

МОСКОВСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
имени М.В. ЛОМОНОСОВА
ЭКОНОМИЧЕСКИЙ ФАКУЛЬТЕТ

На правах рукописи

Сугаипов Дени Ризванович

**Моделирование влияния новостных шоков на основные
макроэкономические показатели**

Специальность 5.2.2. Математические, статистические
и инструментальные методы в экономике

ДИССЕРТАЦИЯ
на соискание ученой степени
кандидата экономических наук

Научный руководитель
кандидат экономических наук
доцент, Шагас Наталия Леонидовна

Москва – 2025

Оглавление

Введение	3
Глава 1. Влияние неожиданных и ожидаемых шоков на макроэкономические показатели.....	12
1.1. Роль неожиданных и новостных шоков в экономике	12
1.2. Обзор эконометрических моделей с новостными шоками.....	23
1.3. Обзор моделей общего равновесия с новостными шоками.....	31
Выводы по главе 1	42
Глава 2. Эконометрическая оценка влияния новостных шоков условий торговли на основные макроэкономические показатели в России.....	44
2.1. Описание используемых данных и эконометрической модели для идентификации новостных шоков	44
2.2. Результаты оценивания модели с новостным шоками условий торговли	47
2.3. Проверка устойчивости результатов эконометрической модели с новостными шоками	53
Выводы по главе 2	65
Глава 3. Построение модели общего равновесия российской экономики для идентификации новостных шоков.....	68
3.1. Описание модели общего равновесия с новостными шоками	70
3.2. Калибровка параметров модели	82
3.3. Результаты имитационного моделирования	85
Выводы по главе 3	96
Заключение	99
Библиографический список	103

Введение

Актуальность темы исследования. Важным направлением исследований в макроэкономической теории является поиск причин экономических колебаний. На протяжении десятилетий исследователи изучали влияние различных типов шоков – нефтяных, монетарных, фискальных, технологических и других – на динамику макроэкономических показателей. При этом основное внимание традиционно уделялось неожиданным изменениям: внезапному росту государственных расходов, резкому скачку процентных ставок, сокращению предложения нефти или появлению инновационных технологий. Однако со временем стало понятно, что рассматриваемые структурные шоки не всегда способны объяснить экономические флуктуации, наблюдаемые в реальных данных. Так, шоки производительности не вызывают устойчивого и сопоставимого изменения таких основных макроэкономических показателей, как выпуск, занятость, инвестиции и потребление, монетарные импульсы объясняют лишь незначительную часть вариации макропоказателей, а идентификация ряда других шоков без привлечения сложных динамических стохастических моделей общего равновесия (dynamic stochastic general equilibrium (DSGE)) оказывается затруднительной.

В последние годы особую популярность приобрели исследования, направленные на изучение влияния ожиданий экономических агентов на экономические колебания. Согласно этой идее, экономические агенты формируют прогнозы о будущих событиях на основе доступной им информации и корректируют своё поведение ещё до наступления предсказанных изменений. Например, если предприниматели ожидают роста спроса на определённый товар, тогда они способны заранее увеличить инвестиции в его производство. И в тех случаях, когда подобные ожидания формируются у большого числа индивидов, это способно вызвать подъём в экономике. В то же время, если информация, лежащая в основе прогнозов, оказывается неточной или искажённой, то экономические агенты могут принять ошибочные решения – например, излишне много инвестировать в производство, если у них сложатся завышенные ожидания о будущем спросе. В результате подобные «ложные» ожидания могут привести к перегреву и последующему спаду. Таким образом, новости о будущих изменениях в экономике, даже если они являются ошибочными, способны генерировать реальные макроэкономические колебания.

Особое место в этом контексте занимают новостные шоки, связанные с ожиданиями будущих технологических прорывов. Новостные или ожидаемые шоки – это шоки, которые воздействуют на экономические показатели через канал пересмотра ожиданий экономических агентов относительно будущих событий. Сам момент поступления соответствующей информации в виде новостей является неожиданным для индивидов. Что

касается термина «неожиданный шок», то в настоящей работе указанным словосочетанием обозначается шок, который влияет на текущие экономические показатели непосредственно, а не через канал изменения прогнозов экономических агентов. Таким образом, словосочетания «новостной шок» и «ожидаемый шок» используются как синонимичные для обозначения шоков, связанных с изменениями ожиданий индивидов относительно будущего.

Новости о будущих технологических прорывах важны по той причине, что в условиях стремительной цифровизации и автоматизации экономики информация о предстоящих инновациях может существенно влиять на инвестиционные решения задолго до их практической реализации. Эта тема широко рассматривается в зарубежной литературе, в которой предполагается, что ожидания технологического прогресса могут быть значимым драйвером деловой активности. В то же время в российской научной среде подобные исследования остаются немногочисленными – отчасти из-за ограниченной доступности длинных временных рядов по совокупной факторной производительности, которая является основным показателем для идентификации новостных шоков о будущем изменении производительности. Кроме того, выводы работ по ожиданиям экономических агентов неоднозначны: они зависят от используемых моделей, методов идентификации шоков и качества данных. Например, в векторных моделях авторегрессии (vector autoregression (VAR)) возникает проблема неединственности решений, требующая дополнительных ограничений; исследования по развивающимся странам не учитывают структурные сдвиги, которые могли происходить в экономиках этих стран, а в DSGE-моделях приходится вводить специфические допущения для корректного анализа новостных эффектов.

Важно подчеркнуть, что ожидания агентов могут формироваться не только вокруг технологий. Новости о возможных санкциях, изменениях внешнего спроса, колебаниях цен на нефть и других внешнеэкономических событиях также способны влиять на макроэкономическую динамику – особенно в малых открытых экономиках, к которым относится и Россия. Например, объявление о будущем введении ограничений на экспорт энергоресурсов может изменить поведение домохозяйств и фирм уже на этапе ожидания, даже если сами меры ещё не вступили в силу. Такая новость способна оказать неоднозначный эффект на рабочую силу в разных секторах экономики, вызвав падение занятости в секторе, направленном на экспорт ресурсов, и рост занятости в секторе, направленном на производство товаров внутреннего потребления. Эта идея игнорируется в исследованиях, направленных на оценку влияния новостных шоков о будущих технологических изменениях на макроэкономические показатели, поскольку

предполагается, что новые технологии приведут к одинаковым изменениям во всех секторах.

Российская экономика демонстрирует высокую чувствительность как к внешним, так и к внутренним шокам, что подтвердил, в частности, мировой финансовый кризис 2008 года. Тем не менее, большинство отечественных исследований сосредоточено преимущественно на внешних факторах, особенно на неожиданных колебаниях нефтяных цен. Параллельно развиваются работы по построению индексов экономических ожиданий или анализу роли информационных сигналов в экономике, в том числе сигналов Банка России. Однако эти работы редко рассматривают то, как именно ожидания относительно будущего могут генерировать макроэкономические колебания.

В этих условиях особенно актуальным становится исследование, направленное на моделирование влияния новостных шоков, связанных с ожиданиями будущих изменений условий торговли, на ключевые макропоказатели российской экономики. Такой анализ позволит выявить, какой вклад в динамику макроэкономических показателей имеют ожидания экономических агентов о будущем состоянии экономики, и понять, какое влияние новости о будущих изменениях условий торговли оказывают на выпуск, потребление, инвестиции и занятость в России. Поскольку существующие методы обладают множеством недостатков и ограничений, то наиболее перспективным направлением исследования является разработка и модификация моделей для развивающихся ресурсозависимых экономик, учитывающих структурные сдвиги, происходившие в этих странах, а также межсекторальную миграцию, что позволяет оценить направление влияния новостных шоков на основные макроэкономические показатели в таких экономиках.

Степень научной разработанности проблемы. Можно выделить два больших направления современных научных исследований, посвящённых изучению влияния новостных шоков на макроэкономические показатели. К первому относятся статьи, в которых новостные шоки определяются на основе специфических сигналов, явно наблюдаемых исследователями и экономическими агентами. Так, можно оценить влияние изменений в налоговой политике, которые становятся известными за 90 дней до введения [Mertens, Ravn, 2012], или влияние открытия новых месторождений газа и нефти на экономику страны [Arezki et al., 2017], а также влияние новостей о том, какие страны становятся организаторами Олимпийских Игр, на уровень производительности в этих странах [Brückner, Pappa, 2015].

Для настоящего исследования более важным является другое направление, в котором новостные шоки не выявляются за счёт специфических сигналов, явно

наблюдаемых учёными. В этих работах идентификация новостных шоков происходит с помощью SVAR или DSGE моделей.

К этому направлению можно отнести первые эмпирические работы, использовавшие векторную модель коррекции ошибок с краткосрочными и долгосрочными ограничениями для того, чтобы выяснить, могут ли ожидаемые шоки о будущих технологических изменениях быть причиной циклических колебаний в США [Beaudry, Portier, 2006; Beaudry et al. 2008; Beaudry, Lucke, 2010]. В дальнейших работах предложенный этими авторами метод встречался не так часто [Barsky, Sims, 2009; Barsky, Sims, 2011; Zeev, Khan, 2015]. Основной причиной являлось то, что исследователи быстро обнаружили недостатки используемого метода и от него решили отказаться в пользу новых модификаций VAR моделей [Beaudry, Portier, 2014]. Первым недостатком являлось то, что подход [Beaudry, Portier, 2006] не имел единственного решения в тех случаях, когда в векторную модель коррекции ошибок включалось больше двух переменных [Kurmann, Mertens, 2014]. Второй недостаток касался предположения, что новости о будущих изменениях в экономике могут влиять на макроэкономические показатели лишь через определённый промежуток времени [Ramey, 2016], так как возможны ситуации, когда само появление новостей приводит к мгновенному изменению цен в экономике.

Таким образом, большую популярность приобрёл метод идентификации новостных шоков в SVAR моделях с помощью максимизации доли дисперсии ошибки прогноза целевой переменной, объяснённой структурным шоком, на конечном горизонте. Работы в этой области оказались требовательны к качеству рассчитанных рядов целевых показателей, с помощью которых идентифицируются новостные шоки о будущих технологических изменениях [Kurmann, Sims, 2021]. Также стало популярным рассматривать новостные шоки, не связанные с технологическими изменениями [Zeev et al., 2017; Berger et al., 2020].

Другой пласт литературы посвящён идентификации новостных шоков с помощью DSGE моделей. Важной проблемой этого подхода является введение предпосылок, гарантирующих возможность модели генерировать сонаправленное изменение макроэкономических показателей в ответ на новостные шоки, связанные с будущим изменением уровня производительности [Jaimovich, Rebelo, 2009]. Тем не менее, даже с учётом этих предпосылок современные исследования с использованием DSGE моделей не могут подтвердить значимость новостных шоков для объяснения колебаний выпуска, потребления, инвестиций и отработанных часов [Schmitt-Grohe, Uribe, 2012; Khan, Tsoukalas, 2012; Miyamoto, Nguyen, 2014; Avdjiev, 2016; Miyamoto, Nguyen, 2019]. Перспективным направлением в этой области является учет особенностей рынка труда,

позволяющих изучить влияние ожиданий на процесс поиска работы индивидами [Theodoridis, Zanetti, 2016; Полбин, Синельников-Мурылев, 2024].

Цель и задачи исследования. Цель исследования состоит в том, чтобы оценить направление влияния ожидаемых и уже объявленных изменений в условиях торговли на выпуск, потребление, инвестиции и занятость в России. Для достижения поставленной цели необходимо выполнить следующие **задачи**:

1. Предложить подход к идентификации новостных шоков в ресурсозависимых экономиках, непосредственно учитывающий наличие секторов торгуемых и неторгуемых товаров как важных элементов таких экономик.
2. Построить эконометрическую модель, позволяющую оценить влияние новостных шоков на ключевые макроэкономические переменные в развивающихся ресурсозависимых экономиках.
3. Выявить, на основе полученных результатов моделирования, отличается ли влияние новостных шоков условий торговли на объём выпуска в российской экономике от воздействия неожиданных шоков.
4. Разработать модификацию модели общего равновесия, учитывающей особенности рынка труда в ресурсозависимой экономике, необходимой для проверки устойчивости эконометрической оценки влияния новостных шоков на основные макроэкономические показатели, и сформулировать рекомендации, способствующие выработке мер по реализации контрциклической экономической политики.

Объект и предмет исследования. Объектом исследования являются циклические колебания российской экономики, а **предметом исследования** — механизм влияния новостных шоков на макроэкономическую динамику.

Научная новизна результатов исследования. В работе получены следующие результаты, соответствующие критериям научной новизны:

1. Предложен подход для идентификации новостных шоков условий торговли в развивающихся экономиках на основе моделей общего экономического равновесия, учитывающий неоднородность рынка труда и структурные особенности экономики. В отличие от предыдущих работ, использование двухсекторных моделей позволяет продемонстрировать дифференцированное воздействие шоков условий торговли на сектора торгуемых и неторгуемых товаров, поскольку в ресурсоэкспортирующих экономиках межсекторальные различия играют ключевую роль в трансмиссии внешних импульсов.

2. Впервые осуществлена эмпирическая оценка влияния новостных шоков, связанных с ожиданиями будущих изменений условий торговли, на динамику основных макроэкономических показателей (выпуск, потребление, инвестиции, безработица) в российской экономике с применением векторных авторегрессионных моделей, учитывающих наличие структурных сдвигов. В предшествующих исследованиях по развивающимся экономикам игнорирование структурного сдвига приводило к завышению оценок вклада ожидаемых шоков по сравнению с неожиданными.
3. Оценён, на основе анализа исторической декомпозиции, вклад новостных шоков условий торговли в динамику реального выпуска в российской экономике. В отличие от предыдущих исследований, определено, что в периоды экономических и геополитических кризисов влияние новостных (ожидаемых) шоков на выпуск существенно ниже по сравнению с неожиданными шоками.
4. Предложена модификация модели общего равновесия, учитывающая особенности межсекторальной миграции рабочей силы. На её основе впервые выявлено, что направление влияния новостных шоков условий торговли на экономику определяется параметрами функционирования рынка труда – в частности, скоростью заполнения вакансий и интенсивностью перетока рабочей силы между секторами. Это приводит к изменению общего уровня занятости, а значит и реального выпуска.

Теоретическая значимость исследования заключается в разработке модели общего равновесия с межсекторной миграцией рабочей силы, которая учитывает влияние новостей о будущем изменении условий торговли на потребление, выпуск, инвестиции, а также на занятость в различных секторах экономики.

Практическая значимость исследования состоит в том, что полученные результаты могут быть использованы регулятором для анализа различных сценариев влияния новостных шоков на макроэкономическую динамику в условиях высокого уровня напряженности на рынке труда. Также результаты могут быть использованы для проведения просветительской деятельности в области борьбы с ложной информацией о будущем состоянии экономики.

Теоретико-методологические основы исследования. Теоретическая основа исследования включает в себя научные труды российских и зарубежных авторов в области оценки новостных шоков и построения моделей общего равновесия. Методологическую основу исследования составляют методы сравнения, обобщения, анализа и синтеза. В работе используются экономико-математические методы: методы решения динамических стохастических моделей общего равновесия, методы эконометрического и статистического

анализа (регрессионный анализ, анализ временных рядов), численный имитационный анализ.

Информационной базой исследования являются статистические базы данных Федеральной службы государственной статистики (Росстат), Международного Валютного Фонда и Всемирного Банка.

Расчеты произведены с использованием программных пакетов Gretl, R, Python и Matlab.

Основные положения, выносимые на защиту.

1. Предложенный подход к идентификации новостных шоков условий торговли в развивающихся экономиках позволяет отразить межсекторальные различия в трансмиссии внешних шоков. Дифференцированная реакция секторов торгуемых и неторгуемых товаров на одни и те же новостные импульсы проявляется в экономиках, зависимых от экспорта энергоресурсов, поскольку в таких экономиках совокупное влияние ожидаемых шоков на занятость зависит от возможности перетока рабочей силы между секторами.
2. Разработанная эконометрическая модель оценки влияния новостных шоков условий торговли на выпуск, инвестиции, потребление и занятость в России, учитывающая структурный сдвиг, позволяет определить вклад ожидаемых и неожиданных компонент шоков. Построенная модель даёт возможность выявить более низкий вклад новостных шоков в объяснение вариации макропоказателей в средне- и долгосрочном периодах по сравнению с предыдущими исследованиями.
3. Проведённый на основе исторической декомпозиции анализ вклада новостных шоков условий торговли в динамику реального выпуска позволяет количественно оценить изменение роли ожиданий в различных фазах экономического цикла. Полученные результаты демонстрируют снижение эффективности передачи новостных импульсов в периоды кризисов по сравнению с неожиданными шоками условий торговли.
4. Предложенная модификация модели общего равновесия для российской экономики с миграцией рабочей силы между секторами позволяет обосновать рост/падение общего уровня занятости в ответ на положительные/отрицательные новостные шоки условий торговли, опираясь на различные характеристики рынка труда. Влияние шока на экономику в краткосрочном периоде зависит от напряженности рынка труда – при более высокой переговорной силе работников происходит рост общего уровня занятости на фоне позитивных новостей.

Степень достоверности результатов исследования. Степень достоверности результатов обеспечивается следующим:

1. Результаты диссертационного исследования получены с использованием научных методов, с применением инструментария экономической теории и опорой на научные исследования отечественных и зарубежных ученых.
2. Основой эмпирической части работы выступают достоверные статистические данные из открытых источников.
3. Предложенные в диссертационном исследовании результаты апробированы в виде публикаций в рецензируемых научных журналах и докладов на ведущих российских и международных конференциях и семинарах.

Соответствие диссертации паспорту научной специальности. Содержание диссертационного исследования соответствует п. 3. «Разработка и развитие математических и эконометрических моделей анализа экономических процессов (в т.ч. в исторической перспективе) и их прогнозирования» паспорта научной специальности 5.2.2. Математические, статистические и инструментальные методы в экономике.

Апробация и реализация результатов исследования. Результаты исследования были представлены на Международной научной конференции студентов, аспирантов и молодых ученых «Ломоносов», секции «Экономика», подсекции «Макроэкономика» (Москва, 2020, 2022 и 2025), Российском экономическом конгрессе (Екатеринбург, 2023), Международной конференции по эконометрике и бизнес аналитике «International Conference on Econometrics and Business Analytics (iCEBA): Time series methods» (Ереван, 2022), Международной конференции «Modern Econometric Tools and Applications» (Нижний Новгород, 2022).

Ключевые результаты исследования также отражены в рамках государственного задания (научно-исследовательской работы) РАНХиГС при Президенте РФ по теме «Развитие методов прогнозирования макроэкономических показателей РФ» в 2022 г.

Основные результаты исследования представлены в 5 научных статьях объемом 7,21 п.л. по теме диссертации, в том числе в 4 статьях (объемом 6,38 п.л., из них 5,73 п.л. – автором лично) в рецензируемых научных изданиях, рекомендованных для защиты в диссертационном совете МГУ имени М. В. Ломоносова по специальности 5.2.2. Математические, статистические и инструментальные методы в экономике.

Структура диссертации. Структура изложения определена целью и задачами исследования. Диссертационная работа включает введение, три главы, заключение и список литературы. Общий объем исследования составляет 110 страниц, из которых 102 основного

текста, содержащего 9 таблиц и 22 рисунка. Библиографический список включает в себя 100 наименований (в том числе 78 на иностранном языке).

В первой главе проанализированы механизмы влияния различных типов неожиданных и ожидаемых шоков на макроэкономические показатели. Также изучены недостатки и преимущества различных моделей, используемых для идентификации новостных шоков. Кроме того, сформулированы ключевые предпосылки, необходимые для построения модели общего равновесия, позволяющей проанализировать влияние новостей о будущем изменении условий торговли на выпуск, потребление, инвестиции и занятость в ресурсоэкспортирующих экономиках.

Во второй главе представлена эконометрическая модель оценки влияния новостных шоков на основные макроэкономические показатели на основе данных по российской статистике. Для идентификации новостного шока используется метод максимизации доли дисперсии ошибки прогноза условий торговли, объяснённой структурным шоком, на конечном горизонте в несколько кварталов. Проверка робастности результатов осуществляется с помощью построения дополнительных спецификаций модели. Также построены декомпозиции дисперсии ошибки прогноза и исторические декомпозиции для оценки вклада неожиданных и ожидаемых шоков в динамику выпуска в исторической перспективе.

В третьей главе построена модель общего равновесия с двумя секторами – экспортно-ориентированным и внутренне-ориентированным. В эту модель включаются предпосылки модели поиска и подбора соответствий на рынке труда для того, чтобы выявить направление влияния новостного шока на уровень занятости, потребление, выпуск и инвестиции. На основе этой модели оценивается влияние неожиданных и ожидаемых шоков условий торговли на российские макропоказатели и анализируется, может ли новостной шок условий торговли являться причиной экономических флуктуаций.

Основные результаты и выводы диссертационного исследования представлены в заключении.

Глава 1. Влияние неожиданных и ожидаемых шоков на макроэкономические показатели

В настоящей главе использованы материалы, опубликованные автором в статьях «Оценка влияния новостных шоков условий торговли на российскую экономику», «Прогнозирование потребления на основе индекса потребительской уверенности в России», «Монетарная политика США и бизнес-циклы развивающихся стран», «Computable General Equilibrium Models for Migration Analysis: Bibliometric Approach» [Сугаипов, 2022a], [Сугаипов, 2022b], [Банникова, Сугаипов, 2024], [Sugaipov, 2025].

1.1. Роль неожиданных и новостных шоков в экономике

Вопрос о том, какие структурные шоки лежат в основе деловых циклов, остаётся предметом активных дискуссий в макроэкономической литературе. В ранних работах по теории реальных деловых циклов по США, таких как [Kydland, Prescott, 1982; Prescott, 1986], основным источником колебаний деловой активности считались неожиданные технологические шоки. [Григорьев, Иващенко, 2010] определяют неожиданные технологические шоки, как «неожиданные колебания предельной производительности факторов производства и, следовательно, их стоимости». Данное определение хоть и является исчерпывающим, но, тем не менее, подчёркивает, с какими эмпирическими трудностями могут столкнуться исследователи в дальнейшем. Так, существенной проблемой оказывается проблема измерения предельной производительности труда и капитала.

В работе [Prescott, 1986] экзогенные технологические шоки определяются с помощью показателя совокупной факторной производительности или же СФП¹. В дальнейшем такой вариант идентификации технологических шоков получил широкое признание и стал стандартным в макроэкономическом моделировании. Однако вскоре выявился его существенный недостаток: рассчитанная СФП на практике включает в себя не только экзогенные технологические сдвиги, но и эндогенные компоненты, обусловленные, например, циклическими колебаниями загрузки мощностей, изменениями в нормах прибыли или монопольной властью. Это ставит под сомнение корректность использования СФП в качестве прокси-переменной для «чистых» технологических шоков.

Как отмечает [Rebelo, 2005], в оригинальной работе [Prescott, 1986] не были учтены такие факторы, как циклические колебания в использовании труда и капитала, а также изменения в премиях за риск. Эти компоненты, будучи включёнными в остаток Солоу,

¹ От англ. TFP – total factor productivity.

придают шоку СФП искусственную цикличность, что искажает его интерпретацию как технологического импульса. В результате шок, ассоциируемый с ростом производительности, может отражать не столько прорывы в технологиях, сколько реакцию фирм на изменение спроса или условий финансирования.

Для преодоления этих ограничений современные исследования стремятся к построению «очищенных» рядов СФП, свободных от нетехнологических искажений, которые позволят приблизиться к эталонному ряду этого макроэкономического показателя. Одними из первых попыток стали оценки [Basu et al., 2006] по данным США, основанные на отраслевых данных и учёте изменения в загрузке факторов. Эти оценки приводились на ежегодной основе, потому были не слишком предпочтительными для использования в эконометрических моделях вследствие существенного уменьшения размера выборки. Значительный шаг вперёд был сделан в работе [Fernald, 2014], который представил перерасчёты показателя СФП на ежеквартальную основу, что в итоге и позволило учёным приблизиться к корректной идентификации технологического шока с помощью эконометрических моделей. Ряд СФП в работе [Fernald, 2014] рассчитан с поправкой на ненаблюдаемые изменения в загрузках факторов производства, однако он не содержит всех корректировок, предложенных в статье [Basu et al., 2006] – сказалась нехватка квартальных данных на отраслевом уровне.

Как указано в [Сугаипов, 2022а] – ещё одна концептуальная проблема связана с объяснением роли технологических шоков в фазах спада. Рecessии проявляются в снижении экономической активности и отражаются в изменении основных экономических показателей, таких как реальный выпуск, реальные доходы, занятость [Rebelo, 2005]. И если рост выпуска можно связать с ростом СФП, вызванным техническим прогрессом, то объяснить рецессию, как последствие падения СФП, гораздо сложнее. Наиболее просто подобные ситуации могут быть проинтерпретированы, как возникновение периодов технологического регресса. Однако, подобное сложно представить в современной экономике. Более реалистичной кажется идея, что такие ситуации описывают отказ от устоявшейся и эффективной технологии в силу иных причины – например, экологических или регуляторных.

Недостатком оказалось и то, что реализованные в моделях технологические шоки не были способны генерировать деловые циклы. Согласно теории, неожиданный шок СФП должен приводить к увеличению производительности, выпуска и занятости. Следствием повышения производительности является то, что фирмы могут произвести тот же объём продукции с меньшими издержками. На деле же эмпирические исследования выявляют падение занятости в ответ на шок. Авторы исследования [Galí, Rabanal, 2004] представляют

возможное объяснение выявленному эффекту. Оно основано на номинальной жёсткости цен. Так, [Galí, Rabanal, 2004] считают, что в моделях с негибкими ценами реакция занятости на технологический шок будет зависеть от действующего правила монетарной политики. В работе [Galí, 1999] это обосновывается тем, что при постоянной денежной массе и заранее определённых ценах, совокупный спрос не изменится в ответ на шок. Тогда производство того же объёма продукции потребует меньших затрат труда, что и приведёт к сокращению занятости в краткосрочном периоде. Таким образом, краткосрочный эффект технологического шока оказывается контрциклическим по отношению к занятости. Другие варианты объяснений включают в себя модификации стандартных моделей РДЦ, которые избегают нереалистичных предпосылок работы [Galí, 1999].

Из-за этого некоторые учёные решили обратиться к другим типам технологических шоков, а именно – к специфическим для инвестиционного сектора² [Greenwood et al., 2000]. Согласно [Zeev, Khan, 2015] технологическое изменение, связанное с появлением инвестиционных технологий, должно удешевлять новое оборудование или делать его более качественным или производительным по сравнению со старым оборудованием. Основное отличие шока инвестиционных технологий от шока СФП состоит в том, что в случае шока, связанного с появлением инвестиционных технологий, не будет наблюдаться прямое влияние технологий на уровень производства. Текущий выпуск будет меняться опосредованно – из-за увеличения использования капитала и рабочей силы вследствие возросших инвестиционных возможностей.

Положительный шок инвестиционных технологий повышает доходность капиталовложений, делая замену устаревшего оборудования более выгодной. Это снижает предельные издержки использования капитала, что стимулирует фирмы к расширению производства и найму. В результате такой шок оказывается способным генерировать реалистичные деловые циклы с одновременным ростом инвестиций, занятости и выпуска.

В работе [Fisher, 2006] сравнивается, как эти два структурных технологических шока – шок совокупной факторной производительности и шок инвестиционных технологий – влияют на экономику. Автору удаётся выяснить, что шоки инвестиционных технологий являются более важными по сравнению с шоками СФП – они объясняют почти на 40 % больше вариации выпуска и отработанных часов. Этот результат оспаривается в исследовании [Galí, Rabanal, 2004]. Выясняется, что результаты работы [Fisher, 2006] не являются устойчивыми к спецификации модели. Если рассматривать показатели в разностях, а не в уровнях или же использовать детрендрованные ряды, то шоки

² От англ. IST – investment-specific technology. В дальнейшем этот шок будет обозначаться как шок инвестиционных технологий.

инвестиционных технологий также будут объяснять малую долю вариации макропоказателей.

Ещё одним потенциальным источником колебаний является шок предельной эффективности инвестиций³, упомянутый в исследовании [Justiniano et al., 2011]. Этот шок отражает изменения в эффективности трансформации инвестиционных благ в производственный капитал – например, из-за условий финансирования, инфраструктурных ограничений или изменений в издержках установки. [Justiniano et al., 2011] демонстрируют, что именно шок предельной эффективности инвестиций является причиной экономических колебаний несмотря на то, что он объясняет не слишком большую долю вариации потребления. Главным же недостатком этого шока является то, что его сложно идентифицировать вне рамок DSGE-моделей.

Несмотря на усилия по усовершенствованию моделей для идентификации технологических шоков и выделению разных типов этих шоков, в последние годы внимание исследователей сместилось в сторону других типов импульсов. Одним из наиболее перспективных направлений стала теория новостных шоков – то есть ожиданий агентов относительно будущих изменений в фундаментальных переменных, таких как производительность, налоговая и монетарная политика или торговые условия. Эти шоки ожиданий позволяют объяснить реакцию макроэкономических показателей на будущие события, что делает данные типы шоков особенно релевантными для анализа современных деловых циклов.

Как указано в работе [Сугаипов, 2022a] – идея о том, что экономические колебания могут возникать вследствие ожиданий экономических агентов, далеко не нова и своими корнями уходит к [Pigou, 1927]. Согласно этой точке зрения причина колебаний заключается в «метаниях умов» всего делового мира между оптимистичными и пессимистичными ожиданиями, что проявляется в виде соответствующих ошибок – какие-то ожидания оказываются чересчур оптимистичными, другие, наоборот, слишком пессимистичными. Это очень близко к [Keynes, 1936] с его «animal spirits», который также подчёркивает важность волн пессимизма и оптимизма как движущих сил, стоящих за экономическими колебаниями. Таким образом, изменения ожиданий экономических агентов могут являться серьёзным драйвером флуктуаций.

К этой идее позже пришёл и [Cochrane, 1994] в своём исследовании. Учёный не обнаружил подтверждения тому, что технологические, монетарные или нефтяные шоки могут являться причиной экономических колебаний в США. И в качестве альтернативного

³ От англ. marginal efficiency of investment.

варианта он предложил рассматривать то, какую роль в деловой активности может играть информация, получаемая экономическими агентами. Как считал исследователь, если индивиды получают плохие новости о будущем, то они могут снизить свою деловую активность, что в итоге может привести к рецессии. Так, в качестве примера он указывал, что причиной рецессии может оказаться падение потребления, вызванное появлением негативных новостей о будущем.

В пользу подтверждения этой теории можно привести и некоторые исторические примеры, наиболее популярным из которых является период бума и спада 1999–2001 гг. в США [Barsky et al., 2015]. Он характеризовался высокой положительной корреляцией между инвестициями и предсказанными значениями доходов компаний из S&P 500, и негативной корреляцией между инвестициями и фактическими значениями доходов [Jaimovich, Rebelo, 2009]. Кажется, что высокие темпы роста экономики в этот период основывались на ожиданиях агентов относительно будущего роста производительности, но затем пересмотр этих самых ожиданий привёл к закономерному спаду. Согласно учёным, схожую динамику можно обнаружить и в деловых циклах в Азии в конце 90-х годов. Учитывая это, кажется вероятным, что хотя бы некоторые из известных периодов рецессий могли возникать вследствие новостных шоков.

Более подробно механизм влияния и проблема измерения новостных шоков разбираются в статье [Beaudry, Portier, 2014]. Так, авторы указывают, что если индивиды прогнозируют высокую потребность в каких-то благах в будущем, то они могут начать больше инвестировать, чтобы удовлетворить этот будущий спрос. При этом у индивидов есть различные опции, связанные с их инвестиционными решениями. Они могут инвестировать как в сектор, в котором непосредственно произойдёт изменение, так и в комплементарные сектора, которые также выиграют от нововведений. Учитывая, что этой деятельностью может заниматься большое число экономических агентов, такая стратегия способна привести к экономическому буму. Если же эти прогнозы окажутся ошибочными, и предсказанный спрос будет ниже настоящего, тогда экономика будет переполнена инвестициями, и в результате произойдёт рецессия.

На самом же деле, несмотря на общую простоту идеи, оценить влияние новостных шоков на экономику сложно по двум основным причинам. Первая причина – это сложность измерения силы, которая является причиной колебаний (эта сила – предсказания агентов о будущих потребностях экономики). Вторая причина – сложность создания простой модели, которая учитывает то, что причиной циклических колебаний могут являться ожидания агентов. Так, учёные сталкиваются с рядом трудностей в попытках продемонстрировать, как новостные шоки о будущих технологических нововведениях могут приводить к

сонаправленным изменениям выпуска, инвестиций, потребления и отработанных часов [Barsky et al., 2015]. Проблема возникает в стандартных неоклассических моделях – согласно рассуждениям [Barro, King, 1984] потребление и предложение труда (наряду с инвестициями) будут двигаться в противоположных направлениях, если не произойдёт увеличения предельного продукта труда [Сугаипов, 2022а].

Согласно работе [Sugaipov, 2023], в рамках стандартных моделей реальных деловых циклов положительные новости относительно будущего вызывают рост доходов экономических агентов. Авторы [Jaimovich, Rebelo, 2009] указывают, что возникает эффект богатства. Из-за него домохозяйства начинают повышать текущее потребление и увеличивать досуг, даже до фактической реализации благоприятных новостей. Увеличение досуга происходит по той причине, что положительные новости о будущем росте доходов не приводят к мгновенному росту заработных плат. Поэтому у индивидов не возникает стимулов увеличивать предложение труда в текущем периоде. В результате происходит снижение предложения труда, а за ним падают выпуск и инвестиции. Таким образом, на одну и ту же положительную новость о будущем макроэкономические переменные реагируют разнонаправленно.

Получение однонаправленной реакции переменных крайне важно. Реальные данные показывают, что деловые циклы характеризуются совместным ростом и падением основных макроэкономических показателей – выпуска, потребления, инвестиций, отработанных часов. При этом, согласно данным США, инвестиции в три раза волатильнее выпуска, отработанные часы имеют такую же волатильность, как и выпуск, а потребление – менее волатильно [Rebelo, 2005].

