения для индекса РТС;

u_{MIACR} – фундаментальные инновации уравнения для ставки MIACR;

u_{IP} – фундаментальные инновации уравнения для индекса промышленного производства;

u_{TRADE} – фундаментальные инновации уравнения для торгового баланса;

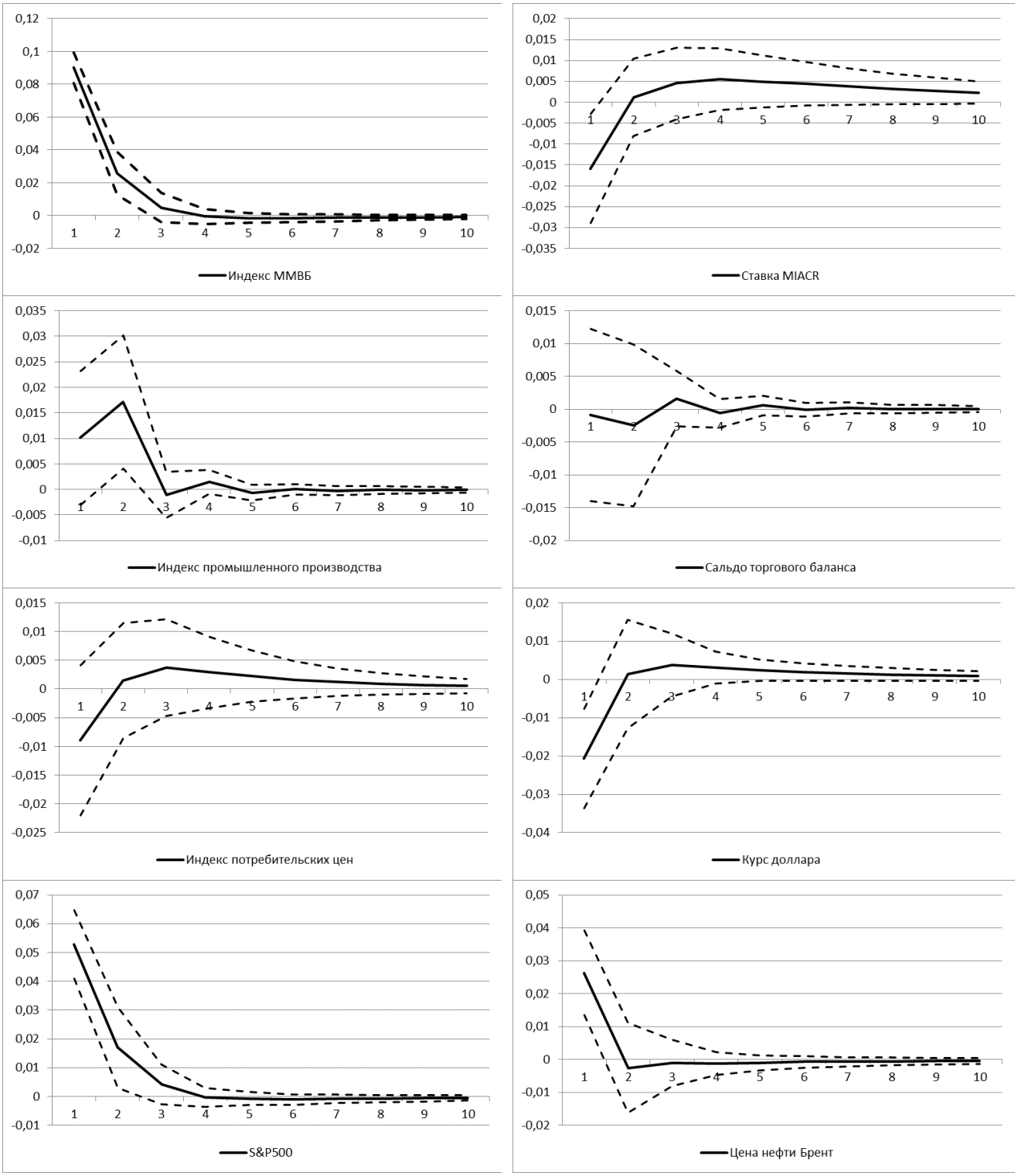
u_{CPI} – фундаментальные инновации уравнения для индекса потребительских цен;

u_{USD} – фундаментальные инновации уравнения для обменного курса доллара;

$u_{S\&P500}$ – фундаментальные инновации уравнения для индекса S&P500;

u_{BRENT} – фундаментальные инновации уравнения для цены нефти;

α и β – оцениваемые коэффициенты структурных матриц. Следует отметить, что несмотря на то, что коэффициенты в структурных матрицах обозначаются одинаково, оценки не обязаны быть одинаковыми.



Источник: расчеты автора.

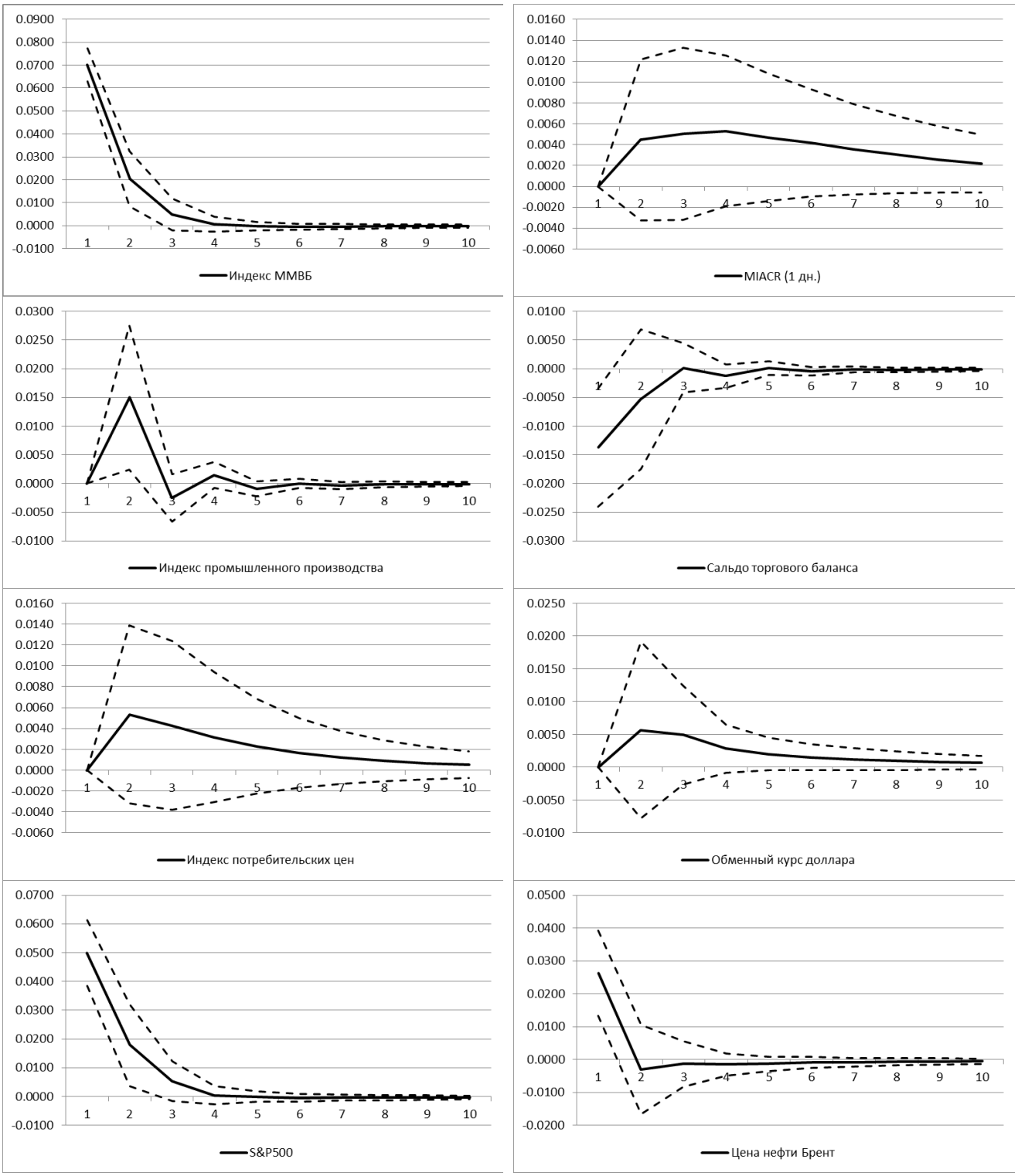
Рисунок 11: Графики функций импульсных откликов индекса ММВБ (VAR)

Для оценки степени влияния рассматриваемых факторов на индекс ММВБ были рассчитаны функции импульсных откликов на фундаментальные шоки рассматриваемых показателей, рассчитанных на основе оценки SVAR модели после исключения незначимых коэффициентов структурной матрицы.

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & \alpha & 0 & 0 & \alpha & \alpha \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & \alpha & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \alpha & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{MICEX} \\ e_{MIACR} \\ e_{IP} \\ e_{TRADE} \\ e_{CPI-SA} \\ e_{USD} \\ e_{S\&P500} \\ e_{BRENT} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{MICEX} \\ u_{MIACR} \\ u_{IP} \\ u_{TRADE} \\ u_{CPI-SA} \\ u_{USD} \\ u_{S\&P500} \\ u_{BRENT} \end{pmatrix},$$

Графики этих функций приведены на рис. 12. Из-за того, что для некоторых показателей не наблюдается статистически значимого отклика со стороны индекса ММВБ, было проведено оценивание функций импульсного отклика с исключением рядов, не оказывающих значимого влияния на фондовый индекс. Были исключены ставка MIACR, индекс потребительских цен, сальдо торгового баланса, индекс промышленного производства. Полученные результаты численно не отличаются от полученных в полной модели и поэтому отдельно не представлены.

Из графиков (см. рис. 11–12) мы видим, что влияние фундаментальных шоков рассматриваемых переменных на доходность индекса ММВБ также имеет краткосрочную природу. Как и в случае индекса РТС, наиболее сильное влияние на динамику доходности индекса ММВБ оказывает фундаментальный шок самого индекса. Следующие по степени влияния переменные характеризуют условия торговли (цены на нефть марки Брент) и состояние иностранных фондовых рынков (индекс S&P 500). Шоки темпов роста ээтих переменных оказывают положительное влияние на доходность индекса ММВБ, что может быть объяснено улучшением условий внешней торговли и общим состоянием мировой финансовой системы в рассматриваемый период времени, соответственно. Влияние индекса промышленного производства положительно, но слабо значимо.



Источник: расчеты автора.

Рисунок 12: Графики функций импульсных откликов индекса ММВБ (SVAR)

Также было проведено оценивание VAR и SVAR моделей с другим набором переменных:

$$\begin{pmatrix} 1 & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha \\ 0 & 1 & \alpha & \alpha & \alpha & \alpha & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 1 & \alpha & \alpha & \alpha & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha & \alpha & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{MICEX} \\ e_{FEDEXP} \\ e_{CPI} \\ e_{USD} \\ e_{USDEUR} \\ e_{LIBOR} \\ e_{S\&P500} \\ e_{BRENT} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{MICEX} \\ u_{FEDEXP} \\ u_{CPI} \\ u_{USD} \\ u_{USDEUR} \\ u_{LIBOR} \\ u_{S\&P500} \\ u_{BRENT} \end{pmatrix}$$

где e_{RTSI} – остатки уравнения для индекса РТС;

e_{FEDEXP} – остатки уравнения для расходов федерального бюджета;

e_{CPI} – остатки уравнения для индекса потребительских цен;

e_{USD} – остатки уравнения для обменного курса доллара;

e_{USDEUR} – остатки уравнения для отношения курсов доллара и евро;

e_{LIBOR} – остатки уравнения для ставки LIBOR;

$e_{S\&P500}$ – остатки уравнения для индекса S&P500;

e_{BRENT} – остатки уравнения для цены нефти;

u_{RTSI} – фундаментальные инновации уравнения для индекса РТС;

u_{FEDEXP} – фундаментальные инновации уравнения для расходов федерального бюджета;

u_{CPI} – фундаментальные инновации уравнения для индекса потребительских цен;

u_{USD} – фундаментальные инновации уравнения для обменного курса доллара;

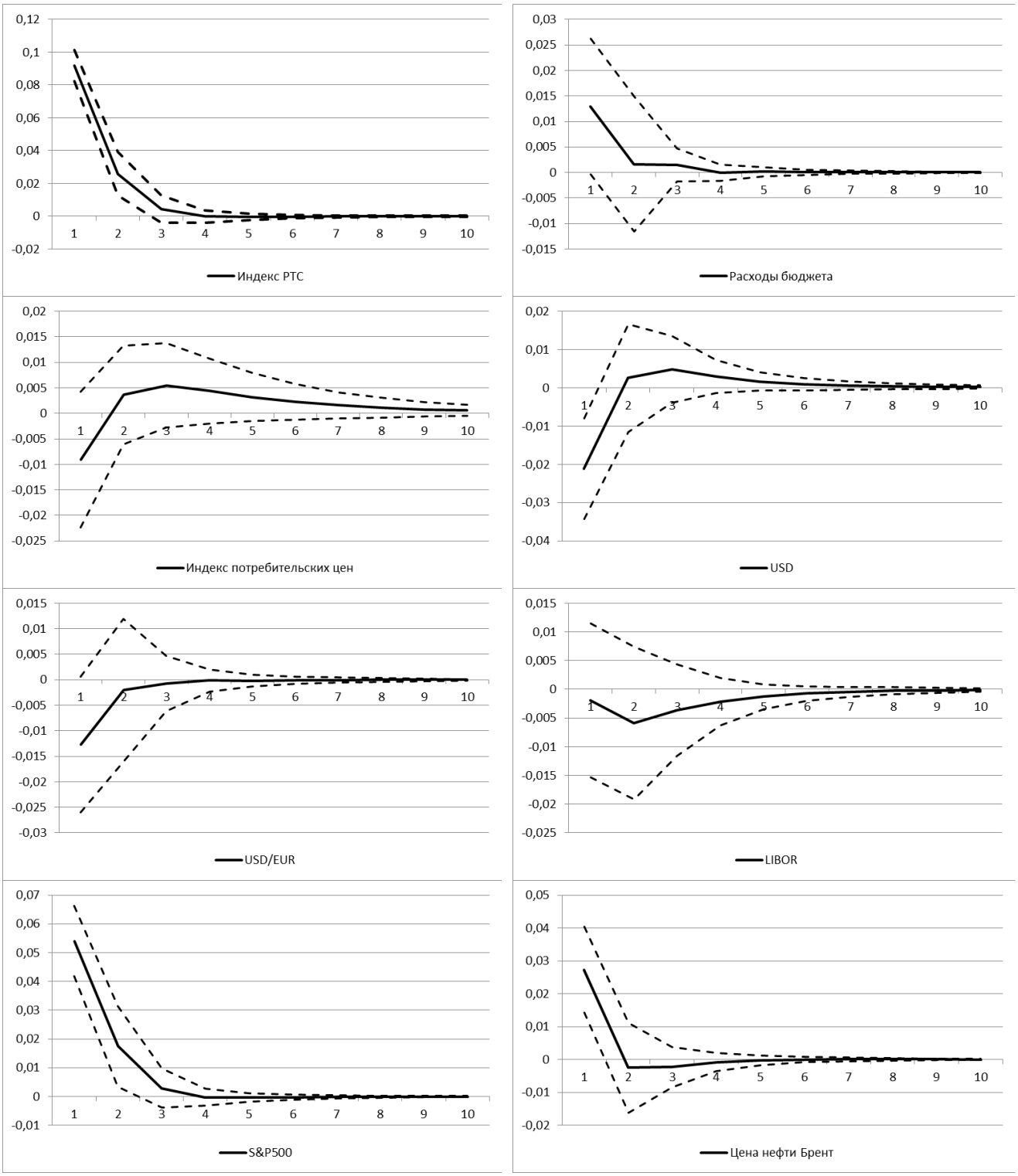
u_{USDEUR} – фундаментальные инновации уравнения для отношения курсов доллара и евро;

u_{LIBOR} – фундаментальные инновации уравнения для ставки LIBOR;

$u_{S\&P500}$ – фундаментальные инновации уравнения для индекса S&P500;

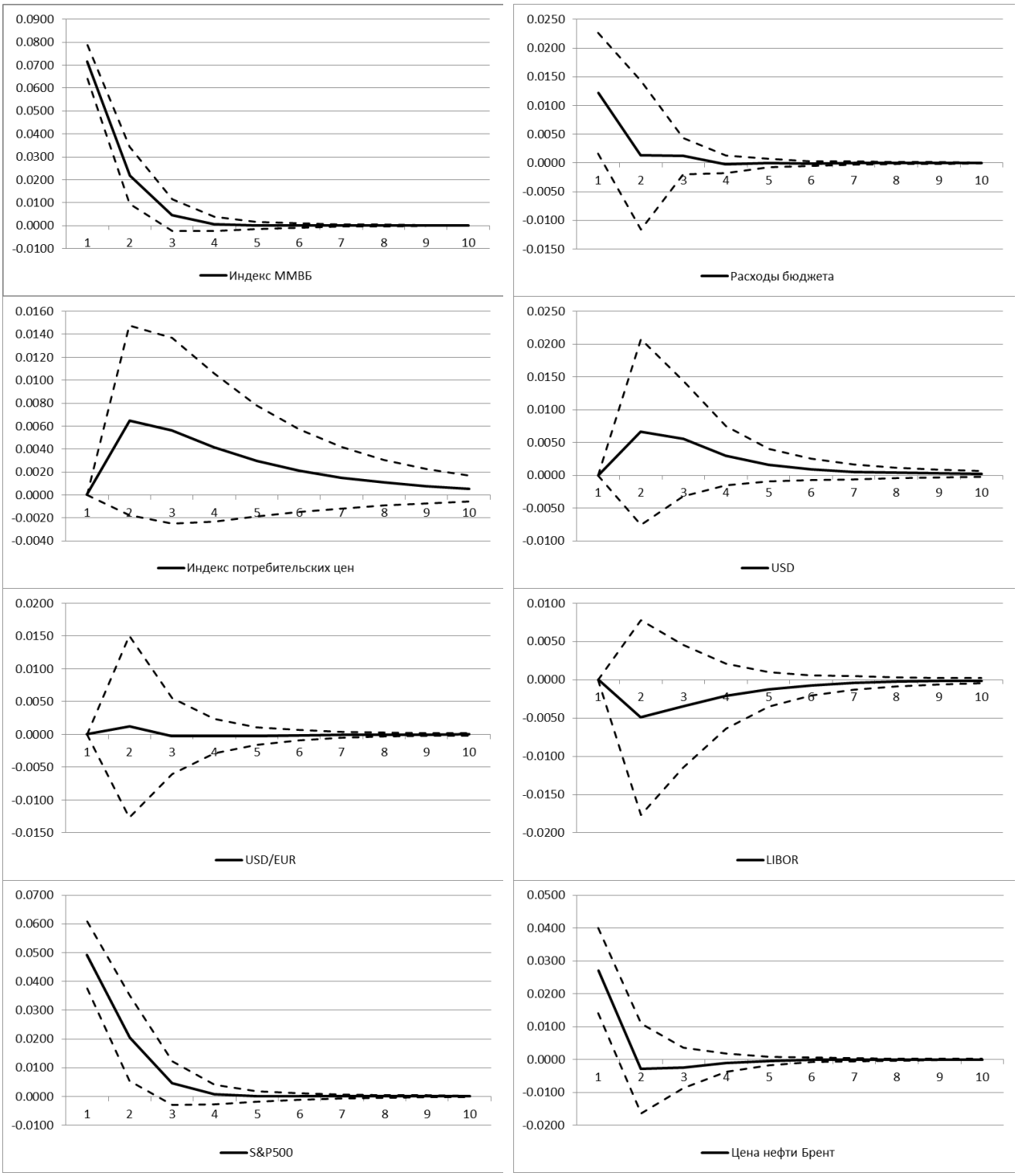
u_{BRENT} – фундаментальные инновации уравнения для цены нефти;

α и β – оцениваемые коэффициенты структурных матриц. Следует отметить, что несмотря на то, что коэффициенты в структурных матрицах обозначаются одинаково, оценки не обязаны быть одинаковыми.



Источник: расчеты автора.

Рисунок 13: Графики функций импульсных откликов индекса ММВБ (VAR)



Источник: расчеты автора.

Рисунок 14: Графики функций импульсных откликов индекса ММВБ (SVAR)

После исключения незначимых оценок коэффициентов структурных матриц была получена следующая модель:

$$\begin{pmatrix} 1 & \alpha & 0 & 0 & 0 & 0 & \alpha & \alpha \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & \alpha & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha & \alpha & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \alpha \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{MICEX} \\ e_{FEDEXP} \\ e_{CPI} \\ e_{USD} \\ e_{USDEUR} \\ e_{LIBOR} \\ e_{S\&P500} \\ e_{BRENT} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \beta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{MICEX} \\ u_{FEDEXP} \\ u_{CPI} \\ u_{USD} \\ u_{USDEUR} \\ u_{LIBOR} \\ u_{S\&P500} \\ u_{BRENT} \end{pmatrix},$$

Графики функций импульсного отклика приведены на рис. 13 и 14. Представленные графики также не противоречат полученным ранее результатам, касающимся влияния условий внешней торговли на индекс ММВБ. Дополнительно следует отметить положительное краткосрочное влияние расходов федерального бюджета, что может быть связано с ожиданиями роста государственных инвестиций в экономику.