Как указано в работе [Сугаипов, 2022а], для решения обозначенной выше проблемы учёные используют различные подходы [Beaudry, Portier, 2006; Jaimovich, Rebelo, 2009]. Для получения требуемого результата [Beaudry, Portier, 2007] приходится конструировать трёхсекторную модель экономики, состоящую из сектора товаров промежуточного потребления, а также секторов товаров широкого потребления и товаров производственного назначения. В такой модели можно добиться роста как инвестиций, так и потребления, поскольку решения о текущих инвестициях будут приниматься обособленно от решений по потреблению. Этот эффект достигается за счёт того, что новости о будущих изменениях относятся именно к сектору промежуточных товаров, а они, в свою очередь, комплементарны капиталу, используемому для производства в секторе товаров конечного потребления. Таким образом индивидам становится выгодно начинать инвестировать сразу же после появления новостей. Согласно модели, если новости о будущем увеличении производительности будут возникать в каких-то других секторах,

тогда они не будут приводить к деловым циклам. Вместо этого экономическим агентам окажется выгоднее дожидаться реализации технологического шока и уже затем начинать инвестировать.

Другой подход для достижения такого же эффекта применяется в работе [Jaimovich, Rebelo, 2009]. Авторы строят модель, в которой к деловым циклам могут приводить разные типы новостных шоков. Они рассматривают новости о будущих изменениях совокупной факторной производительности и новости о появлении инвестиционных технологий. Исследователям удаётся продемонстрировать, что новостные шоки могут приводить к деловым циклам благодаря введению трёх важных предпосылок – издержек изменения инвестиций, возможности изменения использования капитала и предпочтений индивидов, позволяющих варьировать влияние эффекта богатства на предложение труда. Третья предпосылка необходима для того, чтобы новостной шок о будущих технологических изменениях приводил к росту отработанных часов в краткосрочном периоде [Sugaïrov, 2023].

В основе работы [Jaimovich, Rebelo, 2009] лежит односекторная модель, в которой индивиды максимизируют свою функцию полезности по потреблению и отработанным часам:

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{(C_t - \mu N_t^\theta X_t)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma}, \quad (1.1)$$

$$X_t = C_t^\gamma X_{t-1}^{1-\gamma}, \quad (1.2)$$

где C_t – это потребление, N_t – отработанные часы, X_t – переменная, позволяющая сделать предпочтения несепарабельными по потреблению и отработанным часам, β – коэффициент дисконтирования, и при этом $0 < \beta < 1$, θ – эластичность предложения труда, $\theta > 1$, μ – нормировочный параметр, $\mu > 0$, γ – это параметр, отвечающий за предпочтения индивидов, и σ – величина, обратная межвременной эластичности замещения, $\sigma > 0$.

Уравнение (1.2) используется для того, чтобы задать особые предпочтения индивидов. Так, параметр γ позволяет уменьшить влияние эффекта богатства на предложение труда в краткосрочном периоде.

Также в модели представлена производственная функция в форме Кобба-Дугласа:

$$Y_t = A_t (u_t K_t)^{1-\alpha} N_t^\alpha, \quad (1.3)$$

где A_t – это уровень совокупной факторной производительности, K_t – капитал, а u_t – это коэффициент использования основного капитала.

$$Y_t = C_t + I_t/z_t, \quad (1.4)$$

где I_t – инвестиции, z_t – текущий уровень технологий для производства капитала (IST). При этом изменение z_t трактуется как технологический прогресс, связанный с инвестиционной деятельностью.

Процесс накопления капитала описывается следующей формулой:

$$K_{t+1} = I_t \left(1 - \varphi \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right) + (1 - \delta(u_t)) K_t, \quad (1.5)$$

где $\varphi(\cdot)$ – издержки изменения инвестиций, $\delta(u_t)$ – норма амортизации.

В работе [Sugaipov, 2023] подмечается, что такая модель способна демонстрировать сопоставленное изменение фундаментальных макроэкономических показателей как в ответ на шок ожиданий по будущим изменениям СФП (A_t), так и в ответ на шок ожиданий по инвестиционным технологиям (z_t). Авторы исследования [Jaimovich, Rebelo, 2009] указывают, что в период $t = 0$ экономика находится в устойчивом состоянии. Затем в следующем периоде $t = 1$ индивиды получают новость о том, что ещё через два периода произойдут изменения в A_t или z_t . После этого, начиная уже с периода 1, модель будет демонстрировать рост потребления, выпуска, инвестиций и отработанных часов в ответ на шок.

В таком случае можно описать механизм влияния новостного шока о будущих технологических изменениях на экономику [Сугаипов, 2022a]. Предполагается, что появление новостей о будущем увеличении уровня производительности будет приниматься экономическими агентами за правду. Оно также будет означать, что в будущем фирмам придётся нарастить и инвестиции. Но существование издержек изменения капитала принудит фирмы сглаживать инвестиции во времени, поэтому инвестиции начнут расти не в последний момент, а уже через какое-то время после появления новостей. Этот процесс приведёт к снижению стоимости установленного капитала в единицах потребления. Поскольку капитал становится менее ценным, то его легче заменить, а значит выгодно повысить загрузку мощностей. Если эффект богатства будет небольшим, чего позволяет добиться введённая [Jaimovich, Rebelo, 2009] предпосылка, то можно будет наблюдать и увеличение потребления, и увеличение количества отработанных часов в ответ на шок.

Альтернативный взгляд на природу деловых циклов представлен в работе [Christiano et al., 2008]. Учёные акцентируют внимание на монетарной политике и её роли в усилении или смягчении эффектов новостных шоков. Авторы утверждают, что основным импульсом экономических колебаний могут выступать ожидания будущих технологических прорывов, но именно реакция центрального банка на такие ожидания определяет масштаб последующего экономического бума. Например, новости о предстоящем технологическом прогрессе могут формировать у агентов убеждения, что в будущем инфляция снизится, что,

в условиях инфляционного таргетирования, может вынудить регулятор снизить процентную ставку для предотвращения дефляционного давления. Такая политика стабилизирует инфляцию, но одновременно провоцирует кредитный бум и стимулирует рост потребления и инвестиций. В результате экономика может перегреться задолго до фактической реализации технологических изменений. Таким образом, модель демонстрирует, как монетарная политика может усиливать передачу новостных шоков в реальный сектор.

В работе [Christiano et al., 2010] указано, что решение по снижению процентной ставки в описанной ситуации является ошибочным решением. Напротив, Центральному банку следует повысить ставку, чтобы сдержать избыточное потребление. Обоснование заключается в том, что ожидания роста доходов в будущем могут побудить домохозяйства увеличить текущее потребление несмотря на то, что технологические изменения ещё не произошли и их реализация не гарантирована. Без вмешательства регулятора это приведёт к чрезмерному росту спроса и нарушению макроэкономического равновесия. Повышение процентной ставки, напротив, снизит стимулы к преждевременному потреблению и поможет сохранить устойчивость экономики.

Кроме перечисленных новостных шоков о будущем изменении уровня производительности, существуют так же и другие типы новостных шоков, которые могут оказаться важными для других стран или в других контекстах.

Например, можно выделить шоки условий торговли, которые приобретают особенную значимость для российской экономики. Обычно, когда исследователи рассматривают развивающиеся страны, они считают, что наибольшее влияние на эти экономики оказывают колебания цен на сырьё, изменения условий торговли, внешнего спроса, санкции – то есть нетехнологические факторы. При этом известно, что такие малые открытые экономики как России могут сильно зависеть от экспорта энергоресурсов, в том числе и нефти.

Сами по себе условия торговли представляют отношение цены экспорта к цене импорта. Неожиданные изменения цены экспорта, как, например, изменения цен на нефть, могут приводить к флуктуациям российской экономики. Потому и ожидания изменений этих факторов могут являться причиной колебаний деловой активности в России.

В работе [Сугаипов, 2022a] представлен обзор по влиянию шоков условий торговли на экономику. Так, согласно [Schmitt-Grohé, Uribe, 2018] неожиданный положительный шок условий торговли приводит к укреплению реального обменного курса из-за притока валюты в страну. Вместе с тем возникает эффект дохода от увеличения цены экспортных товаров – за продажу того же объёма экспортных товаров, что и раньше, экономические

агенты могут выручить больше денег, в результате чего вырастет их доход. Это способствует увеличению спроса как на импортные товары, так и товары, произведённые внутри страны. Таким образом, в результате шока происходит увеличение экспорта и импорта и улучшение торгового баланса (в стоимостном выражении) [Kilian, 2018]. Можно ожидать положительного влияния на торговый баланс из-за некоторой инерционности приспособления спроса на импортные товары в условиях быстрого роста стоимостных объемов экспорта при улучшении условий торговли. Кроме того, условия торговли будут положительно влиять на выпуск в долгосрочном периоде через накопление капитала [Полбин, 2017].

Схожая динамика наблюдается и в ответ на новостные шоки условий торговли – то есть ожидания их будущего улучшения или ухудшения. Например, если экономическим агентам станет известно, что в будущем цены на сырьё вырастут, то такая информация может повлиять на текущие условия торговли через канал запасов. Появление соответствующей информации может вынудить экономических агентов увеличивать запасы сырья, чтобы не пришлось столкнуться с более высокими ценами на сырьё в будущем. Увеличение спроса на запасы приведёт к росту относительной цены экспорта, что и будет улучшением условий торговли. Таким образом, в дальнейшем будет наблюдаться такое же влияние на основные макроэкономические показатели, как и при положительном шоке условий торговли, не связанном с ожиданиями экономических агентов. Если экономические агенты будут ожидать роста доходов в будущем, то они могут начать потреблять больше уже в текущем периоде, сглаживая своё потребление во времени. Будущее улучшение условий торговли сделает выгодными инвестиции в экспортные сектора, так как экономические агенты захотят продать побольше товаров по более высокой цене, но также вырастут инвестиции и во внутренние сектора, ведь увеличится потребительский спрос. Это означает, что ожидаемые улучшения условий торговли способны привести как к увеличению расходов домашних хозяйств, так и инвестиций. Таким образом, ожидаемые изменения условий торговли могут запускать значимые макроэкономические сдвиги ещё до своей реализации. Дискуссионным является вопрос о том, как новости об изменении условий торговли в будущем могут повлиять на рынок труда. С одной стороны, занятость в экспортно-ориентированном секторе будет увеличиваться, поскольку будет происходить расширение производства товаров этого сектора, и вместе с тем вырастут заработные платы. С другой стороны, увеличение занятости в одном секторе может происходить за счёт уменьшения занятости в других секторах экономики, как это происходило в США во время резкого увеличения объёмов торговли с Китаем [Caliendo et al., 2019].

Важным является тот факт, что довольно часто можно наблюдать примерно одинаковую реакцию переменных в ответ на неожиданные и ожидаемые события, происходящие в экономике. Например, в работе [Gomes et al., 2017] анализируется, какой эффект на экономику оказывает новостной шок монетарной политики. Так, если экономические агенты ожидают отклонения в правилах установки процентных ставок регулятором, отличающихся от его обычного поведения, то есть, к примеру, если центральный банк решил провести в будущем сдерживающую монетарную политику, и из-за этого агенты ожидают более высоких процентных ставок, тогда индивиды станут сокращать текущее потребление и инвестиции. Падение спроса снизит инфляционное давление. Кроме того, снизится заработная плата, а вслед за ней и отработанные часы. Мгновенное снижение инфляции и разрыва выпуска приведёт к первоначальному снижению процентной ставки, которая затем повысится после реализации сдерживающей монетарной политики. Это является самым существенным отличием от случая неожиданного шока сдерживающей монетарной политики, при котором процентная ставка начинает увеличиваться моментально. Для остальных переменных учёные обнаруживают, что новостной шок оказывает более сильный и продолжительный эффект, чем шок, не связанный с изменениями ожиданий.

Кроме того, не стоит забывать, что изменения фискальной политики также вполне могут быть ожидаемыми. Часто внедрение новой налоговой политики занимает существенное время, так что экономические агенты обладают возможностью отреагировать на предстоящие перемены ещё до их реализации. Согласно исследованию [Mertens, Ravn, 2012], ожидаемое снижение налогов, к примеру, на доходы физических лиц стимулирует фирмы откладывать закупки капитала и создаёт эффект межвременного замещения труда. В результате снижаются инвестиции, падает количество отработанных часов, а вместе с тем снижается и выпуск. Неожиданным является то, что новостной шок никак не влияет на потребление до реализации. [Mertens, Ravn, 2011] демонстрируют, что влияние ожидаемого фискального шока на потребление зависит от эффекта дохода. За счёт этого эффекта должно происходить увеличение потребления товаров кратковременного пользования. Но падение выпуска приводит к увеличению реальной процентной ставки, что снижает потребление товаров длительного пользования. И так как эти две категории товаров комплементарны, а влияние на них разнонаправленно, то это и может являться причиной отсутствия существенного влияния новостей о налоговых изменениях на потребление.

Можно заметить, что современные исследования по новостям о будущих изменениях охватывают множество различных направлений. Можно говорить о новостных технологических, фискальных, монетарных или нефтяных шоках [Сугаипов, 2022a].

Однако не все они рассматриваются как возможные причины экономических колебаний. Так, только новостные технологические шоки и новостные шоки условий торговли согласно теории и некоторым эмпирическим исследованиям могут оказаться причиной деловых циклов. Таким образом, исследованию именно этих шоков будет посвящена настоящая работа.

1.2. Обзор эконометрических моделей с новостными шоками

Согласно [Сугаипов, 2022a] исследования, анализирующие влияние новостных шоков на экономику, можно классифицировать на основе природы самих новостей. Так, можно определить всего два различных типа работ. К первому относятся все статьи, в которых новостные шоки определяются на основе специфических сигналов, явно наблюдаемых исследователями и экономическими агентами. Так, можно оценить влияние изменений в налоговой политике, которые становятся известными за 90 дней до введения [Mertens, Ravn, 2012], или влияние открытия новых месторождений газа и нефти на экономику страны [Arezki et al., 2017], а также влияние новостей о том, какие страны становятся организаторами Олимпийских Игр, на уровень производительности в этих странах [Brückner, Pappa, 2015].

Для настоящего исследования более важным является другое направление, в котором новостные шоки не выявляются за счёт специфических сигналов, явно наблюдаемых учёными. К нему можно отнести статьи, в которых в качестве возможной причины экономических флуктуаций рассматриваются новостные шоки о будущих технологических изменениях. Эти исследования в основном базируются на SVAR и DSGE-моделях, но имеют ряд особенностей, о которых нам нужно упомянуть.

В одной из первых эмпирических работ по новостным шокам о будущих технологических изменениях [Beaudry, Portier, 2006] использовалась векторная модель коррекции ошибок с краткосрочными и долгосрочными ограничениями для того, чтобы выяснить, могут ли ожидаемые шоки быть причиной циклических колебаний в США. В первой спецификации модели было всего два временных ряда – это индекс фондового рынка (стоимость акций высокотехнологичных компаний) и показатель совокупной факторной производительности. Идея состояла в том, что индекс цен акций моментально отреагирует на появление новости, но вот совокупная факторная производительность не изменится. Тогда краткосрочное ограничение подразумевает, что индекс цен акций не имеет мгновенного влияния на уровень СФП. Долгосрочное идентификационное ограничение было применено исходя из тех соображений, что цены акций не влияют на

уровень производительности в долгосрочном периоде. Позже в модель также были включены показатели потребления, инвестиций и отработанных часов.

Учёные обнаружили, что новости о будущей производительности в экономике могут объяснить до 50% колебаний выпуска и других макропоказателей в течение делового цикла. Расчёты демонстрировали, что отработанные часы, потребление и выпуск растут при появлении новостей, таким образом приводя к экономическим колебаниям.

Теоретическое обоснование такого подхода содержится в литературе, свидетельствующей о том, что изменения цен акций отражают рыночные ожидания о будущих изменениях в экономике [Fama, 1990]. Ежемесячная, квартальная и годовая доходность фондового рынка связана с будущими темпами роста производства. Так, учёные смогли идентифицировать шоки, которые в текущий момент времени воздействовали на цены акций и с лагом действовали на производительность.

Такой же подход был применён затем в исследованиях [Beaudry et al. 2008] и [Beaudry, Lucke, 2010]. Учёным удалось продемонстрировать, что новости о будущих изменениях в технологиях могут приводить к буму, как в странах, в которых эта новость появляется, так и за границей.

Более поздние исследования проводились с применением других методов идентификации новостных технологических шоков, поскольку статья [Beaudry, Portier, 2006] подверглась серьёзной критике со стороны научного сообщества. Замечания к их подходу были вынесены сразу в нескольких работах:

1. [Kurmman, Mertens, 2014] указывают, что подход [Beaudry, Portier, 2006] не будет иметь единственного решения в случае, если в их векторной модели коррекции ошибок будет больше двух переменных. Это является существенной проблемой, поскольку в таком случае единственный корректный результат работы [Beaudry, Portier, 2006] был получен в базовой модели с совокупной факторной производительностью и индексом цен акций.
2. [Ramey, 2016] добавляет критическое замечание по поводу предположения учёных о мгновенном влиянии новостей о будущих технологических изменениях на цены акций. [Beaudry, Portier, 2006] считают, что будущая прибыль, которая возникает из-за потенциального технологического изменения, отразится в повышении текущих цен акций. Однако нет никаких доказательств, что это должно наблюдаться для крупных инноваций. Исследователь подчёркивает, что существенные технологические изменения (такие, как появление информационных технологий) могут приводить к снижению цен акций сегодня, потому что они также сильно снижают ценность существующих технологий.

Новый метод для обнаружения ожидаемого шока был предложен в работе [Barsky, Sims, 2011]. Здесь использовался метод максимизации доли дисперсии ошибки прогноза целевой переменной (например, уровня совокупной факторной производительности), объяснённой структурным шоком, на конечном горизонте времени. В дальнейшем этот подход стал известен в литературе и как метод среднесрочных ограничений [Zeev, Khan, 2015; Kurmann, Sims, 2021], а его подробное описание представлено в работе [Сугаипов, 2022a].

Для начала необходимо описать процесс генерации данных для производительности. Допустим, что задан логарифм совокупной производительности a_t в следующем виде:

$$a_t = a_{t-1} + w_{1t} + w_{2t-j}, \quad (1.6)$$

где a_t – уровень технологий и стохастический процесс, вызванный неожиданным и новостным шоками. Получается, что эти два шока суммарно отвечают за всю вариацию показателя. В таком случае только w_{1t} влияет моментально на текущую производительность, а w_{2t} – это и есть будущий технологический шок. Получается, что w_{2t} идентифицируется, как шок, не имеющий мгновенного влияния на уровень технологий, но наилучшим образом объясняющий будущие изменения в $a_{t+1}, \dots, a_{t+H}$, не учитываемые неожиданными шоками, где H – это какой-то конечный горизонт, когда новость реализуется. Как указывают [Barsky et al., 2015], эта стратегия идентификации рассматривает все шоки в модели, являющиеся ортогональными текущему уровню СФП, и среди них выявляет тот шок, который максимально объясняет значение будущей производительности.

Теперь представим, что есть вектор переменных y_t размерности $n \times 1$, где уровень производительности a_t является первой переменной. Тогда становится возможным записать VAR модель в приведённой форме:

$$y_t = B(L)u_t, \quad (1.7)$$

где u_t – это вектор инноваций $n \times 1$ с ковариационной матрицей $\sum_u = E(u_t u_t')$, а $B(L) = I + B_1 L + B_2 L^2 + \dots$ – лаговый полином.

В таком случае можно записать линейное соответствие между структурными шоками и инновациями:

$$u_t = A \varepsilon_t, \quad (1.8)$$

где ε_t – это вектор $n \times 1$ структурных шоков, A – это матрица $n \times n$, удовлетворяющая условию $\sum_u = A A'$. Известно, что эта матрица не единственная, и на самом деле таких матриц как A может быть очень много. Так, всего лишь одним из возможных решений является матрица из разложения Холецкого. Это означает, что можно составить матрицы

возможных решений вида $\tilde{A}D$, где $\tilde{A}$ – это как раз и есть нижнетреугольная матрица из разложения Холецкого, а D – это ортогональная матрица.

В соответствии с этим можно представить VAR-модель в структурной форме через матрицу из разложения Холецкого и ортогональную матрицу, если сначала записать модель в следующем виде:

$$y_t = C(L)\varepsilon_t, \quad (1.9)$$

а затем подставить $C(L) = B(L)\tilde{A}D$.

В этом случае можно записать ошибку прогноза y_t на h шагов вперёд в терминах структурных шоков:

$$y_{t+h} - E_{t-1}y_{t+h} = \sum_{\tau=0}^h B_{\tau}\tilde{A}D\varepsilon_{t+h-\tau} \quad (1.10)$$

Известно, что способность шока объяснять будущие изменения переменных оценивается с помощью декомпозиции дисперсии ошибки прогноза (FEVD). Тогда, согласно [Barsky, Sims, 2011], доля вклада в дисперсию ошибки прогноза переменной i , относящийся к шоку j на горизонте h можно вычислить по следующей формуле:

$$\Omega_{ij}(h) = \frac{\sum_{\tau=0}^h B_{i,\tau}\tilde{A}\gamma\gamma'\tilde{A}'B_{i,\tau}'}{\sum_{\tau=0}^h B_{i,\tau}\sum_u B_{i,\tau}'}, \quad (1.11)$$

где $B_{i,\tau}$ – это i -я строка лагового полинома, вычисленная на горизонте τ , а γ – это j -я колонка ортогональной матрицы D .

Теперь, как указано в [Barsky, Sims, 2011; Сугаипов, 2022a], необходимо найти такой γ , который максимизирует долю дисперсии ошибки прогноза производительности, объяснённую структурным шоком, на горизонте H с учётом ограничения, что новостной шок ортогонален текущей производительности. При этом первый элемент вектора γ равен 0, что и означает отсутствие моментального влияния новостного шока на уровень производительности. Также, поскольку матрица ортогональна, а γ – это вектор, принадлежащий этой матрице, то можно добавить ограничение на этот вектор $\gamma'\gamma = 1$. Всё это позволяет составить следующую оптимизационную задачу, решение которой и позволит идентифицировать новостной шок:

$$\gamma^* = \underset{\gamma}{\operatorname{argmax}} \sum_{h=0}^H \Omega_{12}(h), \quad (1.12)$$

Горизонт прогнозирования, упомянутый выше, определяется на основе ожиданий. В случае новостных технологических шоков можно обнаружить эмпирические исследования, в которых горизонт варьировался от 3 до 15 лет [Barsky et al., 2015; Ben Zeev, Khan, 2015; Levchenko, Pandalai-Nayar, 2020]. Строго говоря, выбор горизонта основывается на том, сколько примерно времени проходит между появлением информации о будущей технологии, и внедрением этой технологии в эксплуатацию. На деле результаты

исследований обычно оказываются устойчивыми к изменению этого показателя. Стоит, однако, уточнить, что для других типов новостных шоков горизонт прогнозирования может существенно отличаться. Для новостных шоков условий торговли [Zeev et al., 2017] в базовой постановке модели берут промежуток в 5 кварталов, хотя, согласно литературе, оптимальный горизонт прогнозирования цен на сырьё составляет 1-2 года [Сугаипов, 2022a].

Более подробный обзор исследований по новостным шокам, использующим векторные авторегрессионные модели, представлен в работе [Сугаипов, 2022a]. Так, в исследовании [Barsky, Sims, 2011] был выбран прогнозный горизонт в 40 периодов. Для идентификации новостного шока авторы оценили VAR модель с четырьмя переменными в уровнях. Среди них – СФП, выпуск, потребление и отработанные часы. Авторы подмечают, что хотя некоторые из этих рядов и не являются стационарными, а значит требуют применения оператора первой разности, тем не менее, оценка в уровнях позволяет получить корректные результаты и является устойчивой к наличию коинтеграционных соотношений неизвестной формы. В отличие от работ, использовавших VECM модели, реализация новостного шока по расчётам авторов приводит к увеличению потребления и снижению выпуска, отработанных часов и инвестиций в краткосрочном периоде. В этой статье также было обнаружено, что ожидаемые шоки СФП объясняют от 10% до 40% колебаний совокупного выпуска. Тем не менее, новостной шок не может являться причиной экономических колебаний – историческая декомпозиция выпуска показала, что в периоды рецессий новостной шок положительно влиял на эту переменную. Так, в четырёх случаях из шести учёным не удалось объяснить падение выпуска в экономике.

[Beaudry, Portier, 2014] попытались объяснить, почему выводы работы [Barsky, Sims, 2011] отличались от предыдущих исследований по новостным шокам. Учёные указывают, что результаты могут быть чувствительны к выбору переменных, включаемых в модель. Когда авторы добавляют индекс цен акций, то потребление и отработанные часы начинают демонстрировать мгновенную положительную реакцию в ответ на шок. Тем не менее, подход со среднесрочными ограничениями был признан многими учёными, поэтому в дальнейших работах со SVAR моделями оценку влияния новостных шоков проводят либо с помощью этого метода, либо с его модификациями. Так, к примеру, [Kurmman, Otrok, 2013], воспользовавшись этим подходом, смогли определить, что новостной шок СФП приводит к падению инфляции и ставке по федеральным фондам в краткосрочном периоде.

Результаты, полученные в работе [Barsky et al., 2015], также отвергают гипотезу о том, что причиной экономических флуктуаций являются новостные технологические шоки СФП. Учёные используют метод идентификации, близкий по духу к подходу со

среднесрочными ограничениями. Они считают, что новостной шок будет представлять собой линейную комбинацию инноваций в приведённой форме, которая должна отвечать двум требованиям. Первое состоит в том, что новостной шок должен предсказывать будущую производительность. Это по сути является обязательным условием для ожидаемого шока в любом контексте. Второе – эта линейная комбинация инноваций не должна иметь сильную корреляцию с текущей производительностью.

Для того, чтобы обосновать второе условие, авторы предлагают рассмотреть пограничный случай, когда ни одна макроэкономическая переменная не является причиной по Грейнджеру для производительности. Тогда единственным показателем, который будет лучше всего предсказывать будущий уровень производительности, окажется производительность в текущем периоде, чего в реальности быть не может. Так как предполагается, что совокупная факторная производительность не может предсказывать саму себя, то возможность выявления новостных шоков из VAR модели возникает тогда и только тогда, когда существуют наблюдаемые переменные, которые являются причиной по Грейнджеру для СФП.

Эти переменные в модели не обязательно должны быть именно теми фактическими сигналами, которые получают индивиды. Как и не обязаны они быть теми сигналами, на основе которых индивиды принимают свои дальнейшие решения. Но эти переменные должны служить индикаторами того, что индивиды получили какой-то сигнал. Это могут быть индексы фондовых рынков, такие показатели ожиданий, как индекс потребительской уверенности или даже макроэкономические показатели, которые отражают информацию, имеющуюся у агентов. Таким образом, для идентификации новостей может подойти следующий набор переменных:

1. Фондовые индексы;
2. Индекс потребительской уверенности;
3. Потребление (изменения в потреблении товаров длительного пользования и услуг);
4. Новости (индекс, построенный напрямую на основе новостных заголовков).

Все эти показатели могут демонстрировать, что экономическим агентам стала доступна новая информация о будущем состоянии экономики. Так, появление новостей может отражаться в изменении цен акций, поскольку индивиды принимают решение о покупке или продаже акций компаний. Это событие отразится изменением фондовых индексов.

Индекс потребительской уверенности, согласно некоторым исследователям, может быть использован для предсказания экономических колебаний [Fuhrer, 1993]. Благодаря этому индексу можно прогнозировать другие макроэкономические переменные [Carroll,

1994; Asuña et al., 2020; Juhro, Iyke, 2020], а также он может отражать предсказательную способность индивидов и текущие экономические условия. Возможность этого индекса отражать будущее состояние экономики заключается в том, что, во-первых, индивиды могут больше потреблять в будущем, если лучше чувствуют себя в настоящем, а во-вторых, индивиды могут знать о том, что в будущем изменятся условия на рынке труда или на продуктовом рынке ещё до того, как появится официальная статистика, что также повлияет на потребление экономических агентов [Сугаипов, 2022б]. При этом индекс потребительской уверенности является опережающим показателем в России, то есть данные об этом показателе выходят раньше, чем по другим макроэкономическим показателям, в число которых входит потребление. Благодаря этому становится возможным предсказание уровня потребления, а вслед за этим и других макропеременных. Так, в работе [Сугаипов, 2022б] доказывается, что индекс потребительской уверенности в России может использоваться для прогнозирования макроэкономических показателей и содержит в себе информацию о будущем состоянии экономики. Таким образом, индекс потребительской уверенности в исследованиях по российской статистике может использоваться для идентификации новостных шоков.

Уровень потребления населения и новости о будущих событиях также отражают информацию об ожиданиях экономических агентов, хотя используются в экономических исследованиях для идентификации новостных шоков гораздо реже.

Таким образом, почти все построенные в работе [Barsky et al., 2015] модели демонстрируют отсутствие влияния новостного шока практически на все основные макроэкономические показатели в краткосрочном периоде. В некоторых моделях влияние на инвестиции и отработанные часы даже в долгосрочном периоде остаётся статистически незначимым. Устойчивыми являются лишь результаты, свидетельствующие о том, что инфляция падает в ответ на положительный новостной шок, а индекс потребительской уверенности растёт. Как и в рассмотренных нами теоретических исследованиях, падение инфляции в ответ на новостной шок авторы объясняют тем, что эта переменная также является «вперёд смотрящей» в новокейнсианской теории. Она отражает информацию о будущем падении реальных предельных издержек.

Ещё одна статья, в которой применялись среднесрочные ограничения на данных США, это работа [Kurmman, Sims, 2021]. В ней анализируется то, как на результатах исследований по новостным шокам может сказываться использование ряда СФП, представленного в [Fernald, 2014]. Авторы подчёркивают, что эти ежеквартальные данные, которые можно встретить практически во всех статьях по ожидаемым шокам производительности, постоянно обновляются и иногда в них вносятся корректировки. Эти,

казалось бы, небольшие изменения могут оказывать существенное влияние на выводы экономистов о том, как новостные шоки влияют на макроэкономические показатели.

Чтобы продемонстрировать это влияние, учёные повторяют исследование [Barsky, Sims, 2011], но используют обновлённый ряд совокупной факторной производительности, посчитанный [Fernald, 2014]. Как указывают авторы, такая корректировка повлияла на самую важную компоненту – на загрузку факторов, тем самым изменив циклические свойства ряда. Именно по этой причине новостной шок СФП в базовой модели [Barsky, Sims, 2011] приводил к сонаправленным откликам переменных. Корректировка ряда совокупной факторной производительности может решить возникшую проблему, поскольку именно разнонаправленная реакция потребления и отработанных часов давала основания полагать, что новостные шоки не приводят к экономическим колебаниям.

Для решения поставленной проблемы учёные предлагают использовать новый метод идентификации новостных шоков. Идея состоит в том, что новые технологии, появляющиеся в экономике, распространяются медленно. Если индивидам известно, что эти технологии существуют, тогда они даже сами по себе будут представлять новости о будущих изменениях производительности (ведь индивиды понимают, что когда-нибудь эти новые технологии распространятся по всей экономике). Тогда метод идентификации, направленный на объяснение наибольшей доли вариации производительности в долгосрочном периоде, будет успешно выявлять новостной шок. Главная особенность этого подхода заключается в том, что в данном случае новости о будущем уровне производительности могут влиять на текущую производительность. [Kurmann, Sims, 2021] подчёркивают, что введение этой предпосылки позволяет новому методу идентификации быть устойчивым к изменению циклических свойств ряда производительности. Этот факт был выявлен благодаря симуляциям Монте-Карло, с помощью которых авторы проверяли, как неправильное измерение ряда СФП могло влиять на способность идентифицировать новостной шок. Так, оказалось, что метод идентификации с нулевым ограничением был слишком чувствителен к тому, какова загрузка факторов в модели и к тому, как эту загрузку факторов оценивает исследователь.

В таком случае метод [Kurmann, Sims, 2021] заключается в том, что максимизируются не все доли дисперсий ошибок прогноза производительности, объяснённые структурным шоком, за несколько кварталов, а лишь значение одной доли дисперсии на конечном промежутке времени [Сугаипов, 2022а]. Тогда становится необходимым переписать оптимизационную задачу (1.12) следующим образом:

$$\gamma^* = \operatorname{argmax}_{\gamma} \Omega_{12}(H), \quad (1.13)$$

где $\Omega_{ij}(h)$ – это по-прежнему доля дисперсии ошибки прогноза переменной i , вследствие структурного шока j , но теперь уже на конечном горизонте H . В таком случае сохраняется условие $\gamma'\gamma = 1$, так что вектор γ всё ещё принадлежит ортогональной матрице. Проблема состоит в том, что новый метод предполагает объяснение наибольшей доли вариации производительности именно в долгосрочном периоде, иначе шок нельзя будет считать новостным. Для эмпирических исследований подразумеваются прогнозные горизонты в 60–80 кварталов. В целом обозначенный горизонт может быть сокращён, как это сделано в работе [Zeev et al., 2017]. Однако, описанный вариант приводит к тому, что становится невозможно полноценно считать идентифицированный шок новостным, поскольку он может содержать в себе неожиданную компоненту [Beaudry et al., 2019; Сугаипов, 2022a].

1.3. Обзор моделей общего равновесия с новостными шоками

Как указано в работе [Сугаипов, 2022a] в качестве альтернативы для векторных моделей авторегрессии можно использовать DSGE модели. Динамические стохастические модели общего равновесия являются инструментом сценарного анализа экономики, и они также часто используются при анализе влияния ожидаемых шоков на разные макроэкономические показатели.

Однако при использовании DSGE-подхода выясняется, что новостные шоки, связанные с ожиданиями роста совокупной факторной производительности (СФП), оказывают крайне слабое влияние на деловые циклы [Sugaipov, 2023]. Так, к примеру, в статье [Schmitt-Grohe, Uribe, 2012] построена DSGE модель с гибкими ценами и заработными платами аналогично исследованию [Jaimovich, Rebelo, 2009]. В рамках DSGE-модели [Schmitt-Grohe, Uribe, 2012] анализируется воздействие как неожиданных, так и ожидаемых шоков, включая новостные шоки СФП и новостные шоки инвестиционных технологий.

Теоретическая база модели опирается на теорию реальных деловых циклов, дополненную рядом предпосылок: привычками в потреблении, издержками на изменение объёмов инвестиций, переменной загрузкой капитала и несовершенной конкуренцией на рынке труда. Эти элементы, ранее использованные в [Jaimovich, Rebelo, 2009], позволяют преодолеть критику [Barro, King, 1984], указывавших на неспособность стандартных неоклассических моделей воспроизводить положительную корреляцию между основными макроэкономическими показателями, характерную для реальных экономик. Более подробно эта модель описана в [Sugaipov, 2023].