Полученные результаты для индекса ММВБ показывают, что, аналогично результатам для индекса РТС, на рассматриваемом интервале времени наблюдается статистически значимое влияние макроэкономических показателей на величину индекса. Графики функций импульсного отклика индекса ММВБ не противоречат результатам, полученным в рассмотренных ранее работах.

3.3. VSTAR ОЦЕНКИ ВЛИЯНИЯ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ НА ДИНАМИКУ РОССИЙСКИХ ФОНДОВЫХ ИНДЕКСОВ

В данном разделе приведены результаты оценивания векторных авторегрессионных моделей с плавной сменой режимов (VSTAR моделей), описывающих взаимосвязь отечественных фондовых рынков и различных макроэкономических показателей. Мотивом оценивания более сложных моделей с плавной сменой режимов являлось стремление проверить, оказывало ли изменение условий торговли влияние на характер взаимоотношений между российскими фондовыми индексами и макроэкономическими показателями.

Под VSTAR моделями понимают модели следующего вида:

$$\Delta y_t = [\mu_1 + A_1^1 \Delta y_{t-1} + \cdots] + [\mu_2 + A_2^1 \Delta y_{t-1} + \cdots] G(s_t \mid \gamma, c) + \varepsilon_t$$

где $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ – вектор первых разностей рассматриваемых переменных;

μ_1, μ_2 – векторы свободных членов для различных режимов

$A_1^1, A_1^2, \ldots, A_1^p, A_2^1, A_2^2, \ldots, A_2^p$ – матрицы коэффициентов для различных лагов и различных режимов;

$G(s_t \mid \gamma, c)$ – некоторая функция перехода от одного режима к другому;

s_t – переменная перехода от одного режима к другому;

γ – скорость перехода;

c – пороговое значение;

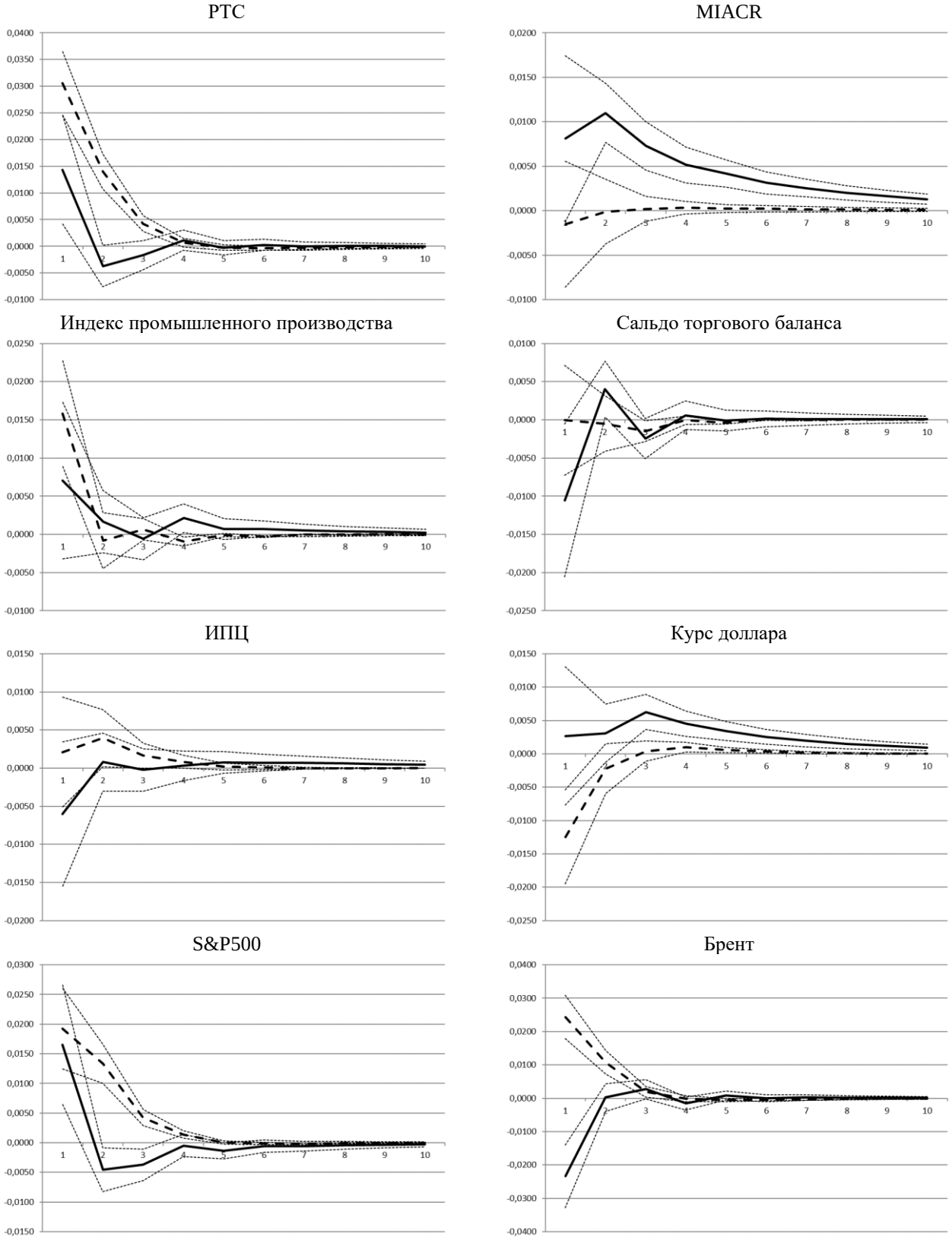
$\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ – вектор случайных ошибок.

Другими словами, VSTAR модель представляет собой STVECM модель без включения коинтеграционных соотношений.

В текущем исследовании в качестве показателя, определяющего переход от одного режима к другому, рассматриваются условия внешней торговли, в частности цена на нефть. Выбор цены нефти марки Брент определен тем, что, во-первых, нефть и нефтепродукты составляют существенную часть экспорта России, и, во-вторых, акции нефтяных компаний имеют высокую долю в базе расчета российских фондовых индексов.

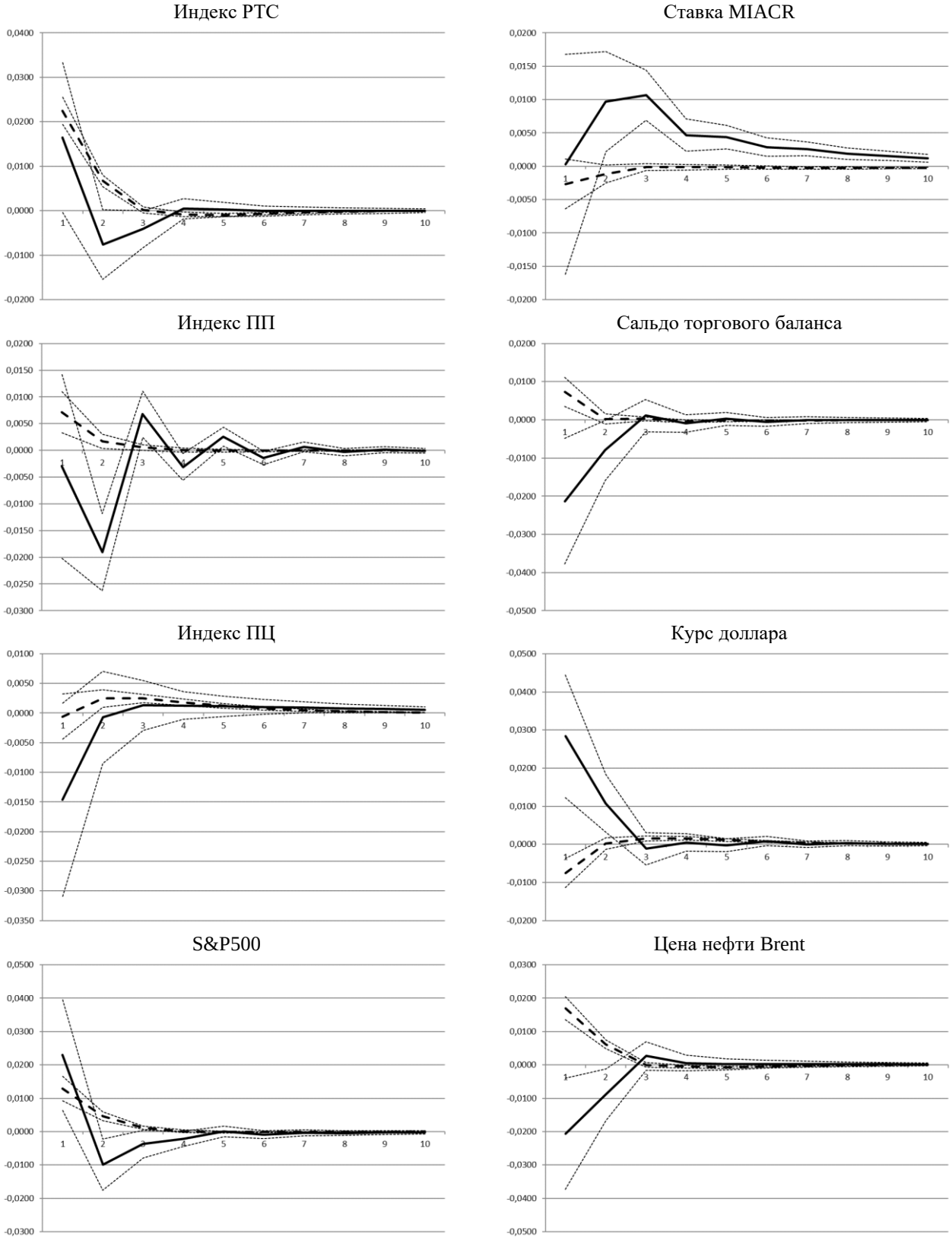
3.3.1. Эмпирический анализ влияния макроэкономических факторов на индекс РТС

Оценивание VSTAR моделей для индекса РТС проводилось на трех периодах времени: с января 1999 года по декабрь 2014 года, с января 1999 года по декабрь 2018 года и с января 1999 года по июнь 2021 года. На каждом из рассматриваемых периодов оценивание моделей производилось независимо, таким образом на каждом из них значение цены нефти, соответствующее точке смены режимов, различно: на первом из них оно равно 41.41 долл./баррель, на втором и третьем – 33.94 долл./баррель. На следующих графиках (см. рис. 15–17) изображены функции импульсного отклика индекса РТС на прочие рассматриваемые макроэкономические факторы для трех указанных выше периодов оценивания. Графики для режима низких цен нефти изображены сплошной линией, для режима высоких цен нефти – штриховой.



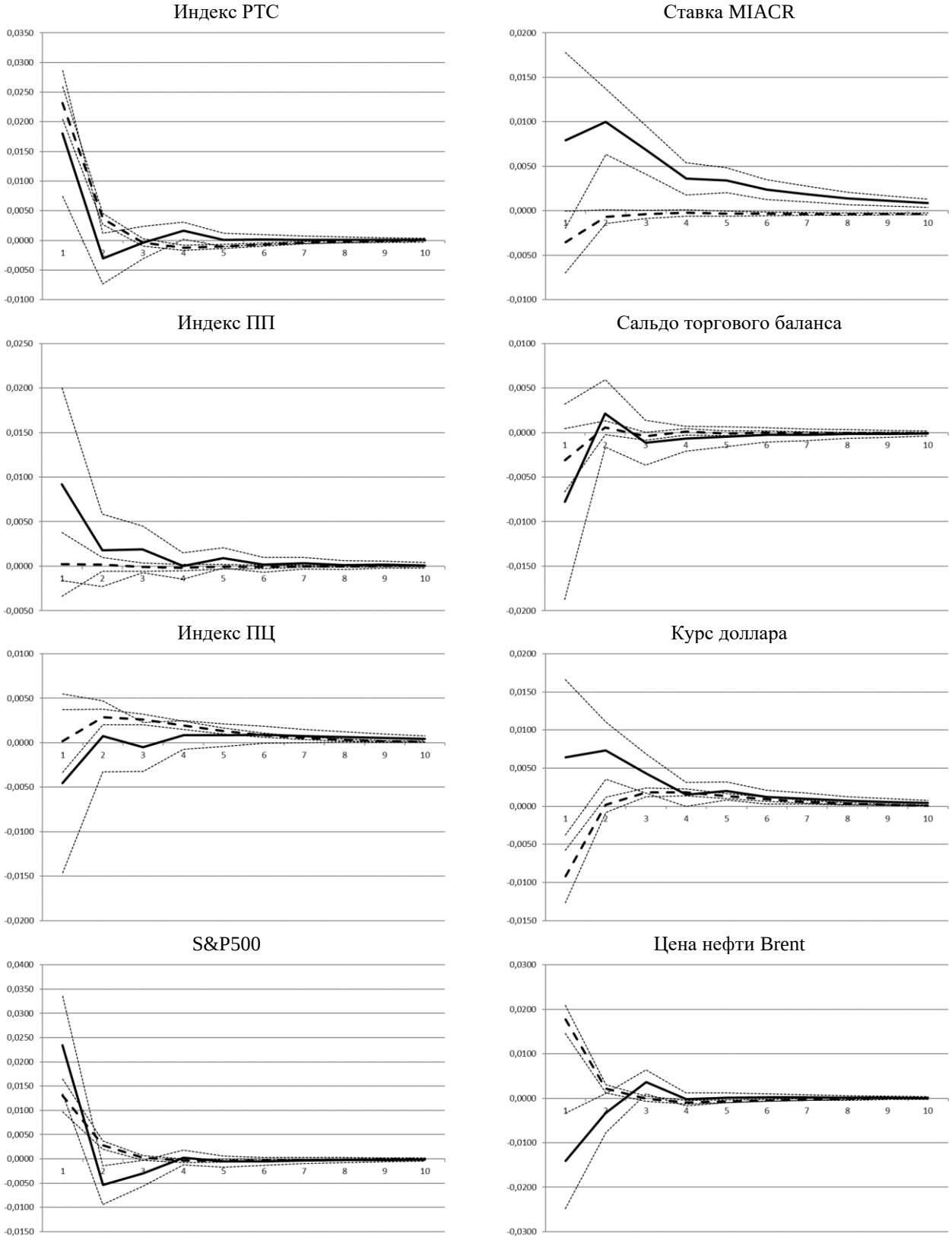
Источник: расчеты автора.

Рисунок 15: Графики функций импульсного отклика индекса РТС. Период 1999–2014 гг.



Источник: расчеты автора.

Рисунок 16 – Графики функций импульсного отклика индекса РТС. Период 1999–2018 гг.



Источник: расчеты автора.

Рисунок 17 – Графики функций импульсного отклика индекса РТС. Период 1999–2021 гг.

Как можно увидеть из анализа рисунков 15–17, характер реакции индекса РТС на шоки как свои, так и прочих рассматриваемых переменных остается неизменным вне зависимости от рассматриваемого периода оценивания. Единственным исключением является индекс промышленного производства, для которого характер откликов меняется для каждого периода оценивания. Причиной этого являются, по-видимому, периодические пересмотры официальной статистики по уровню промышленного производства, затрагивающие существующие данные.

Полученные результаты показывают, что отклик индекса РТС на собственные шоки положителен в обоих предельных режимах, что является ожидаемым результатом и согласуется с гипотезами, сформулированными в предыдущих главах. При этом в режиме высоких цен нефти отклики индекса статистически значимо выше, чем в режиме низких цен.

Ставка MIACR вызывает положительный отклик индекса РТС в режиме низких цен нефти, что, возможно, связано с переключением внимания потенциальных заемщиков на фондовый рынок. Этот вывод отличается от существующей литературы и предсказаний гипотез. Однако знак отклика в режиме высоких цен нефти согласуется с результатами оценивания SVAR моделей, являясь отрицательным, но, тем не менее, статистически незначимым или значимым слабо.

Сальдо торгового баланса вызывает отрицательный отклик индекса РТС в предельном режиме низкой цены нефти. При этом при высокой цене нефти влияние неустойчиво и является либо статистически значимо положительным, хотя и небольшим по масштабу, либо статистически незначимым. Подобная неустойчивость, как и неустойчивость результатов для индекса промышленного производства, может быть следствием пересмотра исторических данных для сальдо торгового баланса.

Индекс потребительских цен вызывает различные отклики в зависимости от режима. В режиме низких цен отклики являются отрицательными, но статистическая значимость не наблюдается. В режиме высоких цен нефти статистической значимости также не наблюдается, при этом отклики положительны, но имеют меньший масштаб.

Курс доллара вызывает положительный отклик индекса РТС в режиме низких цен нефти, и отрицательный – в режиме высоких цен. Данные результаты в целом не противоречат выдвинутым гипотезам и выводам литературы. Разница в реакции индекса

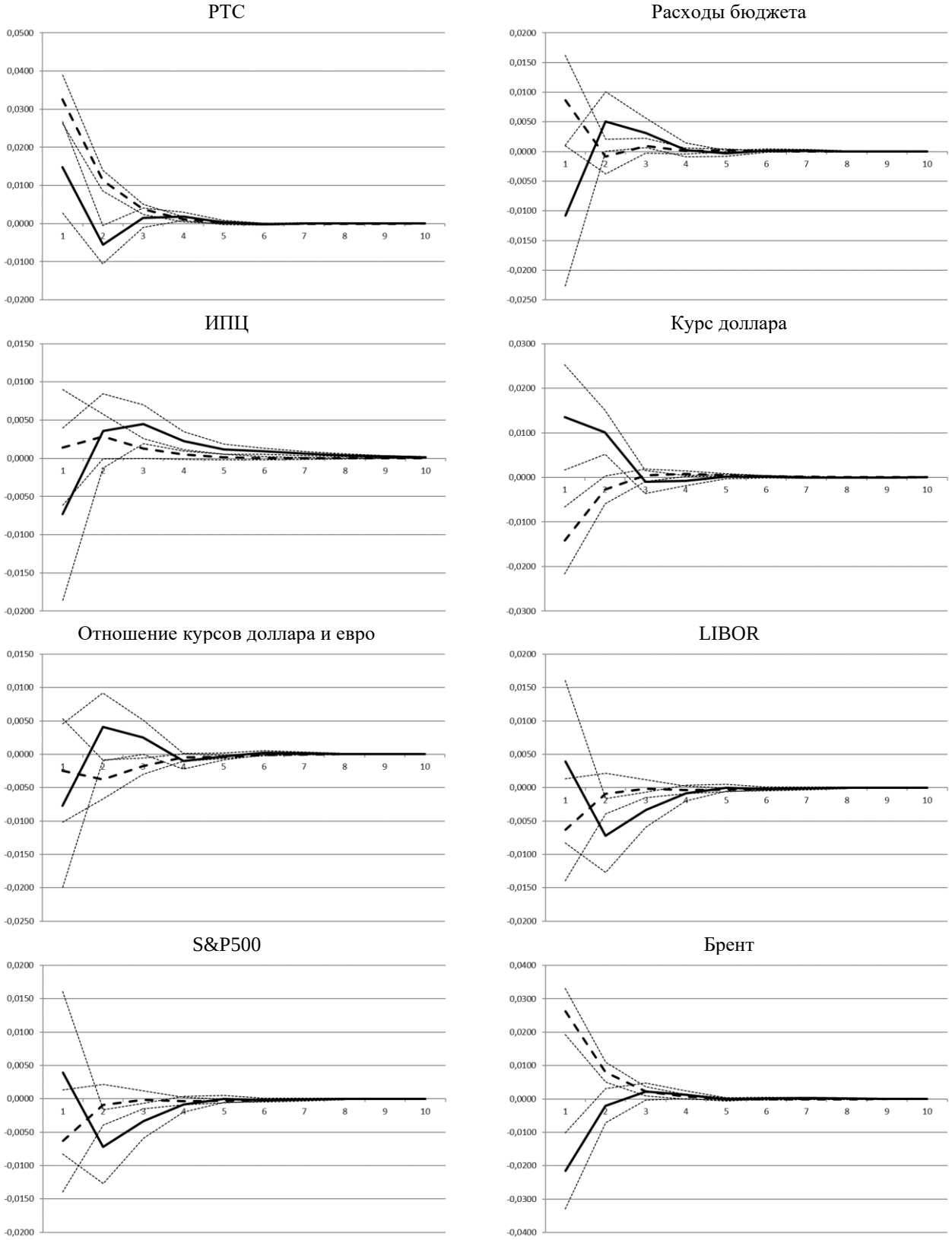
может быть связана с тем, что улучшение условий торговли, выраженное в росте рублевой выручки отечественных компаний, сильнее проявляется при низких ценах на нефть, а при высоких ценах отрицательное влияние курса начинает превалировать.

Полностью соответствует гипотезам, сформулированным на основе анализа литературы, реакция индекса РТС на зарубежный индекс S&P500. Она положительна в обоих режимах цены нефти. При этом, в режиме высокой цены положительный отклик наблюдается более продолжительное время, что может свидетельствовать о более тесной связи отечественного фондового рынка с зарубежными.

Интересный результат наблюдается для цены нефти. В режиме высоких цен влияние ожидаемо положительно. В режиме низких цен отклики индекса РТС отрицательны, что можно объяснить, например, смещением интереса инвесторов с рынка ценных бумаг на рынок товаров.

Также на периоде с января 1999 года по декабрь 2014 года было проведено оценивание с альтернативным набором переменных. По результатам оценивания уровень цены нефти, при котором наблюдается переход между режимами, составил около 44.36 долл./баррель.