Авторы исследования [Schmitt-Grohe, Uribe, 2012] рассматривают семь структурных шоков: шоки производительности и шоки инвестиционных технологий (стационарные и

нестационарные), шоки государственных расходов, шоки заработных плат, шоки предпочтений и шоки предельной эффективности инвестиций. При этом каждый шок включает как ожидаемую (новостную), так и неожиданную компоненту, что позволяет провести всесторонний анализ влияния прогнозируемых изменений. В результате в исследовании анализируется семь типов новостных шоков.

Модель [Schmitt-Grohe, Uribe, 2012] предполагает наличие континуума одинаковых, бесконечно живущих домохозяйств, функция полезности которых задаётся в следующем виде:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \zeta_t U(V_t), \quad (1.14)$$

где ζ_t – это экзогенный шок предпочтений, параметр $\beta \in (0,1)$ и является субъективным дисконт-фактором, $U(V_t)$ – это функция полезности с постоянным относительным неприятием риска следующего вида:

$$U(V) = \frac{V^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}, \quad (1.15)$$

где $\sigma > 0$, а аргумент функции полезности V_t определяется как:

$$V_t = C_t - bC_{t-1} - \psi h_t^\theta S_t, \quad (1.16)$$

где C_t – потребление, h_t – отработанные часы, S_t – геометрическое среднее между текущим и прошлым уровнями потребления, скорректированными на привычки индивидов.

Динамика S_t задаётся уравнением:

$$S_t = (C_t - bC_{t-1})^\gamma S_{t-1}^{1-\gamma} \quad (1.17)$$

где $b \in [0,1)$ отражает степень внутреннего формирования привычек, $\theta > 1$ определяет эластичность предложения труда по Фришу при $\gamma = b = 0$, и $\psi > 0$ является масштабирующим параметром.

Ключевое отличие спецификации, предложенной в работе [Schmitt-Grohe, Uribe, 2012], от подхода [Jaimovich, Rebelo, 2009] является то, что в новой спецификации появляется возможность моделирования динамически формирующихся привычек. По мере стремления параметра γ к нулю, аргумент функции полезности становится линейным по потреблению с поправкой на привычки индивидов и по отработанным часам. Как указывают авторы, это спецификация предпочтений, рассматриваемая в работе [Greenwood et al., 1988]. В таком случае рассматривается предложение труда, которое зависит от текущей реальной заработной платы, но не зависит от предельной полезности дохода. Из-за этого выходит, что, когда γ и b малы, ожидаемые изменения в доходе не повлияют на текущее предложение труда. По мере увеличения γ , эластичность предложения труда по

богатству возрастает. Если же γ равно единице, то V_t становится произведением потребления, скорректированного на привычки индивидов, и функции отработанных часов [Sugaipov, 2023].

Динамика капитала в модели описывается следующим уравнением:

$$K_{t+1} = (1 - \delta(u_t))K_t + z_t^I I_t \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \right], \quad (1.18)$$

где K_t – запас капитала, I_t – инвестиции, u_t – коэффициент загрузки мощностей, z_t^I – шок предельной эффективности инвестиций, а $u_t K_t$ обозначает эффективный объём капитальных услуг, предоставляемых фирмам.

Особенностью модели является спецификация нормы выбытия $\delta(u_t)$, которая зависит от интенсивности использования капитала. Она является возрастающей и выпуклой функцией. Это сделано для того, чтобы более интенсивная загрузка мощностей приводила к более быстрой норме амортизации. Функциональная форма связи является в этом случае квадратичной:

$$\delta(u) = \delta_0 + \delta_1(u - 1) + \frac{\delta_2}{2}(u - 1)^2 \quad (1.19)$$

где $\delta_0, \delta_1, \delta_2 > 0$. Параметр δ_0 соответствует норме амортизации в устойчивом состоянии, в котором u_t равно единице. Параметр δ_1 отвечает за устойчивое состояние u_t , а параметр δ_2 отвечает за чувствительность загрузки мощностей к изменению арендной цены капитала.

Также в формуле (1.18) присутствует функция S . Она отвечает за издержки корректировки инвестиций. Авторы предполагают, что эта функция, оценённая с темпами роста инвестиций в устойчивом состоянии, отвечает двум требованиям: $S = S' = 0$ и $S'' > 0$:

$$S(x) = \frac{\kappa}{2}(x - \mu^i)^2 \quad (1.20)$$

где $\kappa > 0$, а μ^i – это темп роста инвестиций в устойчивом состоянии.

Бюджетное ограничение домохозяйства имеет следующий вид:

$$C_t + A_t I_t + T_t = W_t^* h_t + r_t u_t K_t + P_t. \quad (1.21)$$

где в левой части представлены расходы: потребление C_t , инвестиции I_t и налоги T_t , а в правой части – трудовой доход $W_t^* h_t$, доход с капитала $r_t u_t K_t$, паушальная прибыль P_t , поступающая от владения фирмами и участием в профсоюзе.

Переменная A_t интерпретируется как экзогенный шок производительности в секторе инвестиционных благ, отражающий изменения в эффективности трансформации потребительских ресурсов в капитал.

Таким образом, задача домохозяйства заключается в максимизации функции полезности (1.15) при ограничениях (1.16)–(1.18) и (1.21), что позволяет определить оптимальные траектории потребления, труда, инвестиций и накопления капитала.

В рамках анализа новостных шоков авторы рассматривают ожидаемые изменения, реализующиеся с опережением в 4 и 8 кварталов. Такой выбор горизонта прогнозирования позволяет охватить значительный временной интервал (до двух лет), не усложняя модель чрезмерным числом параметров. Хотя на практике ожидания технологических изменений могут формироваться и на более длительных горизонтах, указанные лаги считаются достаточными для анализа межвременных эффектов.

Для формализации новостных шоков используется следующая спецификация экзогенного процесса x_t :

$$\begin{aligned} \ln(x_t/x) &= \rho_x \ln(x_{t-1}/x) + \varepsilon_{x,t}, \\ \varepsilon_{x,t} &= \varepsilon_{x,t}^0 + \varepsilon_{x,t-4}^4 + \varepsilon_{x,t-8}^8, \end{aligned} \quad (1.22)$$

где $\varepsilon_{x,t}^j$ – нормально распределённые случайные ошибки с нулевым математическим ожиданием и дисперсией σ_x^j , соответствующие ожидаемым изменениям в переменной x_t за $j = 0, 4, 8$ периодов до реализации шоков. Таким образом, например, $\varepsilon_{x,t-4}^4$ будет отражать информацию о будущем изменении в x_t , поступившую в период $t - 4$. Предполагается, что ошибки не коррелируют ни по времени, ни горизонтам прогнозирования, что значит, что $E\varepsilon_{x,t}^j \varepsilon_{x,t-m}^k = 0$ для $k, j = 0, 4, 8, m > 0$, и $E\varepsilon_{x,t}^j \varepsilon_{x,t}^k = 0$ для любых $k \neq j$.

Как указано в [Sugaipov, 2023], ключевое отличие статьи [Schmitt-Grohe, Uribe, 2012] от остальных работ по моделям реальных деловых циклов является предположение о том, что индивиды обладают более весомым набором информации. Так, экономические агенты обзеревают в момент времени t текущие и предыдущие значения ошибок $\varepsilon_{x,t}^0, \varepsilon_{x,t}^4, \varepsilon_{x,t}^8$. Тогда прогноз будущих значений $\varepsilon_{x,t}$:

$$E_t \varepsilon_{x,t+k} = \begin{cases} \varepsilon_{x,t+k-4}^4 + \varepsilon_{x,t+k-8}^8, & \text{если } 1 \leq k \leq 4, \\ \varepsilon_{x,t+k-8}^8, & \text{если } 4 < k \leq 8, \\ 0, & \text{если } k > 8. \end{cases} \quad (1.23)$$

Таким образом, используя байесовский подход, а также метод максимального правдоподобия для оценивания некалибруемых структурных параметров модели, авторы обнаруживают, что все «новостные переменные» вместе взятые (включая нетехнологические шоки) определяют до 50% колебаний выпуска. Но отдельно взятые новостные шоки СФП объясняют малую долю дисперсии. Что касается новостных шоков инвестиционных технологий, то они оказываются более значимыми, чем шоки производительности. Интересным является и тот факт, что при ограничении модели только

шоком СФП и шоком государственных расходов, новостной шок СФП становится существенным фактором деловых циклов, что указывает на зависимость результатов от набора включённых шоков.

Развивая подход [Schmitt-Grohe, Uribe, 2012], авторы исследования [Miyamoto, Nguyen, 2014] строят похожую модель. Они расширяют предыдущее исследование, используя данные из опросов профессиональных прогнозистов, содержащих ожидания по будущему выпуску и другим макропоказателям. Несмотря на то, что такие данные охватывают ограниченный круг экспертов, авторы считают их репрезентативными, поскольку они согласуются с другими источниками ожиданий. Так, в этих данных содержатся ожидаемые значения таких макроэкономических показателей, как выпуск на несколько кварталов вперёд.

Используя байесовскую оценку, авторы достигают результатов схожих с [Schmitt-Grohe, Uribe, 2012]. Однако оказывается, что использование данных по ожиданиям значительно снижает важность новостных шоков. Для всех переменных доля объяснённой вариации значительно падает. В случае исследования [Miyamoto, Nguyen, 2014] оказалось, что шоки ожиданий по будущим значениями СФП и шоки ожиданий по будущим инвестиционным технологиям объясняют лишь 7% и 12% вариации выпуска соответственно. Это позволяет сделать вывод о том, что ожидания будущих изменений вряд ли являются основным двигателем деловых циклов [Sugaipov, 2023].

В работе [Avdjiev, 2016] предлагается новая модификация DSGE-модели с использованием данных по индексам фондовых рынков. Обоснование заключается в том, что котировки акций могут содержать предварительную информацию о будущих макроэкономических изменениях, как предполагалось ещё в работе [Beaudry and Portier, 2006]. В отличие от предыдущих работ, автор рассматривает две альтернативные спецификации новостных шоков: краткосрочную, при которой шок реализуется через небольшой фиксированный лаг, и долгосрочную, при которой шок влияет на долгосрочные компоненты переменных, не вызывая немедленных изменений.

Автор аргументирует включение данных по акциям тем, что если вся информация об ожиданиях уже содержится в стандартных макропоказателях, то добавление фондовых индексов не должно существенно изменить результаты. Однако анализ показывает, что именно долгосрочная спецификация с учётом данных по рынку капитала лучше соответствует эмпирической динамике. Тем не менее, новостные шоки в целом объясняют менее 25% вариации выпуска и потребления и менее трети вариации занятости. Основную роль играют шоки, не связанные с ожиданиями – в первую очередь шок СФП и шок предельной эффективности инвестиций. Исследователь также обнаруживает, что из всех

новостных шоков именно шок предельной эффективности инвестиций объясняет наибольшую долю дисперсии.

Альтернативный подход представлен в работе [Khan, Tsoukalas, 2012]. Авторы данной работы конструируют DSGE-модель с жёсткими ценами и анализируют вклад шоков ожиданий по совокупной факторной производительности, инвестиционным технологиям и предельной эффективности инвестиций. Наряду с новостными шоками таким же образом анализируются шоки, не связанные с ожиданиями по этим показателям. В дополнение к этому в модель включаются нетехнологические шоки.

Проведённое авторами исследование демонстрирует, что шоки, не связанные с ожиданиями экономических агентов, являются намного более важными, чем новостные шоки. Важным является и тот факт, что среди новостных шоков технологические оказываются наименее значимыми. Кроме того, в этой модели было обнаружено, что новостной шок инвестиционных технологий объясняет всего 0% вариации выпуска, потребления, инвестиций и отработанных часов. При этом новостной шок инвестиционных технологий не приводит к сонаправленному увеличению макропоказателей. Напротив, в ответ на шок все переменные падают в краткосрочном периоде, на что обращают внимание и авторы работы [Ben Zeev, Khan, 2015].

Несмотря на существенные различия в том, насколько значимыми новостные шоки являются в VAR моделях и DSGE моделях, некоторые сходства между двумя направлениями всё же имеются [Sugaipov, 2023]. Так, в работе [Avdjiev, 2016] продемонстрирована важная роль, которую новостные шоки играют в динамике фондового рынка. Динамику макроэкономических показателей, как и в других DSGE моделях, лучше объясняют шоки, не связанные с ожиданиями экономических агентов, но вот большую долю вариации фондового рынка объясняет именно новостной шок.

При этом стоит отметить, что влиять на рынок труда в рамках DSGE модели можно иначе, не воздействуя напрямую на эффект дохода или эффект замещения, а вводя дополнительные предпосылки. Например, новостные шоки могут оказывать положительное влияние на рынок труда, если рынок труда будет более реалистичным. Такое возможно, если включить в DSGE модель предпосылки модели поиска и подбора соответствий. В таком случае экономические агенты будут дольше искать рабочее место, а процесс найма и увольнения будет более затратным для всех участников рынка труда. В результате можно будет наблюдать положительное влияние новостных шоков на экономику.

Заметный рост популярности модели поиска и подбора соответствий начался с момента получения Кристофером Писсаридесом и Дэйлом Мортенсенем Нобелевской

премии по экономике [Mortensen, Pissarides, 1994]. В основе этой модели лежит простая идея, заключающаяся в том, что в течение всех фаз делового цикла на рынке труда постоянно исчезают и появляются рабочие места. Под созданием рабочего места подразумевается не просто появление новой вакансии, а ещё и найм работника на эту вакансию (заключение договора). Под ликвидацией (сокращением) рабочего места подразумевается процесс, когда работник увольняется и найм нового сотрудника на эту должность уже не осуществляется. При этом заработная плата определяется в процессе торга между фирмой и работником, в котором обе стороны сравнивают свои ожидаемые дисконтированные потоки прибыли и доходов соответственно от принятия сделки и отказа от неё. Как указывает [Писсаридес, 2022], этот процесс затратный для обеих сторон, однако, такая постановка модели позволяет описывать колебания уровня безработицы в рамках деловых циклов. Во время спадов растёт число увольнений, а вместе с тем и вероятность быть уволенным, а во время подъёмов – вероятность найти работу.

Кроме того, исследования показали, что модель поиска и подбора лучше соответствует наблюдаемым данным. Например, согласно [Mortensen, Pissarides, 1999], в странах ОЭСР в среднем около 10% рабочих мест исчезало каждый год, а спустя время появлялись новые рабочие места. При этом до 30% работников увольнялось в течение года, а освободившиеся места занимали новые сотрудники, что соответствует основным предположениям модели поиска и подбора соответствий – колебания в уровне безработицы происходили в результате того, что индивиды не имели возможности мгновенно занять опустевшую вакансию.

Преимущество обозначенного авторами подхода состоит и в том, что он позволяет более подробно изучить процессы, происходящие на рынке труда. Например, государственную политику, направленную на решение проблемы безработицы, можно рассмотреть через различные каналы влияния со стороны фирм или же со стороны наёмных работников. В стандартных статических моделях, где субсидирование заработной платы, осуществляемой государством, приводит к снижению затрат на рабочую силу и, соответственно, увеличению спроса на труд, форма этой субсидии не имеет значения. Будет ли она пропорциональна всему штату сотрудников или же будет выплачиваться на каждого нанятого сотрудника. Но в модели поиска и подбора соответствий с процессом создания и ликвидации рабочих мест, обнаружится, что разные варианты субсидий оказывают различное влияние на рынок труда. Таким образом, можно будет сформулировать более точные рекомендации о проведении той или иной политики при построении DSGE моделей с предпосылками модели поиска и подбора.

Превосходство моделей с поиском и подбором над стандартными моделями рынка труда подчёркнуто во многих исследованиях. Например, [Guerra-Salas et al., 2021] обнаруживают, что модель с трениями на рынке труда позволяет гораздо лучше объяснять реальные данные и прогнозировать макроэкономические показатели. А в работе [Blanchard, Galí, 2010] показано, что стандартная новая Кейнсианская модель не может продемонстрировать никаких изменений в уровне безработицы. В ней можно наблюдать только изменения в количестве отработанных часов или же в уровне занятости. Для того, чтобы шоки производительности могли оказывать эффект на безработицу, авторы вводят в свою модель более реалистичный рынок труда с предпосылками, аналогичными модели поиска и подбора соответствий. Это позволяет дать рекомендации о проведении монетарной политики в зависимости от характеристик рынка труда. С точки зрения учёных, наилучшим вариантом для регулятора была бы стабилизация как инфляции, так и безработицы. Однако в силу того, что зарплаты не могут скорректироваться в соответствии с изменениями производительности, то оказывается, что невозможно одновременно стабилизировать оба показателя. Стабилизация безработицы (затрат на найм работников) подразумевает сокращение разрыва между текущей безработицей и эффективным уровнем безработицы. Но такая государственная политика приводит к колебаниям в инфляции. А строгое таргетирование инфляции будет приводить к высокой волатильности безработицы. Оптимальная монетарная политика с точки зрения авторов должна балансировать между этими двумя крайними вариантами.

В работе [Galí, 2010] автор уточняет, что если в такой модели зарплаты гибкие, то необходимо строгое таргетирование инфляции. Если же вводятся допущения о длительном приспособлении заработных плат, то есть существует процесс переговоров между экономическими агентами, тогда оптимальная денежно-кредитная политика предполагает отклонения от жёсткого инфляционного таргетирования. Таким образом, сами по себе трения на рынке труда не оказывают значительного влияния на реакцию макропоказателей в ответ на шок, но имеют важное значение в комбинации с жесткими заработными платами. А это уже оказывается важным для анализа реакции экономики на шоки и для проведения монетарной политики.

В центре внимания исследования [Christoffel et al., 2009] также находится канал влияния между заработными платами и инфляцией. В их модели фирмы и наёмные работники на первом этапе договариваются о почасовой ставке оплаты труда, а затем фирма выбирает уровень занятости в соответствии с количеством отработанных часов. В таком случае почасовая ставка оплаты труда и жёсткость на рынке труда имеют прямое влияние на инфляцию. Учёные также обнаруживают, что эффективность монетарной политики

зависит от характера жесткости на рынке труда. Так, если рынку труда свойственна низкая жесткость заработных плат, то монетарная политика будет быстрее оказывать влияние на инфляцию. Однако, изменения других характеристик рынка труда, таких как издержки найма новых работников или снижение накладных расходов на оплату труда не оказывают существенного влияния на эффективность денежно-кредитной политики.

Работа [De Walque et al., 2009] фокусируется на иной проблеме DSGE моделей с предпосылками модели поиска и подбора соответствий. Авторы этого исследования указывают, что хоть идеи Писсаридеса и Мортенсена позволяют обнаружить отсроченную и постоянную реакцию рынка труда на различные шоки, но не позволяют симулировать более естественную динамику занятости. Для решения этой проблемы авторы добавляют в свою модель жесткость заработных плат вновь созданных рабочих мест. Например, в таком случае только устроившиеся на работу индивиды не будут способны изменить свою заработную плату в соответствии с позитивным шоком, и в результате фирма получит больше прибыли с созданного рабочего места. Однако при такой постановке взаимосвязь между безработицей и инфляцией будет сильно зависеть от устройства переговорной силы на рынке труда. Всего есть два варианта. Первый называется право на управление (*right-to-manage*) и заключается в том, что решение о рабочих часах принимает фирма. Второй называется эффективным ведением переговоров (*efficient bargaining*), и в этом случае рабочее время устанавливается путём переговоров между фирмой и работником. В первом случае в стандартных моделях, если фирме понадобится увеличить количество труда, то она начнёт увеличивать рабочие часы своих сотрудников вместо открытия новых вакансий на рынке труда, поскольку последнее потребует выплаты более высоких зарплат. Вследствие этого не произойдёт увеличения занятости. Но такой эффект не наблюдается в данных. Чтобы решить эту проблему авторы вводят для работников возможность вести переговоры об уровне рабочего времени. В таком случае шок монетарной политики оказывает влияния как на безработицу, так и на инфляцию через канал заработных плат.

Исследование [Cairó et al., 2022] также посвящено более подробному изучению рынка труда, а именно изменениям в занятости, безработице и в численности не участвующих в рынке труда. Предпосылки модели поиска и подбора соответствий позволяют провести различие между изменениями в спросе на рабочую силу и изменениями в числе участвующих в поиске работы. Переход работников между категориями участвующих в рынке труда и не участвующих делает значительный вклад в наблюдаемое контрциклическое поведение безработицы.

Таким образом, предпосылки модели поиска и подбора могут оказаться важными и при построении DSGE моделей с новостными шоками. Если ввести в DSGE модель с

новостными шоками предпосылки о поиске и подборе соответствий, то экономическим агентам будет невыгодно уходить с работы или заниматься наймом или увольнением сотрудников, если новостной шок реализуется только через несколько кварталов. Это означает, что можно будет определить направление влияния новостных шоков на основные макроэкономические показатели, не используя нереалистичные предпосылки, что важно для проведения правильной государственной политики.

Такая же идея возникла в исследовании [Theodoridis, Zanetti, 2016]. Авторы этой работы решили проверить, какое влияние будущий рост уровня производительности окажет на показатели рынка труда при более скрупулёзном анализе рынка труда. Им удалось продемонстрировать, что новостные шоки, предвещающие рост производительности, оказывают немедленное воздействие на поведение фирм и работников. При этом фирмы начинают создавать новые вакансии ещё до того, как шок реализуется, так как ожидают увеличения спроса на труд в будущем. В их модели в результате новостного шока происходит рост интенсивности поиска работы со стороны безработных и временное снижение уровня безработицы. Однако, как указывают учёные, эффект зависит от характеристик рынка труда и параметров модели. Кроме того, в их модели новостные шоки объясняют очень малую долю вариации безработицы.

Стоит отметить, что при оценке новостных шоков, связанных с будущими изменениями условий торговли, необходимо уделять большее внимание тому, как новостной шок влияет на разные сектора экономики. Ожидания по улучшению условий торговли могут приводить к росту занятости в том секторе, который направлен на производство товаров для экспорта, но его влияние на другие сектора экономики может быть неоднозначным [Sugaïrov, 2025]. Например, если рост занятости в экспортном секторе будет происходить за счёт перетока рабочей силы из других секторов. Такой эффект на примере данных США и Китая был отмечен в работе [Caliendo et al., 2019]. Авторы этого исследования построили модель общего равновесия, чтобы определить влияние шоков торговли на США. Они отметили, что экспорт из Китая в США увеличился вдвое с 2000 года по 2007 год. В результате произошёл сильный сдвиг на рынке труда в США. Занятость в секторе обрабатывающей промышленности упала, в то время как занятость в сфере услуг выросла. Несмотря на то, что сама по себе торговля положительно повлияла на экономику США и привела к увеличению благосостояния людей, шоки торговли оказали неоднозначное влияние на рынок труда. Этот статистический факт был отмечен и в других исследованиях, рассматривающих взаимосвязь рынка труда и межстрановой торговли [Autor et al., 2013; Acemoglu et al., 2016].

Это означает, что при построении динамической стохастической модели общего равновесия для России становится необходимым моделировать различные сектора экономики, чтобы оценить направление влияния новостного шока на рынок труда, поскольку шок условий торговли может приводить к росту занятости в одном секторе, но падению занятости в других секторах. В таком случае совокупное влияние положительного шока о будущих изменениях условий торговли на рынок труда может оказаться отрицательным.

В дополнение к этому важную роль могут играть предпосылки о том, как быстро индивиды находят или теряют рабочее место и о том, как устроен процесс переговоров о величине заработной платы на рынке труда. Так, если индивиды не будут иметь возможности уволиться и перейти на работу в другой сектор в том же самом периоде, то в таком случае появление новостного шока может не оказать мгновенного влияния на показатели рынка труда, поскольку процесс перетока рабочей силы между секторами будет происходить процесс с лагом.

Таким образом, DSGE-модели обладают рядом преимуществ по сравнению с векторными авторегрессионными моделями (VAR) при анализе новостных шоков, в частности – технологических. Одним из ключевых достоинств является возможность явного моделирования сложных каналов передачи шоков, что позволяет исследовать влияние таких специфических импульсов, как новостные шоки предельной эффективности инвестиций. Подобные шоки уже получили отражение в ряде DSGE-исследований, тогда как в рамках VAR-подхода их анализ остаётся ограниченным или вовсе отсутствует. Кроме того, DSGE-модели не сталкиваются с проблемой идентификации, характерной для VAR, поскольку структурные связи между переменными задаются априори на основе микроэкономических оснований, а не выводятся исключительно из статистических зависимостей [Sugaipov, 2023].

Однако у DSGE-подхода есть и существенные ограничения. Как указывают [Beaudry, Portier, 2014], с теоретической точки зрения сложно обосновать, чтобы положительный технологический шок, ставший известным в текущем периоде, немедленно приводил к росту инвестиционной активности именно в этот же момент. Даже если модель допускает такую реакцию, возникает следующая проблема: увеличение ожидаемой доходности капитала должно стимулировать не только инвестиции, но и потребление, порождая одновременный бум в обоих компонентах совокупного спроса. Многие существующие DSGE-модели не способны адекватно воспроизвести такой синергетический эффект, что снижает их прогностическую и объяснительную силу.

Ещё более серьёзные методологические и прикладные недостатки DSGE-моделей выделены в исследовании [Пестова, Мамонов, 2016]. Так, авторы указывают на высокий риск ошибочной спецификации такой модели – малейшее изменение в предпосылках может кардинально повлиять на результаты импульсных откликов. Кроме того, наблюдается значительный разброс в оценках ключевых структурных параметров, что ставит под сомнение устойчивость и сопоставимость результатов между различными исследованиями. Особенно остро эта проблема проявляется при адаптации моделей к условиям развивающихся экономик, включая Россию, где отсутствует каноническая версия DSGE-модели, общепринятая в научном сообществе.

Тем не менее, для российской экономики уже разработаны собственные DSGE-модели, учитывающие специфику сырьевого сектора, структурных сдвигов и монетарной политики. Среди них – модели, построенные авторами [Дробышевский, Полбин, 2015; Шульгин, 2017; Иващенко, 2022; Полбин, Синельников-Мурылев, 2024]. Стоит также отметить и то, что экономика России демонстрирует высокую чувствительность как к внешним, так и к внутренним шокам [Синельников-Мурылёв и др., 2014; Дробышевский и др., 2018]. Это продемонстрировал и мировой финансовый кризис 2008 года. Но современные российские исследования обычно ограничиваются внешними шоками [Ломоносов и др., 2020; Ломоносов и др., 2021], отдавая предпочтения флуктуациям, связанным с неожиданными изменениями цен на нефтяном рынке. Кроме того, существует множество исследований, посвящённых построению различных индексов ожиданий экономических агентов [Ульянкин, Полбин, 2020] или же роли новостных сигналов в экономике [Дробышевский и др., 2017]. Эти исследования подчёркивают, насколько стала важна информация в современном мире, хотя и не рассматривают то, какое влияние на экономику могут оказать ожидания экономических агентов.

Выводы по главе 1

В эмпирических исследованиях по новостным технологическим шокам нет единого мнения о том, какую роль новости играют в экономике. Векторные модели коррекции ошибок обладают недостатком, связанным с неединственностью решения. Модели, построенные на VAR со среднесрочными ограничениями, не могут продемонстрировать сонаправленного изменения макропоказателей в ответ на новостной шок СФП и имеют проблемы корректной идентификации. А большая часть исследований, использующих DSGE модели, отдают предпочтение новостным шокам о будущих изменениях предельной эффективности инвестиций.

Что касается российской экономики, то для неё более важными могут являться ожидаемые шоки условий торговли, а не новостные шоки о будущем изменении совокупной факторной производительности. Это связано с тем, что колебания в ценах экспортных товаров и особенно сырья оказывают огромное влияние на макроэкономические показатели в России. И по той же причине новости о будущих изменениях цен на нефть, которыми аппроксимируются в литературе условия торговли, могут являться причиной колебаний в российской экономике.

Исходя из критического анализа эмпирической и теоретической литературы следует, что для идентификации новостных шоков подойдут как векторные модели авторегрессии, так и динамические стохастические модели общего равновесия. Каждый класс моделей имеет свои достоинства и недостатки. На основе VAR-моделей можно проанализировать влияние новостных шоков условий торговли на основные макроэкономические показатели на данных по российской экономике, а с помощью DSGE модели можно более подробно проанализировать механизм влияния шоков на макроэкономические показатели и провести сценарный анализ. Кроме того, DSGE модель позволяет верифицировать результаты, полученные с помощью модели векторной авторегрессии.

Глава 2. Эконометрическая оценка влияния новостных шоков условий торговли на основные макроэкономические показатели в России

В настоящей главе использованы материалы, опубликованные автором в статьях «Оценка влияния новостных шоков условий торговли на российскую экономику», «Монетарная политика США и бизнес-циклы развивающихся стран», [Сугаипов, 2022a], [Банникова, Сугаипов, 2024].

2.1. Описание используемых данных и эконометрической модели для идентификации новостных шоков

Для настоящего исследования используются ежеквартальные данные по российской статистике с 1 кв. 2004 года по 4 кв. 2021 года. Описание всех данных представлено в таблице 2.1. Оценивается модель с 7 переменными с помощью различных методов идентификации для обнаружения новостных шоков и шоков условий торговли, не связанных с ожиданиями экономических агентов. Основной экзогенной переменной в модели являются условия торговли⁴, представляющие собой отношение дефлятора-экспорта к дефлятору-импорта. Дефляторы были рассчитаны как индексы Пааше. В качестве эндогенных переменных используются ВВП, расходы на потребление домашних хозяйств и валовое накопление основного капитала в постоянных ценах 2021 года, а также уровень безработицы населения в возрасте 15 лет и старше, реальный эффективный обменный курс и торговый баланс, представляющий собой разницу между экспортом и импортом в текущих ценах как долю от ВВП в текущих ценах. Условия торговли, выпуск, потребление, инвестиции, уровень безработицы и торговый баланс очищены от сезонности с помощью процедуры X-13 ARIMA в Gretl, затем от реальных переменных взяты логарифмы. Обменный курс представлен таким образом, чтобы увеличение этого показателя обозначало укрепление национальной валюты. Верхняя граница для интервала была выбрана по той причине, что с начала 2022 года Росстат прекратил предоставлять данные по экспорту и импорту в постоянных ценах. Нижняя граница для интервала была выбрана в соответствии с доступностью данных по уровню безработицы населения в России.

Согласно [Zeev et al, 2017], реальный эффективный обменный курс может содержать информацию о будущих изменениях условий торговли. То есть в настоящей работе именно эта переменная выступает в качестве индикатора того, что экономические агенты получили

⁴ Обычно предполагается, что развивающиеся страны не являются крупными игроками на мировом рынке, а потому принимают условия торговли как экзогенно заданные.

какие-то сигналы о будущем. В качестве дополнительных индикаторов, которые могут содержать информацию о будущем, используются индекс потребительской уверенности [Сугаипов, 2022б] и индекс потребительских цен.

В базовую спецификацию модели все перечисленные показатели входят в уровни. Конечно, проведённые статистические тесты указывают, что большая часть рядов нестационарна, однако, оценивание модели в уровнях даёт устойчивые результаты с учётом возможного наличия коинтеграционных соотношений неизвестной формы [Sims et al., 1990].

Таким образом, VAR-модель, которая оценивается в настоящей главе, можно представить в следующем виде:

$$y_t = C + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^l B_i x_{t-i} + dz_t + et + fz_t t + \varepsilon_t, \quad (2.1)$$

где y_t – это вектор переменных, в котором на первом месте стоят условия торговли; C – вектор констант; x_t – это вектор экзогенных переменных; z_t – это дамми-переменная, используемая для учёта структурного сдвига в российской экономике, кроме того, в модель включается тренд с изломом; p и l обозначают число лагов эндогенных и экзогенных показателей соответственно.

Включение в модель структурного сдвига обосновывается тем, что в определённый период времени фаза высоких темпов роста экономики России сменилась фазой низких темпов роста. В качестве даты сдвига выбран 3 квартал 2007 года в соответствии с исследованием [Полбин, Скроботов, 2016].

Таблица 2.1 – Описание данных, использованных для построения моделей

Переменная	Описание	Источник	Преобразование
Условия торговли	Дефлятор экспорта, рассчитанный как отношение экспорта в текущих ценах к экспорту в постоянных ценах, делённый на дефлятор импорта, рассчитанный как импорт товаров и услуг в текущих ценах на импорт товаров и услуг в постоянных ценах	Росстат	Ряд очищен от сезонности, прологарифмирован
Выпуск	Валовой внутренний продукт в постоянных ценах 2021 г.	Росстат	Ряд очищен от сезонности, прологарифмирован
Потребление	Расходы домашних хозяйств на конечное потребление в постоянных ценах 2021 г.	Росстат	Ряд очищен от сезонности, прологарифмирован
Инвестиции	Валовое накопление основного капитала в постоянных ценах 2021 г.	Росстат	Ряд очищен от сезонности, прологарифмирован

Безработица	Уровень безработицы населения в возрасте 15 лет и старше	Росстат	Ряд очищен от сезонности
Торговый баланс	Сальдо торгового баланса в текущих ценах как доля от ВВП в текущих ценах	Росстат	Ряд очищен от сезонности
Обменный курс	Реальный эффективный валютный курс, основанный на ИПЦ	IMF	Ряд прологарифмирован
ИПЦ	Индекс потребительских цен на товары и услуги на конец квартала к концу предыдущего квартала	Росстат	Темпы роста аккумулярованы, затем прологарифмирован
ИПУ	Индекс потребительской уверенности	Росстат	Данные не преобразовывались
Спред	Спред корпоративных облигаций США – разница между доходностью корпоративных облигаций Moody's Baa и ставкой федеральных фондов.	Federal Reserve Economic Data	Квартальные данные получены путём усреднения показателей за три месяца.

Источник: составлено автором.

Модель оценивалась с помощью байесовского подхода с неинформативным априорным распределением. Были проведены симуляции размером 10000 выборок из апостериорного распределения параметров VAR-модели в приведённой форме, после чего для каждого семпла была решена оптимизационная задача (1.13) с учётом возможности мгновенного влияния новостного шока условий торговли на условия торговли в текущем периоде. Полученные результаты были использованы при построении доверительных интервалов для функций импульсных откликов, а в качестве точечных оценок было решено использовать медианные значения.