Графики, представленные на рисунке 18 показывают, что результаты для откликов на шоки индекса РТС, индекса потребительских цен, курса доллара и цены нефти Брент качественно не отличаются от представленных выше. Индекс S&P500 потерял значимость, возможно из-за включения в модель ставки LIBOR, отклики на шоки которой также незначимы. Расходы бюджета оказывают положительное, но слабо значимое, влияние в режиме высоких цен нефти, что может говорить о позитивных настроениях на рынке при росте государственной поддержки.



Источник: расчеты автора.

Рисунок 18 – Графики функций импульсного отклика индекса РТС

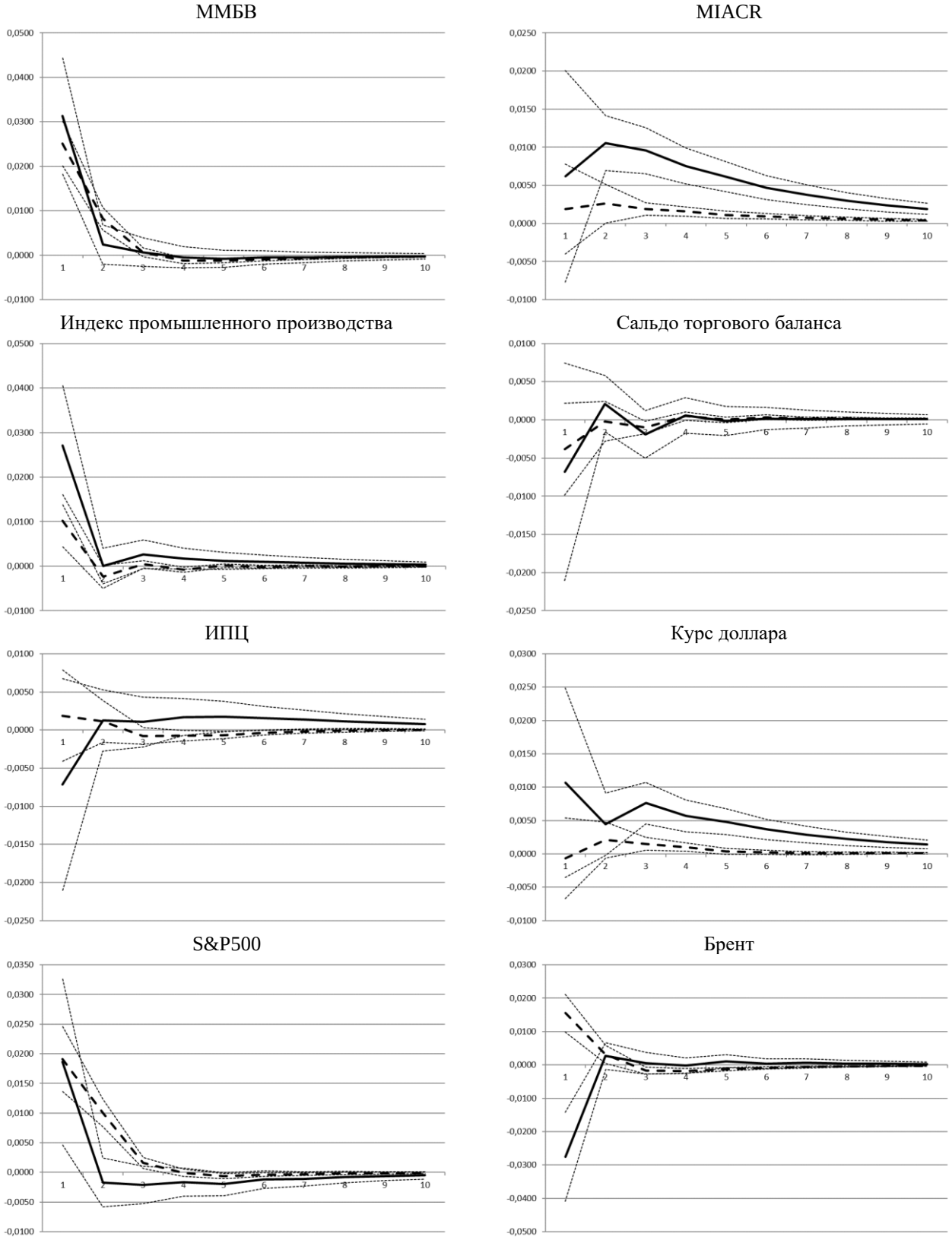
3.3.2. Эмпирический анализ влияния макроэкономических факторов на индекс ММВБ

Оценивание VSTAR моделей для индекса ММВБ (позднее известного как индекс Московской биржи) проводилось на тех же подпериодах, что и оценивание моделей для индекса РТС. По результатам оценивания на периоде с января 1999 года по декабрь 2014 года уровень цены нефти, при котором наблюдается переход между режимами, составил около 45.41 долл./баррель, на периодах до декабря 2018 года и июня 2021 года этот уровень составил 33.94 долл./баррель.

Следует отметить, что в целом графики импульсных откликов для индекса ММВБ соответствуют таковым для индекса РТС. Поэтому, для краткости изложения, рассмотрим только те из них, которые показывают значимо отличные результаты.

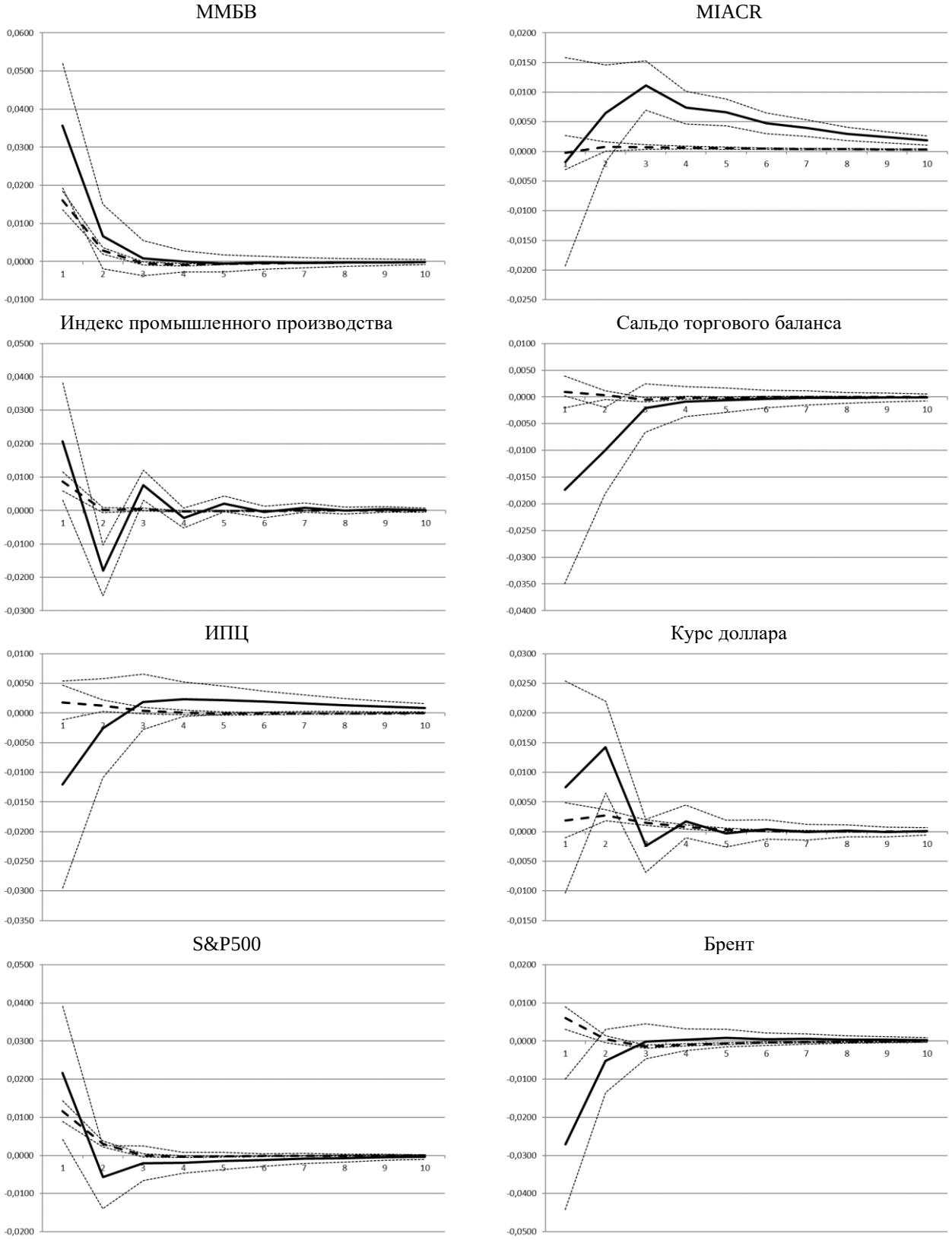
Индекс промышленного производства в случае индекса ММВБ демонстрирует более стабильное поведение. В режиме высоких цен нефти ИПП вызывает положительный отклик, в режиме низких цен отклик также положителен. Следует отметить, что на втором периоде оценивания график импульсных откликов меняет знак в каждый момент времени, аналогично случаю с индексом РТС.

Результаты для альтернативного набора объясняющих переменных также аналогичны таковым для индекса РТС. Существенным отличием, является ставка LIBOR, которая вызывает значимо отрицательный отклик в обоих режимах, что согласуется с выдвинутыми ранее гипотезами, предполагающими отрицательное влияние процентных ставок на величину индекса. Также строго положительный отклик в обоих режимах вызывает индекс S&P500. Данные расхождения с результатами для индекса РТС может свидетельствовать о том, что предыдущие результаты были вызваны не одновременным присутствием этих показателей в модели, а являются следствием реальных отличий во влиянии этих показателей на индексы. Следует также учесть и то, что индексы РТС и ММВБ номинированы в разных валютах: долларах и рублях, соответственно.



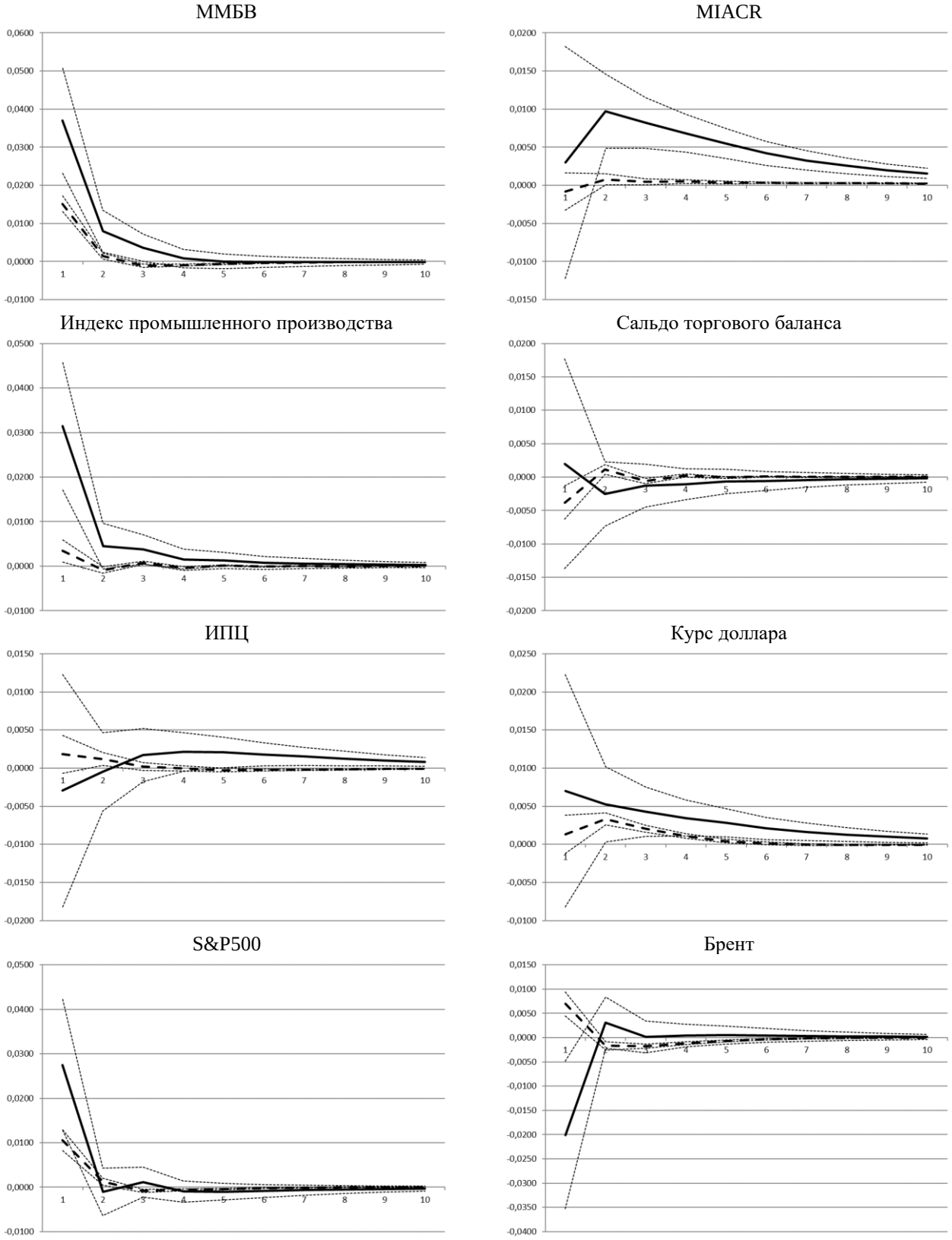
Источник: расчеты автора.

Рисунок 19 – Графики функций импульсного отклика индекса ММВБ. Период 1999–2014 гг.



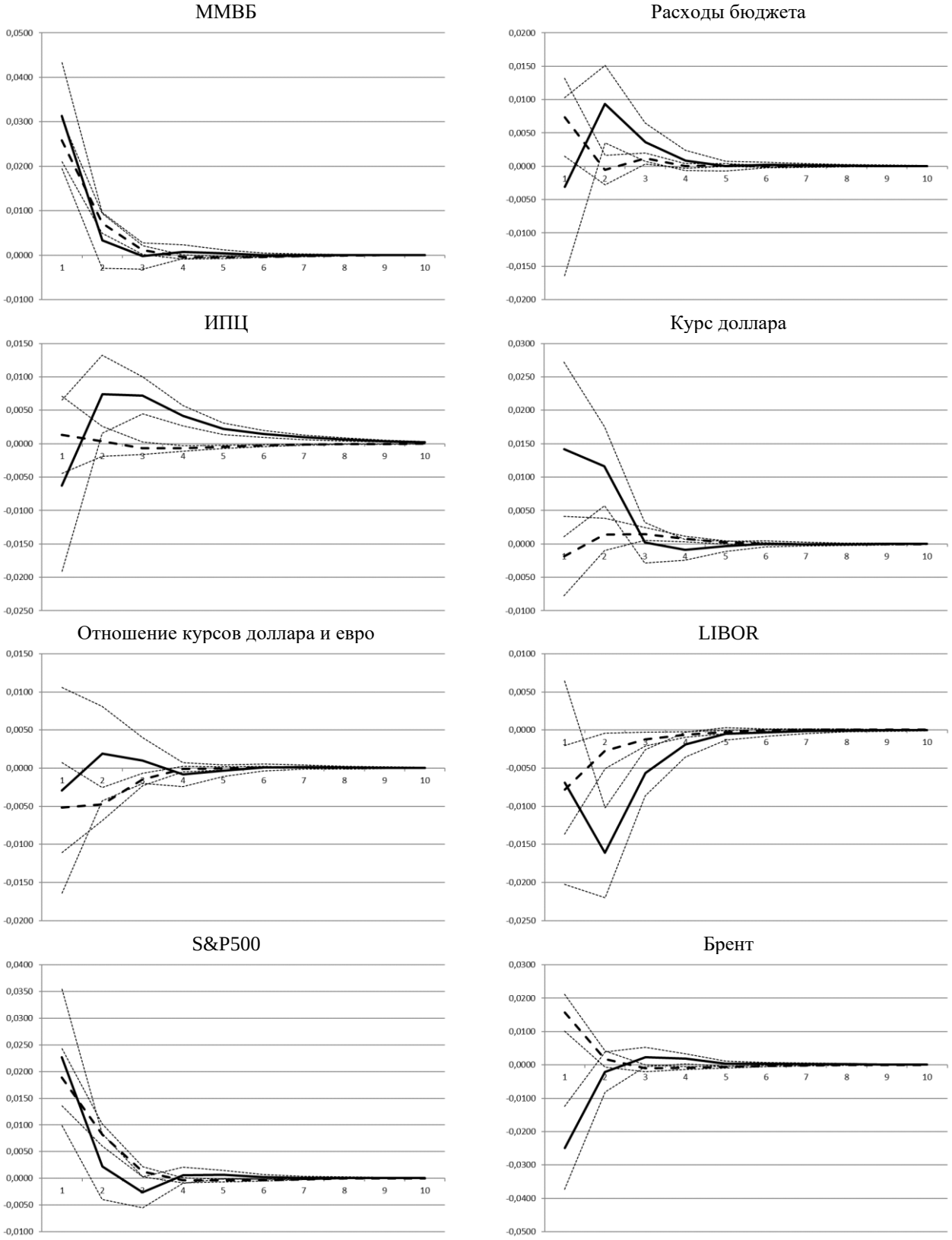
Источник: расчеты автора.

Рисунок 20 – Графики функций импульсного отклика индекса ММВБ. Период 1999–2018 гг.



Источник: расчеты автора.

Рисунок 21 – Графики функций импульсного отклика индекса ММВБ. Период 1999–2021 гг.



Источник: расчеты автора.

Рисунок 22: Графики функций импульсного отклика индекса ММВБ

3.4. STVECM ОЦЕНКИ ВЛИЯНИЯ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ НА ДИНАМИКУ РОССИЙСКИХ ФОНДОВЫХ ИНДЕКСОВ

В данном разделе приведены результаты оценивания векторных моделей коррекции ошибками с плавной сменой режимов (STVECM моделей), описывающих взаимосвязь отечественных фондовых рынков и различных макроэкономических показателей. Под STVECM моделями понимают модели следующего вида:

$$\Delta y_t = [\mu_1 + \alpha_1 B y_{t-1} + A_1^1 \Delta y_{t-1} + \cdots] + [\mu_2 + \alpha_2 B y_{t-1} + A_2^1 \Delta y_{t-1} + \cdots] G(s_t \mid \gamma, c) + \varepsilon_t$$

где $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ – вектор первых разностей рассматриваемых переменных;

μ_1, μ_2 – векторы свободных членов для различных режимов

$A_1^1, A_1^2, \dots, A_1^p, A_2^1, A_2^2, \dots, A_2^p$ – матрицы коэффициентов для различных лагов и различных режимов;

α_1, α_2 – векторы коэффициентов при коинтеграционных соотношениях в различных режимах;

$B = (\beta_1, \dots, \beta_r)^T$ – матрица, состоящая из коинтеграционных векторов;

$G(s_t \mid \gamma, c)$ – некоторая функция перехода от одного режима к другому;

s_t – переменная перехода от одного режима к другому;

γ – скорость перехода;

c – пороговое значение;

$\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ – вектор случайных ошибок.

3.4.1. Эмпирический анализ влияния макроэкономических факторов на индекс РТС

Оценивание STVECM моделей для индекса РТС проводилось на трех периодах времени: с января 1999 года по декабрь 2014 года, с января 1999 года по декабрь 2018 года и с января 1999 года по июнь 2021 года. На каждом из рассматриваемых периодов оценивание моделей производилось независимо, таким образом на каждом из них значение цены нефти, соответствующее точке смены режимов, различно: на периоде с января 1999 года по декабрь 2014 года уровень цены нефти, при котором наблюдается

переход между режимами, составил около 45.41 долл./баррель, на последующих периодах этот уровень составил примерно 33.94 долл./баррель.

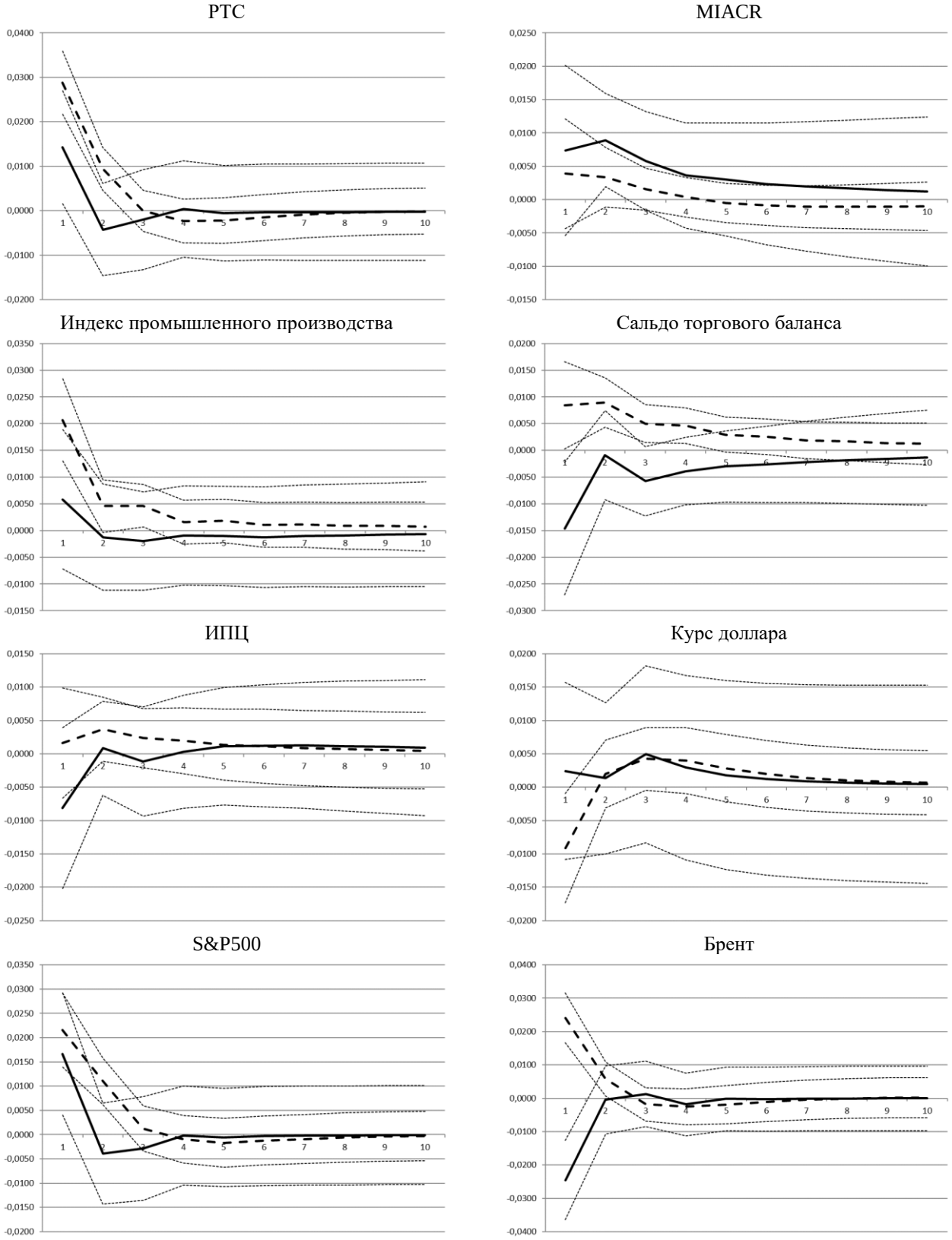
Аналогично случаю рассмотрения VSTAR моделей было проведено оценивание с альтернативным набором переменных. По результатам оценивания модели с января 1999 года по декабрь 2014 года уровень цены нефти, при котором наблюдается переход между режимами, составил около 65,22 долл./баррель

Внимание привлекает несколько фактов. Во-первых, кардинальных отличий в характере импульсных откликов приростов эндогенных переменных модели (то есть Δy_t) не наблюдается. Единственным отличием от случая модели без коинтеграции является то, что сальдо торгового баланса в режиме высоких цен нефти вызывает положительный отклик индекса РТС. То есть при высоких ценах нефти модель показывает положительное влияние позитивных шоков в международной торговле на настроения на российском фондовом рынке.

Следует отметить и результаты оценивания модели для альтернативного набора переменных. Во-первых, расходы бюджета показывают статистически значимые отклики: отрицательные в режиме низких цен нефти и положительные – в режиме высоких цен. Отрицательные отклики могут быть следствием как оттока инвесторов в иные сферы инвестирования, так и негативными ожиданиями в условиях низких доходов от экспорта нефтепродуктов.

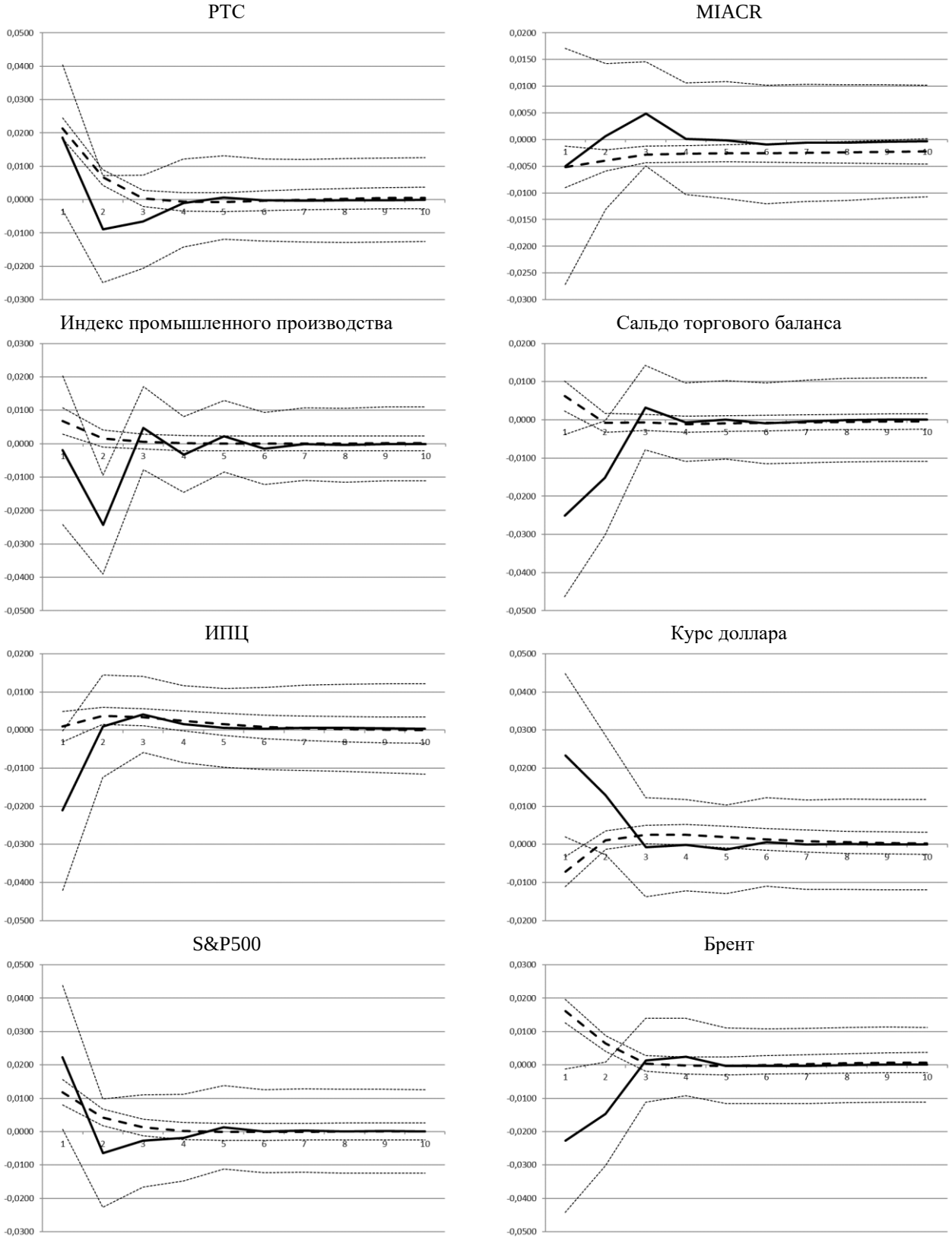
Во-вторых, ставка LIBOR при высоких ценах нефти показывает значимый отрицательный отклик, что может говорить о зависимости отечественных компаний от иностранных займов. Следует отметить и не противоречащие гипотезам положительные отклики на шоки индекса S&P500.

Также обращает внимание в целом гораздо бóльшая ширина доверительных интервалов, особенно в случае режима низких цен нефти в моделях с основным набором переменных. Это может быть связано с относительно небольшим размером соответствующей подвыборки, что и может приводить к росту дисперсии оценок импульсных откликов.



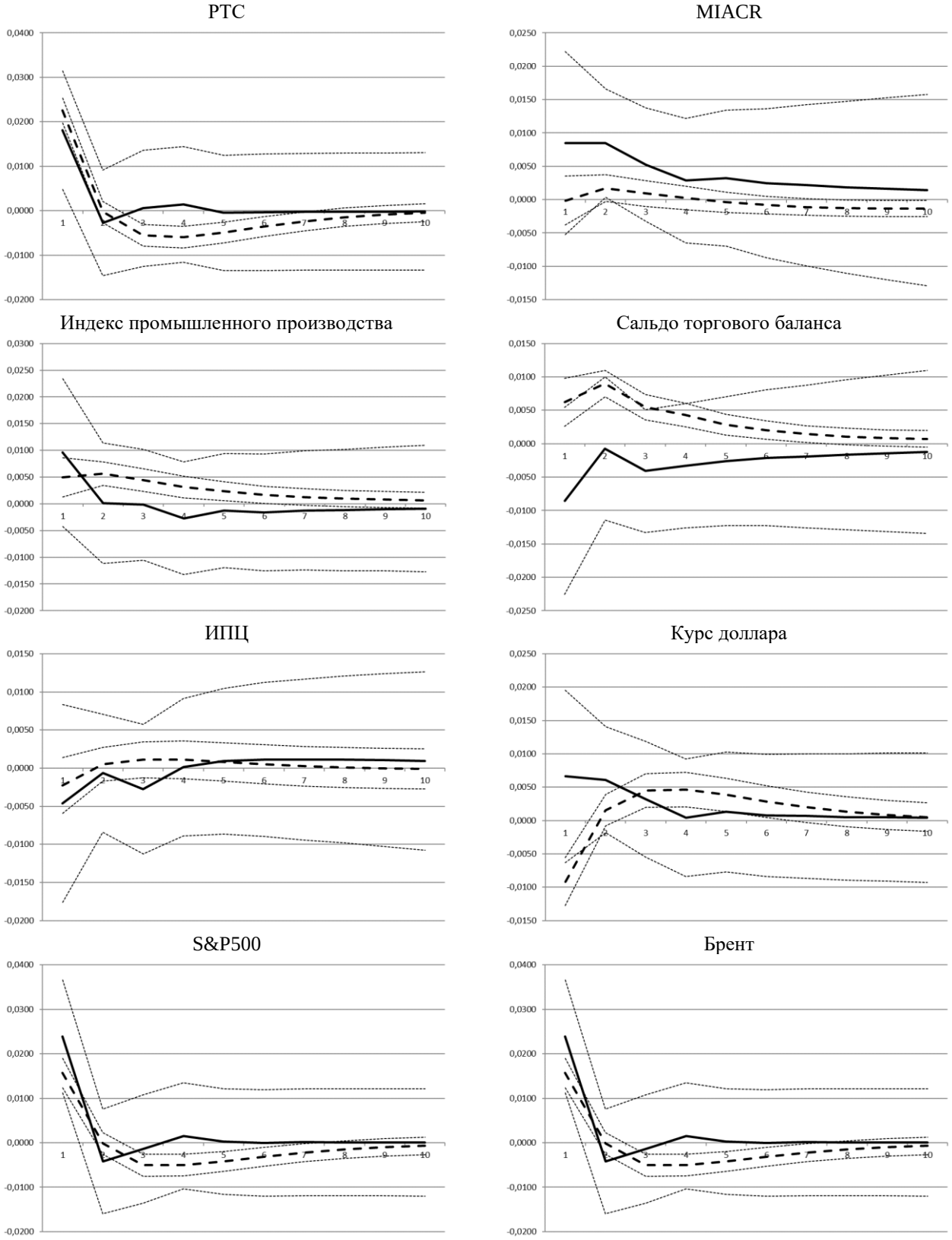
Источник: расчеты автора.

Рисунок 23: Графики функций импульсного отклика



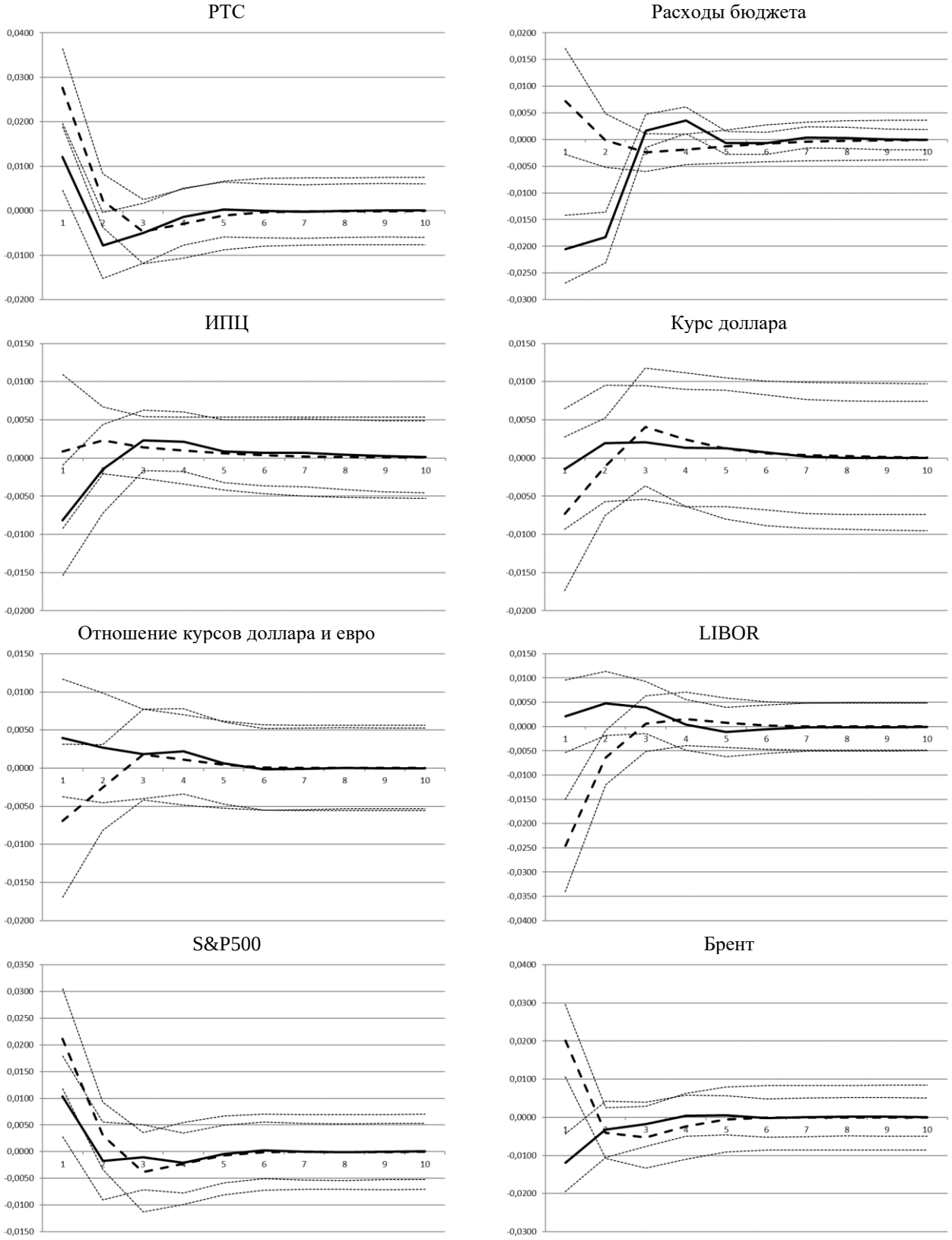
Источник: расчеты автора.

Рисунок 24 – Графики функций импульсного отклика. Период 1999–2018 гг.



Источник: расчеты автора.

Рисунок 25 – Графики функций импульсного отклика. Период 1999–2021 гг.



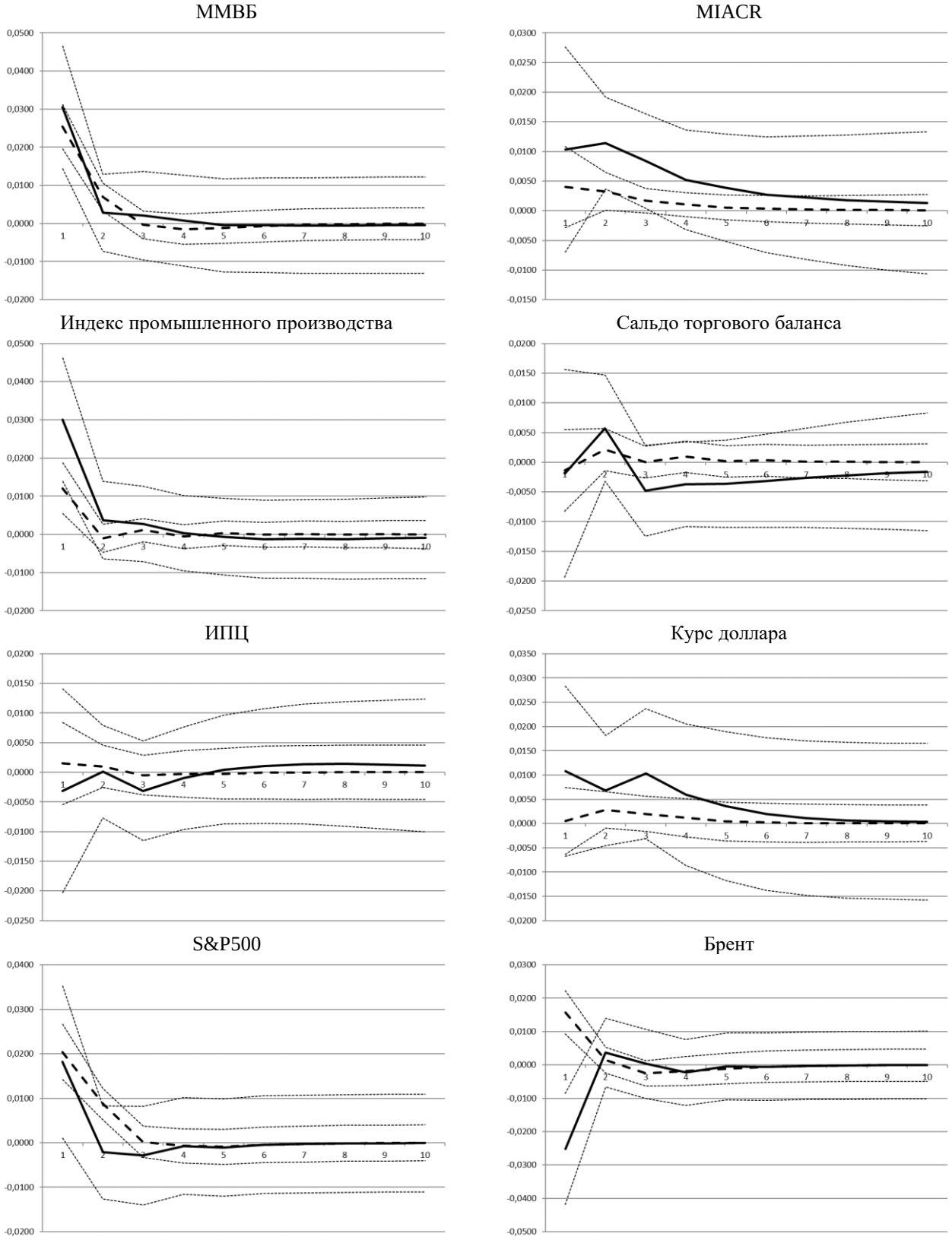
Источник: расчеты автора.

Рисунок 26: Графики функций импульсного отклика

3.4.2. Эмпирический анализ влияния макроэкономических факторов на индекс ММВБ

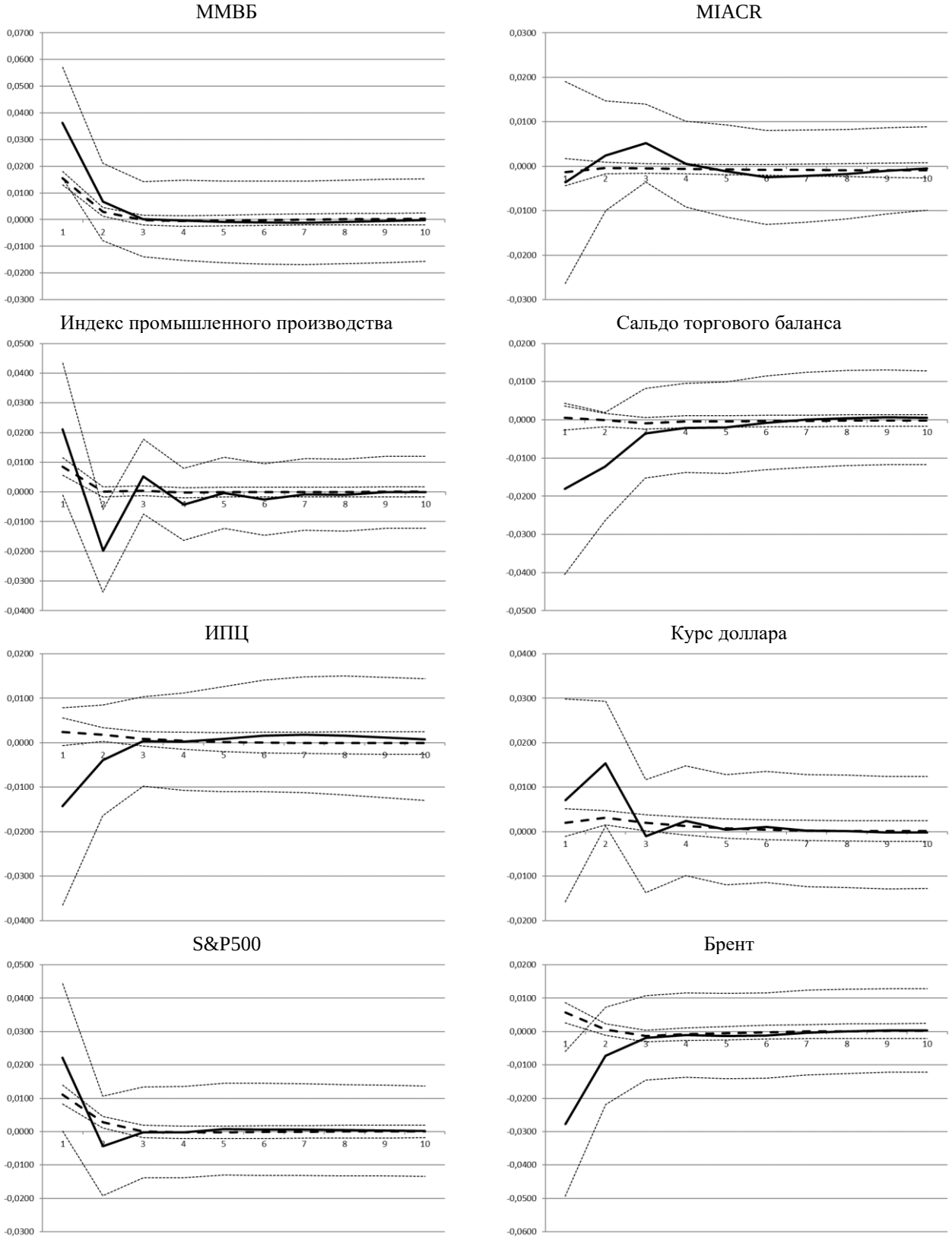
Оценивание VSTAR моделей для индекса ММВБ (позднее известного как индекс Московской биржи) проводилось на тех же подпериодах, что и оценивание моделей для индекса РТС. По результатам оценивания на периоде с января 1999 года по декабрь 2014 года уровень цены нефти, при котором наблюдается переход между режимами, составил около 45.41 долл./баррель, на периодах до декабря 2018 года и июня 2021 года этот уровень составил 33.94 долл./баррель. По результатам оценивания модели с альтернативным набором переменных на периоде с января 1999 года по декабрь 2014 года уровень цены нефти, при котором наблюдается переход между режимами, составил около 65,22 долл./баррель

Как и в случае оценивания VSTAR моделей результаты оценивания функций импульсного отклика в целом аналогичны как результатам для более простых моделей, так и для индекса РТС. Результаты не демонстрируют каких-либо отличий в характере траекторий функций импульсного отклика либо уровне значимости, по сравнению с графиками для STVECM моделей для индекса РТС.