В базовую постановку модели включается по два лага эндогенных переменных. Максимизация доли дисперсии ошибки прогноза условий торговли, объяснённая новостным шоком, происходит на горизонте в 4 квартала. Число лагов было выбрано на основе критериев Акаике и Шварца. Критерий Акаике указывал на то, что в модель необходимо включить по 3 лага каждой переменной, тогда как байесовский информационный критерий советовал использовать всего по одному лагу. В соответствии с этим было решено взять промежуточное число между этими двумя значениями. Горизонт усечения в 4 квартала был выбран исходя из оптимальных горизонтов для прогнозирования цен на нефть [Alquist et al., 2013].

Также было решено сравнить новостной шок с неожиданным шоком условий торговли. Идентификация неожиданного шока происходит с помощью разложения

Холецкого, которое часто используют в эмпирической литературе для обнаружения структурных шоков. К тому же, как указывают [Schmitt-Grohe, Uribe, 2012], если анализ полностью сосредоточен на шоках условий торговли, и это единственный неожиданный шок, который будет идентифицироваться, то в этом случае не так важен порядок остальных переменных в модели.

2.2. Результаты оценивания модели с новостным шоками условий торговли

Перед построением функций импульсных откликов было решено провести проверку адекватности модели [Kilian, 2013]. Для этого был проведён тест множителей Лагранжа на автокорреляцию остатков с тестовой статистикой [Doornik, 1996], как описано в [Lütkepohl, 2005]. Результаты теста представлены в таблице 2.2. Было обнаружено, что гипотеза об отсутствии автокорреляции остатков не отвергается на 10% уровне значимости.

Таблица 2.2 – Результаты теста на автокорреляцию остатков (10% уровень значимости)

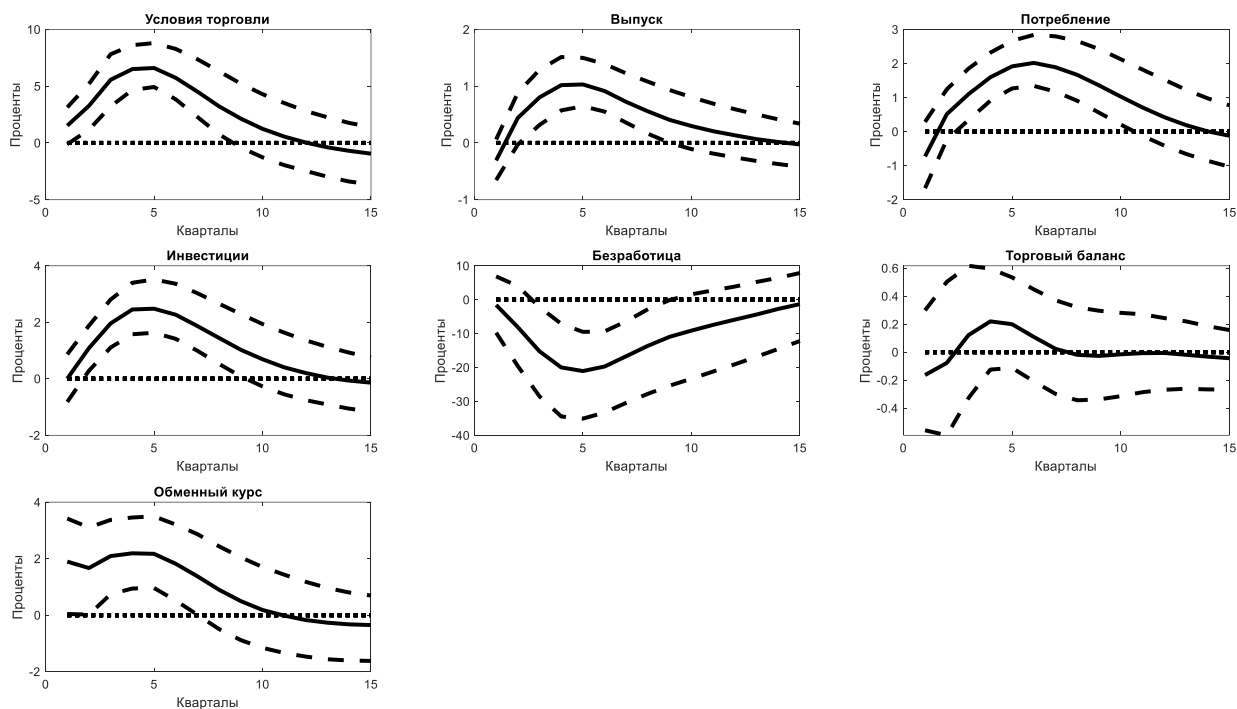
Число лагов ошибок в дополнительной регрессии	Расчётное значение	Критическое значение
1	0.9148	1.2191
2	0.6186	1.1805
3	0.4459	1.1833

Источник: составлено автором.

На рисунке 2.1 представлены функции импульсных откликов, полученные в ответ на положительный шок условий торговли, дополненный новостями. Можно заметить, что в ответ на ожидаемый шок с небольшим лагом растут показатели условий торговли, выпуска, потребления, инвестиций, укрепляется обменный курс, падает безработица. Реакция торгового баланса статистически незначима на всём рассматриваемом временном промежутке. Выявленные эффекты почти для всех переменных оказываются значимыми в среднесрочном периоде, достигая пика к 5 кварталу. При этом отклики постепенно затухают примерно через 2-3 года после шока.

Полученные результаты показывают, что реакция макропоказателей соответствует предсказаниям теории. Новости о будущем улучшении условий торговли ведут к росту спроса на сырьё, поскольку экономические агенты будут ожидать роста цен. Из-за этого вырастет относительная цена экспорта, в результате чего произойдёт фактическое улучшение условий торговли в краткосрочном периоде, когда новости только появились, а описанные в них события ещё не реализовались. Поскольку экономические агенты ожидают роста доходов в будущем, то они начинают увеличивать потребление товаров и услуг заранее, чтобы сгладить своё потребление во времени. Так же для экономических

агентов станет выгодно инвестировать как в экспортные, так и во внутренне-ориентированные сектора из-за увеличения потребительского спроса. А расширение производства и увеличение оплаты труда, в свою очередь, приведут как к росту предложения труда, так и к росту спроса на труд. В результате произойдёт снижение безработицы.

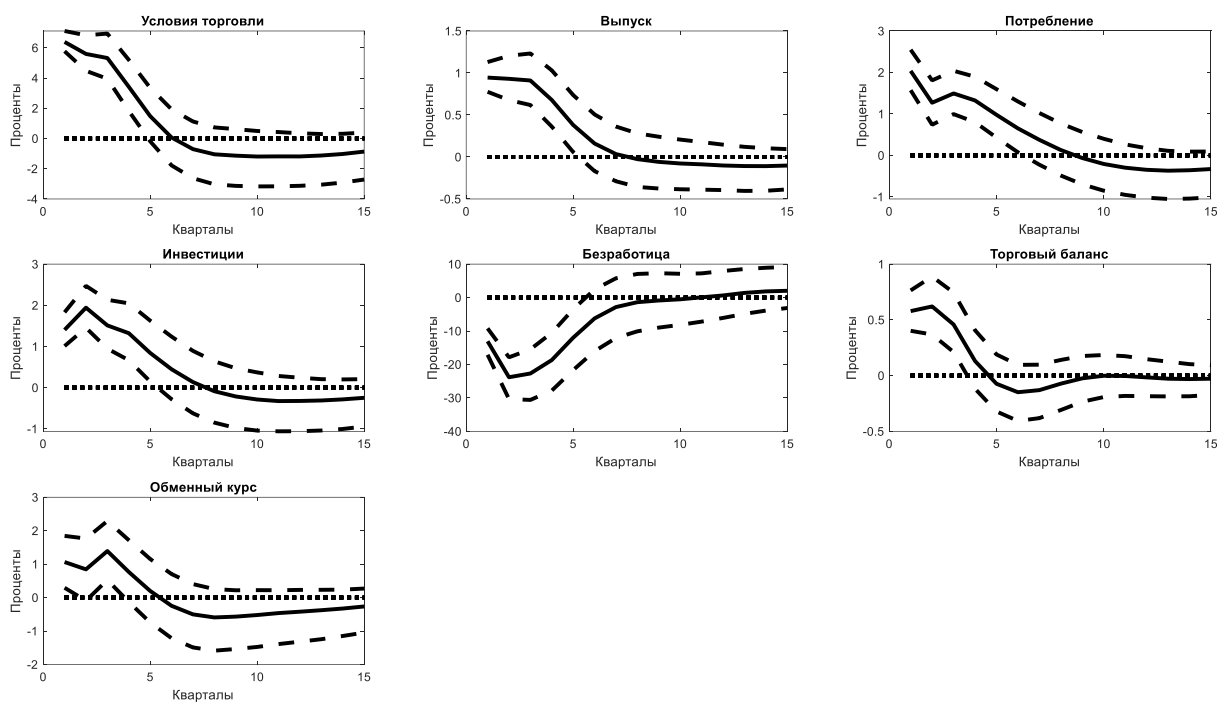


Примечание – Штриховые линии обозначают 68% доверительные интервалы.

Рисунок 2.1 – Функции импульсного отклика на новостной шок условий торговли.

Источник: расчёты автора.

На рисунке 2.2 представлены функции импульсных откликов в модели с неожиданным шоком. В данном случае все переменные реагируют на неожиданный шок условий торговли мгновенно – условия торговли, выпуск, потребление, инвестиции и торговый баланс растут, курс укрепляется, а безработица снижается. Основные отличия от случая ожидаемого шока условий торговли заключаются в том, что показатели немного раньше достигают пиковых значений – всего через 3 квартала, а также намного раньше затухает эффект от неожиданного шока – уже через 4-6 кварталов для большей части показателей отклики становятся незначимыми.



Примечание – Штриховые линии обозначают 68% доверительные интервалы.

Рисунок 2.2 – Функции импульсного отклика на неожиданный шок условий торговли.

Источник: расчёты автора.

Также стоит обратить внимание на доли дисперсий ошибок прогноза макропоказателей, которые объясняют ожидаемый и неожиданный шоки, представленные в таблице 2.3. Можно обнаружить, что на горизонте в 10 кварталов ожидаемый шок объясняет около 40-50% вариации условий торговли, потребления, выпуска, инвестиций и около 30% вариации обменного курса и безработица. При этом новостной шок условий торговли объясняет всего около 15% вариации торгового баланса. Следует подчеркнуть тот факт, что новостной шок объясняет довольно маленькую долю вариации переменных в краткосрочном периоде, но на более длинных горизонтах объясняемая им доля растёт.

Если же обратить внимание на доли дисперсии ошибки прогноза, объяснённые неожиданным шоком, то можно обнаружить, что он, наоборот, отвечает за большую долю дисперсии макропоказателей в краткосрочном периоде. Но на горизонте в 10 кварталов шок отвечает примерно за 20-30% вариации выпуска, потребления, инвестиций, безработицы и условий торговли и всего примерно за 10-15% вариации торгового баланса и обменного курса. Эти значения для большей части переменных ниже, чем для шока, дополненного новостями.

Таблица 2.3 – Доли объяснённой дисперсии новостным и неожиданным шоками

	Переменные	Доля объяснённой дисперсии по кварталам (в %)				
		1	5	10	15	20
Ожидаемый (новостной) шок	Условия торговли	6,7	52,6	49,8	45,1	45,0
	Выпуск	6,7	32,4	39,3	37,7	37,6
	Потребление	6,2	28,8	43,0	39,5	39,4
	Инвестиции	3,8	41,7	46,8	43,5	43,0
	Безработица	4,2	20,3	29,9	30,3	30,6
	Торговый баланс	6,1	11,4	14,7	16,3	17,2
	Обменный курс	14,1	28,4	29,5	30,2	30,9
Неожиданный шок	Условия торговли	100,0	46,2	30,7	28,3	27,1
	Выпуск	48,8	32,4	25,5	24,2	23,6
	Потребление	33,3	33,2	23,5	21,9	21,2
	Инвестиции	23,0	25,3	19,4	18,7	18,4
	Безработица	21,5	28,0	22,5	21,1	20,8
	Торговый баланс	20,2	17,2	16,6	16,4	16,3
	Обменный курс	4,1	7,3	9,2	9,8	10,0

Источник: расчёты автора.

Поскольку неправильные предположения о дате структурного сдвига могут приводить к ошибочным результатам, было решено проверить устойчивость полученных оценок, варьируя дату сдвига между 3 кварталом 2007 года и 2 кварталом 2008 года. Полученные результаты оказались устойчивы к небольшому изменению даты структурного сдвига.

Также представляется важным сравнить вклады неожиданного и ожидаемого шоков условий торговли в динамику условий торговли, выпуска и других макропоказателей в ретроспективе. На рисунке 2.3 изображена историческая декомпозиция условий торговли на неожиданный и новостной шоки. График демонстрирует, что в основном шоки оказывали однонаправленное воздействие на переменную, однако наибольший вклад вносил шок, дополненный новостями.

Что касается 2004-2008 гг., то в этот период улучшение условий торговли происходило из-за неожиданного роста цен на нефть, который был вызван не перебоями в поставках сырья, а небольшими увеличениями спроса на сырую нефть в отдельные моменты времени [Kilian, 2009; Baumeister, Kilian, 2016]. Это же наблюдается и на графике – разрозненные участки с положительными вкладами неожиданных шоков.

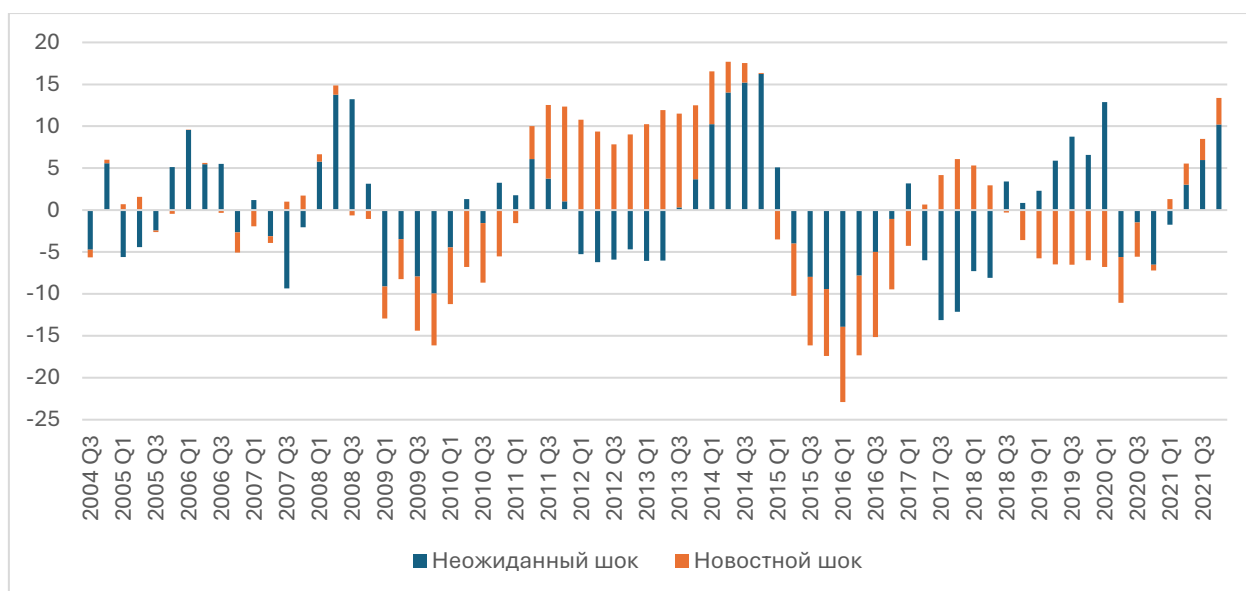


Рисунок 2.3 – Историческая декомпозиция условий торговли.

Источник: расчёты автора.

При этом период с конца 2004 года по 2008 год характеризуется лишь небольшим вкладом новостных шоков. Различный вклад шоков в этот период мог быть связан с появлением большого количества различных новостей о том, что ОПЕК собирается увеличить или сократить поставки сырья, чтобы скорректировать цены на нефть. Так, например, в 2004 году картель опасался возникновения избытка нефти на мировом рынке, в результате которого произошло бы резкое падение цен. В соответствии с этим предполагалось сократить квоты по добыче сырья. Тем не менее, даже снижение добычи нефти, согласно прогнозам, не позволило бы предотвратить её избыток на рынке, поэтому новости в такие моменты могли не оказывать существенного влияния на условия торговли.

Затем произошёл мировой финансовый кризис, который отобразился на графике мгновенным ухудшением условий торговли и отрицательным вкладом неожиданного шока. Новостной шок не сыграл здесь большой роли по той причине, что политические и экономические кризисы обычно сложно предсказывать, и экономические агенты не учитывают их в своих прогнозах, а значит и не могут ожидать настолько внезапных изменений цен нефти. После этого же произошло восстановление экономики и рост условий торговли.

Негативное влияние шоков в 2009-2010 годах объясняется ожиданием глобального спада и вместе с тем улучшением поставок нефти – всё это приводит к снижению цен, что наблюдается и на рисунке. В 2011-2014 гг. происходили отдельные неожиданные потрясения, которые вызывали рост цен на нефть (например, Ливийский кризис, ухудшение отношений с Ираном), что объясняет положительный вклад неожиданного шока условий торговли. При этом такое же положительное влияние оказывали и ожидания.

Оптимистичные взгляды экономических агентов были связаны с предположениями о росте спроса на нефть в ближайшие годы. Считалось, что он уменьшится лишь к 2018 году, и это будет связано с постепенным переходом на другие виды топлива.

Но уже в 2015-2016 гг. происходит падение из-за избыточного предложения на рынке нефти, устойчивого роста добычи сланцевой нефти в Северной Америке и низких темпов роста спроса на нефть, что отображается соответствующим отрицательным вкладом неожиданных шоков.

Дальнейшие пессимистические ожидания были связаны с обеспокоенностью темпами экономического роста на развивающихся рынках, продолжающимся (хотя и замедляющимся) ростом предложения нефти, увеличением мировых запасов жидких углеводородов и возможностью увеличения объемов сырой нефти, поступающей на рынок, что в конце концов привело к снижению прогнозных цен.

Начало 2020 года характеризуется отрицательным вкладом обоих типов шоков в условия торговли. Это объясняется пандемией коронавируса, в результате чего мировая экономика замедлилась, а спрос на нефть упал. Ожидания экономических агентов в начале 2020 года были отрицательными в связи с тем, что было неизвестно, как долго продлится пандемия. Но по графику видно, что уже в конце 2021 года началось постепенное улучшение условий торговли, что связано с восстановительными процессами в экономике.

Полностью аналогичную картину можно наблюдать и на рисунке 2.4, отображающем вклад новостных шоков в динамику выпуска. Можно заметить, что по большей части неожиданные и ожидаемые шоки дополняли друг друга за редкими исключениями, когда во время неожиданных спадов и подъёмов ожидания агентов не имели практически никакого влияния на динамику макропоказателей, либо не успевали перестроиться и оказывали противонаправленное неожиданному шоку воздействие.

Таким образом, как ожидаемые, так и неожиданные шоки условий торговли являются важными для российской экономики. Они имеют значительный вклад в динамику основных макроэкономических показателей и объясняют высокую долю вариации переменных. Тем не менее, для подтверждения полученных результатов необходимо провести дополнительные проверки устойчивости.

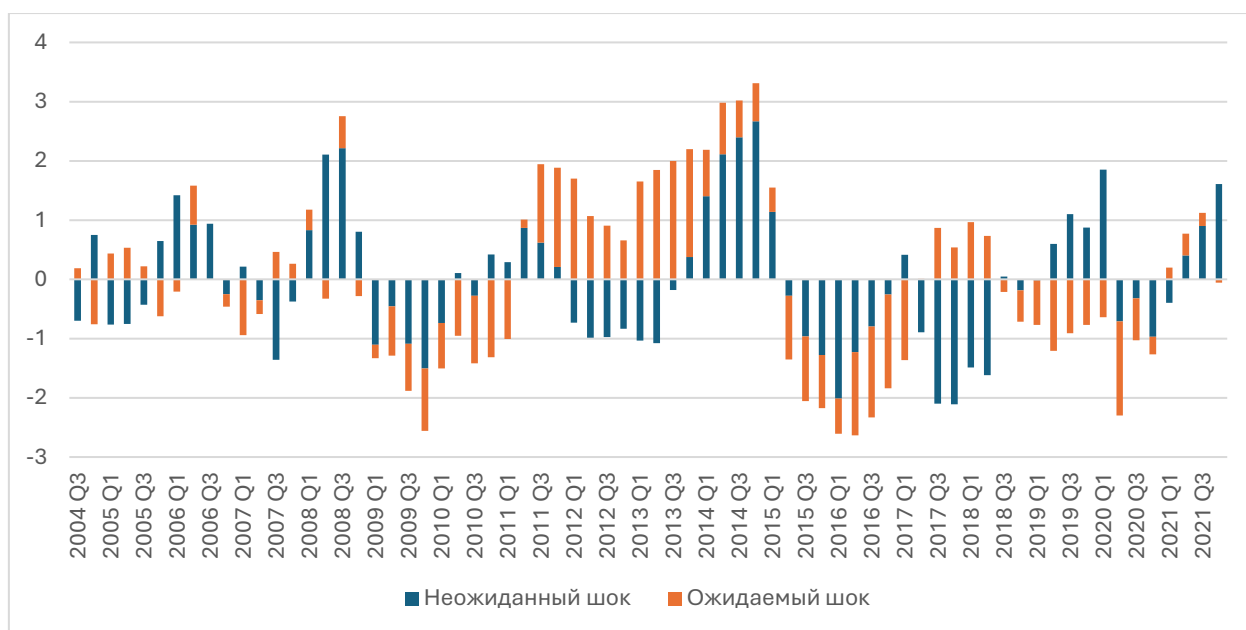


Рисунок 2.4 – Историческая декомпозиция выпуска

Источник: расчёты автора.

2.3. Проверка устойчивости результатов эконометрической модели с новостными шоками

С 2004 по 2021 год в российской экономике произошло множество структурных изменений, игнорирование которых может оказывать существенное влияние на получаемые в настоящей работе оценки. В том числе это относится к изменениям денежно-кредитной политики, произошедшим в стране [Пестова, 2017]. Учитывать влияние монетарной политики важно и по той причине, что её проведение может влиять на распространение новостных шоков [Christiano et al., 2010]. Так, монетарная политика может приводить к установлению ожиданий экономических агентов вблизи целевых значений показателей. В связи с этим представляется необходимым провести оценку робастности полученных результатов.

В таблице 2.4 представлены основные модели, сравнение которых с базовой спецификацией позволит говорить об устойчивости полученных оценок. Кроме варьирования даты начала выборки было решено также проверить, как изменятся результаты оценивания при включении в модель дополнительных переменных, при исключении структурного сдвига из модели, при корректировке горизонта усечения и при изменении числа лагов. Также была построена векторная модель коррекции ошибок, как альтернатива стандартному подходу с VAR в уровнях.

Дополнительными эндогенными переменными, включаемыми в модель, являются ИПЦ и индекс потребительской уверенности, а экзогенной – спред корпоративных облигаций США, который вслед за [Zeev et al., 2017] используется в качестве индикатора

глобальных финансовых условий для развивающихся стран. В качестве максимального горизонта усечения используется значение в 5 кварталов, поскольку экономические агенты плохо справляются с прогнозированием цен на нефть на больших временных периодах. Также, так как критерий Акаике говорил в пользу включения 3 лагов переменных в модель, было решено проверить устойчивость результатов в спецификации с иным количеством лагов. Число лагов было изменено и в моделях с сокращённой выборкой. Для них этот показатель был уменьшен до 1, чтобы избежать проблем перепараметризации. Выбор такого числа оказался оптимальным и в соответствии с критерием Шварца.

Таблица 2.4 – Спецификации моделей

Характеристика	Модель						
	1	2	3	4	5	6	7
Год начала выборки	2004	2004	2004	2004	2010	2004	2010
VECM	-	-	-	-	-	+	+
Наличие дополнительных переменных	-	-	-	-	+	-	-
Наличие структурного сдвига	+	+	-	+	-	-	-
Горизонт усечения	3	5	4	4	4	4	4
Число лагов	2	2	2	3	1	1	1

Источник: составлено автором.

Что касается VECM модели, то для её построения сначала было определено число коинтеграционных соотношений с помощью теста Йохансена. В таблице 2.5 представлены результаты теста для модели со свободным членом и трендом в коинтеграционном соотношении, но без тренда в VAR-уравнении и с одним лагом эндогенных переменных⁵. Тест на основе критерия со следом не отвергает гипотезы о наличии от одного до пяти коинтеграционных соотношений на 5%-ном уровне значимости, тогда как тест на основе критерия с собственным значением не отвергает гипотезу об отсутствии коинтеграции в модели (на 5%-ном уровне). Несмотря на смешанные результаты тестирования, было решено построить VECM модель с 1 коинтеграционным соотношением. Дамми на структурный сдвиг включалась в модель в качестве экзогенной переменной. Для построения доверительных интервалов в этом случае вместо семплирования по Гиббсу использовалось бутстрапирование.

⁵ Один лаг в модели VECM соответствует 2 лагам при записи модели в уровнях.

Стоит, однако, подчеркнуть, что, как и в работе [Barsky, Sims, 2011], в настоящей работе более предпочтительной считается модель в уровнях, поскольку неправильные предположения о наличии структурных сдвигов или тренда могут приводить к ошибочным результатам. К тому же модель будет подвержена «проклятию размерности» из-за большого числа включаемых в модель параметров при малой доступной выборке.

Таблица 2.5 – Результаты теста Йохансена

Число соотношений	Р-значение критерия со следом	Р-значение критерия с собственным значением
0	0.0010	0.6009
≤ 1	0.0764	0.4386
≤ 2	0.405	0.3103
≤ 3	0.5833	0.1912
≤ 4	0.4568	0.1412
≤ 5	0.1944	0.1185
≤ 6	0.0238	0.0715

Источник: составлено автором.

В таблице 2.6 содержится информация о средней доле объяснённой дисперсии ошибки прогноза макроэкономических показателей ожидаемым шоком условий торговли для различных спецификаций за 15 периодов. Во-первых, стоит отметить, что базовая спецификация модели со структурным сдвигом объясняет более высокую долю дисперсии по сравнению с моделью с большим числом лагов (модель 4). Так, в базовой модели доля объяснённой дисперсии для макропоказателей на 5-10% выше. Во-вторых, варьирование горизонта усечения может оказывать существенное влияние на оценки средней доли объяснённой дисперсии (модели 1 и 2). В модели 2 с более высоким горизонтом усечения доля объяснённой дисперсии почти для всех макропоказателей ниже.

В-третьих, необходимо подчеркнуть, что игнорирование структурного сдвига, произошедшего в российской экономике, может приводить к переоценке важности ожидаемых шоков. Это можно заметить на примере модели 3, в которую не включается структурный сдвиг. Так, новостной шок в этой спецификации объясняет более высокую долю вариации макропоказателей по сравнению с базовой моделью.

Что касается модели 5, в которой оценка происходит на сокращённой выборке, то она также демонстрирует важность новостных шоков условий торговли. Её результаты сопоставимы с другими моделями. Для большинства показателей в этой модели доля объяснённой дисперсии составляет 40-50%, что выше, чем у других спецификаций моделей на более длинных временных рядах.

Таблица 2.6 – Средние значения долей дисперсии ошибки прогноза, объяснённые новостным шоком условий торговли за 15 кварталов (в %)

Переменные	Модель							
	Базовая	1	2	3	4	5	6	7
Условия торговли	45,1	47,0	44,1	50,1	33,3	62,1	99,2	98,8
Выпуск	37,7	42,4	33,2	40,5	30,2	50,4	73,0	71,7
Потребление	39,5	35,2	40,9	46,0	31,9	46,7	58,0	64,2
Инвестиции	43,5	43,1	39,4	45,1	35,1	51,7	55,2	67,0
Безработица	30,3	37,6	27,2	29,3	25,9	40,5	63,8	62,0
Торговый баланс	16,3	18,1	21,1	17,0	19,5	31,8	51,4	33,1
Обменный курс	30,2	23,2	35,5	37,4	27,1	46,7	28,8	37,1
ИПЦ	-	-	-	-	-	40,8	-	-
ИПУ	-	-	-	-	-	39,7	-	-

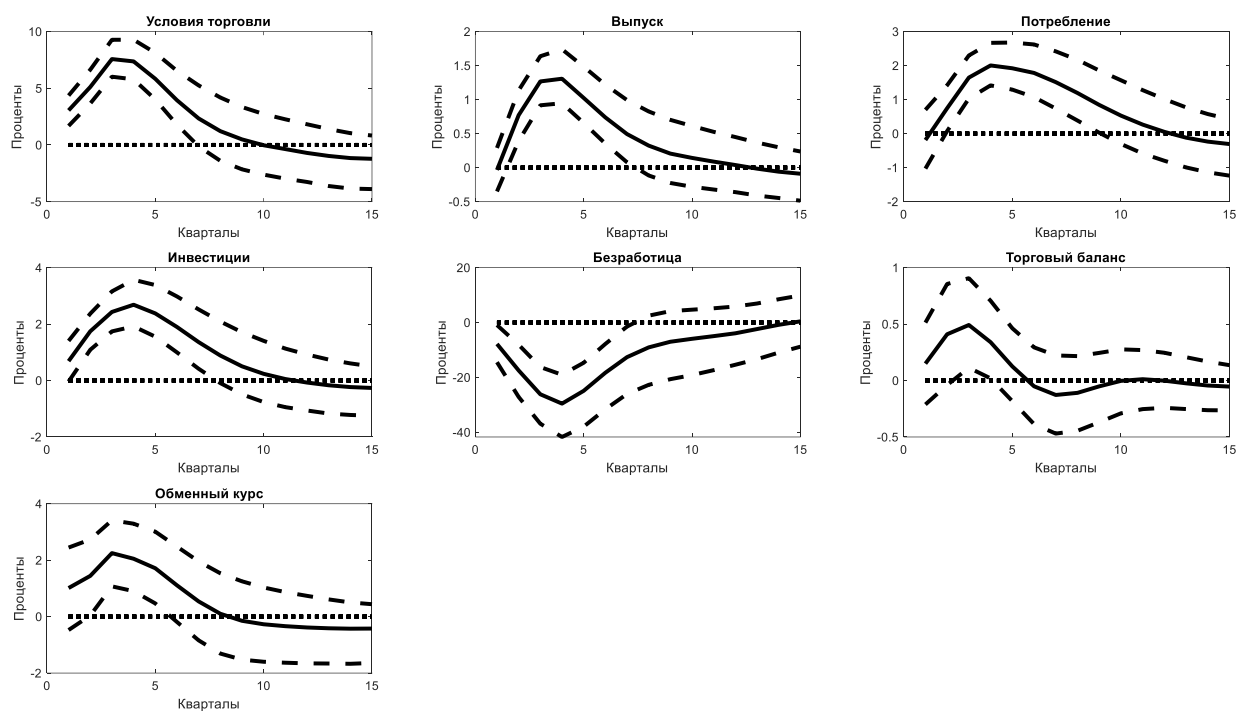
Источник: расчёты автора.

Более серьёзные отличия можно наблюдать в оценках, полученных на основе VECM моделей 6 и 7. Результаты свидетельствуют о том, что шок объясняет намного большую вариацию основных макроэкономических показателей.

На рисунке 2.5 представлены импульсные отклики для модели 1, в которой горизонт усечения снижен до 3. Можно заметить, что уменьшение горизонта усечения привело к тому, что некоторые макроэкономические показатели стали реагировать на новостной шок мгновенно. Так, условия торговли и инвестиции мгновенно растут, а безработица падает в ответ на новостной шок. При этом в краткосрочном периоде наблюдается положительное влияние новостного шока на торговый баланс.

На рисунке 2.6 продемонстрированы импульсные отклики для модели 2, в которой горизонт усечения увеличен до 5. В отличие от модели 1, в данном случае не наблюдается мгновенного влияния ни одной переменной на ожидаемые изменения условий торговли. Однако и затухания импульсных откликов в данной модели происходят позже – через 10 кварталов.

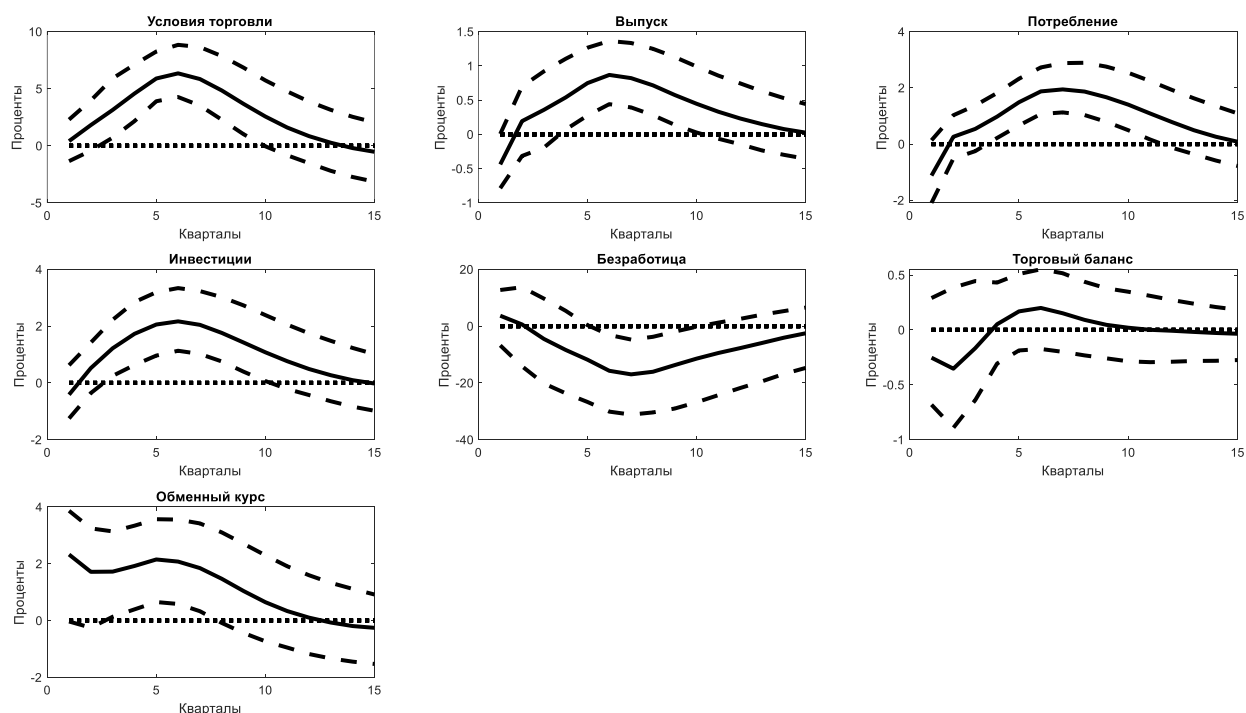
Мгновенная реакция макроэкономических показателей в ответ на шок или её отсутствие может являться особенностью метода идентификации. Для проверки этого необходимо провести дополнительные построения, задав горизонт усечения (параметр H) равным различным значениям.