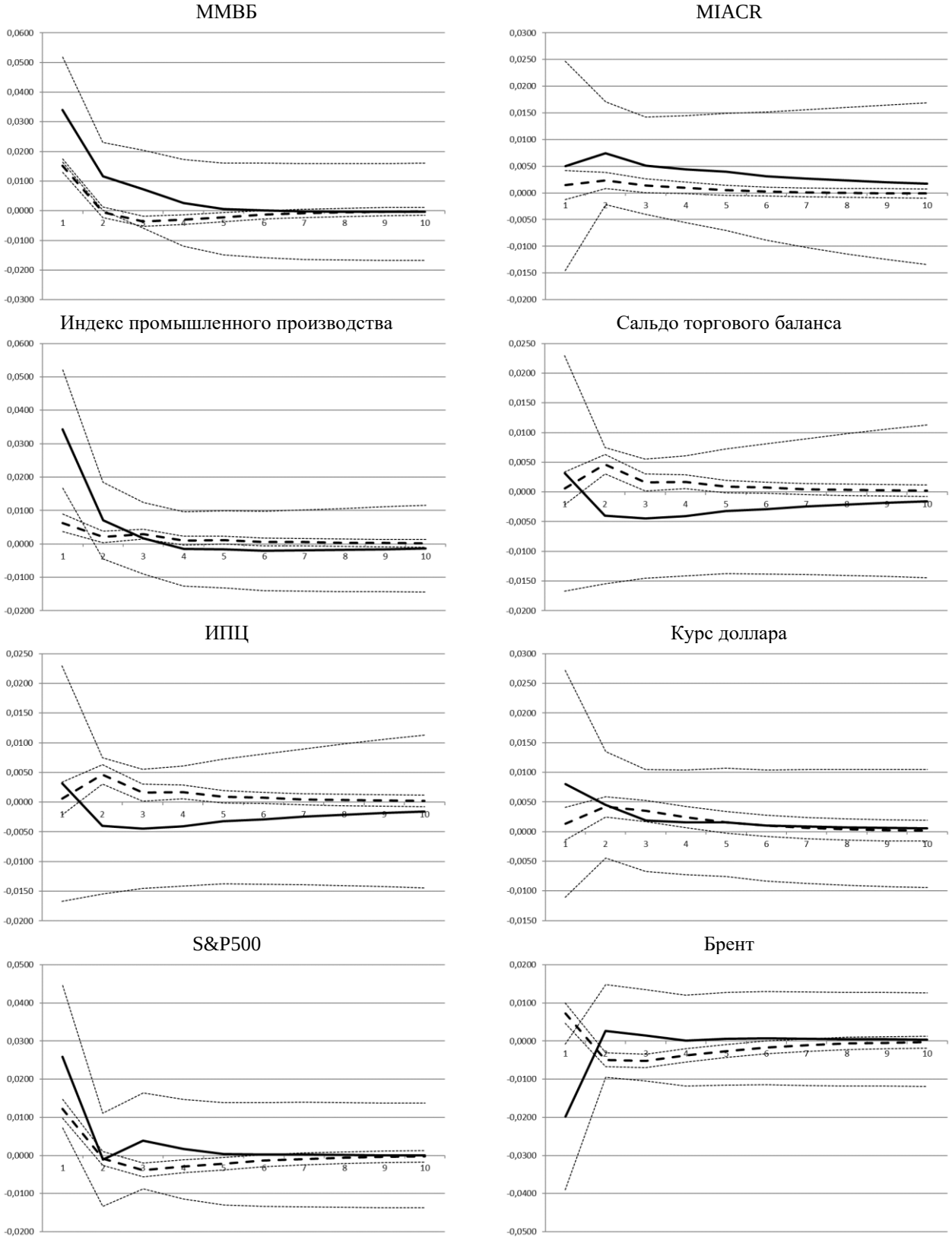
Источник: расчеты автора.

Рисунок 27: Графики функций импульсного отклика



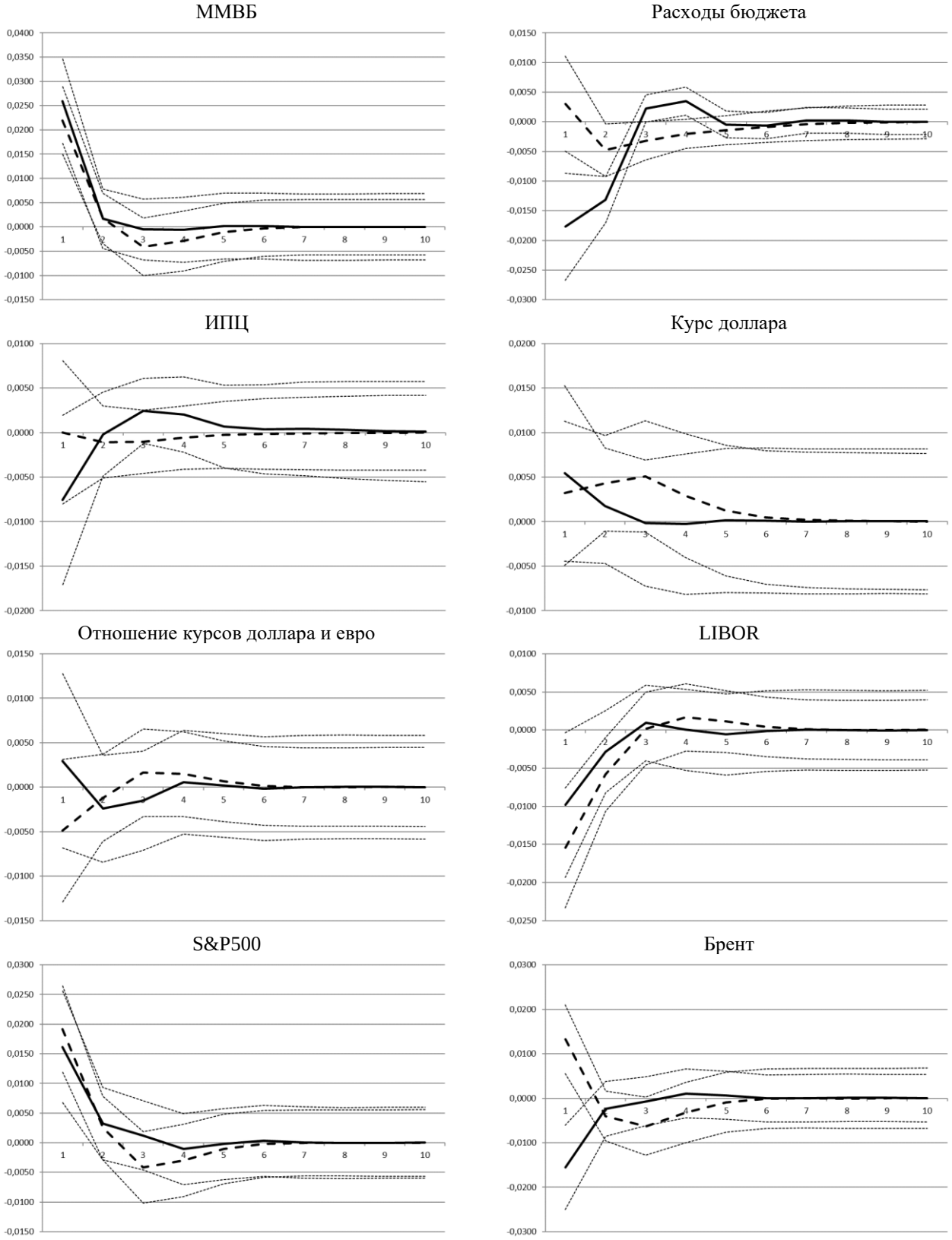
Источник: расчеты автора.

Рисунок 28 – Графики функций импульсного отклика. Период 1999–2018 гг.



Источник: расчеты автора.

Рисунок 29 – Графики функций импульсного отклика. Период 1999–2021 гг.



Источник: расчеты автора.

Рисунок 30: Графики функций импульсного отклика

3.5. СРАВНЕНИЕ ПРОГНОСТИЧЕСКИХ СВОЙСТВ AR, VAR И VSTAR МОДЕЛЕЙ

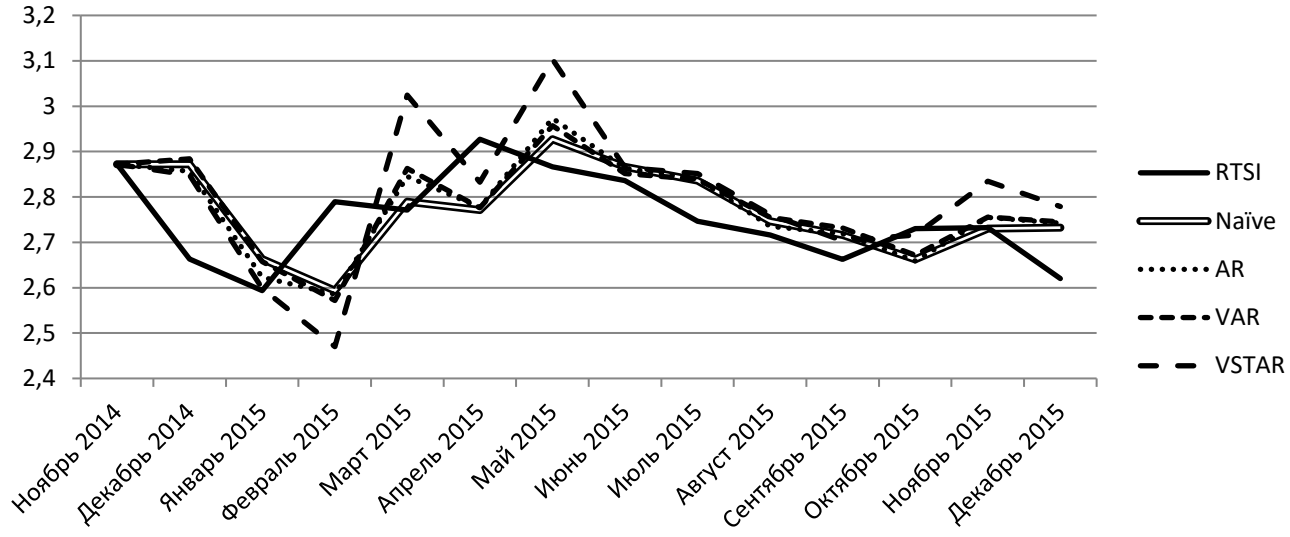
В данном разделе было проведено сравнение прогностических свойств оцененных ранее моделей – VAR и VSTAR. Сравнение производилось на трех периодах времени: с января 1999 года по декабрь 2015 года, май 2019 года и июнь 2021 года. Для этого были построены псевдо-вневыборочные прогнозы уровня индекса РТС на один шаг вперед. Прогнозы строились на отрезках декабрь 2014-декабрь 2015 года для первого периода времени, ноябрь 2018-май 2019 года для второго периода и январь 2021-июнь 2021 года для третьего периода, соответственно.

Для сравнения предсказательной способности использовались четыре модели. Первая, так называемая «наивная», модель представляет собой реальное значение индекса РТС в предыдущем периоде. Вторая модель представляет собой авторегрессионную модель первого порядка (AR):

$$\Delta \ln R_t = \alpha + \beta \Delta \ln R_{t-1} + \varepsilon_t$$

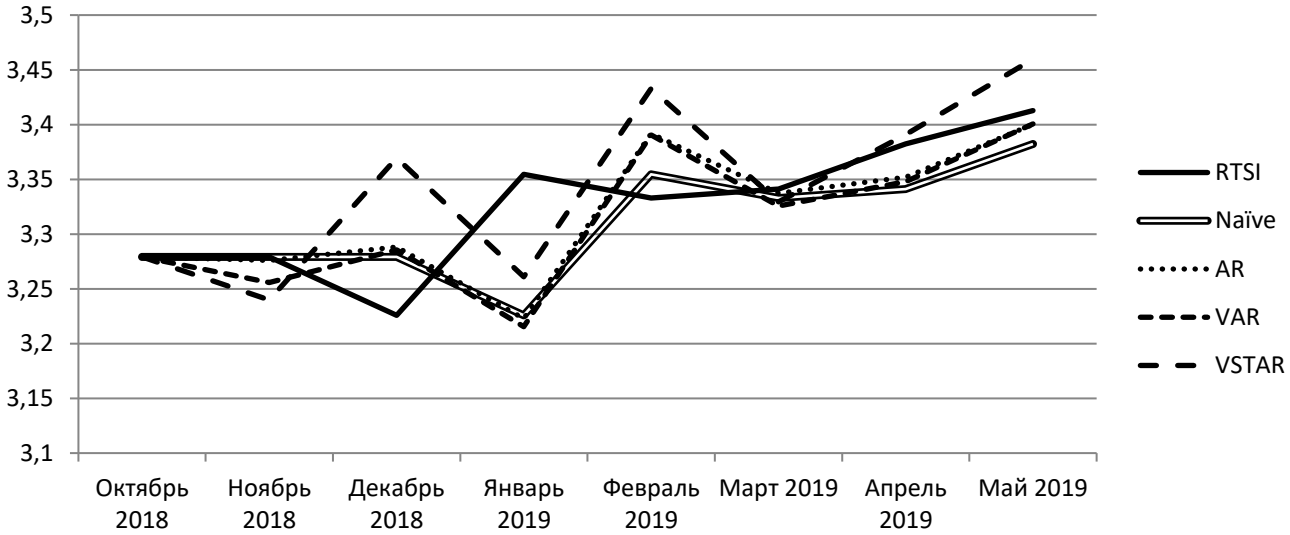
где R_t – значение индекса РТС. Третья модель представляет собой модель векторной авторегрессии первого порядка (VAR), аналогичную моделям, приведенным в разделе 3.2 настоящей главы. И, наконец, четвертая модель представляет собой модель векторной авторегрессии с плавной сменой режимов, аналогичную моделям из раздела 3.3 настоящей главы. Для всех моделей были построены оценки среднеквадратического отклонения прогнозов (RMSE).

Результаты построения прогнозов представлены на рис. 31–33, а оценки RMSE показаны в таблице 21.



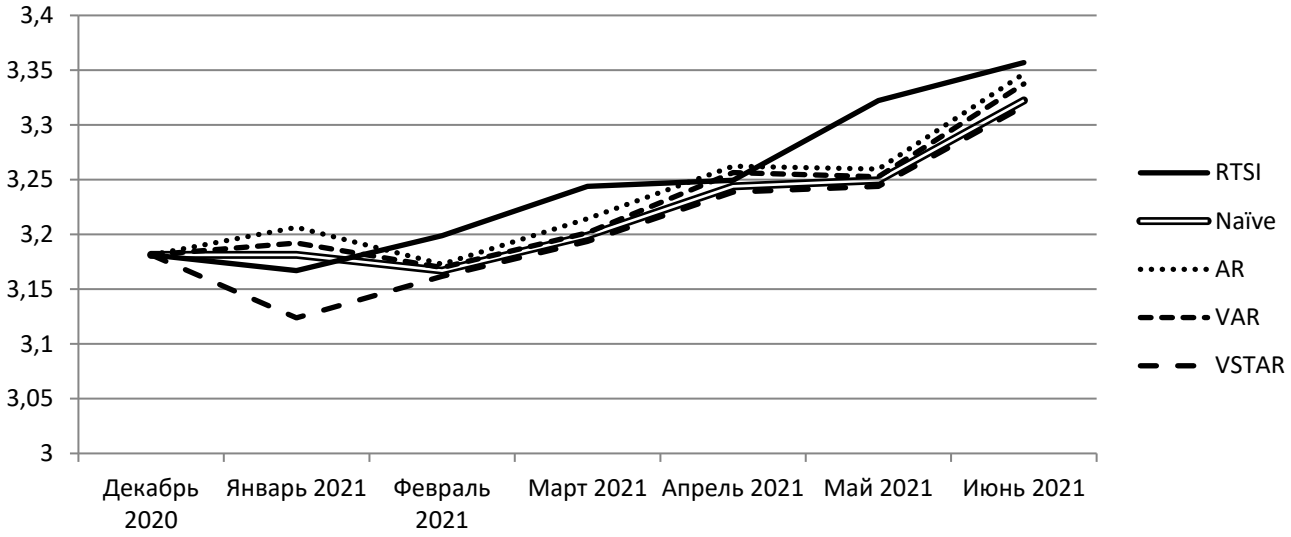
Источник: расчеты автора.

Рисунок 31: Прогнозы на отрезке декабрь 2014 – декабрь 2015 гг.



Источник: расчеты автора.

Рисунок 32: Прогнозы на отрезке ноябрь 2018 – май 2019 гг.



Источник: расчеты автора.

Рисунок 33: Прогнозы на отрезке январь 2021 – июнь 2021 гг.

Таблица 21 – RMSE прогнозов

Прогнозный период	Наивный	AR	VAR	VSTAR
декабрь 2014 – декабрь 2015	0,1057	0,1084	0,1157	0,1560
ноябрь 2018 – май 2019	0,0569	0,0607	0,0637	0,0788
январь 2021 – июнь 2021	0,0405	0,0350	0,0378	0,0477

Источник: расчеты автора.

Анализ представленных на рис. 31–33 и в таблице 21 результатов показывает, что с увеличением количества наблюдений качество прогнозов в среднем растет, что проявляется в уменьшении величины RMSE. При этом сравнение моделей между собой позволяет сделать вывод, что более простые модели, такие как «наивная» и модель авторегрессии, обладают более высокой прогнозной силой. Причем в периоды, когда реальные наблюдаемые значения индекса РТС не показывают резких изменений, все модели дают в целом схожие прогнозы, что можно видеть на приведенных выше графиках.

3.6. АНАЛИЗ РЕЗУЛЬТАТОВ ЭМПИРИЧЕСКОГО ИССЛЕДОВАНИЯ

В настоящей главе приведены результаты эмпирического исследования влияния макроэкономических факторов на российские индексы РТС и ММВБ. Влияние изучалось тремя различными методами: при помощи обычных векторных авторегрессий, векторных

авторегрессий с плавной сменой режимов и моделей коррекции ошибками с плавной сменой режимов.

Сначала были оценены обычные векторные авторегрессии. Данный класс моделей широко применяется в эмпирических исследованиях динамики финансовых рынков. В первой части настоящей работы был приведен обзор теоретических и эмпирических работ, на базе которого были сформулированы гипотезы о характере влияния макроэкономических факторов на стоимость акций и, соответственно, на величину фондовых индексов:

- Положительное влияние иностранных индексов,
- Положительное влияние цены нефти, как показателя условий внешней торговли,
- Отрицательное влияние уровня инфляции,
- Отрицательное влияние обменного курса,
- Отрицательное влияние краткосрочных ставок процента,
- Неопределенное влияние уровня выпуска.

В таблицах 22 и 23 приведены сводные результаты оценивания различных моделей для индексов РТС и ММВБ с различными наборами показателей. Положительная связь отражается знаком «+», отрицательная – знаком «–», отсутствие связи отмечается нулем. Если связь статистически относительно слаба, то есть, когда для статистически значимых значений ноль вплотную приближается к границе 95 % доверительного интервала, другими словами, когда уровень значимости превышает 5 %, то соответствующий знак приводится в скобках. Для многорежимных моделей VSTAR и STVECM указаны отдельные результаты для режимов низких и высоких цен нефти. Так как сложные модели оценивались на трех различных периодах оценивания, то для каждой переменной приведены три последовательных значения, каждое из которых соответствует одному периоду в порядке увеличения их размера: с января 1999 года по декабрь 2014, декабрь 2018 и июнь 2021 годов, соответственно.