Примечание – Штриховые линии обозначают 68% доверительные интервалы.

Рисунок 2.5 – Функции импульсного отклика на новостной шок условий торговли для модели 1.

Источник: расчёты автора.

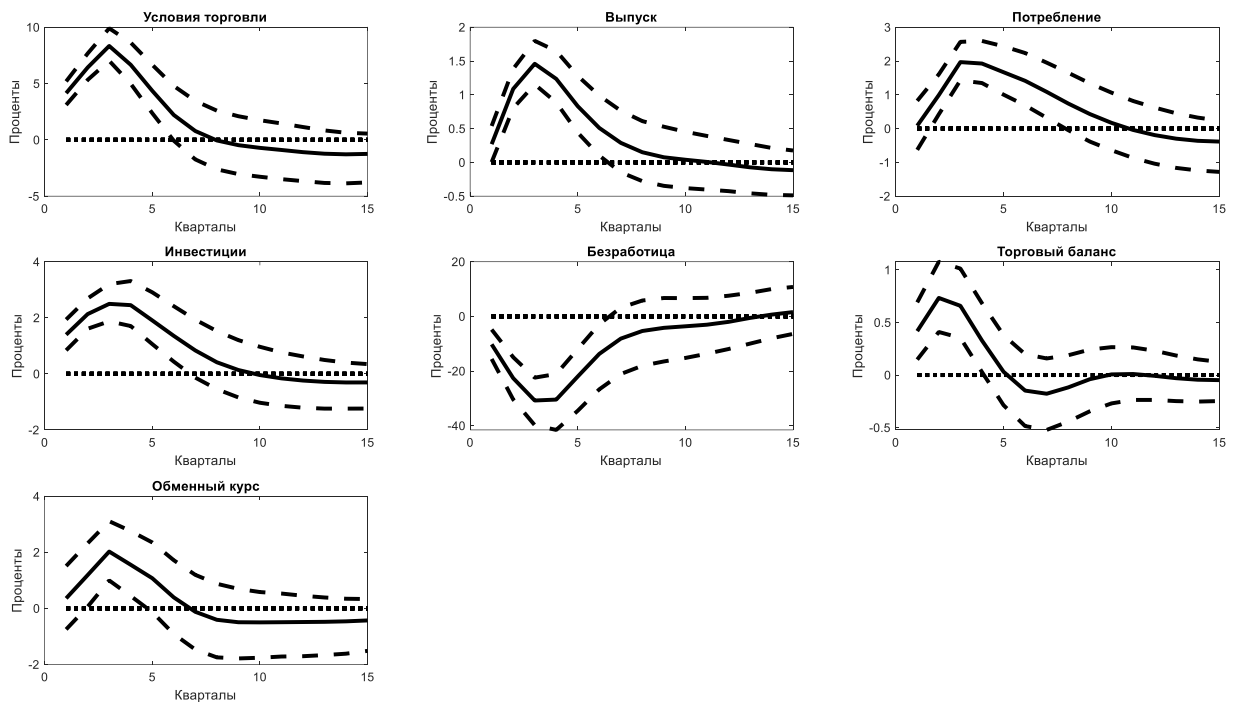


Примечание – Штриховые линии обозначают 68% доверительные интервалы.

Рисунок 2.6 – Функции импульсного отклика на новостной шок условий торговли для модели 2.

Источник: расчёты автора.

Для этого используется базовая модель, в которой горизонт усечения сначала задаётся равным 2. Функции импульсного отклика в данной спецификации модели представлены на рисунке 2.7. Можно наблюдать, что уменьшение горизонта усечения приводит к тому, что функции импульсных откликов, полученные при идентификации новостного шока условий торговли, становятся похожими на функции импульсных откликов, полученных в ответ на неожиданный шок. В данном случае почти все переменные, кроме потребления и обменного курса, демонстрируют мгновенную реакцию на ожидаемый шок.



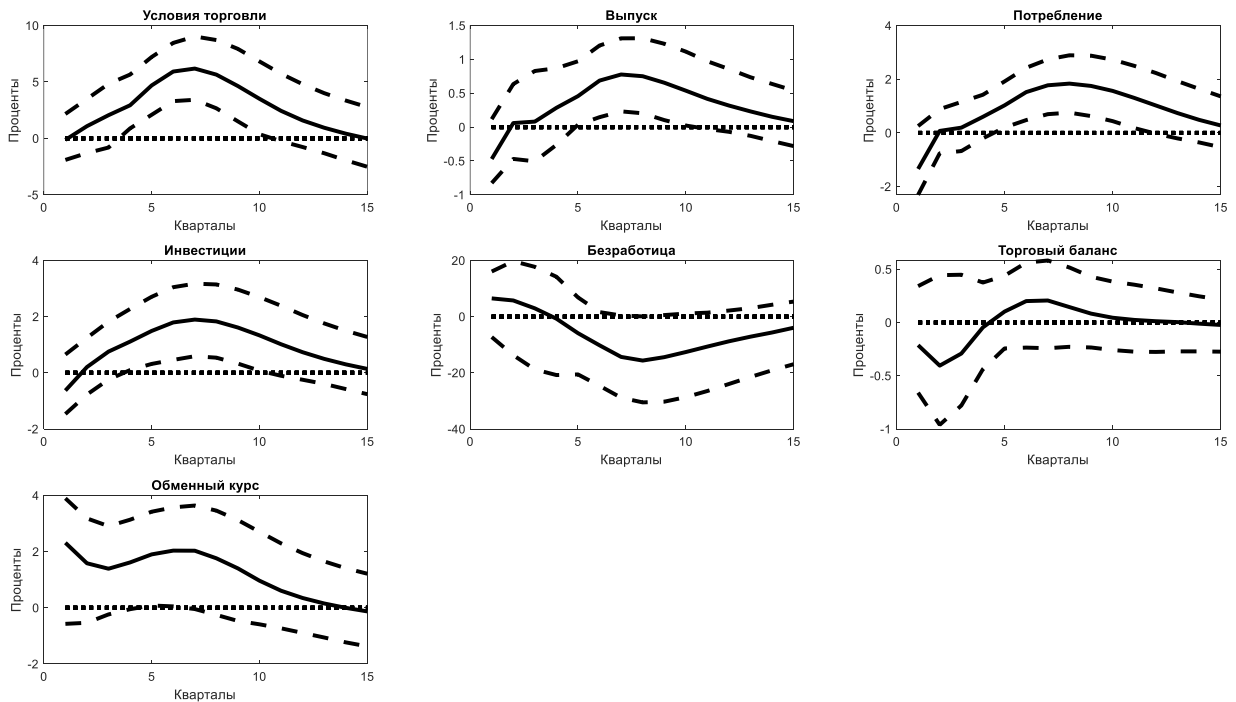
Примечание – Штриховые линии обозначают 68% доверительные интервалы.

Рисунок 2.7 – Функции импульсного отклика на новостной шок условий торговли для модели с горизонтом усечения $H = 2$.

Источник: расчёты автора.

Увеличение горизонта усечения до 6 приводит к тому, что выпуск, потребление, инвестиции и условия торговли начинают значимо реагировать на шок лишь через 3-5 кварталов, а реакции остальных макропоказателей оказываются незначимыми, что продемонстрировано на рисунке 2.8. При этом отклики затухают через 10-12 кварталов.

Если продолжить увеличивать горизонт усечения, например, до 8 и выше, то это окажет сильный эффект на доверительные интервалы. Они станут более широкими, а на многие показатели новостной шок перестанет влиять значимо на всём рассматриваемом интервале.



Примечание – Штриховые линии обозначают 68% доверительные интервалы.

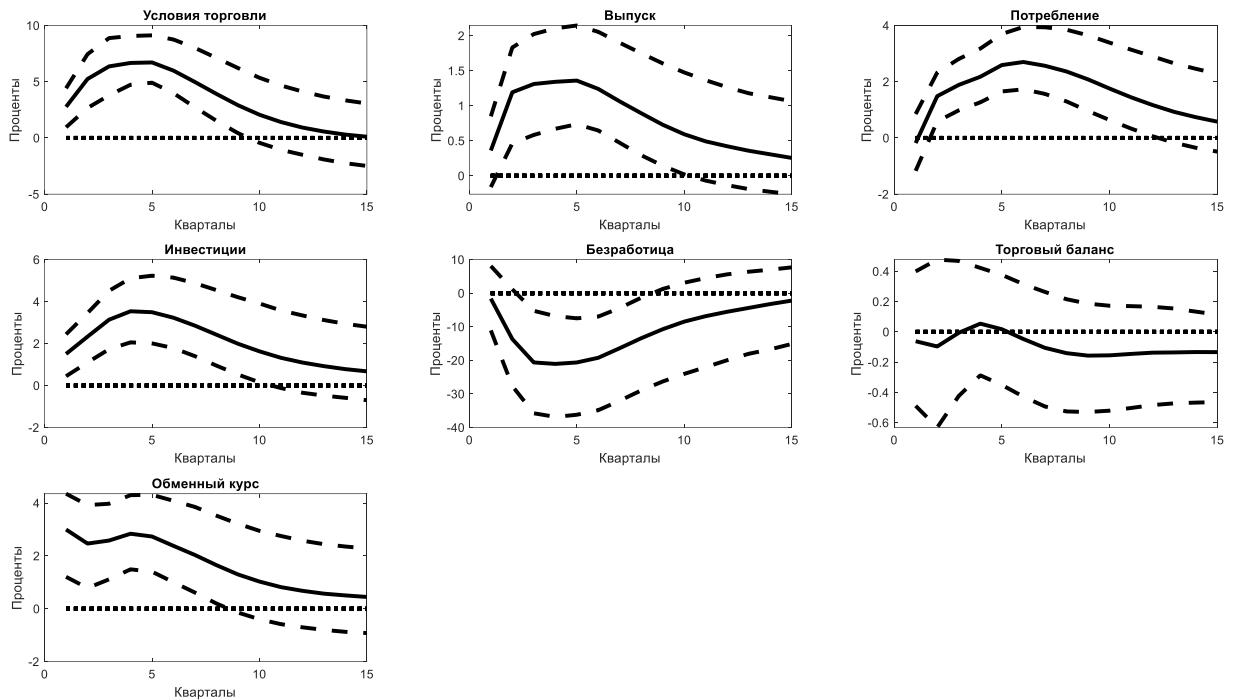
Рисунок 2.8 – Функции импульсного отклика на новостной шок условий торговли для модели с горизонтом усечения $H = 6$.

Источник: расчёты автора.

Таким образом, это означает, что важно корректно определять горизонт усечения при идентификации новостных шоков. Варьирование этого параметра оказывает существенное влияние на функции импульсных откликов – слишком большое значение горизонта усечения может привести к тому, что функции импульсных откликов окажутся незначимыми, а при слишком маленьком значении параметра становится более актуальной проблема некорректной идентификации новостного шока.

На рисунке 2.9 представлены функции импульсных откликов в ответ на новостной шок условий торговли в модели 3, в которой было решено не включать структурный сдвиг в правую часть уравнения. Самым существенным отличием в данном случае является то, что новостной шок оказывает значимый эффект на все переменные, кроме торгового баланса, на всём рассматриваемом горизонте.

Таким образом, невключение структурного сдвига в модель может создавать серьезные искажения очищенных от тренда рядов. Это также является возможной причиной, почему авторы [Zeev et al., 2017] получали разные результаты для отдельных стран.



Примечание – Штриховые линии обозначают 68% доверительные интервалы.

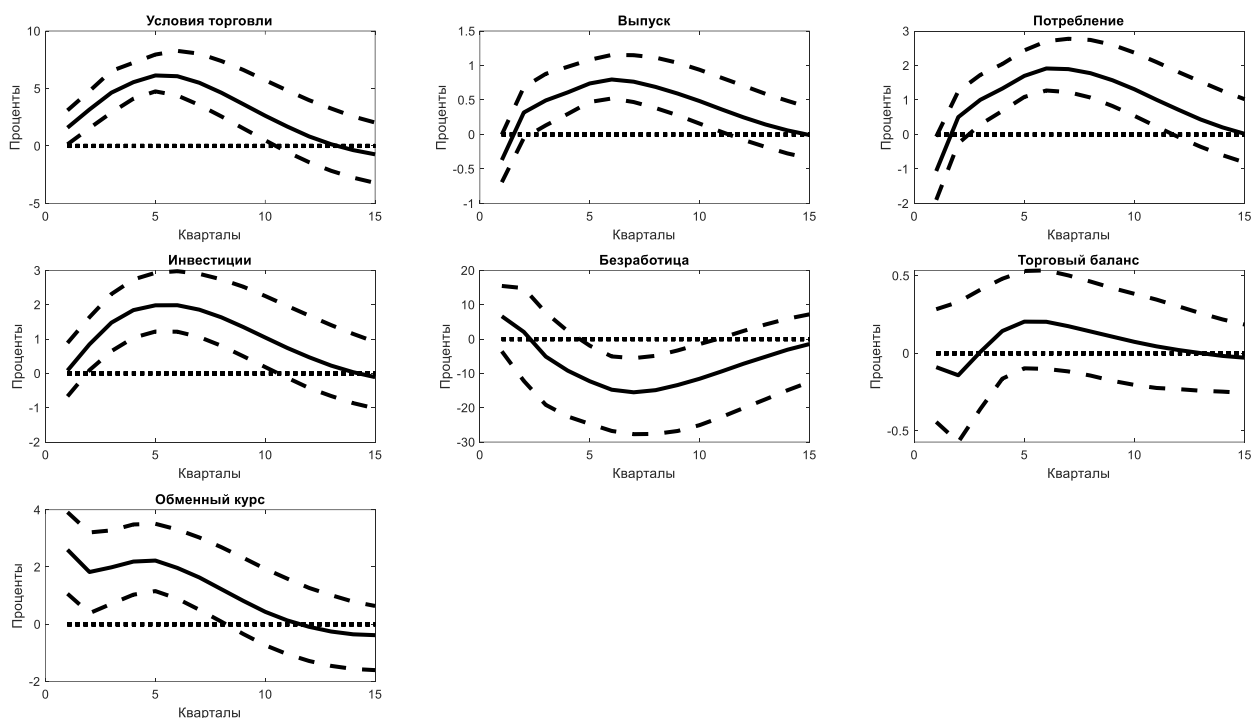
Рисунок 2.9 – Функции импульсного отклика на новостной шок условий торговли для модели 3.

Источник: расчёты автора.

С другой стороны возможно, что структурный сдвиг был учтён в настоящей работе неправильно, если была выбрана неверная дата структурного изменения российской экономики. Поэтому было решено проверить, как изменятся результаты исследования в случае небольшого варьирования даты сдвига. [Полбин, Скроботов, 2016] в своей работе упоминают в качестве возможной даты структурного сдвига 2 квартал 2008 года. Именно по этой дате была сделана новая корректировка модели.

На рисунке 2.10 представлены результаты для модели со структурным сдвигом во 2 квартале 2008 года. Можно заметить лишь небольшие различия по сравнению с базовой моделью, которые относятся к значимости переменных. В данной модели функции импульсного отклика дольше остаются значимыми. Это позволяет сказать, что результаты устойчивы к варьированию даты структурного сдвига.

Варьирование числа лагов также не оказывает существенного влияния на графики функций импульсных откликов. Единственное существенное ограничение заключается в том, что включение слишком большого количества лагов может приводить к перепараметризации модели. Однако даже спецификация с 3 лагами показателей даёт результаты, которые соответствуют полученным в базовой спецификации.



Примечание – Штриховые линии обозначают 68% доверительные интервалы.

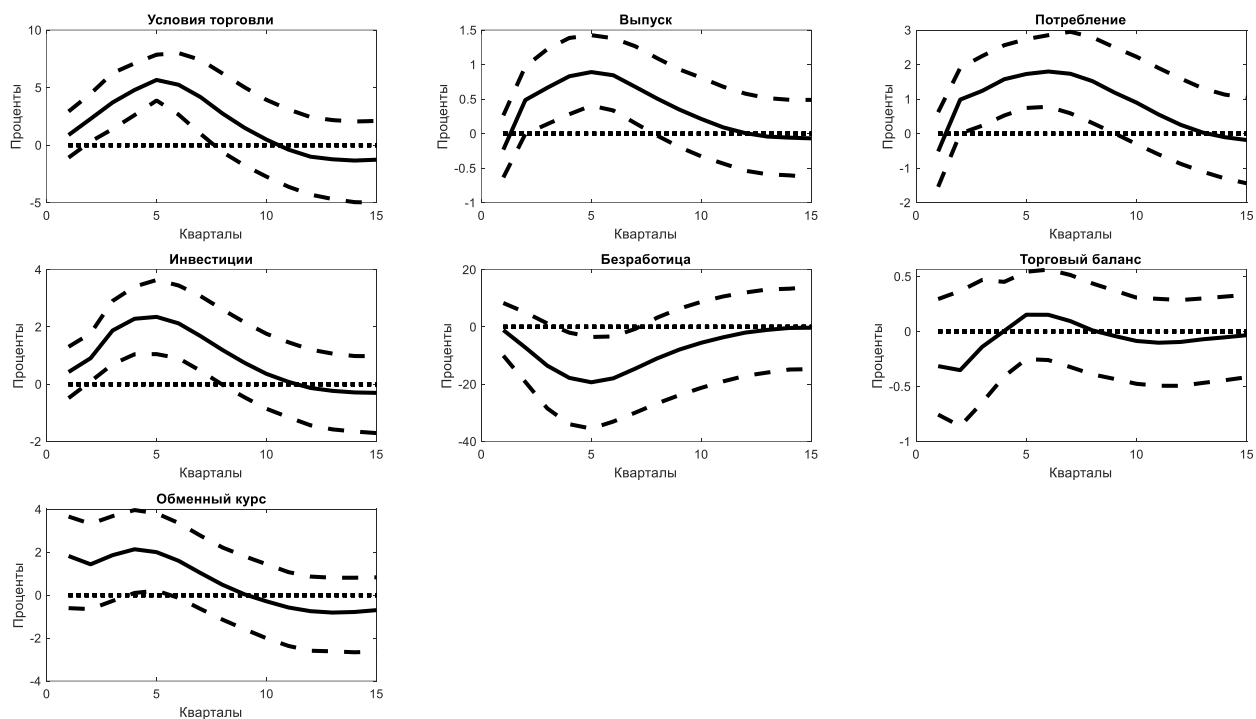
Рисунок 2.10 – Функции импульсного отклика на новостной шок условий торговли для модели со структурным сдвигом во 2 квартале 2008 года.

Источник: расчёты автора.

На рисунке 2.11 продемонстрированы функции импульсных откликов, полученные в модели 4 с большим количеством лагов. Можно заметить, что добавление лагов переменных не меняет выводов о значимости новостных шоков условий торговли.

Функции импульсных откликов, полученные в модели на более маленькой выборке и с большим количеством переменных, представлены на рисунке 2.12. Интересным является тот факт, что инфляция в этой спецификации реагирует мгновенно и отрицательно в ответ на новостной шок. Возможное объяснение состоит в том, что новостной шок приводит к укреплению обменного курса, в результате чего происходит удешевление импортных товаров. В итоге падает и инфляция.

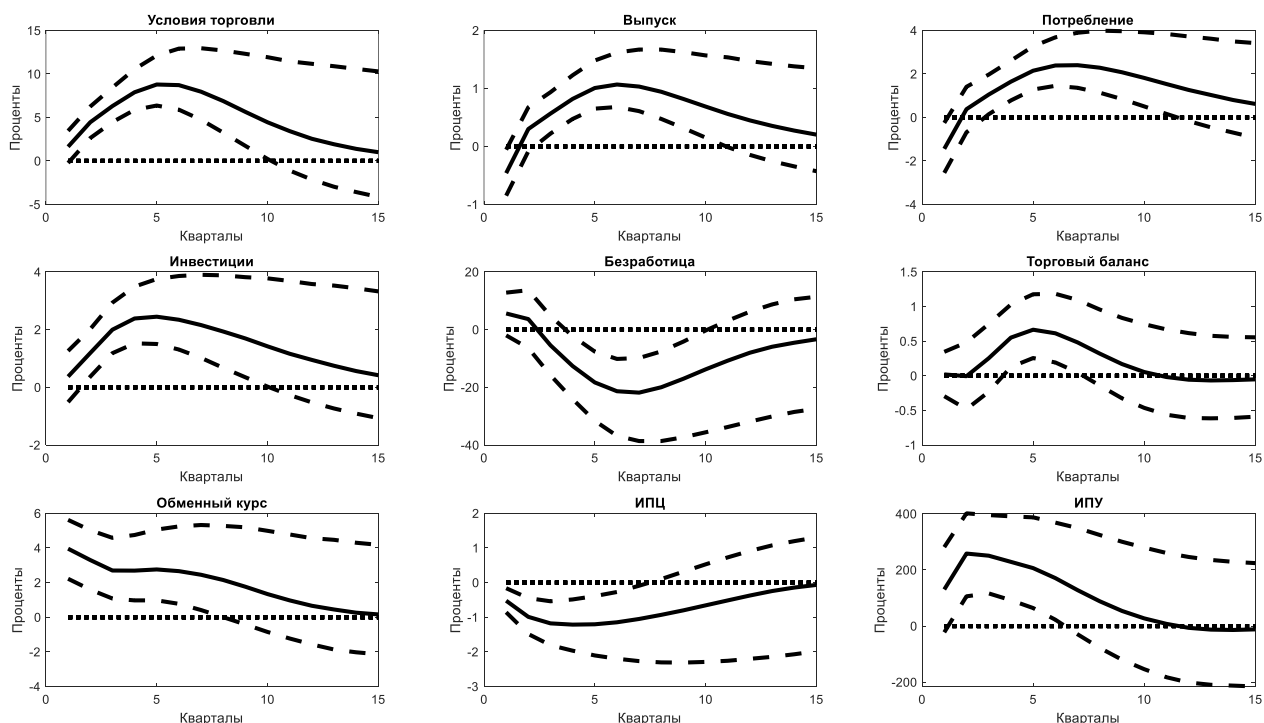
Так же показательным является положительное влияние индекса потребительской уверенности в ответ на новостной шок в краткосрочном периоде. Индивиды формируют положительные ожидания о будущем состоянии экономики, что и отображается на графике ростом соответствующей переменной в краткосрочном периоде. При этом эффект не является продолжительным – отклики затухают уже через 6 кварталов.



Примечание – Штриховые линии обозначают 68% доверительные интервалы.

Рисунок 2.11 – Функции импульсного отклика на новостной шок условий торговли для модели 4.

Источник: расчёты автора.

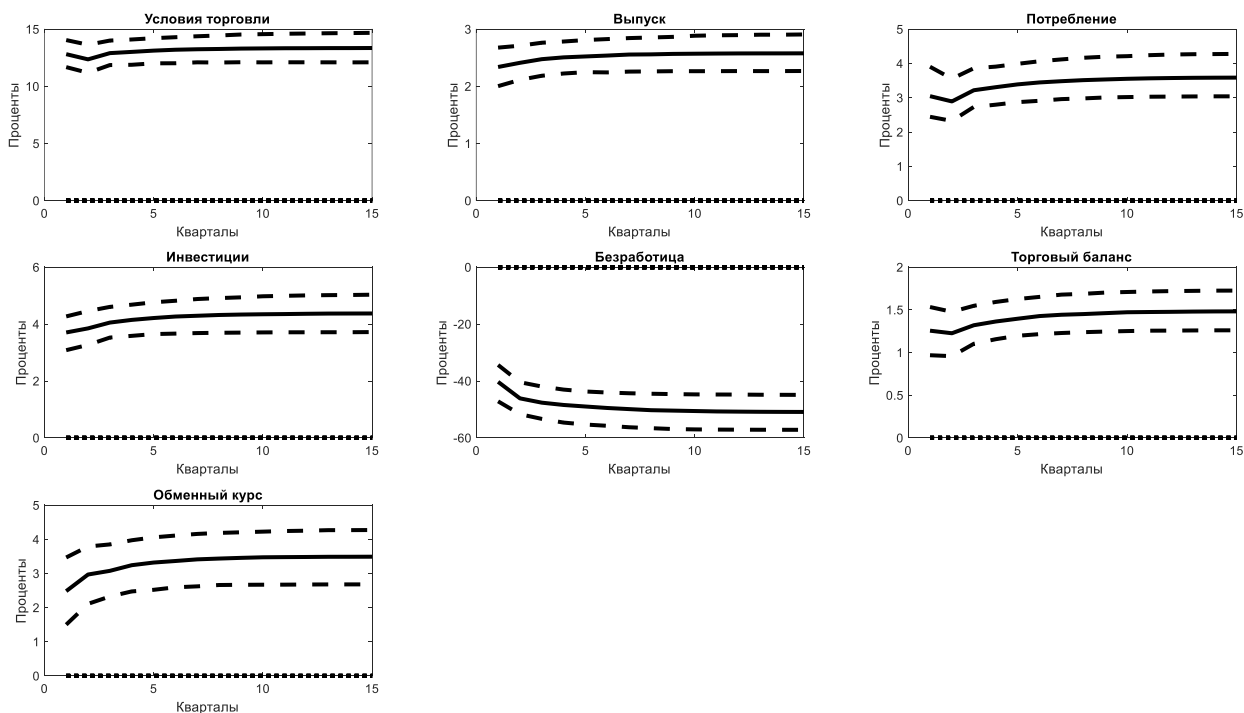


Примечание – Штриховые линии обозначают 68% доверительные интервалы.

Рисунок 2.12 – Функции импульсного отклика на новостной шок условий торговли для модели 5.

Источник: расчёты автора.

Существенные отличия можно наблюдать на графиках функций импульсных откликов в модели VECM, представленных на рисунке 2.13. Можно обнаружить, что в этом случае все переменные демонстрируют значимую и мгновенную реакцию на новостной шок. При этом, в отличие от базовой модели, импульсные отклики всех переменных не затухают в долгосрочном периоде. В целом эти результаты также свидетельствуют в пользу важности шоков, дополненных новостями.



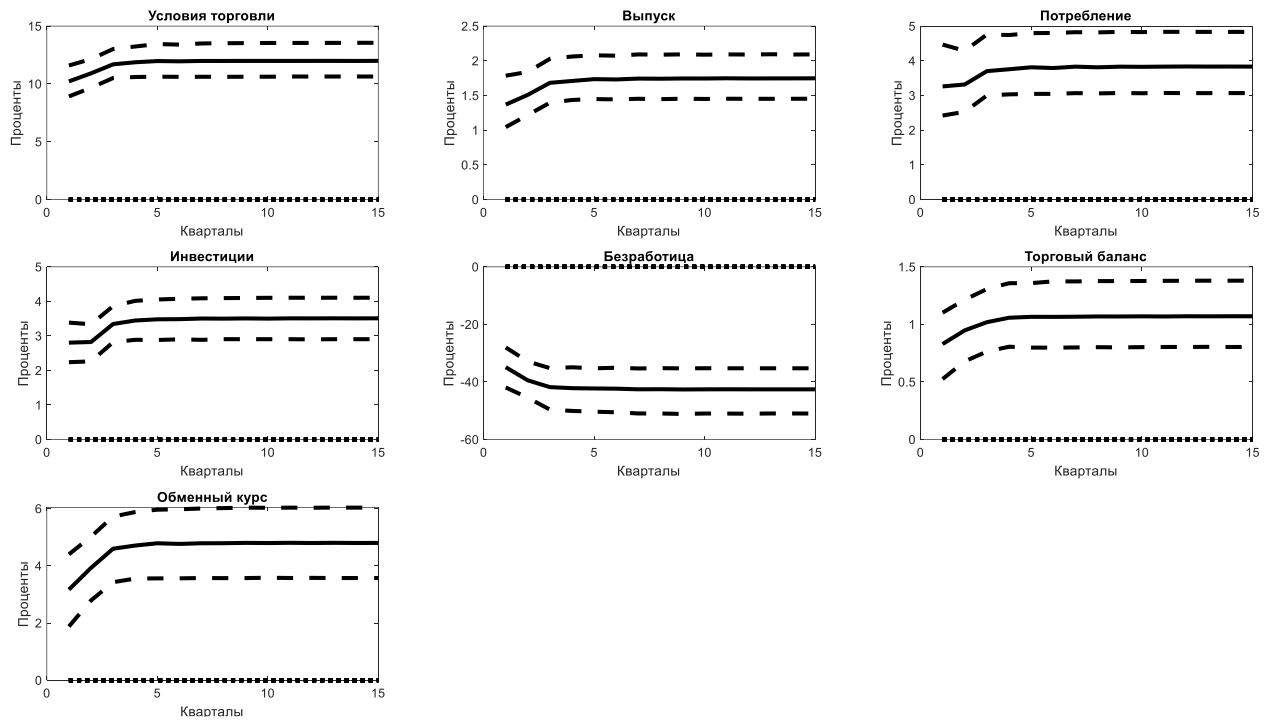
Примечание – Штриховые линии обозначают 68% доверительные интервалы.

Рисунок 2.13 – Функции импульсного отклика на новостной шок условий торговли для модели 6.

Источник: расчёты автора.

Примерно такую же картину, как и в случае с моделью 6, можно наблюдать на графиках функций импульсных откликов модели 7, в которой используются данные за меньший период времени. Функции импульсного отклика в этой модели представлены на рисунке 2.14. Результаты в данном случае полностью идентичны результатам, полученным с помощью модели 6.

Так, в моделях 6 и 7 шок условий торговли, дополненный новостями, приводит к росту условий торговли, выпуска, потребления, инвестиций, торгового баланса, укреплению обменного курса и падению безработицы.



Примечание – Штриховые линии обозначают 68% доверительные интервалы.

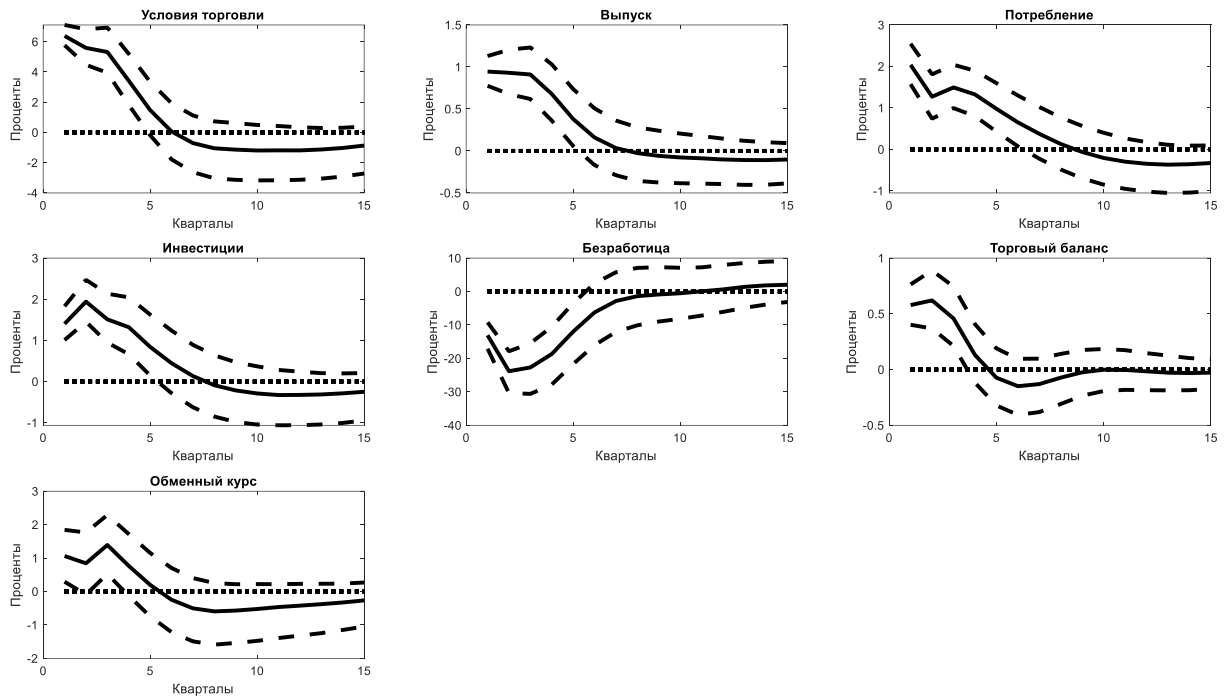
Рисунок 2.14 – Функции импульсного отклика на новостной шок условий торговли для модели 7.

Источник: расчёты автора.

Также было решено провести дополнительные проверки устойчивости результатов, чтобы оценить, как могут поменяться импульсные отклики в ответ на шок условий торговли, не связанный с ожиданиями экономических агентов, если изменится порядок переменных в модели.

На рисунке 2.15 представлены результаты в спецификации модели, в которой макроэкономические переменные расположены в следующем порядке: условия торговли, обменный курс, торговый баланс, безработица, инвестиции, потребление, выпуск. Что касается остальных параметров модели, то они были выбраны так, чтобы рассматриваемая модель была полностью идентична базовой спецификации, кроме порядка самих переменных.

Полученные результаты свидетельствуют о том, что порядок переменных в модели действительно не оказывает влияния на импульсные отклики, если рассматривается только один шок условий торговли, а переменная, характеризующая условия торговли, расположена на первом месте в модели. Эти результаты полностью идентичны рисунку 2.2.



Примечание – Штриховые линии обозначают 68% доверительные интервалы.

Рисунок 2.15 – Функции импульсного отклика на неожиданный шок условий торговли с другим порядком переменных.

Источник: расчёты автора.