Таблица 22 – Сводные результаты для индекса РТС

	VAR	VSTAR						STVECM					
		низкие			высокие			низкие			высокие		
Ставка MIACR	-	+	+	+	0	0	(-)	(+)	0	0	0	-	0
Ставка LIBOR	0	0			0			0			-		
Промышленное производство	+	0	-	0	+	+	0	0	(-)	0	+	+	+
Торговый баланс	+	0	-	0	0	+	0	-	-	0	+	+	+
Расходы фед. бюджета	(+)	0			0			-			+		
Отношение курсов доллара и евро	-	0			0			0			0		
ИПЦ	-	0	0	0	0	0	0	0	(-)	0	0	0	0
Курс доллара	-	0	+	+	-	-	-	0	(+)	0	-	-	-
Индекс S&P500	+	+	+	+	+	+	+	+	(+)	+	+	+	+
Цена нефти BRENT	+	-	-	(-)	+	+	+	-	(-)	+	+	+	+

Источник: составлено автором

Таблица 23 – Сводные результаты для индекса ММВБ

	VAR	VSTAR						STVECM					
		низкие			высокие			низкие			высокие		
Ставка MIACR	-	+	+	+	(+)	0	0	(+)	0	0	0	0	0
Ставка LIBOR	0	(-)			-			-			-		
Промышленное производство	+	+	(+)	+	+	+	(+)	+	0	+	+	+	+
Торговый баланс	-	0	(-)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	+
Расходы фед. бюджета	(+)	(+)			+			-			0		
Отношение курсов доллара и евро	(-)	0			-			0			0		
ИПЦ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	+
Курс доллара	-	(+)	(+)	(+)	0	(+)	+	0	0	0	0	(+)	+
Индекс S&P500	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
Цена нефти BRENT	+	-	-	-	+	+	+	-	-	-	+	+	+

Источник: составлено автором

Данные, приведенные в таблицах 22 и 23, показывают, что результат оценивания VAR моделей соответствует гипотезам, сформулированным по результатам обзора литературы. При этом результаты оценивания более сложных моделей демонстрируют в ряде случаев иное поведение рассматриваемых рядов. Что характерно, отличия преимущественно характерны для режима низких цен нефти, а в противоположном режиме отличия минимальны. Это может быть как отражением реальных отличий в характере влияния макроэкономических факторов на российские фондовые индексы, так и следствием того, что режим низких цен по результатам оценивания обычно существенно меньше режима высоких цен нефти, что накладывает отпечаток на точность оценок.

Внешние фондовые рынки и цена нефти вызывают положительный отклик российских индексов РТС и ММВБ, так же, как и сами индексы. Как отмечается в работе [Федорова, Панкратов, 2010], влияние цены нефти обусловлено высокой долей акций нефтяных компаний в базе расчета индексов. Так как цена акций, как показано в работе

[Basher, Haug, Sadorsky, 2012], может рассматриваться как сумма дисконтированных будущих денежных потоков, то цена нефти может влиять как на величину потоков, так и на дисконтирующий фактор, поскольку этот рост может расцениваться как фактор инфляционного риска, что может спровоцировать опережающий рост процентных ставок (см., например, [Schwert, 1981]). С учетом структуры базы расчета российских фондовых индексов улучшение условий торговли, выраженное в росте цены важного экспортного товара российской экономики, и рост активности зарубежного рынка, что косвенно показывает индекс S&P500, могут положительно влиять на доходы российских нефтяных компаний и на стоимость их акций. Однако, как можно видеть на рисунке 4, в будущем можно ожидать ослабления такой связи в силу наблюдаемого снижения доли нефтяных компаний в базе расчета индексов Мосбиржи (ранее ММВБ) и РТС.

Также о положительном влиянии условий торговли говорит положительная связь сальдо торгового баланса с индексом РТС в режиме высоких цен нефти. В режиме низких цен влияние скорее отрицательное, что может быть результатом перетока инвесторов с финансовых на товарные рынки.

Процентные ставки оказывают отрицательное воздействие на фондовые индексы. Рассматривались две ставки межбанковского кредитования: MIACR и LIBOR. Для ставки LIBOR (на периоде до 2014 года) было показано наличие отрицательной связи с российскими индексами. Это может свидетельствовать о высокой степени зависимости российского рынка от иностранных заемных средств. Для ставки MIACR по результатам оценивания VAR моделей была получена отрицательная связь, тогда как многорежимные авторегрессионные модели показали наличие положительного влияния в режиме низкой цены нефти. Отрицательная связь, полученная в VAR моделях, согласуется с литературой и может быть следствием роста издержек производства, стоимости заемных средств, а также отражать изменения в предпочтениях инвесторов (см., например [Faia, Monacelli, 2007]).

Несмотря на то, что в рассмотренной в первой главе литературе отмечается неопределенный характер влияния уровня промышленного производства на уровень индексов, VAR модели и модели с переключающимися режимами отмечают положительный отклик российских индексов. Это можно объяснить ростом привлекательности акций российских компаний в периоды повышенной их активности.

Индекс потребительских цен оказывает отрицательное влияние на величину российских фондовых индексов. Этот результат можно объяснить через два механизма. Во-первых, в имеющейся литературе отмечается, что ускорение инфляции, особенно в рамках политики ее таргетирования, создает у инвесторов неопределенность относительно будущей величины процентной ставки (см., например, [Schwert, 1981]). Во-вторых, рост цен приводит к снижению реальных доходов компаний (см. [Feldstein, 1978]), что также может оказывать понижающее влияние на цены акций и величину индексов.

ВЫВОДЫ ИЗ ГЛАВЫ 3

В данной главе были приведены результаты эмпирического исследования влияния макроэкономических факторов на российские индексы РТС и ММВБ. Во-первых, была продемонстрирована нестационарность используемых в исследовании показателей. Практически все переменные оказались интегрированными переменными первого порядка.

Во-вторых, были представлены результаты оценивания структурных векторных авторегрессионных моделей. Полученные результаты согласуются с выдвинутыми в первой главе гипотезами. Оценки функций импульсного отклика показали, что текущее значение фондовых индексов оказывает положительное влияние на собственную будущую динамику. Также было показано, что зарубежные индексы оказывают положительное влияние на российские фондовые индексы, что согласуется с гипотезами, сформулированными на основе обзора литературы. Процентные ставки оказывают отрицательное влияние на динамику индексов. Показатели, связанные с торговлей и промышленностью, цена нефти, сальдо торгового баланса и индекс промышленного производства, оказывают положительное влияние на динамику цен акций.

И, наконец, были представлены результаты оценивания моделей коррекции ошибками с плавной сменой режимов. Результаты показали, что в зависимости от различных экономических условий влияние макроэкономических факторов на российские фондовые индексы носит отличающийся характер. Несмотря на то, что

значения функций импульсного отклика не всегда согласуются с гипотезами, характер влияния основных переменных в режиме высоких цен нефти не противоречит гипотезам.

Если обобщить полученные в ходе эмпирического исследования результаты, то можно сделать следующие выводы. Изучение графиков оцененных значений функций импульсных откликов российских фондовых индексов на шоки в рассматриваемых экономических показателях показывает, что данные отклики весьма быстро стремятся к нулю, что позволяет сделать предположение о том, что российский фондовый рынок является достаточно эффективным[8]. Действительно, высокая скорость приближения значений откликов к нулю может свидетельствовать о том, что новая неожиданная информация (шок какого-либо показателя) оказывает весьма непродолжительное воздействие на фондовые индексы, которые быстро приспосабливаются к полученным данным.

Сравнение графиков импульсных откликов также позволяет сделать вывод о тесной связи отечественного фондового рынка с иностранными. Действительно, результаты, приведенные в таблицах 22 и 23, показывают, что вне зависимости от режима, в котором находится модель, отклики на шоки индекса S&P500 положительны, причем в первый месяц после шока величина отклика сопоставима для обоих режимов цен нефти. Это может свидетельствовать о существенном влиянии иностранных фондовых рынков на рынок отечественный.

Еще одним фактором, показавшим высокую важность в обоих режимах модели, является индекс промышленного производства. Справедливости ради стоит отметить, что это касается преимущественно индекса ММВБ[9], так как для индекса РТС данный показатель порождает значимые отклики в режиме высоких цен нефти. Тем не менее, полученные отклики являются положительными, что согласуется с выдвинутыми выше гипотезами и позволяет отнести российскую экономику в число развивающихся, так как имеющаяся литература показывает, что наблюдаемый характер связи свойственен именно развивающимся рынкам, тогда как для развитых экономик связь не

---

[8] Гипотеза эффективности рынков тесно связывается с обзорной работой Юджина Фамы [Fama, 1970].

[9] На текущий момент известен как Индекс Мосбиржи.

обнаруживается либо является отрицательной. Это может быть вызвано существенно большей долей непроизводственного сектора в структуре экономики развитых стран.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Представленное исследование ставило своей целью обоснование наличия взаимосвязи между макроэкономическими показателями и фондовым рынком Российской Федерации, а также эмпирическое исследование этих связей и изучение зависимости характера обнаруженных связей от меняющихся экономических условий.

В ходе исследования были решены следующие задачи:

1. изучена отечественная и зарубежная литература, посвященная исследованиям экономических связей между фондовыми рынками и макроэкономическими факторами (см. разделы 1.1–1.3).
2. построена теоретическая модель для малой экономики, ориентированной на экспорт нефти, позволяющая установить характер взаимосвязей между ценами акций компаний различных типов и макроэкономическими показателями отечественных и мировых рынков (см. раздел 2.1).
3. на основе обзора теоретической и эмпирической литературы, а также построения теоретической модели, сформулированы гипотезы, касающиеся взаимосвязи отечественных фондовых рынков и различных макроэкономических показателей (см. выводы к главам 1 и 2).
4. проведен сбор данных из различных источников, как отечественных, так и зарубежных. проведены различные диагностические тесты с целью приведения данных к виду, пригодному для проведения эмпирического исследования (см. раздел 3.1).
5. проведена эмпирическая проверка сформулированных гипотез при помощи функций импульсного отклика фондовых индексов на изменения и фундаментальные инновации рассматриваемых макроэкономических показателей с использованием различных эконометрических подходов (см. раздел 3.2).
6. изучена зависимость характера связи между макроэкономическими показателями и фондовым рынком Российской Федерации от меняющихся экономических условий с использованием методологии многорежимных векторных авторегрессионных моделей (см. разделы 3.3–3.6).

На основании проведенного исследования были получены следующие выводы и результаты:

1. Проведенный автором анализ теоретических и эмпирических работ позволил выделить механизмы влияния макроэкономических показателей и экономических условий на фондовые рынки и стоимость акций. Проведенный обзор, результаты которого приведены в первой главе, позволил сформулировать гипотезы о характере связи российских сводных фондовых рынков и различных показателей российской экономики:

– международные фондовые индексы положительно влияют на российские рынки. Как уже было упомянуто, в ряде эмпирических исследований обнаруживается положительная связь между зарубежными индексами и отечественным фондовым рынком. Возможное объяснение этого состоит в том, что в качестве иностранных индексов берутся индексы, характеризующие финансовые рынки развитых государств. Таким образом, изменения фондовых индексов развитых стран могут служить индикатором состояния их экономик, что, свою очередь, может влиять на экономики развивающихся стран посредством международной торговли;

– условия внешней торговли (цена нефти) оказывают положительное влияние на российские фондовые индексы. Эта гипотеза обуславливается тем, что, во-первых, нефть и нефтепродукты составляют существенную часть экспорта Российской Федерации (около 60% по состоянию на 2011 год). А во-вторых, акции компаний, связанных с добычей и транспортировкой нефти, составляют существенную долю в базе расчета российских индексов. Например, из 50 ценных бумаг, включенных в состав индекса РТС, 12 эмитированы нефтегазовыми компаниями, при этом их суммарная доля составляет около 53% (см. рис. 1-3). Данный результат может говорить о высоком уровне сырьевой зависимости российской экономики;

– инфляция негативно влияет на динамику фондовых индексов в России. Инфляция в России исторически считается крайне негативным фактором. Рост инфляции часто сопровождается бегством средств из активов с высоким риском в более стабильные активы. Также высокая инфляция вызывает соответствующую реакцию Центрального Банка, выражающуюся в росте процентных ставок, что, в свою очередь, приводит к снижению значений фондовых индексов;

– номинальный валютный (обменный) курс отрицательно влияет на индекс РТС, поскольку последний номинирован в долларах США. Характер влияния валютного курса

на индекс ММВБ неоднозначен: с одной стороны, можно ожидать отрицательную связь в силу ускорения инфляционных процессов; с другой – можно ожидать наличия положительной связи по причине роста конкурентоспособности товаров отечественного производства при ослаблении национальной валюты и соответствующем удорожании импортных аналогов;

– краткосрочные ставки процента оказывают отрицательное воздействие на российские фондовые индексы. Возможные механизмы такого влияния заключаются в воздействии на ставку дисконтирования, предельные издержки промышленного производства и объемы заимствований;

– влияние уровня выпуска на фондовый рынок также может проявляться по-разному, что было показано в более ранних исследованиях. Следует отметить, что отрицательная связь отмечалась для развитых рынков, в то время как для развивающихся экономик была обнаружена положительная связь. Такое отличие объясняется относительным удорожанием неторгуемых товаров при относительном росте производства торгуемых товаров, что вызывает укрепление национальной валюты и понижающее давление на отечественный финансовый рынок. При этом, на развивающихся рынках укрепление национальной валюты приводит к снижению инфляционных ожиданий, что положительно сказывается на цене акций. Поэтому мы склонны предполагать наличие положительной связи между уровнем промышленного производства и российскими фондовыми индексами.

2. Описаны эконометрические методы, широко используемые для исследования связей между экономическими показателями и фондовыми рынками. Одним из таких методов являются структурные векторные авторегрессионные модели. Векторные авторегрессионные модели широко используются в экономических исследованиях. Изучение литературы, посвященной эмпирическому изучению взаимодействия финансового рынка и макроэкономических показателей, показывает, что одним из подходов к изучению этого взаимодействия является оценивание моделей векторной авторегрессии с последующей оценкой функций импульсного отклика. Следует отметить, что существенная часть работ, использующая VAR и SVAR модели, работает с темпами изменения макроэкономических показателей и доходностями по причине нестационарности рассматриваемых показателей.

Другим подходом, все чаще используемым в последнее время, является использование многорежимных авторегрессионных моделей, позволяющих учесть зависимость характера взаимосвязи между рассматриваемыми экономическими показателями от каких-либо экономических условий. В текущем исследовании в качестве показателя, определяющего переход от одного режима к другому, рассматриваются условия внешней торговли, в частности цена. Выбор цены нефти марки Брент определен тем, что, во-первых, нефть и нефтепродукты составляют существенную часть экспорта России, и, во-вторых, акции нефтяных компаний имеют высокую долю в базе расчета российских фондовых индексов.

Проведенное эмпирическое исследование показало, что текущие экономические условия оказывают влияние на характер взаимосвязей между фондовыми индексами и макроэкономическими показателями. Данный факт является крайне полезным для изучения механизмов, действующих на российском финансовом рынке. С другой стороны, многорежимные модели, позволяющие выявить эффекты влияния экономических условий, являются весьма требовательными к объему доступных данных. Сравнение качества прогнозов более простых VAR моделей с более сложными многорежимными моделями показало, что усложнение модели не приводит к улучшению качества прогнозов. Таким образом, полезные с точки зрения выявления экономических связей многорежимные модели не имеют значимого преимущества в применении к построению прогнозов уровней финансовых индексов;

– В работе представлена теоретическая модель, описывающая взаимоотношения между ценами акций и макроэкономическими показателями в краткосрочном периоде. В модели рассматривается малая открытая экономика, специализирующаяся на экспорте нефти. Различается два типа предприятий: компании-экспортеры нефти и компании, работающие исключительно на внутреннем рынке. Анализ выводов теоретической модели продемонстрировал условия, влияющие на характер связи между стоимостью акций и макроэкономическими показателями.

3. На основании проведенного обзора теоретической и эмпирической литературы, эконометрических методов, а также выводов построенной теоретической модели было проведено эмпирическое исследование шоков макроэкономических показателей российской экономики на отечественные сводные фондовые индексы.

Проведенное оценивание структурных векторных авторегрессионных моделей показало справедливость выдвинутых в работе статистических гипотез. Полученные результаты позволяют говорить о тесной связи отечественного фондового рынка с мировыми рынками капитала, а также о существенном влиянии цен на нефть как основного экспортного товара российской экономики. Оценивание данного класса моделей позволило подтвердить сформулированные в рамках обзора литературы гипотезы о характере влияния макроэкономических показателей на российские фондовые индексы.

Также было проведено оценивание векторных моделей коррекции ошибками с плавной сменой режимов. Данный класс моделей позволяет выявить зависимость характера взаимосвязи между рассматриваемыми переменными от каких-либо условий. В данном исследовании в качестве показателя, определяющего различие в характере связи макроэкономических показателей и отечественных фондовых индексов, рассматривалась величина цены нефти, что объясняется ее важной ролью в российской экономике. В результате было показано, что характер влияния макроэкономических факторов на российские индексы существенно зависит от стоимости нефти. В частности, полученные результаты говорят об усилении реакции фондовых индексов на инновации показателей внешних рынков и условий внешнеэкономической деятельности: зарубежных фондовых индексов, процентных ставок, цены нефти.

Результаты оценивания эконометрических моделей говорят о том, что модели VSTAR и STVECM в ряде случаев демонстрируют противоположный характер связи, по сравнению с VAR моделью. Возможно, что это связано с недостатком числа наблюдений для оценивания возросшего числа параметров модели. Однако следует отметить и то, что ряд показателей демонстрируют устойчивый характер связи во всех рассмотренных моделях. Например, цена нефти демонстрирует преимущественно положительную связь с российскими финансовыми индексами. Также, строго положительную связь обнаруживают индекс S&P500 и индекс промышленного производства. Также интересно, что наблюдается отрицательная связь со ставкой LIBOR, что связано, по-видимому, с привлечением заемных средств на зарубежных рынках. Следует также отметить положительную связь индексов с расходами федерального бюджета, которая может

объясняться благотворным влиянием государственных расходов на экономическую деятельность.

Следует обратить внимание на сравнение качества прогнозов, построенных на основе более простых VAR моделей, с прогнозами многорежимных моделей. Результаты сравнения показали, что применение более сложных моделей, позволяющих выявить дополнительные факты, касающиеся влияния экономических условий на характер взаимосвязей финансовых индексов с макроэкономическими факторами, в приложении к построению прогнозов не имеет преимущества. Поэтому, в условиях дефицита среднесрочных данных по отечественному финансовому рынку, их использование для построения прогнозов не представляется целесообразным.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Смирнов С. В. Система опережающих индикаторов для России // Вопросы Экономики. – 2001. – № 3. – С. 23–42.

2. Engsted T., Tanggaard C. The relation between asset returns and inflation at short and long horizons // Journal of International Financial Markets, Institutions and Money. – 2002. – Т. 12. № 2. – С. 101–118.

3. Black A., Fraser P., Groenewold N. U.S. stock prices and macroeconomic fundamentals // International Review of Economics & Finance. – 2003. – Т. 12. № 3. – С. 345–367.

4. Cologni A., Manera M. Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries // Energy Economics. – 2008. – Т. 30. № 3. – С. 856–888.

5. Doğrul H. G., Soytas U. Relationship between oil prices, interest rate, and unemployment: Evidence from an emerging market // Energy Economics. – 2010. – Т. 32. № 6. – С. 1523–1528.

6. Basher S. A., Haug A. A., Sadorsky P. Oil prices, exchange rates and emerging stock markets // Energy Economics. – 2012. – Т. 34. № 1. – С. 227–240.

7. Financial sector-output dynamics in the euro area: Non-linearities reconsidered / Schleer F., Semmler W. – Mannheim, Germany: ZEW - Leibniz Centre for European Economic Research, 2014.

8. Ubilava D. On the relationship between financial instability and economic performance: stressing the business of nonlinear modeling // Macroeconomic Dynamics. – 2019. – Т. 23. № 1. – С. 80–100.

9. Макроэкономические Факторы Динамики Фондового Рынка РФ (Macroeconomic Factors of the Russian Stock Market Dynamics) / Зямалов В. Е., Турунцева М. Ю., Ульяненко Я. – Москва: РАНХиГС при Президенте РФ, 2013.

10. McQueen G., Roley V. V. Stock prices, news, and business conditions // The Review of Financial Studies. – 1993. – Т. 6. № 3. – С. 683–707.

11. Inflation and the stock market / Feldstein M. – National Bureau of Economic Research, 1978.

12. Modigliani F., Cohn R. A. Inflation, rational valuation and the market // Financial Analysts Journal. – 1979. – Т. 35. № 2. – С. 24–44.

13. Ritter J. R., Warr R. S. The decline of inflation and the bull market of 1982–1999 // Journal of Financial and Quantitative Analysis. – 2002. – Т. 37. № 1. – С. 29–61.

14. Hess P. J., Lee B.-S. Stock returns and inflation with supply and demand disturbances // The Review of Financial Studies. – 1999. – Т. 12. № 5. – С. 1203–1218.