Таким образом, на основе проведённого анализа можно сделать вывод о том, что оценки влияния ожидаемого шока условий торговли на динамику макроэкономических показателей в России, полученные в настоящей работе, являются устойчивыми и значимыми. Шоки условий торговли, дополненные новостями, могут являться драйвером экономических флуктуаций. Так, положительные новости о будущем улучшении условий торговли вызывают рост выпуска, потребления, инвестиций и снижение уровня безработицы. При этом выявленный шок объясняет большую долю вариации макроэкономических показателей в России. Единственным существенным ограничением для полученных в данной главе результатов является то, что существующие методы идентификации новостных шоков с помощью векторных авторегрессионных моделей не позволяют охарактеризовать идентифицированный шок, как чистый новостной шок, поскольку этот шок может содержать в себе неожиданную компоненту.

Выводы по главе 2

Во второй главе была проведена оценка вклада ожидаемых и неожиданных шоков условий торговли в динамику макропоказателей российской экономики. Для этого использовалась BVAR-модель с неинформативным априорным распределением. Для идентификации новостного шока был применён метод максимизации доли дисперсии

ошибки прогноза условий торговли, объяснённой структурным шоком, с учётом возможности мгновенного влияния шока на условия торговли. Для идентификации неожиданного шока было использовано разложение Холецкого.

Было обнаружено, что положительные шоки условий торговли оказывают значимое влияние на реальные показатели и приводят к росту условий торговли, выпуска, потребления, инвестиций и обменного курса с небольшим лагом. При этом положительный шок условий торговли, дополненный новостями, приводит к падению уровня безработицы в краткосрочном периоде, но не влияет на торговый баланс. Выявлено, что новостной шок оказывает значимое влияние на макроэкономические показатели в среднесрочном периоде, однако через 2-3 года после реализации шока отклики начинают затухать.

Полученные результаты могут быть обоснованы тем, что новости о будущем улучшении условий торговли ведут к росту спроса на сырьё, поскольку экономические агенты ожидают роста цен. Из-за этого растёт относительная цена экспорта, в результате чего происходит фактическое улучшение условий торговли в краткосрочном периоде, когда новости только появились, а описанные в них события ещё не реализовались. Экономические агенты формируют позитивные прогнозы относительно будущего, вследствие чего они начинают ждать роста доходов через определённый промежуток времени. По этой причине они начинают увеличивать потребление товаров и услуг заранее, чтобы сгладить своё потребление во времени. Инвестиции растут, поскольку экономическим агентам становится выгодно инвестировать как в экспортные, так и во внутренне-ориентированные сектора из-за возрастающего потребительского спроса. А расширение производства и увеличение оплаты труда, в свою очередь, приводят как к росту предложения труда, так и к росту спроса на труд. В результате этих событий происходит снижение уровня безработицы.

Благодаря декомпозиции дисперсии ошибки прогноза для ожидаемого и неожиданного шоков стало понятно, что в среднем новостной шок объясняет на 15-20% больше вариации переменных, чем шок, не влияющий непосредственно на ожидания экономических агентов. А благодаря исторической декомпозиции выпуска и условий торговли было обнаружено, что шоки в целом ведут себя схожим образом и вносят одинаковый вклад в динамику макропоказателей, хоть и имеют ряд отличительных черт. Так, новостные шоки в начале кризисных периодов влияют на макроэкономические показатели намного слабее неожиданных шоков. Кроме того, направление влияния двух шоков может быть различным, поскольку экономические агенты не способны строить идеально точные прогнозы.

Рассмотрение альтернативных спецификаций – в том числе разбиение выборки на подпериоды, использование дополнительных переменных, а также построение VECM моделей позволило получить результаты, близкие к полученным в базовом варианте модели, что, в целом, позволяет говорить об их устойчивости. Кроме того, было обнаружено, что невключение структурного сдвига может приводить к переоценке важности новостных шоков условий торговли.

Таким образом, можно прийти к выводу, что новостные шоки условий торговли являются важными для российской экономики. Тем не менее, существенным ограничением эконометрического анализа являются идентификационные ограничения, не позволяющие полноценно отделить новостную компоненту шока от неожиданной. По этой причине для дальнейшего анализа требуется рассмотрение DSGE модели российской экономики, чтобы верифицировать результаты эконометрической оценки.

Глава 3. Построение модели общего равновесия российской экономики для идентификации новостных шоков

В настоящей главе использованы материалы, опубликованные автором в статьях «Computable General Equilibrium Models for Migration Analysis: Bibliometric Approach», «Оценка вероятности трудоустройства для индивидов в России с учетом гетерогенных характеристик», [Sugaipov, 2025], [Майгур, Сугаипов, 2024].

Для верификации результатов эконометрической оценки предлагается построить модель общего равновесия для российской экономики, основанную на DSGE модели [Полбин, Синельников-Мурылев, 2024], с более реалистичными предпосылками относительно моделирования рынка труда на основе идей Даймонда, Мортенсена и Писсаридеса. Реализация процесса поиска и подбора на рынке труда осуществляется в соответствии с предположениями [Christiano et al., 2011; Christiano, 2016] о взаимодействиях между фирмами и агентствами занятости, и предположениями [Kulish et al., 2024] об устройстве переговорного процесса между агентствами занятости и работниками, а также о безработице и функции соответствия.

Динамическая стохастическая модель общего равновесия с более подробным описанием процессов, происходящих на рынке труда, может быть полезна не только для идентификации новостных шоков. Одной из актуальных проблем для российской экономики является наблюдающийся низкий уровень безработицы на рынке труда. Согласно данным Росстата, уровень безработицы населения в возрасте 15 лет и старше в России достиг 2,4% к третьему кварталу 2024 года. Это рекордно низкое значение показателя за всю историю наблюдений по данным российской статистики. Такая ситуация на рынке труда в рамках классической кривой Филлипса ведёт к росту уровня инфляции. В связи с этим необходимо понять, какие действия регулятора могут понадобиться в случае возникновения макроэкономических шоков в условиях низкой безработицы на рынке труда, и как проводить грамотную экономическую политику, направленную на поддержание занятости и безработицы на равновесном уровне.

На рисунке 3.1 по данным с 2017 по 2024 год видно, что уровень безработицы для граждан России в возрасте 15 лет и старше достигал своего пикового значения в третьем квартале 2020 года в разгар эпидемии коронавируса. Тогда уровень безработицы составлял 6,3%. Начиная с этого момента, уровень безработицы неуклонно снижался, достигнув уровня 3% к третьему кварталу 2023 года. При этом можно заметить, что тренд на постепенное снижение уровня безработицы наблюдался и до пандемии. Низкий уровень безработицы ведёт к новым явлениям на рынке труда. Происходят изменения в вероятности

трудоустройства, длительности процесса поиска работы, а также в переговорной силе фирм и работников. Фирмам становится тяжелее заполнять вакансии, а процесс найма длится дольше, в то время как у работников появляется возможность требовать более высокие заработные платы или улучшений условий труда.

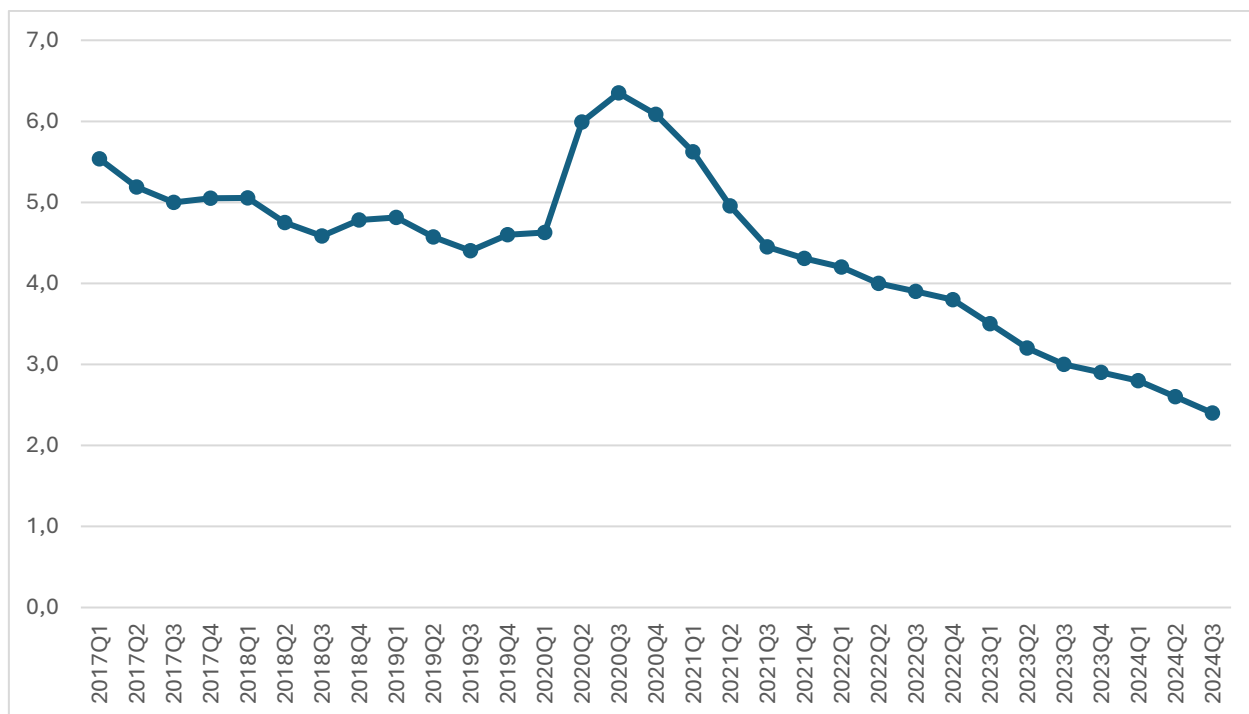


Рисунок 3.1 – Динамика уровня безработицы в России.

Источник: составлено автором.

Поскольку данные события ранее не наблюдались на российских данных, то важной задачей является выбор подходящего инструментария для анализа. Наличие лишь коротких временных рядов по макроэкономическим показателям, а также наблюдающийся низкий уровень безработицы только на протяжении последних нескольких лет, ограничивает возможности эконометрической оценки. Другим популярным инструментом для исследования рынка труда являются DSGE модели, которые позволяют анализировать различные ситуации, происходящие в экономике.

Таким образом, чтобы иметь возможность анализировать влияние тех или иных мер государственной политики на рынок труда, необходимо строить современные макроэкономические модели, дающие реалистичное описание процесса поиска рабочего места и перехода в состояние безработного. При этом важно учитывать специфические особенности российского рынка труда – различия в числе наймов и количестве вакансий по секторам российской экономики.

Существует большое количество статей, использующих DSGE модели для анализа поведения индивидов при поиске работы. Так, например, в моделях поиска и подбора

соответствий можно учитывать возможность мгновенного выхода на работу [Christiano, 2011; Christiano, 2016] или возможность выхода на работу с небольшим временным лагом [Kulish et al., 2024], возможность для уже устроенных работников и фирм вести последовательные переговоры об изменении заработной платы [Gertler, Trigari, 2006; Gertler et al., 2008], возможность эндогенного принятия решения об увольнении [Guerra-Salas et al., 2021], а также возможно учета гетерогенности фирм и работников по секторам экономики [Bermperoglou et al., 2017; Kulish et al., 2024]. Важность анализа гетерогенности на рынке труда подтверждается и многими исследованиями [Фурманов, 2009; Bachtar, Muharja, 2020], показывающими, что различные группы населения неоднородны по вероятности трудоустройства и длительности нахождения в статусе безработных.

Таким образом, для идентификации новостного шока условий торговли необходимо построить динамическую стохастическую модель общего равновесия с предпосылками модели поиска и подбора соответствий на рынке труда. В данной модели должны быть представлены различные сектора российской экономики, поскольку новости о будущем изменении условий торговли могут оказывать неоднозначное влияние на занятость в разных секторах. По этой же причине в модель требуется ввести предпосылку о том, что безработные индивиды не могут начать трудовую деятельность в тот же период, когда они договорились с фирмами об устройстве на работу или были уволены. Включение временного лага между наймом и выходом на работу позволит сделать модель более реалистичной, поскольку индивидам в реальной жизни также требуется время на то, чтобы найти работу или сменить сферу занятости.

3.1. Описание модели общего равновесия с новостными шоками

В соответствии с подходом, предложенным в работе [Полбин, Синельников-Мурылев, 2024] в настоящей модели также выделены два основных производственных сектора. Первый – экспортный – охватывает как сырьевые, так и несырьевые отрасли, ориентированные на поставку продукции за пределы страны. Второй – внутренний – объединяет остальные отрасли экономики, занятые выпуском товаров, предназначенных для внутреннего потребления.

Функционирование фирм в этих секторах имеет существенные различия. Предприятия экспортно-ориентированного сектора действуют в условиях совершенной конкуренции и вынуждены принимать рыночные цены как экзогенно заданные. В то же время компании внутренне-ориентированного сектора работают в условиях монополистической конкуренции и формируют цены с учётом так называемых издержек «меню», что отражает сложность и затратность частого изменения цен. При этом как фирмы

экспортно-ориентированного сектора, так и фирмы внутренне-ориентированного сектора сталкиваются с проблемой найма сотрудников.

В рамках данной модели предполагается, что задача поиска и подбора работников перекладывается на агентства занятости⁶. Эти агентства гетерогенны и действуют в каждом секторе, осуществляют переговоры с потенциальными сотрудниками, нанимают их, а затем предлагают труд фирмам. Весь процесс найма, поиска сотрудников, переговоров по заработной плате, создания вакансий и увольнения происходит при посредничестве агентств занятости.

Домохозяйства в этой модели состоят из множества работников, каждый из которых входит в состав рабочей силы. Индивиды могут начать период либо безработными, либо работающими в определенном секторе. Безработные осуществляют ненаправленный поиск – они могут найти работу с помощью любого агентства занятости. При этом работники имеют возможность перейти из состояния безработицы в состояние занятости и обратно, а также перейти из агентства занятости, функционирующего в экспортно-ориентированном секторе, в агентство занятости, функционирующее во внутренне-ориентированном секторе с экзогенно заданной вероятностью. Предполагается, что работники могут работать в любом секторе, и, таким образом, труд в разных секторах является совершенным субститутутом.

События в течение периода в агентстве по трудоустройству происходят в следующем порядке. Каждое агентство по трудоустройству начинает период с запасом работников. Этот запас формируется посредством усилий, приложенных агентством занятости в прошлом периоде. В модели предполагается, что некоторые работники продолжили свою работу с прошлого периода, какая-то часть работников была уволена, а отдельные индивиды, с которыми агентству занятости удалось договориться об устройстве на работу в прошлом периоде, вышли на работу в текущем периоде. Затем реализуются совокупные шоки экономики, что приводит к установлению заработной платы каждого агентства путём переговоров с работником. Предложение труда определяется из условия приравнивания предельной стоимости труда для агентства занятости с предельной стоимостью предложения домохозяйством. Таким образом, усилия агентства по набору персонала в текущем периоде приводят к тому, что запас работников в следующем периоде увеличится за счет появления новых индивидов, которых агентству занятости удалось нанять в текущем периоде. Также запас работников у фирм уменьшится за счёт того, что некоторые работники могут быть уволены по тем или иным причинам.

⁶ В качестве альтернативы можно ввести в модель оптовые фирмы, производящие агрегированный ресурс, используя труд аналогично работе [Christiano, 2016].

Основная структура модели, за исключением блока, описывающего рынок труда, построена по аналогии с DSGE-подходом, предложенным в работе [Полбин, Синельников-Мурылев, 2024]. В центре модели – домохозяйства, стремящиеся максимизировать дисконтированный ожидаемый поток полезности от потребления и минимизировать негативное воздействие от труда. Рассматривается континуум домохозяйств, индексируемых $i \in [0,1]$, и каждое домохозяйство обеспечивает идеальное страхование потребления (от англ. perfect consumption insurance) для своих членов, то есть потребление одинаково вне зависимости от того, находится ли индивид в статусе безработного или нет:

$$U_t(i) = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left(\log(C_{t+s}(i) - H_{t+s}) - \frac{\xi_t}{1+\sigma_L} (L_{t+s}^e(i) + L_{t+s}^d(\tau))^{1+\sigma_L} \right), \quad (3.1)$$

где E_t – оператор условного математического ожидания, β – субъективный фактор дисконтирования, $L_t^e(i)$ – отработанные часы в экспортно-ориентированном секторе, $L_t^d(i)$ – отработанные часы во внутренне-ориентированном секторе, $C_t(i)$ – объём потребления, σ_L – величина, обратная эластичности предложения труда, $H_t = hC_{t-1}$ – переменная, моделирующая эффект потребительских привычек, ξ_t – шок отрицательной полезности от работы.

Домохозяйство максимизирует своё благосостояние при бюджетном ограничении:

$$C_t(i) + I_t^d(i) + I_t^e(i) + \frac{B_t(i)}{P_t} + \frac{S_t B_t^w(i)}{P_t} = \frac{W_t^e(i)}{P_t} L_t^e(i) + \frac{W_t^d(i)}{P_t} L_t^d(i) + \frac{R_t^d}{P_t} u_t^d(i) K_t^d(i) + \frac{R_t^e}{P_t} K_t^e(i) - \frac{T_t(i)}{P_t} + \frac{R_{t-1} B_{t-1}(i)}{P_t} + \frac{S_t R_{t-1}^w B_{t-1}^w(i)}{P_t} + \frac{Pr_t(i)}{P_t} - \frac{\chi}{\psi_u} \left(e^{\psi_u(u_t^d(i)-1)} - 1 \right) K_t^d(i), \quad (3.2)$$

где $I_t^d(i)$ обозначает инвестиции во внутренний сектор, а $I_t^e(i)$ – это инвестиции в сектор, ориентированный на экспорт, $B_t(i)$ и $B_t^w(i)$ – это номинальная стоимость внутренних и иностранных облигаций соответственно, S_t – номинальный обменный курс, $w_t^e(i)$, $w_t^d(i)$ – ставки номинальной заработной платы в экспортно-ориентированном и во внутренне-ориентированном секторах, R_t^d и R_t^e – это арендные цены капитала во внутренне-ориентированном и во внешне-ориентированном секторах, $u_t^d(i)$ – загрузка капитала во внутренне-ориентированном секторе, $K_t^d(i)$ и $K_t^e(i)$ – объёмы физического капитала во внутренне-ориентированном и во внешне-ориентированном секторах, R_t и R_t^w – валовая процентные ставки по внутренним и иностранным облигациям, $Pr_t(i)$ – прибыль фирм, которая распределяется в виде дивидендов, $T_t(i)$ – паушальные налоги, $\frac{\chi}{\psi_u} \left(e^{\psi_u(u_t^d(i)-1)} - 1 \right)$ обозначают издержки, связанные с интенсивным использованием капитала, P_t – индекс цен на товары конечного потребления.

Таким образом, в левой части бюджетного ограничения представлены источники трат домашнего хозяйства на потребление товаров и услуг, инвестиции в различные сектора

экономики и приобретение финансовых активов. В правой части бюджетного ограничения описаны источники доходов домохозяйств. К ним относятся реальные доходы от занятости в различных секторах экономики, реальные доходы от аренды капитала, а также реальные доходы от вложений в финансовые активы и дивиденды, полученные от фирм, за вычетом налогов и издержек использования капитала.

Динамика капитала в каждом секторе описывается уравнением накопления с учётом квадратичных издержек на изменение объёмов инвестиций:

$$K_{t+1}^j(i) = (1 - \delta)K_t^j(i) + I_t^j(i) \left(1 - \frac{\varphi}{2} \left(\frac{I_t^j(i)}{I_{t-1}^j(i)} - 1 \right)^2 \right), \quad j = e, d \quad (3.3)$$

где индексы e и d относятся к экспортно-ориентированному и внутренне-ориентированному секторам, δ – норма амортизации, φ – параметр, отвечающий за издержки корректировки инвестиций.

Уравнения, записанные в (3.3), описывают динамику накопления капитала в двух разных секторах экономики. Как во внутренне-ориентированном, так и в экспортно-ориентированном секторе предполагается, что капитал выбывает с нормой амортизации δ , но растёт за счёт новых инвестиций. Квадратичные издержки изменения инвестиций могут включаться в модель для упрощённого описания более сложных инвестиционных процессов [Полбин, Синельников-Мурылев, 2024], когда прошлые решения по инвестициям могут влиять на текущие.

В условиях симметричного равновесия все домохозяйства ведут себя одинаково, поэтому индекс i в дальнейшем решении не ставится [Полбин, Синельников-Мурылев, 2024]. Для вывода условий оптимальности строится функция Лагранжа, и находятся первые производные по ключевым переменным. Условия первого порядка для потребления и финансовых активов принимают следующий вид:

$$\lambda_t = \frac{1}{c_t - h c_{t-1}}, \quad (3.4)$$

$$\lambda_t = \beta E_t \left[\lambda_{t+1} \frac{R_t}{\pi_{t+1}} \right], \quad (3.5)$$

$$\lambda_t = \beta E_t \left[\lambda_{t+1} \frac{R_t^w}{\pi_{t+1}} \frac{S_{t+1}}{S_t} \right], \quad (3.6)$$

где λ_t – множитель Лагранжа, интерпретируемый как теневая цена потребления, $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ – инфляция.

Оптимальный выбор капитала и инвестиций определяется следующими условиями:

$$\varsigma_t^d = E_t \left[\beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\varsigma_{t+1}^d (1 - \delta) + \frac{R_{t+1}^d}{P_{t+1}} u_{t+1}^d \right) \right], \quad (3.7)$$

$$\varsigma_t^e = E_t \left[\beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\varsigma_{t+1}^e (1 - \delta) + \frac{R_{t+1}^e}{P_{t+1}} \right) \right], \quad (3.8)$$

где $\varsigma_t^d, \varsigma_t^e$ – множители Лагранжа, связанные с ограничениями на накопление капитала в соответствующих секторах.

$$\varsigma_t^j \zeta' \left(\frac{I_t^j}{I_{t-1}^j} \right) \frac{I_t^j}{I_{t-1}^j} - \beta E_t \varsigma_{t+1}^j \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \zeta' \left(\frac{I_{t+1}^j}{I_t^j} \right) \left(\frac{I_{t+1}^j}{I_t^j} \right)^2 + 1 = \varsigma_t^j \left(1 - \zeta \left(\frac{I_t^j}{I_{t-1}^j} \right) \right), j = e, d \quad (3.9)$$

где за $\zeta \left(\frac{I_t^j}{I_{t-1}^j} \right) = 0.5\varphi \left(\frac{I_t^j}{I_{t-1}^j} - 1 \right)^2$ обозначена функция издержек изменения инвестиций, а $\zeta' \left(\frac{I_t^j}{I_{t-1}^j} \right)$ – её производная.

Оптимальный уровень загрузки производственных мощностей во внутреннем секторе определяется следующим образом:

$$\frac{R_t^d}{P_t} = \chi e^{\psi_u(u_t^d(\tau)-1)} \quad (3.10)$$

Мировая процентная ставка модифицируется премией, зависящей от состояния внешних сбережений (чем выше накопление, тем ниже эффективная внешняя ставка для страны):

$$R_t^w = \frac{1}{\beta} \exp \left(-\psi_B \left(\frac{S_t B_t^w}{P_t^d Y_t^d + P_t^e Y_t^e} \right) \right) \quad (3.11)$$

где P_t^d и P_t^e – цена товаров соответствующих секторов, Y_t^d и Y_t^e – выпуск соответствующих секторов, ψ_B – параметр чувствительности процентной ставки к сбережениям.

Поскольку индивиды становятся занятыми в результате процесса поиска и ведения переговоров с агентствами трудоустройства на рынке труда, то из задачи домохозяйства не происходит выбора уровня предложения труда и оптимальной ставки заработной платы.

В настоящей модели безработные имеют возможность устроиться на работу в любом из двух представленных секторов – во внутренне-ориентированном и внешне-ориентированном ($j = e, d$). Процесс смены рабочего места для работников, найм и увольнение, а также функция соответствия смоделированы с учётом предпосылок [Kulish et al., 2024]. Таким образом, агентства занятости в каждом секторе и каждом периоде создают определённое количество вакансий для привлечения кандидатов и нанимают определённое количество работников.

Предполагается, что если кандидат занял вакансию, то он выходит на работу лишь в следующем периоде (одной из популярных альтернативных постановок задачи является та, в которой индивиды выходят на работу в том же периоде, см., например, [Christiano, 2011]). Таким образом, численность безработных в периоде t рассчитывается как разность между всей рабочей силой (которая равна единице) и численностью занятых в обоих секторах.

$$u_t = 1 - L_t^e - L_t^d \quad (3.12)$$

При этом общее количество безработных формируется из безработных в разных секторах экономики:

$$u_t = \sum_{j=e,d} u_t^j \quad (3.13)$$

В каждом секторе рабочие места, которые уже были заполнены в прошлом периоде, уничтожаются с вероятностью σ^j , а также работники, которых наняли в прошлом периоде, выходят на работу m_{t-1}^j . В таком случае процесс изменения занятости задаётся следующим образом:

$$L_t^j = (1 - \sigma^j)L_{t-1}^j + m_{t-1}^j \quad (3.14)$$

Новые наймы или же функция соответствия является функцией от вакансий и количества безработных:

$$m_t^j = \rho_m^j (v_t^j)^{1-\xi^j} (u_t^j)^{\xi^j} \quad (3.15)$$

где v_t^j – число создающихся вакансий в секторе j , ρ_m^j – параметр эффективности подбора сектора j , $\xi^j \in (0,1)$ – это эластичность подбора соответствий сектора j по безработным, u_t^j – число безработных в секторе j в периоде t .

Предполагается, что когда работник в данной модели теряет своё рабочее место в определённом секторе, то он оказывается безработным в том же самом секторе. При этом безработные имеют возможность перейти из состояния безработицы в одном секторе в состояние безработицы в другом секторе с экзогенно заданной вероятностью. Таким образом, безработица в каждом секторе меняется следующим образом:

$$u_t^j = \pi_{jj}u_{t-1}^j + \pi_{ij}u_{t-1}^i + \sigma^j L_{t-1}^j - m_{t-1}^j, i \neq j \quad (3.16)$$

Это означает, что количество безработных в секторе зависит от числа безработных, которые остались безработными в данном секторе, от числа безработных, которые перешли из другого сектора в данный, а также от количества людей, которые потеряли свою работу в данном секторе, за исключением тех, кто нашёл работу в данном секторе.

Каждое агентство занятости работает только с безработными в своём секторе, поэтому интенсивность поиска работы для индивида, f_t^j в периоде t равна:

$$f_t^j = \frac{m_t^j}{u_t^j} \quad (3.17)$$

Кроме того, важно указать, чему равна интенсивность заполнения рабочих мест для фирмы. По аналогии с интенсивностью поиска работы в периоде t , интенсивность заполнения рабочих мест для фирмы в периоде t и в секторе j равна:

$$\psi_{ft}^j = \frac{m_t^j}{v_t^j} \quad (3.18)$$

Перейдём к описанию деятельности агентств занятости. Агентства занятости производят промежуточный ресурс для фирм в разных секторах, используя труд с фиксированной предельной производительностью, равной единице. Для того, чтобы найти работника в периоде t , фирмам в модели поиска и подбора соответствий необходимо создать вакансию с издержками κ^j . Поскольку в данном варианте модели все издержки по трудоустройству работника в фирму на себя берут агентства занятости, то издержки по поиску перекладываются на них. Таким образом, агентства занятости, сумевшие договориться с работником о трудоустройстве в периоде t , несут издержки, равные $\kappa^j v_t^j + \frac{w_t^j L_t^j}{P_t}$. При этом они получают от фирм оплату в виде $\frac{\vartheta_t^j}{P_t}$ за каждую единицу агрегированного ресурса (за каждого работника, которого смогут трудоустроить, $k\mathcal{H}_t = L_t$, где $\mathcal{H}_t$ – агрегированный промежуточный ресурс, который используют фирмы для производства своей продукции, k – коэффициент корректировки труда).

Таким образом, агентство занятости сталкивается с задачей максимизации ожидаемого дисконтированного потока прибыли по труду и вакансиям:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t} \left[\frac{\vartheta_{t+s}^j L_{t+s}^j}{k P_{t+s}} - \frac{w_{t+s}^j L_{t+s}^j}{P_{t+s}} - \kappa^j v_{t+s}^j \right] \rightarrow \max_{v_t, L_t} \quad (3.19)$$

При ограничении на процесс изменения занятости:

$$L_t^j = (1 - \sigma^j) L_{t-1}^j + \psi_{ft-1}^j v_{t-1}^j \quad (3.20)$$

Из условий первого порядка для задачи максимизации функции Лагранжа по труду и вакансиям следует:

$$\frac{\vartheta_t^j}{k P_t} = \frac{w_t^j}{P_t} + \tau_t - E_t (1 - \sigma^j) \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \tau_{t+1} \quad (3.21)$$

$$\kappa = \psi_{ft}^j E_t \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \tau_{t+1} \quad (3.22)$$

где τ_t – это множитель Лагранжа при ограничении на занятость.

Из (3.21) и (3.22) можно получить условие создания рабочего места. Для этого необходимо переписать (3.22) в виде $\frac{\kappa}{\psi_{ft}^j} = E_t \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \tau_{t+1}$, затем подставить в (3.21) в правую

часть $\frac{\vartheta_t^j}{k P_t} = \frac{w_t^j}{P_t} + \tau_t - (1 - \sigma^j) \frac{\kappa}{\psi_{ft}^j}$, затем выразить τ_t и подставить в (3.22):

$$\frac{\kappa}{\psi_{ft}^j} = E_t \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\frac{\vartheta_{t+1}^j}{k P_{t+1}} - \frac{w_{t+1}^j}{P_{t+1}} + (1 - \sigma^j) \frac{\kappa}{\psi_{ft+1}^j} \right) \quad (3.23)$$

В модели поиска и подбора на рынке труда заработная плата определяется из решения задачи переговоров по Нэшу между агентством занятости и работником (это задача ex post, то есть «после переговоров»). Во время этого процесса обе стороны делят

между собой ренту и та доля, которую они в итоге получают, зависит от их переговорной силы. Заработная плата из обобщённого решения задачи переговоров по Нэшу равна w_t^j , максимизирующей взвешенное произведение порождённых заполнением вакансии изменений стоимости человеческого капитала работника и стоимости рабочего места для агентства занятости:

$$w_t^j = \operatorname{argmax}(W_t^j - U_t^j)^{\eta_N^j} (J_t^j - V_t^j)^{1-\eta_N^j} \quad (3.24)$$

где W_t^j – это дисконтированная стоимость ожидаемых потоков доходов для работника в момент времени t в секторе j , U_t^j – это дисконтированная стоимость ожидаемых потоков доходов безработного в секторе j , J_t^j – это дисконтированная стоимость ожидаемых потоков прибыли агентства занятости в секторе j , V_t^j – это дисконтированная стоимость ожидаемых потоков прибыли агентства в секторе j , если вакансия не будет занята (в таком случае $V_t^j = 0$).

Эта задача подразумевает, что безработному необходимо отказаться от U_t^j , чтобы найти работу, в то время как агентству занятости необходимо отказаться от V_t^j , чтобы заполнить вакансию (трудоустроить индивида).

Отсюда можно выписать условие оптимальности для заработной платы:

$$(1 - \eta_N^j)(W_t^j - U_t^j) = \eta_N^j J_t^j \quad (3.25)$$

где $\eta_N^j \in [0,1]$ это переговорная сила работника в секторе j .

Дисконтированная стоимость ожидаемых потоков прибыли агентства занятости в (J_t^j) :

$$J_t^j = \frac{\vartheta_t^j}{k p_t} - \frac{w_t^j}{p_t} + E_t \beta (1 - \sigma^j) \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} J_{t+1}^j \quad (3.26)$$

где ϑ_t^j – это текущая прибыль от того, что работник занял вакансию (номинальная цена промежуточного товара), w_t^j – номинальная ставка заработной платы. Последнее слагаемое отвечает за то, что в следующем периоде с вероятностью $(1 - \sigma^j)$ работник не потеряет вакансию и будет занимать то же самое рабочее место.

Дисконтированная стоимость ожидаемых потоков доходов для работника может быть расписана в следующем виде:

$$W_t^j = \frac{w_t^j}{p_t} - \xi_t \frac{L_t^{j\sigma_L}}{\lambda_t} + E_t \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left((1 - \sigma^j) W_{t+1}^j + \sigma^j U_{t+1}^j \right) \quad (3.27)$$

где $\frac{w_t^j}{p_t}$ – это реальная заработная плата индивида, устроившегося на работу, $\xi_t \frac{L_t^{j\sigma_L}}{\lambda_t}$ – отрицательная полезность от устройства на работу. Работник может сохранить свою работу

с вероятностью $(1 - \sigma^j)$ и получить в том же секторе W_{t+1}^j . Либо же он может потерять работу с вероятностью σ^j и тогда он получит U_{t+1}^j . Поскольку любой нанятый сотрудник начинает работу лишь в следующем секторе, то работник не может уволиться, стать безработным, перейти в другой сектор и тут же выйти на работу.

Безработный с интенсивностью f_{t+1}^j может в следующем периоде устроиться на работу в этом же секторе и получать W_{t+1}^j . С интенсивностью $1 - f_{t+1}^j$ он может остаться безработным в любом из секторов. Таким образом, модель предполагает, что работники учитывают возможность оказаться занятыми или безработными в других секторах в будущих периодах:

$$U_t^j = E_t \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} (f_{t+1}^j W_{t+1}^j + (1 - f_{t+1}^j)(\pi^{jj} U_{t+1}^j + \pi^{ji} U_{t+1}^i)) \quad (3.28)$$

Во внутренне-ориентированном секторе действует множество фирм, индексруемых $i \in [0,1]$. Их выпуск описывается производственной функцией Кобба-Дугласа:

$$Y_t^d(i) = A(K_t^d(i))^\alpha (\mathcal{H}_t^d(i))^{1-\alpha} \quad (3.29)$$

где $Y_t^d(i)$ – выпуск фирм внутренне-ориентированного сектора, $K_t^d(i)$ – объём капитала во внутренне-ориентированном секторе с учётом загрузки мощностей, $\mathcal{H}_t^d(i)$ – агрегированный промежуточный ресурс, α – эластичность выпуска по капиталу, A – совокупная факторная производительность.

Фирмы внутренне-ориентированного сектора воспринимают цену агрегированного ресурса ϑ_t^d и арендную цену капитала R_t^d как заданные. Таким образом, из решения задачи минимизации издержек фирмы можно получить следующее соотношение для описания взаимосвязи между капиталом и агрегированным ресурсом:

$$\frac{K_t^d(i)}{\mathcal{H}_t^d(i)} = \frac{\vartheta_t^d}{R_t^d} \frac{\alpha}{1-\alpha} \quad (3.30)$$

Поскольку цены капитала и агрегированного ресурса одинаковы для всех фирм, то это означает, что оптимальное соотношение капитала и труда во внутренне-ориентированном секторе так же для всех одинаково и не зависит от их объёмов производства.

Предельные издержки для фирм внутренне-ориентированного сектора определяются следующим образом:

$$MC_t(i) = MC_t = A^{-1}(1 - \alpha)^{-1} \alpha^{-1} (R_t^d)^\alpha (\vartheta_t^d)^{1-\alpha} \quad (3.31)$$

Эти фирмы продают товары конечного продукта и действуют на рынке монополистической конкуренции. Общий спрос на все товары конечного потребления может быть записан следующим образом:

$$Y_t^d = \left[\int_0^1 (Y_t^d(i))^{\frac{\eta_d-1}{\eta_d}} di \right]^{\frac{\eta_d}{\eta_d-1}} \quad (3.32)$$

где η_d – это эластичность спроса на товары фирмы по цене. Товары продаются по цене $P_t^d = \left[\int_0^1 (P_t^d(i))^{1-\eta_d} di \right]^{\frac{1}{1-\eta_d}}$.

Спрос на продукцию фирмы i зависит от ее цены $P_t^d(i)$ и может быть записан как:

$$Y_t^d(i) = \left(\frac{P_t^d(i)}{P_t^d} \right)^{-\eta_d} Y_t^d, \quad (3.33)$$

где $\frac{P_t^d(i)}{P_t^d}$ – это отношение цены i -ой фирмы к среднему уровню цен на товары внутренне-ориентированного сектора, η_d – это эластичность спроса по цене, Y_t^d – общий спрос на все товары. Далее в модель вводится неабсолютная гибкость цен по Ротенбергу.

В соответствии с подходом [Полбин, Синельников-Мурылев, 2024] предполагается, что фирмы сталкиваются с квадратичными издержками при изменении цены следующего вида: $\frac{\psi_d}{2} \left(\frac{P_t^d(i)}{P_{t-1}^d(i)} - 1 \right)^2 P_t^d Y_t^d$. Формирование ценовой политики осуществляется в рамках максимизации ожидаемого дисконтированного потока прибыли:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t P_{t+s}} \left[(P_{t+s}^d(i) - MC_{t+s}) Y_{t+s}^d(i) - \frac{\psi_d}{2} \left(\frac{P_{t+s}^d(i)}{P_{t+s-1}^d(i)} - 1 \right)^2 P_{t+s}^d Y_{t+s}^d \right], \quad (3.34)$$

где $\beta^s \frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t P_{t+s}}$ – стохастический дисконт фактор, отражающий текущую ценность дополнительной единицы прибыли в будущем периоде $t + s$.

Условие оптимальности для цены с учётом симметрии равновесия, при котором $P_t^d(i) = P_t^d$:

$$\begin{aligned} & ((1 - \eta_d) Y_t^d + \eta_d \frac{MC_t}{P_t^d} Y_t^d - \psi_d \frac{P_t^d}{P_{t-1}^d} \left(\frac{P_t^d}{P_{t-1}^d} - 1 \right) Y_t^d + \\ & + \psi_d E_t \left[\beta \frac{\lambda_{t+1} P_t}{\lambda_t P_{t+1}} \left(\frac{P_{t+1}^d}{P_t^d} \right)^2 \left(\frac{P_{t+1}^d}{P_t^d} - 1 \right) Y_{t+1}^d \right] = 0 \end{aligned} \quad (3.35)$$

Фирмы в секторе, ориентированном на экспорт, действуют в условиях совершенной конкуренции и руководствуются производственной функцией Кобба–Дугласа следующего вида:

$$Y_t^e = A(K_t^e)^\alpha (\mathcal{H}_t^e)^{1-\alpha}, \quad (3.36)$$

Эти фирмы выбирают объём использования факторов производства, исходя из максимизации ожидаемого дисконтированного потока прибыли:

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t} \left[\frac{P_{t+s}^e A (K_{t+s}^e)^\alpha (\mathcal{H}_{t+s}^e)^{1-\alpha}}{P_{t+s}} - \frac{R_{t+s}^e K_{t+s}^e}{P_{t+s}} - \frac{\vartheta_{t+s}^e \mathcal{H}_{t+s}^e}{P_{t+s}} \right] \quad (3.37)$$

Из условий первого порядка для задачи максимизации следуют равенства, определяющие спрос на факторы производства:

$$K_t^e R_t^e = \alpha P_t^e Y_t^e \quad (3.38)$$

$$\frac{(1-\alpha)P_t^e Y_t^e}{P_t \mathcal{H}_t^e} = \frac{\vartheta_t^e}{P_t} \quad (3.39)$$

Ценообразование на импортные товары также подвержено издержкам на изменение цен. Динамика цен на импорт описывается следующим уравнением:

$$(1 - \eta_{\mathcal{M}}) \mathcal{M}_t + \eta_{\mathcal{M}} \frac{P_t^{\mathcal{M}} S_t}{P_t^{\mathcal{M}}} \mathcal{M}_t - \psi_{\mathcal{M}} \frac{P_t^{\mathcal{M}}}{P_{t-1}^{\mathcal{M}}} \left(\frac{P_t^{\mathcal{M}}}{P_{t-1}^{\mathcal{M}}} - 1 \right) \mathcal{M}_t + \psi_{\mathcal{M}} E_t \left[\beta \frac{\lambda_{t+1} P_t}{\lambda_t P_{t+1}} \left(\frac{P_{t+1}^{\mathcal{M}}}{P_t^{\mathcal{M}}} \right)^2 \left(\frac{P_{t+1}^{\mathcal{M}}}{P_t^{\mathcal{M}}} - 1 \right) \mathcal{M}_{t+1} \right] = 0, \quad (3.40)$$

где $\eta_{\mathcal{M}}$ – эластичность спроса на импорт у ритейлеров, $\mathcal{M}_t$ – общий объём импорта, $\psi_{\mathcal{M}}$ – параметр, характеризующий издержки изменения импортных цен, $P_t^{\mathcal{M}}$ – цена продажи импортных товаров внутри страны, $P_t^{*\mathcal{M}} S_t$ – цена покупки импортных товаров за рубежом.

Согласно [Полбин, Синельников-Мурылев, 2024] в потреблении частного сектора и инвестициях импортные и отечественные товары выступают несовершенными субститутами, а их агрегирование задаётся с помощью функции Кобба–Дугласа, откуда выводятся доли спроса на импортный и внутренний компоненты конечного товара:

$$J_t = \frac{(\mathcal{M}_t)^\omega (D_t)^{1-\omega}}{(\omega)^\omega (1-\omega)^{1-\omega}}. \quad (3.41)$$

В таком случае единица товара конечного потребления J_t формируется из номинальных расходов на импортные товары $\mathcal{M}_t$ и товары внутренне-ориентированного сектора D_t в соотношении долей ω и $1 - \omega$ от совокупных расходов на конечное потребление частного сектора. Это позволяет записать следующие функции спроса на данные две категории товаров:

$$P_t^{\mathcal{M}} \mathcal{M}_t = \omega P_t J_t, \quad (3.42)$$

$$P_t^d D_t = (1 - \omega) P_t J_t, \quad (3.43)$$

Где общий уровень цен определяется как $P_t = (P_t^{\mathcal{M}})^\omega (P_t^d)^{1-\omega}$.

Для простоты в модели [Полбин, Синельников-Мурылев, 2024] предполагается, что государственные закупки направляются на продукцию внутренне-ориентированного сектора и берутся пропорционально выпуску внутренне-ориентированного сектора ($G_t = g Y_t^d$). В равновесии выпуск внутреннего сектора удовлетворяет совокупный спрос со стороны государства и частного сектора:

$$Y_t^d = G_t + D_t \quad (3.44)$$

где G_t – это расходы государства на конечное потребление.

Что касается баланса товарных потоков, то в соответствии с работой [Полбин, Синельников-Мурылев, 2024] предполагается, что все издержки, связанные с загрузкой капитала, изменением цен и созданием вакансий ведут к реальным потерям товаров конечного потребления частного сектора. Отличием модели в настоящей работе от модели [Полбин, Синельников-Мурылев, 2024] является то, что в модели с предпосылками поиска и подбора соответствий присутствуют издержки на создание вакансий. Тогда условие равновесия для товаров этого типа можно записать в следующем виде:

$$J_t = \frac{\chi}{\psi_u} \left(e^{\psi_u(u_t^d - 1)} - 1 \right) K_t^d + \frac{\psi_d}{2} \left(\frac{P_{t+s}^d}{P_{t+s-1}^d} - 1 \right)^2 \frac{P_{t+s}^d Y_{t+s}^d}{P_t} + \\ + \frac{\psi_M}{2} \left(\frac{P_t^M}{P_{t-1}^M} - 1 \right)^2 \frac{P_t^M Y_t^M}{P_t} + \kappa^e v_{t+s}^e + \kappa^d v_{t+s}^d + C_t + I_t \quad (3.45)$$

Центральный банк в данной модели при проведении ДКП руководствуется правилом Тейлора и таргетирует инфляцию. Предполагается, что Центральный банк реагирует на ожидания инфляции следующего периода относительно целевого уровня и сглаживает динамику процентной ставки её лагом:

$$\log \left(\frac{R_t}{\bar{R}} \right) = \rho_R \log \left(\frac{R_{t-1}}{\bar{R}} \right) + (1 - \rho_R) \alpha_\pi \log \left(\frac{E_t \pi_{t+1}}{\bar{\pi}} \right) + \varepsilon_t, \quad (3.46)$$

где ε_t – шок денежно-кредитной политики, $\bar{R}$ – долгосрочный уровень процентных ставок, α_π – параметр реакции ставки на инфляцию, ρ_R – параметр зависимости текущей ставки от своего лага.

Для записи условий торговли используется процесс случайного блуждания:

$$\log \left(\frac{P_t^{*e}}{P_t^{*M}} \right) = \log \left(\frac{P_{t-1}^{*e}}{P_{t-1}^{*M}} \right) + \xi_t + \xi_{t-4}, \quad (3.47)$$

где ξ_t – это шок условий торговли, ξ_{t-4} – новостной шок условий торговли.

Динамика внешних активов соответствует счету текущих операций с учётом «изъятий» из экспортных доходов:

$$B_t^w = (1 - \vartheta) p_t^{*e} Y_t^e - p_t^{*M} \mathcal{M}_t + R_{t-1}^w B_{t-1}^w. \quad (3.48)$$

Такая постановка, согласно [Полбин, Синельников-Мурылев, 2024], необходима для моделирования наличия профицита торгового баланса в экономике России в условиях отсутствия существенного долга.

С целью сравнить влияние новостных шоков на макроэкономические показатели в модели, в которой не моделируется безработица, было решено построить простую DSGE модель без предпосылок модели поиска и подбора соответствий. В такой модели предполагается, что агентств занятости не существует, цена найма работника равна заработной плате и заработная плата по секторам одинакова.

Спрос на труд домохозяйств зависит от соотношения их зарплат с агрегированным уровнем зарплат и агрегированного спроса на труд по следующей формуле:

$$L_t(\tau) = \left(\frac{w_t(\tau)}{w_t} \right)^{-\eta_w} L_t \quad (3.49)$$

где η_w – эластичность спроса на труд домохозяйства по заработной плате, $L_t = \left[\int_0^1 (L_t(\tau))^{(\eta_w-1)/\eta_w} d\tau \right]^{\eta_w/(\eta_w-1)}$, $w_t = \left[\int_0^1 (w_t(\tau))^{1-\eta_w} d\tau \right]^{\frac{1}{1-\eta_w}}$.

Подставив спрос на труд в функцию полезности и бюджетное ограничение, можно найти условие оптимального выбора ставки заработной платы:

$$\theta \eta_w \frac{P_t}{w_t} L_t^{\sigma_L} - \Lambda_t (\eta_w - 1) = 0 \quad (3.50)$$

где θ – параметр, определяющий предпочтения между потреблением и трудом.

3.2. Калибровка параметров модели

Модель была откалибрована в соответствии с данными из работы [Полбин, Синельников-Мурылев, 2024; Christiano, 2011], а также данными по российской статистике. Значения параметров для всех блоков модели, за исключением рынка труда, были взяты из работы [Полбин, Синельников-Мурылев, 2024]. Откалиброванные значения этих параметров представлены в таблице 3.1.

Таблица 3.1. Оценка параметров DSGE модели

Параметры	Обозначение	Значение параметра
Параметр привычек в потреблении	h	0.722
Параметр издержек загрузки капитала	ψ_u	0.071
Коэффициент реакции процентной ставки на инфляцию в правиле Тейлора	α_π	1.702
Коэффициент зависимости процентной ставки от своего лага в правиле Тейлора	ρ_R	0.691
Параметр издержек изменения инвестиций	φ	5.810
Параметр издержек изменения цен внутренне-ориентированного сектора	ψ_d	30.93
Параметр издержек изменения импортных цен	ψ_M	13.02

Источник: составлено автором на основе [Полбин, Синельников-Мурылев, 2024].

Калибровку параметров рынка труда было решено начать с определения уровня безработицы в устойчивом состоянии. Для этого были использованы данные по уровню безработицы из статистических сборников с сайта Росстат «Рабочая сила, занятость и

безработица в России»⁷. Было использовано среднее значение показателя за период с 2004 по 2023 годы, которое составило 5,8%. На основе этого показателя было рассчитано значение для коэффициента корректировки труда, приводящего в соответствие величину труда к величине агрегированного ресурса, используемого фирмами для производства. Таким образом, коэффициент корректировки труда, k , составил 2,044. Для расчёта данного коэффициента также было использовано предположение о том, что коэффициент корректировки труда одинаков для всех секторов ($k\mathcal{H}_t^d = L_t^d$, $k\mathcal{H}_t^e = L_t^e$, $k\mathcal{H}_t = L_t$). Уровень безработицы для отдельных секторов был определён пропорционально уровню занятости каждого сектора в общем уровне занятости.

В качестве числа вакансий было решено использовать показатель «потребность в работниках, заявленная работодателями в органы службы занятости населения». Это позволяет определить число наймов в устойчивом состоянии для экспортно-ориентированного и внутренне-ориентированного секторов из формулы (3.14). Затем эти данные используются для того, чтобы определить вероятности перехода безработных из одних секторов в другие, где вероятности остаться в экспортно-ориентированном секторе, π_{ee} , и перейти в него, π_{de} , равны по 19%. А вероятности остаться во внутренне-ориентированном секторе, π_{dd} , и перейти в него, π_{ed} , равны по 81%.

Интенсивность поиска работы безработными индивидами в любом из секторов была задана на уровне 0,45. Это значение взято из работы [Майгур, Сугаипов, 2024] на основе данных по безработным, обратившимся в центры занятости для поиска работы. С помощью этого показателя, а также уровня безработицы по каждому сектору можно определить число наймов согласно формуле (3.19), а затем параметр вероятности увольнения (или же скорость ликвидации рабочего места), σ^j . В устойчивом состоянии этот показатель оказался равен 0,028 в каждом секторе.

Из работы [Черешнев, Васильева, 2013; Васильева, 2013] для российской экономики был взят параметр эластичности безработицы. Он был установлен на уровне 0,65 для каждого сектора. А на основе формулы (3.20) было откалибровано значение параметра интенсивности заполнения вакансии фирмами в различных секторах. Оно оказалось равным 1,56.

С помощью этих данных было определено значение параметра эффективности подбора в обоих секторах в устойчивом состоянии, ρ_m^j , из формулы (3.15). Оно оказалось равным 0,695. Также было сделано предположение на основе работ [Christiano, 2011; Christiano,

⁷Федеральная служба государственной статистики. [Электронный ресурс] Режим доступа: <https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/13211> (Дата обращения 17.02.2025 г.).

2016] о том, что расходы агентств занятости на создание вакансий составляют примерно 3-4% от отношения числа вакансий к выпуску фирмы в данном секторе. На основе этого предположения было рассчитано, что издержки агентств занятости на создание вакансий равны 1,54 в каждом секторе.

На последнем шаге, используя формулы (3.25)-(3.27), было откалибровано значение переговорной силы работников в устойчивом состоянии. Оно составило 0,48. Значение около 0,5 используется в качестве стандартного во многих зарубежных исследованиях, как указано в работе [Gertler et al, 2008]. При этом авторы уточняют, что нет точного общепринятого значения для параметра переговорной силы.

Таким образом, в таблице 3.2 указаны значения параметров рынка труда, использованных для калибровки модели.

Таблица 3.2. Оценка параметров DSGE модели, блок рынка труда.

Параметры	Обозначение	Значение параметра
Коэффициент корректировки труда	k	2.044
Вероятность безработному из экспортно-ориентированного сектора остаться в том же самом секторе	π_{ee}	0.19
Вероятность безработному из экспортно-ориентированного сектора перейти во внутренне-ориентированный	π_{ed}	0.81
Вероятность безработному из внутренне-ориентированного сектора остаться в том же самом секторе	π_{dd}	0.81
Вероятность безработному из внутренне-ориентированного сектора перейти в экспортно-ориентированный	π_{de}	0.19
Скорость ликвидации рабочего места в экспортно-ориентированном секторе	σ^e	0.028
Скорость ликвидации рабочего места во внутренне-ориентированном секторе	σ^d	0.028
Параметр эластичности безработицы в экспортно-ориентированном секторе	ξ^e	0.65
Параметр эластичности безработицы во внутренне-ориентированном секторе	ξ^d	0.65
Параметр эффективности подбора соответствий в экспортно-ориентированном секторе	ρ_m^e	0.695

Параметр эффективности подбора соответствий во внутренне-ориентированном секторе	ρ_m^d	0.695
Издержки агентств занятости в экспортно-ориентированном секторе на создание вакансий	κ^e	1,54
Издержки агентств занятости во внутренне-ориентированном секторе на создание вакансий	κ^d	1,54
Переговорная сила работников в экспортно-ориентированном секторе	η_N^e	0.48
Переговорная сила работников во внутренне-ориентированном секторе	η_N^d	0.48

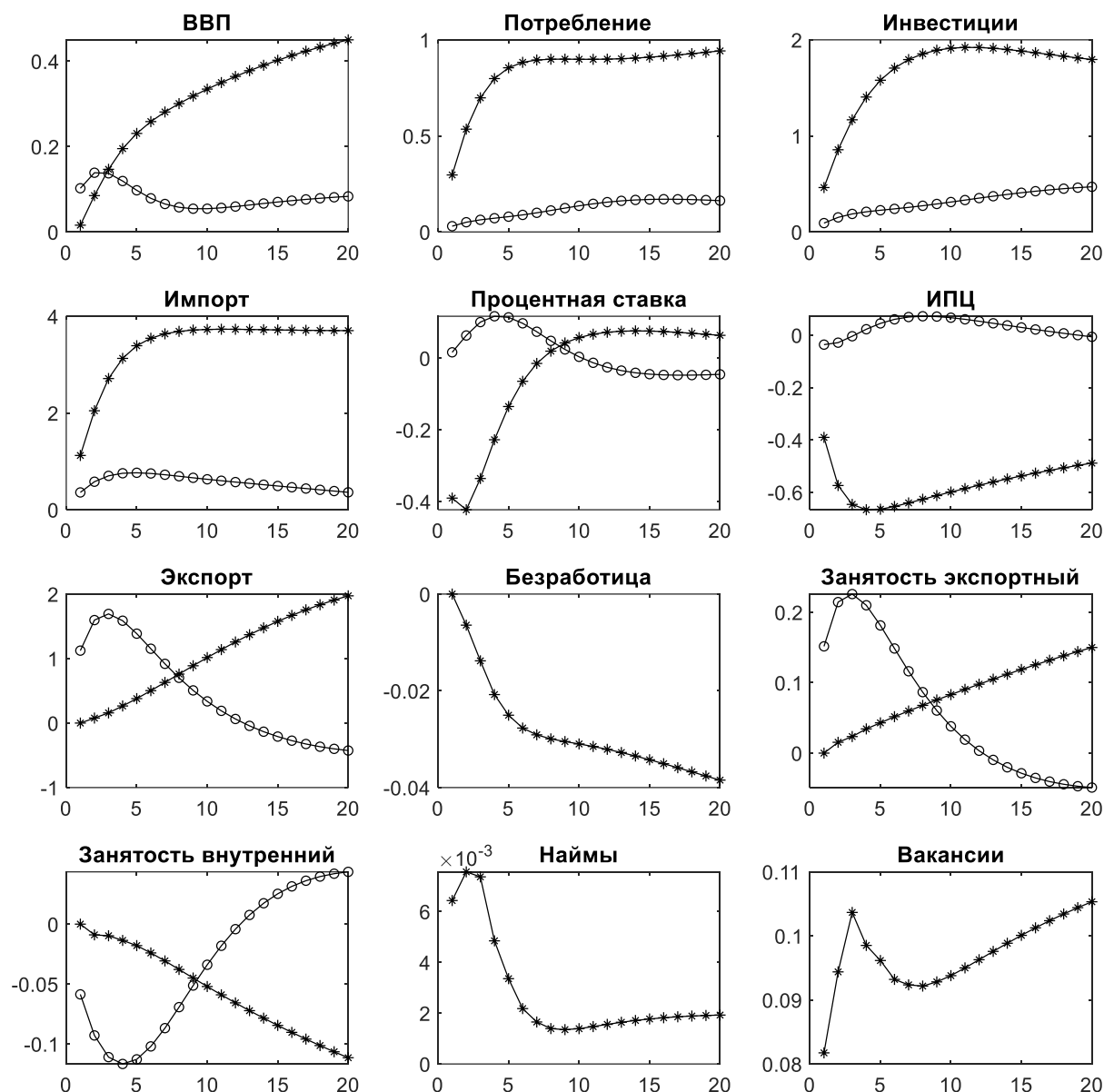
Источник: расчёты автора.

3.3. Результаты имитационного моделирования

На рисунке 3.2 изображены отклики макроэкономических показателей на 5% неожиданный шок условий торговли в двух моделях – модели с предпосылками поиска и подбора соответствий на рынке труда и базовой модели, в которой изменения в уровне безработицы не моделируются.

Результаты демонстрируют, что улучшение условий торговли в модели с поиском и подбором соответствий на рынке труда приводит к увеличению потребления, инвестиций, импорта, экспорта и ВВП. Напротив, индекс потребительских цен и процентная ставка падают в ответ на шок. Что касается показателей рынка труда, то безработица падает в ответ на положительный шок условий торговли, но при этом наблюдается неоднозначное влияние на уровень занятости по секторам. Можно заметить, что занятость в экспортно-ориентированном секторе растёт, а во внутренне-ориентированном падает. При этом также происходит рост числа наймов и количества вакансий в экономике.

Сравнение полученных результатов с базовой моделью, в которой не рассматривается безработица, показывает, что функции импульсных откликов для основных макроэкономических показателей в краткосрочном периоде однонаправленны. Несмотря на то, что импульсные отклики в двух спецификациях модели достаточно близки, можно отметить, что эффекты от шока в базовой модели сильнее, а функции импульсного отклика для показателей занятости более волатильны.



Примечание – Сплошная чёрная линия со звёздочкой – импульсные отклики в DSGE модели с предпосылками модели поиска и подбора соответствий, сплошная чёрная линия с кругами – импульсные отклики в базовой DSGE модели. Процентная ставка, безработица, занятость, число вакансий и наймов представлены в абсолютном отклонении от устойчивого равновесия. Остальные переменные представлены в процентном отклонении от значения в устойчивом равновесии.

Рисунок 3.2 – Функции импульсного отклика макроэкономических показателей на 5%-ное улучшение условий торговли.

Источник: расчёты автора.

Полученные результаты согласуются с теорией. Так, улучшение условий торговли ведёт к возникновению эффекта дохода – от продажи того же объёма экспортных товаров, индивиды получают больше денег. В результате растёт спрос на все группы товаров, а потому можно наблюдать рост потребления и импорта. Рост выпуска в долгосрочном

периоде связан с накоплением капитала. Поскольку фирмы наращивают экспорт со временем, то происходит переток рабочей силы из внутренне-ориентированного сектора в экспортно-ориентированный. Фирмы экспортно-ориентированного сектора начинают создавать больше вакансий и нанимать больше сотрудников, что ведёт к снижению безработицы. При этом падает занятость во внутренне-ориентированном секторе из-за того, что индивидам становится выгоднее работать в другом секторе экономики.

Более сильную реакцию импульсных откликов экспорта и занятости в базовой модели по сравнению с моделью с поиском и подбором соответствий можно объяснить тем, что в базовой модели фирмы могут резко нарастить число занятых в производстве и, тем самым, увеличить выпуск, в то время как в модели с поиском и подбором соответствий фирмы могут нанять сотрудников только с временным лагом. Даже если фирмы сразу создают больше вакансий, то занять их работники смогут лишь в следующем периоде. При этом увольнения происходят мгновенно.

На рисунке 3.3 изображены функции импульсного отклика в ответ на новостной шок условий торговли величиной в 5%. В данном случае предполагается, что экономические агенты получают информацию об увеличении условий торговли через 4 квартала. Можно обнаружить, что влияние новостного шока на все основные макроэкономические показатели, кроме показателей рынка труда, идентично неожиданному шоку. В ответ на ожидаемые изменения условий торговли происходит рост выпуска, потребления, инвестиций, импорта и экспорта, а также снижение процентной ставки и падение индекса потребительских цен.

Этот эффект является краткосрочным, и уже через несколько периодов происходит снижение уровня безработицы. При этом новостной шок по-разному влияет на уровень занятости по секторам экономики – занятость в экспортно-ориентированном секторе со временем растёт, а во внутренне-ориентированном падает. Также наблюдается мгновенное отрицательное влияние новостного шока на число наймов и положительное влияние на число создающихся вакансий.

Как и в случае неожиданного шока условий торговли объяснение для наблюдаемых эффектов от новостного шока является схожим. Экономические агенты получают информацию об улучшении условий торговли в будущем. Поскольку теперь они ожидают роста цен на сырьё в будущем, то они предпочитают заблаговременно начать наращивать запасы сырья, чтобы предвосхитить спрос, в результате чего условия торговли улучшаются мгновенно. Ожидая роста доходов в будущем, экономические агенты начинают потреблять больше уже в текущем периоде, что отражается на графике ростом потребления. Также становится выгодным инвестировать в экспортно-ориентированный и внутренне-

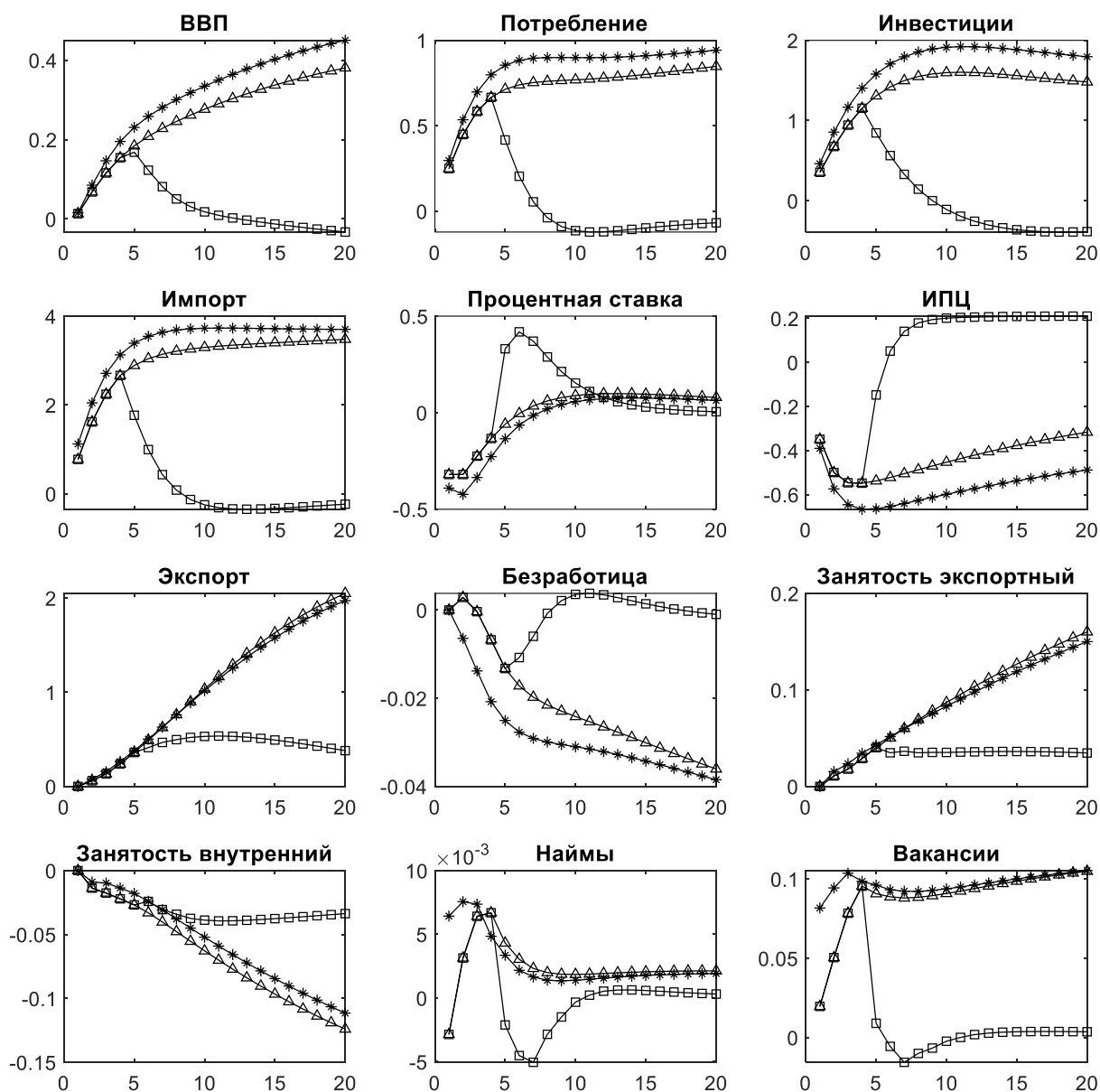
ориентированный сектора, так как экономические агенты, с одной стороны, хотят продать больше товаров по более высокой цене, но вместе с тем осознают, что увеличится потребительский спрос и на прочие товары.

Причина падения уровня занятости в краткосрочном периоде в таком случае может заключаться в том, что индивиды, осознавая улучшение условий торговли в экспортно-ориентированном секторе и будущий рост заработных плат, решают перейти на работу в данный сектор экономики. По этой причине происходит больше увольнений из внутренне-ориентированного сектора, что отражается в падении занятости в этом секторе. При этом, поскольку существует лаг в заполнении вакансий, то кандидаты на рабочие места не могут тут же выйти на работу, в результате чего происходит падение общего уровня занятости по всем секторам. Однако, в долгосрочном периоде новостной шок оказывает положительный эффект на уровень занятости в экономике.

Также на рисунке 3.3 представлены функции импульсных откликов на «чистый» новостной шок о будущем улучшении условий торговли. Этот шок означает, что в нулевом периоде появляется информация о будущем улучшении условий торговли, а через 4 квартала появляется отрицательный неожиданный шок условий торговли той же величины, что и новостной шок. Таким образом, «чистый» новостной шок описывает ситуацию, когда новости о будущих изменениях появились, но сами изменения в итоге не реализовались.

На рисунке 3.3 видно, что в этом случае в первых четырёх кварталах «чистый» новостной шок оказывает такое же влияние на экономику, как и обычный новостной шок. А затем происходит резкое изменение макроэкономических показателей. Эта реакция показывает, как важно формировать корректные ожидания экономических агентов, поскольку в ответ на нереализованные новости происходит резкое падение выпуска, потребления, инвестиций и рост безработицы.

Для того, чтобы понять, важно ли использовать предпосылки модели поиска и подбора соответствий для идентификации новостных шоков, можно взглянуть на рисунок 3.4. На нём представлены функции импульсных откликов макроэкономических показателей в ответ на ожидаемые положительные изменения условий торговли для базовой модели, в которой не моделируется безработица, и для модели с поиском и подбором соответствий на рынке труда. При этом почти все макроэкономические показатели, кроме показателей занятости и выпуска, в краткосрочном периоде реагируют на новостной шок так же, как и в модели с поиском и подбором соответствий.



Примечание – Сплошная чёрная линия со звёздочкой – импульсные отклики в ответ на неожиданный шок условий торговли, сплошная чёрная линия с треугольниками – импульсные отклики в ответ на новостной шок условий торговли, сплошная чёрная линия с квадратами – импульсные отклики в ответ на «чистый» новостной шок условий торговли. Процентная ставка, безработица, занятость, число вакансий и наймов представлены в абсолютном отклонении от устойчивого равновесия. Остальные переменные представлены в процентном отклонении от значения в устойчивом равновесии.

Рисунок 3.3 – Функции импульсного отклика макроэкономических показателей на 5%-ное ожидаемое и неожиданное улучшение условий торговли в DSGE модели с предпосылками модели поиска и подбора соответствий.

Источник: расчёты автора.

Можно отметить, что в базовой модели происходят резкие изменения выпуска, экспорта, импорта и занятости через 4 квартала после появления новостей, тогда как в модели с поиском и подбором соответствий на рынке труда функции импульсного отклика более сглажены. Кроме того, в ответ на положительный новостной шок в базовой модели совокупная занятость падает в долгосрочном периоде. Такую ситуацию сложно объяснить в реальной жизни. И, напротив, безработица в модели поиска и подбора соответствий падает в долгосрочном периоде в ответ на новостной шок.