15. Blanchard O. J., Quah D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances // The American Economic Review. – 1989. – Т. 79. № 4. – С. 655–673.

16. Fama E. F. Stock returns, expected returns, and real activity // The Journal of Finance. – 1990. – Т. 45. № 4. – С. 1089–1108.

17. Fama E. F. Stock returns, real activity, inflation, and money // The American Economic Review. – 1981. – Т. 71. № 4. – С. 545–565.

18. Schwert G. W. The adjustment of stock prices to information about inflation // The Journal of Finance. – 1981. – Т. 36. № 1. – С. 15–29.

19. Bilson C. M., Brailsford T. J., Hooper V. J. Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns // Pacific-Basin Finance Journal. – 2001. – Т. 9. № 4. – С. 401–426.

20. Homa K. E., Jaffee D. M. The supply of money and common stock prices // The Journal of Finance. – 1971. – Т. 26. № 5. – С. 1045–1066.

21. The reaction of stock prices to unanticipated changes in money / Pearce D., Roley V. V. – Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1982.

22. Roley V. V. Weekly money supply announcements and the volatility of short-term interest rates // Economic Review. – 1982. – Т. 67. – С. 3–15.

23. Inflation and the valuation of corporate equities / Summers L. H. – Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1981.

24. Luo R., Visaltanachoti N. Real exchange rates, asset prices and terms of trade: A theoretical analysis // Economic Modelling. – 2010. – Т. 27. № 1. – С. 143–151.

25. Balassa B. The purchasing-power parity doctrine: a reappraisal // Journal of Political Economy. – 1964. – Т. 72. № 6. – С. 584–596.

26. Mauro P. Stock returns and output growth in emerging and advanced economies // Journal of Development Economics. – 2003. – Т. 71. № 1. – С. 129–153.

27. Lowinger T. C., Wihlborg C., Willman E. S. OPEC in world financial markets: Oil prices and interest rates // Journal of International Money and Finance. – 1985. – Т. 4. № 2. – С. 253–266.

28. Barsky R. B., Kilian L. Oil and the macroeconomy since the 1970s // The Journal of Economic Perspectives. – 2004. – Т. 18. № 4. – С. 115–134.

29. Hamilton J. D. A neoclassical model of unemployment and the business cycle // Journal of Political Economy. – 1988. – Т. 96. № 3. – С. 593–617.

30. Bernanke B. S. Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment // The Quarterly Journal of Economics. – 1983. – Т. 98. № 1. – С. 85.

31. Hamilton J. D. What is an oil shock? // Journal of Econometrics. – 2003. – Т. 113. № 2. – С. 363–398.

32. High-frequency contagion between the exchange rates and stock prices / Hashimoto Y., Ito T. – National Bureau of Economic Research, 2004.

33. Aydemir O., Demirhan E. The relationship between stock prices and exchange rates evidence from Turkey // International Research Journal of Finance and Economics. – 2009. – Т. 1. – С. 207–215.

34. Wu Y. Exchange rates, stock prices, and money markets: evidence from Singapore // Journal of Asian Economics. – 2001. – Т. 12. № 3. – С. 445–458.

35. Faia E., Monacelli T. Optimal interest rate rules, asset prices, and credit frictions // Journal of Economic Dynamics and Control. – 2007. – Т. 31. № 10. – С. 3228–3254.

36. Ida D. Monetary policy and asset prices in an open economy // The North American Journal of Economics and Finance. – 2011. – Т. 22. № 2. – С. 102–117.

37. Bernanke B., Gertler M. Agency costs, net worth, and business fluctuations // The American Economic Review. – 1989. – Т. 79. № 1. – С. 14–31.

38. Paul S., Mallik G. Macroeconomic factors and bank and finance stock prices: the Australian experience // Economic Analysis and Policy. – 2003. – Т. 33. № 1. – С. 23–30.

39. Al-Sharkas A. A. Dynamic relations between macroeconomic factors and the jordanian stock market // International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies. – 2004. – Т. 1. № 1. – С. 97–114.

40. Bond M. T., Webb J. R. Real estate versus financial asset returns and inflation: can a P* trading strategy improve REIT investment performance? // Journal of Real Estate Research. – 1995. – Т. 10. № 3. – С. 327–334.

41. Rozeff M. S. Money and stock prices: market efficiency and the lag in effect of monetary policy // Journal of Financial Economics. – 1974. – Т. 1. № 3. – С. 245–302.

42. Tsouma E. Stock returns and economic activity in mature and emerging markets // The Quarterly Review of Economics and Finance. – 2009. – Т. 49. № 2. – С. 668–685.

43. Chen N.-F. Financial investment opportunities and the macroeconomy // The Journal of Finance. – 1991. – Т. 46. № 2. – С. 529–554.

44. Chen N.-F., Roll R., Ross S. A. Economic forces and the stock market // The Journal of Business. – 1986. – Т. 59. № 3. – С. 383–403.

45. Jones C. M., Kaul G. Oil and the stock markets // The Journal of Finance. – 1996. – Т. 51. № 2. – С. 463–491.

46. Harvey C. R. The risk exposure of emerging equity markets // The World Bank Economic Review. – 1995. – Т. 9. № 1. – С. 19–50.

47. Kilian L., Park C. The impact of oil price shocks on the U.S. stock market // International Economic Review. – 2009. – Т. 50. № 4. – С. 1267–1287.

48. Aggarwal R., Schirm D. C. Balance of trade announcements and asset prices: influence on equity prices, exchange rates, and interest rates // Journal of International Money and Finance. – 1992. – Т. 11. № 1. – С. 80–95.

49. Akram Q. F. Commodity prices, interest rates and the dollar // Energy Economics. – 2009. – Т. 31. № 6. – С. 838–851.

50. Arora V., Tyers R. Asset arbitrage and the price of oil // Economic Modelling. – 2012. – Т. 29. № 2. – С. 142–150.

51. The impact of news, oil prices, and international spillovers on russian financial markets / Hayo B., Kutan A. – University Library of Munich, Germany, 2002.

52. Phylaktis K., Ravazzolo F. Stock prices and exchange rate dynamics // Journal of International Money and Finance. – 2005. – Т. 24. № 7. – С. 1031–1053.

53. Jun S.-G., Marathe A., Shawky H. A. Liquidity and stock returns in emerging equity markets // Emerging Markets Review. – 2003. – Т. 4. № 1. – С. 1–24.

54. Abugri B. A. Empirical relationship between macroeconomic volatility and stock returns: evidence from latin American markets // International Review of Financial Analysis. – 2008. – Т. 17. № 2. – С. 396–410.

55. Демченко Н. А. О влиянии внешнеэкономических факторов на российский фондовый рынок в 2008–2010 гг. // Экономический кризис и возможные пути его преодоления / под ред. В. И. Самаруха, Ж.-П. Гишар. – Иркутск: Байкальский государственный университет, 2010. – С. 351–354.

56. Маргевич А. Влияние индекса Доу-Джонса и цен на нефть на российский фондовый рынок // Рынок ценных бумаг. – 2008. – № 1.

57. Соколова Т. В. Анализ влияния цен на нефть на фондовый рынок России (январь 2007 г. - 15 апреля 2008 г.) // Сибирская финансовая школа. – 2008. – № 5 (70). – С. 150–155.

58. Ясыр А. А. Динамика фондового рынка России под воздействием внутренних факторов // Фундаментальные И Прикладные Исследования: Проблемы И Результаты. – 2012. – № 1. – С. 212–218.

59. Ясыр А. А. Оценка факторов влияния на динамику фондового индекса РТС // Финансовые Исследования. – 2008. – № 3 (20). – С. 72–78.

60. Федорова Е. А., Панкратов К. А. Влияние макроэкономических факторов на фондовый рынок России // Проблемы прогнозирования. – 2010. – № 2 (119). – С. 78–83.

61. Федорова Е. А., Панкратов К. А. Влияние мирового финансового рынка на фондовый рынок России // Аудит и финансовый анализ. – 2009. – № 2. – С. 267–273.

62. Финансовые рынки в переходной экономике: некоторые проблемы развития / Энтов Р. М. и др. – Москва: Фонд «Институт экономической политики им. Е. Т. Гайдара», 2003.

63. Федорова Е. А., Афанасьев Д. О. Определение степени влияния цен нефти и золота на индекс ММВБ и ее структурных сдвигов с применением модели Markov-switching autoregressive model (MS-ARX) // Финансы и кредит. – 2013. – № 17 (545). – С. 2–11.

64. Koop G., Pesaran M. H., Potter S. M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models // Journal of Econometrics. – 1996. – Т. 74. № 1. – С. 119–147.

65. Tong H., Lim K. S. Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data // Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological). – 1980. – Т. 42. № 3. – С. 245–292.

66. Rothman P. Forecasting asymmetric unemployment rates // The Review of Economics and Statistics. – 1998. – Т. 80. № 1. – С. 164–168.

67. Weise C. L. The asymmetric effects of monetary policy: a nonlinear vector autoregression approach // Journal of Money, Credit and Banking. – 1999. – Т. 31. № 1. – С. 85–108.

68. Турунцева М. Ю., Зямалов В. Е. Фондовые рынки в условиях смены условий торговли // Журнал Новой Экономической Ассоциации. – 2016. – № 3 (31). – С. 93–110.

69. Rohstoffmacht Russland: Bodenschätze als Basis wirtschaftlicher Entwicklung und für einen starken Staat? 1. Edition / Eichelkraut S. – Marburg: Tectum Wissenschaftsverlag, 2008. – 129 c.

70. Чистякова М. Р. Россия больна «Голландской болезнью»? (новая книга об экономике и политической системе современной России) // Экономический Вестник Ростовского Государственного Университета. – 2008. – Т. 6. № 4. – С. 157–159.

71. Zivot E., Andrews D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis // Journal of Business & Economic Statistics. – 2002. – Т. 20. № 1. – С. 25–44.

72. Harvey D. I., Leybourne S. J., Taylor A. M. R. Testing for unit roots in the presence of uncertainty over both the trend and initial condition // Journal of Econometrics. – 2012. – Т. 169. № 2. – С. 188–195.

73. On trend, breaks and initial condition in unit root testing / Skrobotov A. – Rochester, NY: Social Science Research Network, 2015.

74. Kejriwal M., Perron P. A sequential procedure to determine the number of breaks in trend with an integrated or stationary noise component: Determination of number of breaks in trend // Journal of Time Series Analysis. – 2010. – Т. 31. № 5. – С. 305–328.

75. Pesaran H. H., Shin Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models // Economics Letters. – 1998. – Т. 58. № 1. – С. 17–29.

76. Fama E. F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work // The Journal of Finance. – 1970. – Т. 25. № 2. – С. 383.

ПРИЛОЖЕНИЕ

Таблица 24 – Тестирование на единичный корень. Ряды в уровнях

	ADF			PP			KPSS	
	None	Intercept	Trend	None	Intercept	Trend	Intercept	Trend
Индекс РТС	0.8506	0.1466	0.4905	0.8624	0.0613	0.3939	1.432592	0.355032
Индекс ММВБ	0.8892	0.1311	0.3528	0.9026	0.0199	0.1451	1.498425	0.353326
Ставка MIACR	0.2287	0.0004	0.0035	0.4065	0.0007	0.0039	0.360755	0.262654
Ставка LIBOR	0.8623	0.8924	0.8392	0.8709	0.9054	0.8408	1.145873	0.211347
Промышленное производство	0.9578	0.3697	0.6186	0.9458	0.4215	0.4943	1.570298	0.318726
Торговый баланс	0.7959	0.1076	0.0009	0.7619	0.0789	0.0009	1.525986	0.166482
Расходы фед. бюджета	0.9981	0.1859	0.3454	0.9932	0.2641	0	1.705655	0.319505
Отношение курсов доллара и евро	0.3199	0.7127	0.4636	0.315	0.7086	0.4511	1.250178	0.246898
ИПЦ	0.9855	0.0001	0.2501	1	0	0.006	1.713774	0.378342
Курс доллара	0.5861	0.0377	0.1325	0.6944	0.0564	0.19	0.319481	0.157541
Индекс S&P500	0.253	0.7695	0.8933	0.1185	0.5647	0.7597	0.231977	0.132519
Цена нефти BRENT	0.8623	0.2432	0.0622	0.8612	0.2433	0.0424	1.625288	0.148692

Источник: расчеты автора.

Таблица 25 – Тестирование на единичный корень. Ряды в уровнях

	ZA					
	None		Const		Trend	
Индекс РТС	-4.15193	2008M06	-4.036	2006M09	-5.32693	2008M06
Индекс ММВБ	-4.25133	2008M06	-4.30487	2006M11	-5.43534	2008M06
Ставка MIACR	-4.36245	2002M08	-3.507	2004M01	-4.29005	2002M08
Ставка LIBOR	-5.32265	2008M11	-2.38514	2006M04	-4.6869	2008M11
Промышленное производство	-5.97764	2008M10	-3.12912	2006M06	-6.58136	2008M10
Торговый баланс	-4.18524	2008M10	-3.45971	2006M02	-4.12641	2008M10
Расходы фед. бюджета	-2.48363	2010M03	-3.06328	2009M07	-3.31995	2007M10
Отношение курсов доллара и евро	-4.13972	2002M12	-3.87681	2007M10	-3.89463	2008M08
ИПЦ	-5.20084	2011M02	-4.6762	2009M02	-5.07318	2008M04
Курс доллара	-4.41374	2008M10	-3.89895	2007M10	-4.54634	2008M10
Индекс S&P500	-2.32073	2011M09	-2.49881	2010M06	-3.49784	2008M09
Цена нефти BRENT	-4.82728	2005M01	-4.01533	2007M10	-4.72869	2005M01

Источник: расчеты автора.

Таблица 26 – Тестирование на единичный корень (сдвиги в константе). Ряды в уровнях

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 breaks	3 breaks	1 break	2 breaks	3 breaks	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	0	-3.655	-3.779	-3.860	-32.462	-33.222	-33.626	I(1)	I(1)
Индекс ММВБ	0	-3.445	-3.708	-3.725	-32.437	-35.774	-34.160	I(1)	I(1)
Ставка MIACR	1	-3.500	-5.335	-5.640	-37.288	-53.179	-57.033	I(0)	I(0)
Ставка LIBOR	0	-2.050	-2.333	-2.596	-10.516	-14.956	-20.066	I(1)	I(1)
Промышленное производство	0	-3.165	-4.029	-3.401	-20.502	-33.222	-24.613	I(1)	I(1)
Торговый баланс	0	-3.245	-3.385	-3.431	-30.364	-38.441	-38.879	I(1)	I(1)
Расходы фед. Бюджета	2	-1.691	-3.497	-9.798	-19.537	-36.876	-170.976	I(0)	I(0)
Отношение курсов доллара и евро	0	-2.030	-3.577	-4.506	-19.325	-25.091	-37.771	I(1)	I(1)
ИПЦ	3	-2.135	-3.371	-3.591	-91.778	-29.886	-31.580	I(0)	I(0)
Курс доллара	0	-2.099	-3.039	-3.685	-22.589	-31.772	-33.953	I(1)	I(1)
Индекс S&P500	0	-2.143	-2.267	-2.766	-9.437	-11.845	-19.512	I(1)	I(1)
Цена нефти BRENT	0	-2.645	-2.902	-3.009	-23.931	-31.211	-33.847	I(1)	I(1)
Критическое значение		-3.85	-4.58	-5.06	-34.7163	-47.2304	-52.1377		

Источник: расчеты автора.

Таблица 27 – Тестирование на единичный корень (сдвиги в константе и тренде). Ряды в уровнях

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 breaks	3 breaks	1 break	2 breaks	3 breaks	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	1	-3.654	-3.845	-3.997	-36.097	-67.765	-39.351	I(0)	I(0)
Индекс ММВБ	1	-3.486	-3.842	-3.930	-40.314	-61.139	-44.269	I(1)	I(1)
Ставка MIACR	1	-5.254	-5.671	-6.072	-53.730	-73.601	-82.717	I(0)	I(0)
Ставка LIBOR	1	-2.747	-3.013	-2.644	-28.438	-59.071	-51.127	I(1)	I(1)
Промышленное производство	3	-3.270	-4.299	-4.407	-55.272	-88.137	-87.229	I(0)	I(0)
Торговый баланс	3	-3.264	-3.857	-4.054	-38.245	-54.676	-59.000	I(1)	I(1)
Расходы фед. бюджета	3	-1.803	-8.608	-9.852	-21.602	-169.407	-176.124	I(0)	I(0)
Отношение курсов доллара и евро	0	-2.044	-3.687	-4.621	-27.452	-46.277	-45.615	I(1)	I(1)
ИПЦ	3	-2.268	-3.387	-3.597	-13.392	-35.328	-34.892	I(1)	I(1)
Курс доллара	2	-2.181	-3.216	-3.966	-23.419	-38.661	-59.239	I(1)	I(1)
Индекс S&P500	1	-2.403	-2.551	-3.042	-14.557	-68.007	-69.358	I(0)	I(0)
Цена нефти BRENT	1	-2.684	-3.049	-3.266	-31.949	-43.081	-46.796	I(1)	I(1)
Критическое значение		-3.85	-4.58	-5.06	-40.4767	-57.5673	-67.6389		

Источник: расчеты автора.

Таблица 28 – Тестирование на единичный корень. Ряды в первых разностях

	ADF			PP			KPSS	
	None	Intercept	Trend	None	Intercept	Trend	Intercept	Trend
Индекс РТС	0	0	0	0	0	0	0.342751	0.033849
Индекс ММВБ	0	0	0	0	0	0	0.399271	0.04752
Ставка MIACR	0	0	0	0	0	0	0.208071	0.059277
Ставка LIBOR	0	0	0	0	0	0	0.160545	0.113653
Промышленное производство	0	0	0	0	0	0	0.170029	0.039875
Торговый баланс	0	0	0	0	0	0	0.107049	0.032023
Расходы фед. бюджета	0	0	0	0	0	0.0001	0.377467	0.060961
Отношение курсов доллара и евро	0	0	0	0	0	0	0.106034	0.109907
ИПЦ	0.0144	0	0	0.0006	0	0	1.238717	0.186709
Курс доллара	0	0	0	0	0	0	0.106041	0.094461
Индекс S&P500	0	0	0	0	0	0	0.170251	0.058128
Цена нефти BRENT	0	0	0	0	0	0	0.10706	0.032145

Источник: расчеты автора.

Таблица 29 – Тестирование на единичный корень. Ряды в первых разностях

	ZA					
	None		Const		Trend	
Индекс РТС	-11.1441	2009M02	-10.7844	2008M10	-11.1526	2009M02
Индекс ММВБ	-10.4586	2008M12	-10.1694	2008M10	-10.4304	2008M12
Ставка MIACR	-9.81201	2005M04	-9.46662	2006M11	-9.79316	2005M04
Ставка LIBOR	-5.11268	2007M10	-4.51921	2009M02	-5.62919	2008M11
Промышленное производство	-18.4695	2009M02	-18.2553	2008M12	-18.5534	2008M03
Торговый баланс	-12.3907	2009M03	-12.2279	2001M05	-12.6464	2002M01
Расходы фед. бюджета	-9.23627	2007M03	-8.95875	2008M12	-9.27061	2002M12
Отношение курсов доллара и евро	-13.6689	2001M07	-13.5956	2002M07	-13.7704	2003M06
ИПЦ	-8.51413	2001M06	-8.23808	2003M09	-8.55824	2007M04
Курс доллара	-6.37064	2008M08	-5.87225	2003M11	-6.36455	2008M08
Индекс S&P500	-7.27491	2009M03	-6.79824	2008M11	-7.23408	2009M03
Цена нефти BRENT	-5.43926	2008M07	-4.87158	2005M03	-5.45139	2008M07

Источник: расчеты автора.

Таблица 30 – Тестирование на единичный корень (сдвиги в константе). Ряды в первых разностях

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 breaks	3 breaks	1 break	2 breaks	3 breaks	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	0	-6.509	-6.715	-6.812	-159.482	-163.735	-163.036	I(0)	I(0)
Индекс ММВБ	0	-6.511	-7.450	-9.340	-135.746	-138.590	-141.270	I(0)	I(0)
Ставка MIACR	0	-14.226	-14.331	-14.374	-201.347	-201.533	-201.578	I(0)	I(0)
Ставка LIBOR	0	-2.924	-7.821	-8.257	-31.389	-129.206	-141.613	I(0)	I(0)
Промышленное производство	0	-6.222	-6.344	-6.428	-210.976	-240.047	-239.007	I(0)	I(0)
Торговый баланс	0	-6.779	-9.396	-9.455	-183.015	-314.333	-320.604	I(0)	I(0)
Расходы фед. бюджета	0	-16.605	-17.002	-17.263	-260.121	-260.328	-260.315	I(0)	I(0)
Отношение курсов доллара и евро	1	-13.746	-13.860	-13.896	-194.877	-195.936	-196.031	I(0)	I(0)
ИПЦ	1	-3.302	-3.435	-5.385	-76.440	-85.528	-101.439	I(0)	I(0)
Курс доллара	3	-5.696	-5.805	-5.916	-116.554	-122.296	-124.069	I(0)	I(0)
Индекс S&P500	0	-5.150	-5.855	-5.866	-106.411	-124.529	-148.863	I(0)	I(0)
Цена нефти BRENT	0	-6.346	-6.517	-6.599	-141.568	-152.861	-154.426	I(0)	I(0)
Критическое значение		-3.85	-4.58	-5.06	-34.7163	-47.2304	-52.1377		

Источник: расчеты автора.

Таблица 31 – Тестирование на единичный корень (сдвиги в константе и тренде). Ряды в первых разностях

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 breaks	3 breaks	1 break	2 breaks	3 breaks	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	0	-10.654	-10.936	-11.329	-171.735	-174.081	-171.670	I(0)	I(0)
Индекс ММВБ	0	-9.029	-9.435	-9.599	-141.384	-154.610	-151.747	I(0)	I(0)
Ставка MIACR	0	-14.313	-14.445	-14.546	-202.758	-205.934	-208.351	I(0)	I(0)
Ставка LIBOR	3	-6.925	-11.337	-12.095	-124.461	-166.305	-172.168	I(0)	I(0)
Промышленное производство	0	-6.243	-18.917	-18.546	-256.206	-318.746	-325.892	I(0)	I(0)
Торговый баланс	0	-10.469	-13.008	-13.114	-349.723	-393.523	-405.988	I(0)	I(0)
Расходы фед. бюджета	0	-17.041	-17.196	-17.372	-260.671	-261.175	-261.328	I(0)	I(0)
Отношение курсов доллара и евро	0	-13.758	-13.983	-14.056	-196.640	-200.562	-202.792	I(0)	I(0)
ИПЦ	3	-3.278	-5.572	-5.982	-81.251	-145.941	-114.289	I(0)	I(0)
Курс доллара	3	-5.530	-9.811	-9.665	-118.745	-160.496	-147.333	I(0)	I(0)
Индекс S&P500	0	-5.794	-13.038	-12.752	-130.741	-194.994	-190.710	I(0)	I(0)
Цена нефти BRENT	0	-6.299	-6.481	-12.598	-157.135	-178.337	-204.875	I(0)	I(0)
Критическое значение		-3.85	-4.58	-5.06	-40.4767	-57.5673	-67.6389		

Источник: расчеты автора.

Таблица 32 – Тестирование на единичный корень. Ряды в уровнях. Период 1999–2018 гг

	ADF			PP			KPSS	
	None	Intercept	Trend	None	Intercept	Trend	None	Intercept
Индекс РТС	0,8008	0,0436	0,4140	0,8149	0,0120	0,2851	1,2539	0,4663
Индекс ММВБ	0,9232	0,0666	0,1607	0,9331	0,0065	0,0343	1,7156	0,4240
Ставка MIACR	0,1835	0,0005	0,0014	0,3522	0,0012	0,0034	0,4343	0,2905
Промышленное производство	0,9299	0,1473	0,6323	0,9342	0,2396	0,6479	1,7914	0,4416
Торговый баланс	0,7905	0,0613	0,0786	0,6410	0,0379	0,0153	1,3826	0,3497
ИПЦ	0,9987	0,0007	0,4391	1,0000	0,0000	0,0139	1,9048	0,4498
Курс доллара	0,8879	0,8886	0,7983	0,9215	0,8970	0,8470	1,3789	0,3894
Индекс S&P500	0,7417	0,9392	0,7620	0,6514	0,9034	0,6750	1,3244	0,3443
Цена нефти BRENT	0,6984	0,0664	0,4642	0,6915	0,0665	0,4487	1,2646	0,4081

Источник: расчеты автора.

Таблица 33 – Тестирование на единичный корень. Ряды в уровнях. Период 1999–2018 гг

	ZA					
	None		Const		Trend	
Индекс РТС	-3,4681	2003M04	-4,4341	2006M09	-4,9367	2008M06
Индекс ММВБ	-4,2677	2003M04	-4,6643	2006M05	-6,1290	2008M06
Ставка MIACR	-4,7106	2002M08	-3,7137	2004M01	-4,6117	2002M08
Промышленное производство	-3,6553	2003M01	-3,8943	2006M11	-4,1467	2008M06
Торговый баланс	-3,8134	2014M09	-3,2340	2006M02	-3,4683	2004M06
ИПЦ	-3,5708	2015M02	-3,9129	2016M02	-4,3398	2014M12
Курс доллара	-5,4437	2014M08	-3,3638	2011M02	-5,0133	2014M10
Индекс S&P500	-2,9351	2007M11	-3,0774	2008M12	-4,0393	2008M06
Цена нефти BRENT	-4,5348	2014M07	-3,4851	2011M03	-4,2390	2014M09

Источник: расчеты автора.

Таблица 34 – Тестирование на единичный корень (сдвиги в константе). Ряды в уровнях. Период 1999–2018 гг

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 break	3 break	1 break	2 break	3 break	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	0	-3,9550	-4,0660	-4,1480	-36,7950	-38,1990	-38,3790	0	0
Индекс ММВБ	0	-3,5800	-3,9310	-4,0550	-35,4600	-41,4400	-42,0170	0	0
Ставка MIACR	2	-3,5170	-3,8700	-4,0850	-29,8570	-37,2970	-41,0360	0	0
Промышленное производство	0	-3,5160	-3,8100	-3,9920	-26,5760	-31,0150	-32,8020	0	0
Торговый баланс	0	-2,8860	-2,9570	-3,0380	-23,5350	-28,1930	-30,2400	0	0
ИПЦ	3	-1,8910	-2,9710	-3,2060	-21,2510	-19,5740	-21,1420	0	0
Курс доллара	0	-2,4380	-2,8850	-3,0530	-19,7420	-32,7760	-22,4920	0	0
Индекс S&P500	0	-3,0690	-3,4590	-3,7220	-21,0050	-23,1220	-26,9190	0	0
Цена нефти BRENT	0	-2,7050	-3,1590	-2,9460	-18,9700	-26,9490	-23,7370	0	0
Критическое значение		-3.85	-4.58	-5.06	-34.7163	-47.2304	-52.1377		

Источник: расчеты автора.

Таблица 35 – Тестирование на единичный корень (сдвиги в константе и тренде). Ряды в уровнях. Период 1999–2018 гг

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 break	3 break	1 break	2 break	3 break	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	1	-3,9550	-4,1110	-4,2360	-40,7440	-57,6550	-53,6160	0	0
Индекс ММВБ	1	-3,6130	-3,9150	-4,1640	-42,9840	-70,4920	-49,8890	1	1
Ставка MIACR	3	-3,5420	-4,7310	-5,0310	-40,7100	-95,2370	-114,2000	1	1
Промышленное производство	2	-3,6060	-4,0970	-5,2490	-30,7770	-74,3360	-113,8100	1	1
Торговый баланс	3	-2,8880	-3,2090	-3,3880	-34,6410	-53,9160	-58,4840	0	0
ИПЦ	3	-1,8890	-3,0850	-3,4320	-13,7120	-22,8200	-46,5290	0	0
Курс доллара	3	-2,9590	-3,2460	-3,9980	-36,7910	-69,3710	-85,6290	1	1
Индекс S&P500	3	-3,0860	-3,5620	-3,8730	-25,5220	-43,1800	-46,9930	0	0
Цена нефти BRENT	3	-2,7080	-3,1960	-3,1670	-35,1230	-49,3880	-58,9190	0	0
Критическое значение		-3,8500	-4,5800	-5,0600	-40,4767	-57,5673	-67,6389		

Источник: расчеты автора.

Таблица 36 – Тестирование на единичный корень. Ряды в первых разностях. Период 1999–2018 гг

	ADF			PP			KPSS	
	None	Const	Trend	None	Const	Trend	Const	Trend
Индекс РТС	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,4856	0,0574
Индекс ММВБ	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,4371	0,0812
Ставка MIACR	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1898	0,0804
Промышленное производство	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1684	0,0258
Торговый баланс	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1036	0,0490
ИПЦ	0,0001	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000	1,3675	0,1796
Курс доллара	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1372	0,0778
Индекс S&P500	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1982	0,0416
Цена нефти BRENT	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,2913	0,0333

Источник: расчеты автора.

Таблица 37 – Тестирование на единичный корень. Ряды в первых разностях. Период 1999–2018 гг

	ZA					
	None		Const		Trend	
Индекс РТС	-12,8415	2009M02	-12,6620	2014M10	-12,8740	2009M02
Индекс ММВБ	-8,0960	2007M01	-7,8955	2008M10	-8,1104	2007M11
Ставка MIACR	-11,2604	2005M04	-10,9357	2014M12	-11,2702	2005M04
Промышленное производство	-20,9344	2008M03	-20,7658	2015M12	-20,8924	2008M03
Торговый баланс	-21,9038	2009M03	-22,0829	2015M12	-22,2687	2002M01
ИПЦ	-4,2601	2014M02	-4,3886	2003M04	-4,7496	2014M02
Курс доллара	-4,6701	2016M02	-4,1449	2015M01	-4,9510	2014M08
Индекс S&P500	-8,6245	2009M03	-7,9797	2013M12	-8,5918	2009M03
Цена нефти BRENT	-15,0557	2008M07	-15,0366	2002M01	-15,4076	2002M01

Источник: расчеты автора.

Таблица 38 – Тестирование на единичный корень (сдвиги в константе). Ряды в первых разностях. Период 1999–2018 гг

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 break	3 break	1 break	2 break	3 break	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	3	-3,8790	-4,2530	-4,2530	-50,6900	-66,8580	-66,8980	1	1
Индекс МосБиржи	0	-5,7610	-8,2540	-8,5330	-186,0370	-187,2150	-187,2780	1	1
Ставка MIACR	1	-2,6130	-15,0410	-15,0420	-36,4920	-233,7980	-233,8530	1	1
ИПП	0	-8,7200	-8,7870	-8,8300	-177,5370	-179,0020	-181,2600	1	1
Сальдо торгового баланса	0	-7,0040	-7,1390	-7,3010	-190,9450	-199,9870	-209,7740	1	1
ИПЦ	1	-5,5360	-5,7100	-5,7940	-88,1800	-91,5530	-92,2950	1	1
Курс доллара (обменный)	0	-3,3540	-3,7160	-3,7790	-39,3290	-54,2940	-57,6750	0	1
Индекс S&P500	0	-2,4060	-3,9680	-4,3460	-26,3610	-101,7520	-128,3170	1	1
Цена нефти Brent	0	-5,1630	-5,2850	-5,2580	-88,8750	-97,6990	-94,9440	1	1
Критическое значение		-3,8500	-4,5800	-5,0600	-34,7163	-47,2304	-52,1377		

Источник: расчеты автора.

Таблица 39 – Тестирование на единичный корень (сдвиги в константе и тренде). Ряды в первых разностях. Период 1999–2018 гг

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 break	3 break	1 break	2 break	3 break	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	3	-4,1350	-4,5380	-5,0720	-72,8600	-167,2760	-196,1500	1	1
Индекс МосБиржи	0	-7,7910	-10,1260	-10,2400	-187,1220	-196,0420	-355,9680	1	1
Ставка MIACR	1	-14,3060	-15,2510	-15,2840	-231,1970	-240,9050	-241,3100	1	1
ИПП	0	-8,7680	-8,9690	-9,0160	-179,3480	-185,2420	-186,5600	1	1
Сальдо торгового баланса	0	-7,2120	-15,6370	-15,7120	-193,9630	-258,2490	-263,9310	1	1
ИПЦ	3	-5,6680	-5,9740	-6,1280	-93,0910	-103,8680	-109,3070	1	1
Курс доллара (обменный)	3	-4,6070	-10,4310	-12,6290	-102,2570	-194,6640	-231,8780	1	1
Индекс S&P500	3	-4,6880	-5,5830	-14,9580	-122,7860	-200,6730	-247,2500	1	1
Цена нефти Brent	3	-5,2850	-13,2270	-13,6290	-117,5800	-220,1140	-228,8580	1	1
Критическое значение		-3,8500	-4,5800	-5,0600	-40,4767	-57,5673	-67,6389		

Источник: расчеты автора.

Таблица 40 – Тестирование на единичный корень. Ряды в уровнях. Период 1999–2021 гг

	ADF			PP			KPSS	
	None	Const	Trend	None	Const	Trend	Const	Trend
Индекс РТС	0,8427	0,0355	0,2356	0,8578	0,0092	0,1359	1,2135	0,4512
Индекс ММВБ	0,9544	0,0925	0,0803	0,9612	0,0101	0,0117	1,8057	0,3969
Ставка MIACR	0,2007	0,0002	0,0008	0,3958	0,0005	0,0019	0,3748	0,2353
Промышленное производство	0,9612	0,2518	0,3327	0,8672	0,2945	0,2823	1,8168	0,4158
Торговый баланс	0,7223	0,0590	0,1244	0,6947	0,0308	0,0241	1,2200	0,3860
ИПЦ	0,9992	0,0001	0,3183	1,0000	0,0000	0,0113	2,1304	0,4762
Курс доллара	0,9158	0,8943	0,7610	0,9236	0,8794	0,7777	1,6851	0,4104
Индекс S&P500	0,9691	0,9949	0,8824	0,9572	0,9927	0,8549	1,6542	0,4015
Цена нефти BRENT	0,6936	0,0505	0,2638	0,6883	0,0494	0,2488	1,0271	0,4495

Источник: расчеты автора.

Таблица 41 – Тестирование на единичный корень. Ряды в уровнях. Период 1999–2021 гг

	ZA					
	None		Const		Trend	
Индекс РТС	-3,7526	2003M04	-4,3665	2006M05	-5,0726	2008M06
Индекс ММВБ	-4,4724	2003M04	-4,5202	2006M02	-6,3379	2008M06
Ставка MIACR	-3,4850	2002M10	-3,2503	2003M03	-3,6249	2005M10
Промышленное производство	-3,5515	2003M01	-3,0115	2005M07	-3,5031	2008M06
Торговый баланс	-4,3153	2014M09	-3,9449	2007M12	-4,1211	2005M02
ИПЦ	-4,3051	2016M11	-4,0447	2015M02	-4,2142	2014M11
Курс доллара	-5,4622	2014M08	-3,1848	2007M10	-5,0094	2014M08
Индекс S&P500	-2,8429	2007M11	-3,1126	2009M02	-4,1321	2008M06
Цена нефти BRENT	-5,0118	2014M09	-4,0960	2011M01	-4,8250	2014M09

Источник: расчеты автора.

Таблица 42 – Тестирование на единичный корень (сдвиги в константе). Ряды в уровнях. Период 1999–2021 гг

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 break	3 break	1 break	2 break	3 break	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	0	-3,8890	-4,3580	-4,3970	-36,8460	-42,5390	-43,1080	0	0
Индекс МосБиржи	0	-3,5250	-4,0700	-4,2000	-33,9290	-45,0030	-44,9810	0	0
Ставка MIACR	1	-2,7250	-4,0820	-4,1180	-22,8310	-47,3500	-48,5110	0	0
ИПП	0	-3,0300	-3,8480	-3,8660	-20,8720	-32,3520	-34,2090	0	0
Сальдо торгового баланса	0	-3,3560	-3,4740	-3,5420	-27,4790	-30,0170	-33,0920	0	0
ИПЦ	3	-1,7260	-2,7540	-3,5840	-20,2250	-16,8760	-29,4310	0	0
Курс доллара (обменный)	0	-2,4140	-3,0820	-3,3350	-19,5350	-35,4380	-24,1480	0	0
Индекс S&P500	0	-2,7940	-2,8950	-2,9300	-15,5410	-19,2880	-19,4840	0	0
Цена нефти Brent	0	-2,9900	-3,1790	-3,3280	-26,0490	-34,0130	-30,7120	0	0
Критическое значение		-3,8500	-4,5800	-5,0600	-34,7163	-47,2304	-52,1377		

Источник: расчеты автора.

Таблица 43 – Тестирование на единичный корень (сдвиги в константе и тренде). Ряды в уровнях. Период 1999–2021 гг

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 break	3 break	1 break	2 break	3 break	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	1	-3,9140	-4,3600	-4,5370	-43,1020	-60,2190	-60,5040	0	0
Индекс МосБиржи	1	-3,5270	-4,1140	-4,3660	-46,0670	-72,4690	-55,6090	1	1
Ставка MIACR	2	-3,2360	-6,1580	-6,4780	-31,5580	-77,1990	-99,2970	1	1
ИПП	3	-3,0650	-4,4140	-4,7200	-30,4230	-71,9030	-75,0020	1	1
Сальдо торгового баланса	0	-3,3550	-3,6290	-3,8460	-31,0500	-39,9430	-50,4180	0	0
ИПЦ	3	-1,7200	-3,1530	-3,7930	-15,7590	-20,5480	-50,1330	0	0
Курс доллара (обменный)	3	-3,1820	-3,6170	-4,1170	-41,4110	-62,5150	-66,9880	0	0
Индекс S&P500	1	-2,9140	-3,1510	-3,2810	-22,1200	-70,5100	-87,2000	1	1
Цена нефти Brent	3	-2,9910	-3,3390	-3,4300	-39,3450	-51,5860	-53,5890	0	0
Критическое значение		-3,8500	-4,5800	-5,0600	-40,4767	-57,5673	-67,6389		

Источник: расчеты автора.

Таблица 44 – Тестирование на единичный корень. Ряды в первых разностях. Период 1999–2021 гг

	ADF			PP			KPSS	
	None	Const	Trend	None	Const	Trend	Const	Trend
Индекс РТС	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,4118	0,0897
Индекс ММВБ	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,3853	0,1064
Ставка MIACR	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1681	0,0952
Промышленное производство	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1948	0,0647
Торговый баланс	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0807	0,0431
ИПЦ	0,0054	0,0000	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	1,5016	0,1717
Курс доллара	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1054	0,0711
Индекс S&P500	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,3735	0,0348
Цена нефти BRENT	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1967	0,0458

Источник: расчеты автора.

Таблица 45 – Тестирование на единичный корень. Ряды в первых разностях. Период 1999–2021 гг

	ZA					
	None		Const		Trend	
Индекс РТС	-13,6119	2008M06	-13,5502	2014M08	-13,6924	2009M02
Индекс ММВБ	-13,0550	2006M05	-12,9801	2008M10	-13,1488	2008M12
Ставка MIACR	-11,9482	2005M04	-11,5918	2014M04	-11,9655	2005M04
Промышленное производство	-12,9115	2008M03	-12,6269	2013M05	-12,9051	2008M03
Торговый баланс	-9,0929	2017M08	-9,0291	2015M12	-9,0907	2014M09
ИПЦ	-4,3880	2014M02	-4,6456	2003M04	-4,5996	2003M06
Курс доллара	-7,4215	2016M02	-7,0546	2003M05	-7,4774	2016M02
Индекс S&P500	-9,5100	2009M03	-9,0672	2018M02	-9,5766	2002M10
Цена нефти BRENT	-15,4046	2016M02	-15,3206	2015M01	-15,3766	2016M02

Источник: расчеты автора.

Таблица 46 – Тестирование на единичный корень (сдвиги в константе). Ряды в первых разностях. Период 1999–2021 гг

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 break	3 break	1 break	2 break	3 break	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	0	-12,2830	-12,3720	-12,5490	-218,9200	-219,6050	-219,7120	1	1
Индекс МосБиржи	0	-5,9190	-6,5980	-6,8060	-214,0270	-214,9690	-215,0120	1	1
Ставка MIACR	0	-16,5720	-16,6210	-16,6860	-282,5330	-282,5970	-282,6390	1	1
ИПП	0	-23,0780	-24,2200	-24,2640	-373,8360	-374,4590	-374,5060	1	1
Сальдо торгового баланса	0	-5,8900	-6,0790	-6,2650	-228,1200	-229,7680	-231,8800	1	1
ИПЦ	1	-3,7870	-3,8250	-3,8430	-84,7420	-87,9890	-89,0790	1	1
Курс доллара (обменный)	0	-9,3410	-9,4890	-9,5090	-136,0240	-138,5240	-138,6760	1	1
Индекс S&P500	0	-6,5820	-6,7480	-6,7860	-191,6890	-202,5000	-206,7810	1	1
Цена нефти Brent	0	-14,3290	-14,5390	-14,6070	-252,7010	-253,3800	-254,5690	1	1
Критическое значение		-3,8500	-4,5800	-5,0600	-34,7163	-47,2304	-52,1377		

Источник: расчеты автора.

Таблица 47 – Тестирование на единичный корень (сдвиги в константе и тренде). Ряды в первых разностях. Период 1999–2021 гг

	KP	MDF-GLS			MDF-OLS			UR	
		1 break	2 break	3 break	1 break	2 break	3 break	s_alpha	s_alpha; KP
Индекс РТС	0	-12,4260	-12,6190	-12,8450	-221,7600	-236,7340	-242,4900	1	1
Индекс МосБиржи	0	-6,2320	-10,3910	-10,7360	-437,5220	-511,0550	-522,4660	1	1
Ставка MIACR	0	-16,6460	-16,7020	-16,7780	-283,8420	-285,8820	-286,2320	1	1
ИПП	0	-23,8410	-24,3040	-24,4540	-375,3660	-378,8190	-380,8580	1	1
Сальдо торгового баланса	0	-5,6920	-6,0150	-7,1580	-236,1270	-253,7040	-283,2490	1	1
ИПЦ	1	-3,9550	-5,9590	-6,1030	-90,0720	-126,3010	-124,7150	1	1
Курс доллара (обменный)	0	-9,3470	-9,5880	-9,6020	-138,7590	-147,9200	-154,0390	1	1
Индекс S&P500	0	-15,1880	-15,7100	-15,8160	-260,8700	-277,6460	-280,1680	1	1
Цена нефти Brent	0	-14,3540	-14,5530	-14,8750	-254,0630	-259,3450	-263,5670	1	1
Критическое значение		-3,8500	-4,5800	-5,0600	-40,4767	-57,5673	-67,6389		

Источник: расчеты автора.