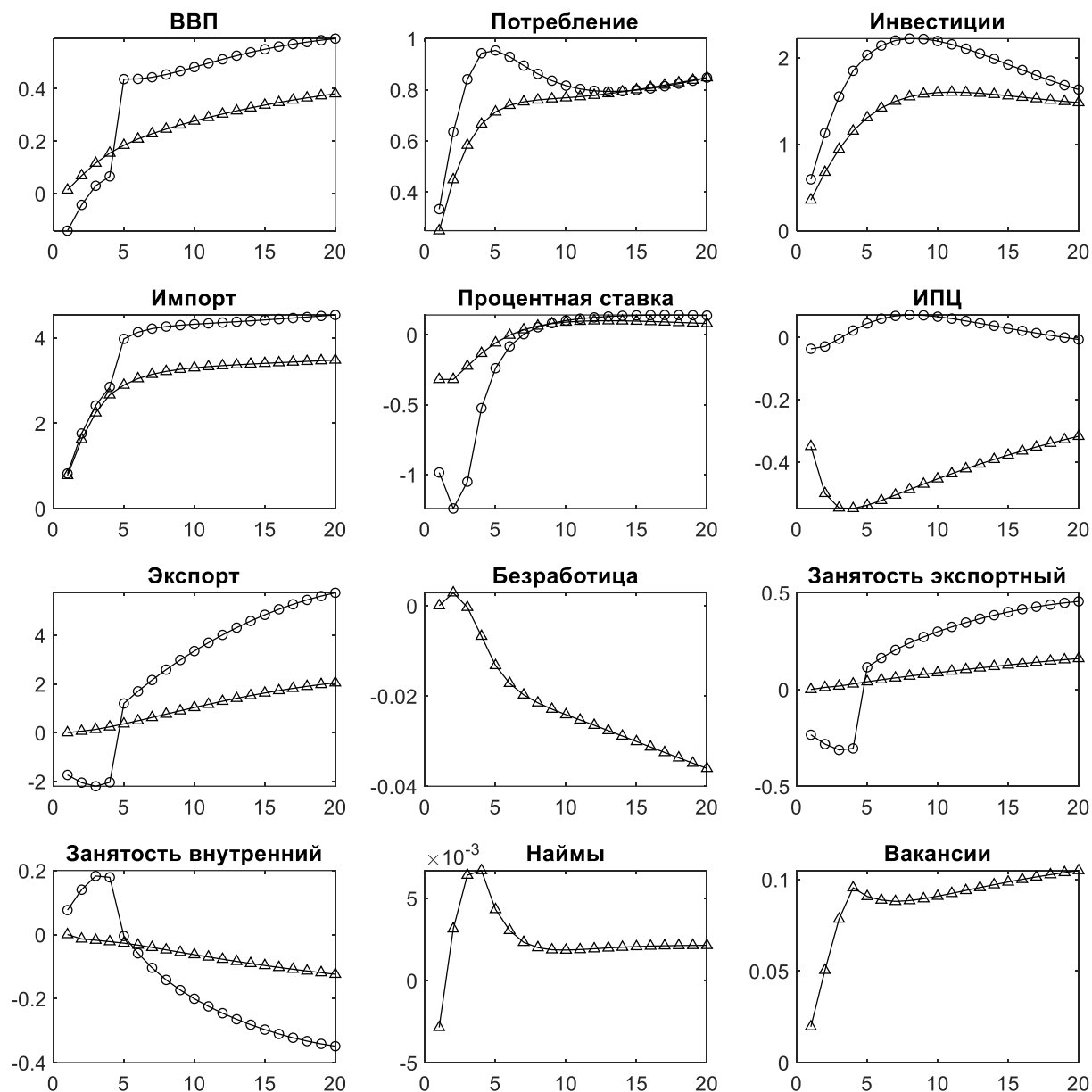
Наблюдаемый на рисунке 3.4 рост безработицы в краткосрочном периоде в ответ на новостной шок о будущем улучшении условий торговли мог быть вызван тем, что большое количество индивидов оказывалось безработными во внутренне-ориентированном секторе и тратило время на устройство на работу в экспортно-ориентированном секторе. Это становится возможным, если работа в экспортно-ориентированном секторе оказывается намного выгоднее, чем во внутренне-ориентированном. И, хотя такая ситуация кажется реалистичной, но в текущих условиях в российской экономике наблюдается более напряжённый рынок труда, характеризующийся высокой переговорной силой работников и более низким темпом ликвидации рабочих мест, чем установлено в модели. В таком случае можно провести сценарный анализ и посмотреть, как шоки влияют на экономику с более напряжённым рынком труда.

Для этого было решено проанализировать три различных сценария. В первом происходит увеличение переговорной силы работников, во втором – снижение темпов ликвидации рабочих мест, а в третьем – увеличение параметра функции соответствия.

На рисунке 3.5 представлены графики функций импульсного отклика в ответ на положительный новостной шок в модели с поиском и подбором соответствий с более высокой переговорной силой работников в обоих секторах. В данном случае было решено установить переговорную силу работников на уровне 0.8, что является верхней границей, используемой в зарубежных исследованиях.

Можно обнаружить, что в этой ситуации безработица отрицательно реагирует на новостной шок. Возможной причиной является то, что при увеличении переговорной силы большее количество безработных могут найти работу по более высокой ставке заработной платы, при этом рост занятости в экспортно-ориентированном секторе превышает снижение занятости во внутренне-ориентированном секторе.

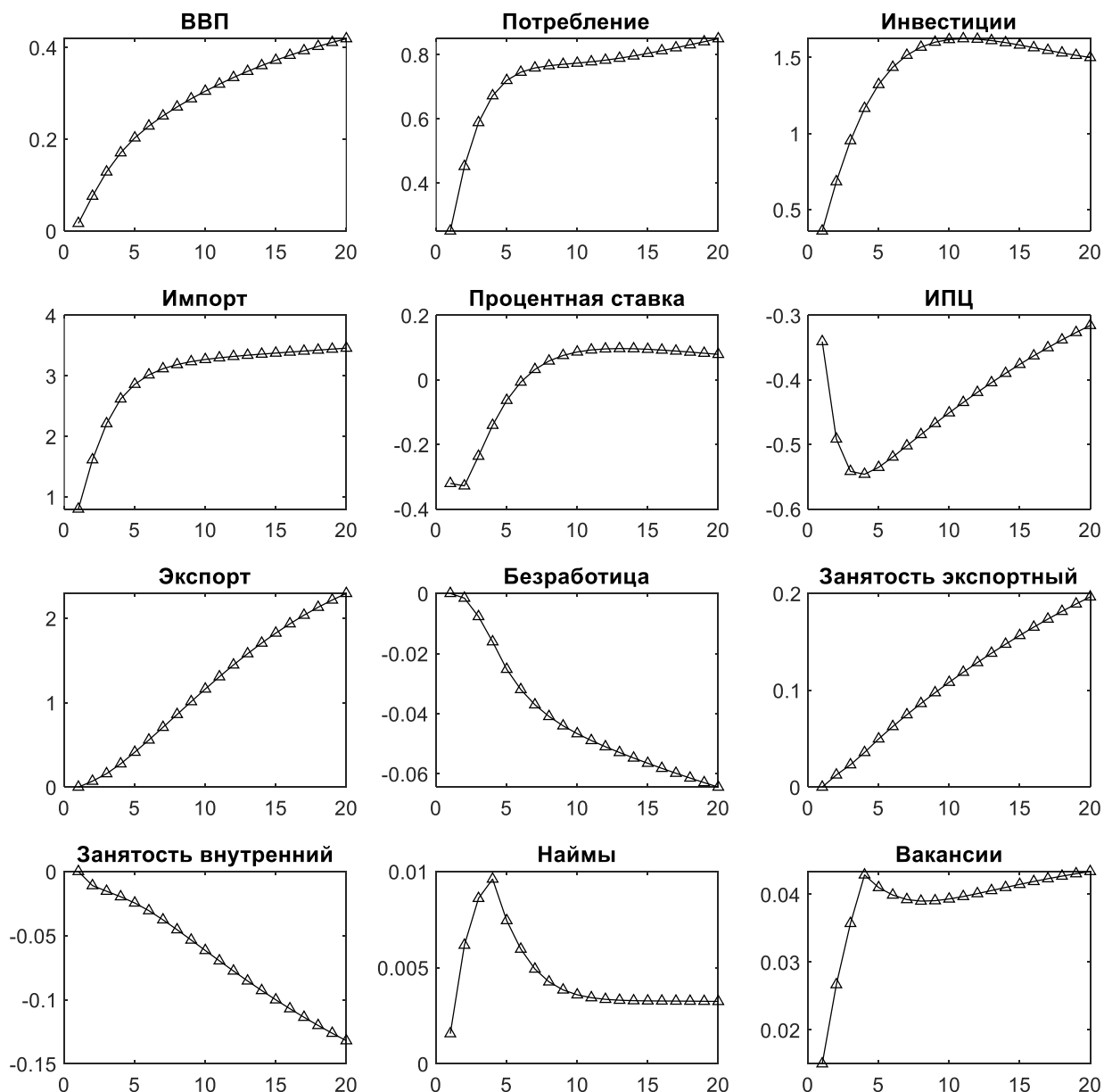
На рисунке 3.6 представлены графики функций импульсного отклика в ответ на новостной шок условий торговли в модели с низкой скоростью ликвидации рабочего места, равной 0.15 в каждом секторе.



Примечание – Сплошная чёрная линия с кругом – импульсные отклики в ответ на неожиданный шок условий торговли в базовой модели, сплошная чёрная линия с треугольниками – импульсные отклики в ответ на новостной шок условий торговли в DSGE модели с предпосылками модели поиска и подбора соответствий. Процентная ставка, безработица, занятость, число вакансий и наймов представлены в абсолютном отклонении от устойчивого равновесия. Остальные переменные представлены в процентном отклонении от значения в устойчивом равновесии.

Рисунок 3.4 – Функции импульсного отклика макроэкономических показателей на 5%-ное ожидаемое улучшение условий торговли.

Источник: расчёты автора.



Примечание – Сплошная чёрная линия с треугольниками – импульсные отклики в ответ на новостной шок условий торговли в DSGE модели с предпосылками модели поиска и подбора соответствий. Процентная ставка, безработица, занятость, число вакансий и наймов представлены в абсолютном отклонении от устойчивого равновесия. Остальные переменные представлены в процентном отклонении от значения в устойчивом равновесии.

Рисунок 3.5 – Функции импульсного отклика макроэкономических показателей на 5%-ное ожидаемое улучшение условий торговли при более высокой переговорной силе работников.

Источник: расчёты автора.

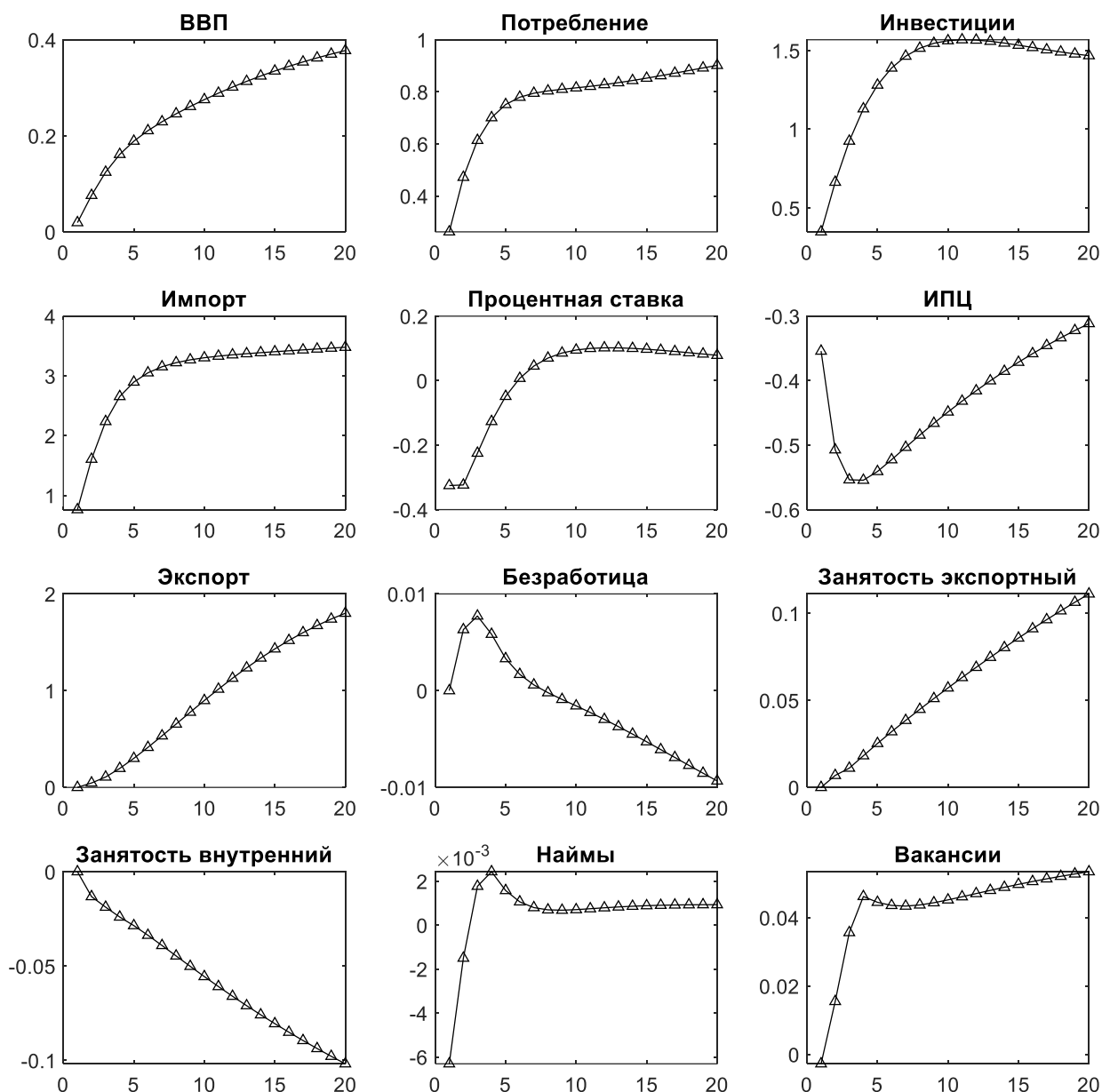
Функции импульсного отклика в случае новостного шока условий торговли с более низкой скоростью ликвидации рабочего места практически полностью соответствуют результатам, полученным на рисунках 3.3 и 3.4. Единственными отличиями является то, что новостной шок о будущем улучшении условий торговли оказывает положительное влияние на безработицу на более длительном промежутке времени, а также обнаруживается мгновенное отрицательное влияние новостного шока на число вакансий.

Это свидетельствует о том, что само по себе уменьшение скорости ликвидации рабочих мест не приводит к росту численности занятых в экономике. Возможной причиной более длительного положительного влияния новостного шока на безработицу является то, что при более низкой скорости ликвидации рабочих мест процесс перетока рабочей силы из внутренне-ориентированного сектора в экспортно-ориентированный становится более длительным.

Также и увеличение параметра функции соответствия до 0.66 не позволяет добиться падения безработицы в краткосрочном периоде, что видно на рисунке 3.7. В этом случае ситуация оказывается идентична результатам в спецификации со стандартной калибровкой параметров.

В таблице 3.3 представлены доли объяснённой дисперсии двумя шоками – неожиданным шоком и новостным шоками условий торговли в DSGE модели с поиском и подбором соответствий на рынке труда. Можно заметить, что оба шока объясняют высокую долю вариации макроэкономических показателей – от 30% до 50% вариации инвестиций, ставки процента, безработицы и числа вакансий, от 10 до 30% выпуска, импорта, ИПЦ, экспорта, занятости в экспортно-ориентированном секторе и наймов, и до 10% потребления и занятости во внутренне-ориентированном секторе.

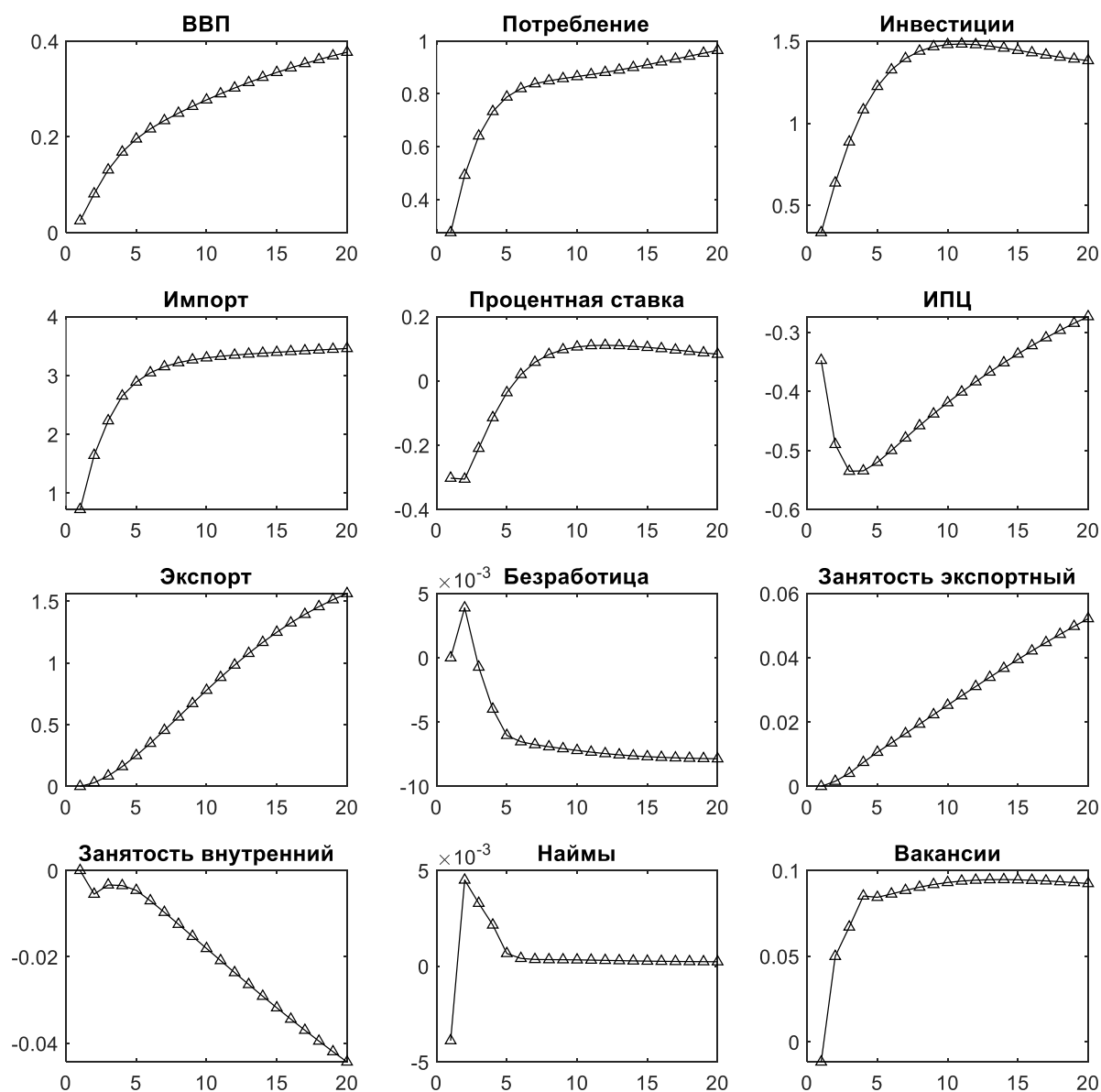
Если сравнить результаты, полученные в DSGE модели, с результатами, полученными в VAR модели, то можно обнаружить, что эти результаты в целом похожи. В краткосрочном периоде выпуск, потребление, инвестиции и индекс потребительских цен реагируют на новостной шок одинаково в обеих моделях. Основное отличие заключается в реакции безработицы в ответ на новостной шок. Так, в векторной модели авторегрессии безработица реагирует на позитивные новости отрицательно с небольшим лагом. В DSGE модели реакция безработицы в ответ на новостной шок зависит от характеристик рынка труда.



Примечание – Сплошная чёрная линия с треугольниками – импульсные отклики в ответ на новостной шок условий торговли в DSGE модели с предпосылками модели поиска и подбора соответствий. Процентная ставка, безработица, занятость, число вакансий и наймов представлены в абсолютном отклонении от устойчивого равновесия. Остальные переменные представлены в процентном отклонении от значения в устойчивом равновесии.

Рисунок 3.6 – Функции импульсного отклика макроэкономических показателей на 5%-ное ожидаемое улучшение условий торговли при более низкой скорости ликвидации рабочего места.

Источник: расчёты автора.



Примечание – Сплошная чёрная линия с треугольниками – импульсные отклики в ответ на новостной шок условий торговли в DSGE модели с предпосылками модели поиска и подбора соответствий. Процентная ставка, безработица, занятость, число вакансий и наймов представлены в абсолютном отклонении от устойчивого равновесия. Остальные переменные представлены в процентном отклонении от значения в устойчивом равновесии.

Рисунок 3.7 – Функции импульсного отклика макроэкономических показателей на 5%-ное ожидаемое улучшение условий торговли при более высоком параметре функции соответствия.

Источник: расчёты автора.

Таблица 3.3 – Доли объяснённой дисперсии новостным и неожиданным шоками в DSGE модели с поиском и подбором соответствий на рынке труда

Переменные	Доля объяснённой дисперсии (%)	
	Неожиданный шок	Новостной шок
Выпуск	21,6	15,1
Потребление	9,4	6,7
Инвестиции	52,8	36
Импорт	23	16
Процентная ставка	30,6	23,6
ИПЦ	25,5	19,9
Экспорт	22,5	24,4
Безработица	44,2	44,4
Занятость в экспортно-ориентированном секторе	10,5	10,7
Занятость во внутренне-ориентированном секторе	6,6	6,7
Наймы	21,2	20,9
Вакансии	48,4	48,6

Источник: расчёты автора.

Влияние новостных шоков на макроэкономические показатели в долгосрочном периоде может быть разным в силу того, что в DSGE модели рассматриваются перманентные шоки. Снижения коэффициента автокорреляции может привести к тому, что импульсные отклики переменных так же, как и в VAR модели, будут затухать через несколько кварталов. Сравнение долей объяснённых дисперсий в двух разных моделях показывает, что новостной шок, идентифицированный с помощью VAR модели, действительно мог содержать в себе неожиданную компоненту, поскольку этот шок объясняет намного больше вариации макропоказателей как по сравнению с неожиданным шоком в обеих моделях, так и по сравнению с новостным шоком, идентифицированным в DSGE модели.

Таким образом, можно сделать вывод о том, что новостные шоки условий торговли являются такими же важными для российской экономики, как и неожиданные шоки. Ожидаемое улучшение условий торговли приводит к росту выпуска, потребления, инвестиций и отработанных часов в долгосрочном периоде. При этом влияние новостей о будущем улучшении условий торговли на занятость является различным по секторам.

Выводы по главе 3

В этой главе для российской экономики была разработана двухсекторная DSGE модель, включающая механизм поиска и подбора соответствий на рынке труда. Такой класс моделей предоставляет полезный инструмент для анализа механизмов влияния макроэкономических шоков на такие показатели рынка труда, как уровень занятости, безработица, количество наймов и число созданных вакансий.

Результаты имитационного анализа показали, что в модели с поиском и подбором соответствий занятость не меняется мгновенно в ответ на шоки, поскольку процесс найма и увольнения сотрудников занимает время, даже в тех случаях, когда фирмам выгодно начать как можно быстрее наращивать производство из-за улучшения условий торговли. И, напротив, в модели, где на рынке труда отсутствуют трения, можно наблюдать мгновенный рост или падение числа занятых.

Новостные шоки о будущих улучшениях условий торговли оказались значимыми для экономики России. Так, они приводят к росту выпуска, инвестиций, потребления, падению ИПЦ и процентной ставки. Влияние на занятость в краткосрочном периоде оказывается неоднозначным. С одной стороны, происходит рост числа занятых в экспортно-ориентированном секторе, а с другой – снижение числа занятых во внутренне-ориентированном секторе. Из проведённого анализа можно сделать вывод о том, что совокупное влияние на безработицу зависит от напряжённости рынка труда. Так, если рынок труда напряжён, а работники обладают высокой переговорной силой, то занятость в краткосрочном периоде будет расти. Если же переговорная сила маленькая, а вместе с тем работники получают малую долю от совокупного выигрыша фирмы и работника от занимаемой должности, то можно будет наблюдать падение уровня занятости в краткосрочном периоде.

Сравнение результатов DSGE модели с результатами VAR модели показывает, что реакция макроэкономических показателей в ответ на новостные шоки о будущем улучшении условий торговли идентична в этих моделях в среднесрочном периоде. В краткосрочном периоде важным отличием является реакция безработицы на позитивные новости. В DSGE модели безработица растёт в ответ на положительный новостной шок через один квартал после появления новостей, тогда как в VAR модели безработица падает с небольшим лагом. Значимая отрицательная реакция безработицы на положительные новостные шоки в обеих моделях наблюдается через 3 квартала после реализации шока. При этом, новостной шок, идентифицированный с помощью векторной модели авторегрессии, объясняет больше вариации макроэкономических показателей, чем новостной шок в DSGE модели. Это является следствием того, что новостной шок в VAR модели содержит в себе неожиданную компоненту. Также по сравнению с векторной моделью авторегрессии, DSGE модель позволяет более детально изучить влияние новостного шока на показатели рынка труда. Представленная модель даёт больше информации о том, как разные сектора российской экономики реагируют на новости о будущем улучшении условий торговли.

Таким образом, разработанная модель с механизмом поиска и подбора соответствий позволяет более глубоко понять динамику рынка труда и его взаимосвязь с внешними экономическими условиями. Новостные шоки условий торговли, в свою очередь, оказывают существенное влияние на экономику России, формируя как краткосрочные, так и долгосрочные эффекты на основные макроэкономические показатели. Полученные результаты подчеркивают важность учета ожиданий экономических агентов при анализе влияния внешних шоков. При построении различных сценариев развития экономики регулятору стоит обращать внимание на аналитические прогнозы по изменениям на сырьевых рынках и по геополитическим рискам, а также на такие показатели, как индекс уверенности потребителей и индекс предпринимательской уверенности, поскольку эти показатели являются опережающими и позволяют оценить ожидания экономических агентов о будущих изменениях в экономике. Это особенно актуально для стран с высокой зависимостью от экспорта сырьевых товаров.

Кроме того, полученные результаты могут быть использованы для совершенствования макроэкономической политики, направленной на снижение негативных последствий новостных шоков и повышение устойчивости внутреннего рынка труда. Важную роль играют действия регулятора по корректировке нереалистичных ожиданий экономических агентов – если новости о будущем улучшении условий торговли окажутся ложными, но экономические агенты в них верят, тогда возможна ситуация, когда экономический подъём сменится спадом. Для решения этой проблемы может быть рекомендовано усиление роли департаментов по связям с общественностью органов государственной власти, более активное распространение актуальной информации по тем или иным событиям, происходящим в экономике, с помощью социальных сетей. Если соответствующие департаменты будут проводить просветительскую политику, заранее предупреждать индивидов о последствиях тех или иных экономических и политических событий, налаживать каналы связи с общественностью, то в таком случае можно будет снизить отрицательный эффект от негативных новостных шоков.

Ещё одной рекомендацией является развитие каналов коммуникации с домохозяйствами и фирмами, направленными на создание четких и прозрачных сигналов о долгосрочных планах в области торговли и диверсификации экспорта. Заключение долгосрочных контрактов на поставки сырья с другими странами позволит снизить неопределённость экономических агентов относительно будущего состояния экономики и эффекты от негативных новостных шоков.

Заключение

В диссертационной работе проведена оценка влияния новостных шоков условий торговли на выпуск, потребление, инвестиции и занятость в России.

По результатам обзора эмпирических и теоретических работ в первой главе были определены типы шоков, которые могут оказывать влияние на российскую экономику. Было уточнено понятие новостного шока и выявлены механизмы, с помощью которых различные новостные шоки могут влиять на экономику. Так, было обнаружено, что для российской экономики наиболее важными могут являться новостные шоки о будущих изменениях условий торговли, поскольку экономика России является ресурсозависимой и большую долю в экспорте страны занимают сырьевые товары. При этом ожидания экономических агентов об условиях торговли в будущем могут влиять на экономику в текущем периоде через канал запасов сырья.

На основе критического обзора эмпирических исследований по новостным шокам были установлены основные методы, с помощью которых идентифицируются новостные шоки, а также определены ограничения этих методов. Было выявлено, что для моделей векторной авторегрессии характерна проблема неединственности решения. Чтобы избежать этой проблемы, в литературе используется метод максимизации доли дисперсии ошибки прогноза целевой переменной, объяснённой структурным шоком, на конечном горизонте. Однако, при оценке новостных шоков условий торговли этот метод следует применять с осторожностью. Поскольку новости о будущих изменениях условий торговли могут влиять на текущие условия торговли, то при идентификации новостных шоков в рамках этого метода оказывается, что полученный новостной шок может содержать в себе какую-то неожиданную компоненту. По этой причине выявленный шок не может считаться полноценным новостным шоком.

В рамках моделей общего равновесия необходимо прибегать к внедрению дополнительных предпосылок для того, чтобы корректно оценить направление влияния новостных шоков о будущих изменениях в экономике на основные макроэкономические показатели – выпуск, инвестиции, потребление и занятость. Основная проблема заключалась в том, что положительные новости о будущем в теоретических моделях приводили к падению уровня занятости, чего не наблюдается на реальных данных. Для решения этой проблемы в рамках настоящей работы предложено использовать предпосылки модели поиска и подбора соответствий на рынке труда, а также для случая ресурсозависимых экономик рассматривать двухсекторные модели, поскольку положительный новостной шок условий торговли может приводить к росту занятости в

секторе, направленном на экспорт товаров и снижению занятости в секторе, направленном на внутреннее потребление.

Во второй главе была построена эконометрическая модель для оценки влияния новостных шоков условий торговли на российскую экономику. Для этого использовалась BVAR-модель с неинформативным априорным распределением. Идентификация новостного шока осуществлялась с применением метода максимизации доли дисперсии ошибки прогноза условий торговли, объяснённой структурным шоком, на конечном горизонте в 4 квартала. Также предполагалось, что новостной шок может оказывать мгновенное влияние на условия торговли в текущем периоде. В отличие от предыдущих работ эконометрическая модель строилась с учетом структурного сдвига, который произошёл в российской экономике. Для идентификации неожиданного шока условий торговли было использовано разложение Холецкого.

Было обнаружено, что шоки условий торговли оказывают значимое влияние на реальные показатели и приводят к сонаправленным изменениям выпуска, потребления, инвестиций и занятости. Благодаря декомпозиции дисперсии ошибки прогноза для ожидаемого и неожиданного шоков стало понятно, что в среднем новостной шок объясняет на 20% больше вариации переменных по сравнению с неожиданным шоком. Благодаря исторической декомпозиции выпуска и условий торговли было обнаружено, что шоки в целом ведут себя похожим образом, хоть и имеют ряд отличительных черт. Так, новостные шоки в начале кризисных периодов влияли на макроэкономические показатели намного слабее неожиданных шоков.

Рассмотрение альтернативных спецификаций – в том числе разбиение выборки на подпериоды, использование дополнительных переменных, а также построение VECM моделей дало основания говорить об устойчивости полученных результатов. Кроме того, было обнаружено, что игнорирование структурного сдвига может приводить к переоценке важности новостных шоков условий торговли.

В третьей главе была разработана двухсекторная DSGE-модель для российской экономики, включающая механизм поиска и подбора соответствий на рынке труда. Выделение двух секторов в данной модели необходимо для учёта различного влияния новостей о будущих изменениях условий торговли на занятость в экспортно-ориентированном секторе и внутренне-ориентированном секторе. При этом в модель введена предпосылка о наличии временного лага при смене рабочего места индивидом. Это нужно для того, чтобы новостной шок не оказывал мгновенного отрицательного или положительного эффекта на занятость, что не соответствовало бы реальным наблюдениям.

Также в модель введена предпосылка о наличии агентств занятости, выступающих посредниками между фирмами и кандидатами на открытые вакансии.

Результаты имитационного анализа продемонстрировали, что в модели с поиском и подбором соответствий влияние шоков на экономику оказывается более реалистичным по сравнению с моделью, в которой представлено упрощённое описание рынка труда. В частности, занятость не меняется мгновенно в ответ на внешние шоки, так как процесс найма и увольнения сотрудников требует времени, даже если фирмам выгодно быстро наращивать производство из-за улучшения условий торговли. Напротив, в моделях без фрикционных механизмов на рынке труда можно наблюдать мгновенные изменения числа занятых.

Особое внимание было уделено анализу влияния новостных шоков о будущих улучшениях условий торговли на основные макроэкономические показатели в России. Показано, что такие положительные новостные шоки условий торговли приводят к росту выпуска, инвестиций и потребления, снижению уровня инфляции (ИПЦ) и процентной ставки. Однако их влияние на занятость в краткосрочном периоде является неоднозначным. С одной стороны, происходит рост числа занятых в экспортно-ориентированном секторе, что связано с увеличением спроса на труд в условиях улучшения перспектив экспорта. С другой стороны, наблюдается снижение числа занятых во внутренне-ориентированном секторе, что может быть вызвано перераспределением ресурсов между секторами. Совокупное влияние на безработицу зависит от напряжённости рынка труда и переговорной силы работников. Если рынок труда является напряжённым, а работники обладают высокой переговорной силой, то занятость в краткосрочном периоде будет расти. Однако при низкой переговорной силе работников и малой доле совокупного выигрыша от занимаемой должности уровень занятости может упасть в ответ на шок.

Таким образом, разработанная модель с механизмом поиска и подбора соответствий позволяет глубже понять динамику рынка труда и его взаимосвязь с внешними экономическими условиями. Новостные шоки условий торговли оказывают существенное влияние на экономику России, формируя как краткосрочные, так и долгосрочные эффекты на основные макроэкономические показатели. Об этом свидетельствует и анализ декомпозиции дисперсии, который демонстрирует, что новостной шок условий торговли является таким же важным, как и неожиданный шок. Также это подтверждает, что новостной шок, полученный в рамках эконометрического анализа, содержал в себе неожиданную компоненту, поскольку объяснял гораздо большую вариацию макропоказателей по сравнению с неожиданным шоком. Полученные результаты демонстрируют важность учета ожиданий экономических агентов при анализе влияния

внешних шоков. Это особенно актуально для стран с высокой зависимостью от экспорта сырьевых товаров, таких как Россия.

Основной вывод проведённого исследования состоит в том, что новостной шок может являться причиной экономических колебаний в России, что подчёркивает то, какую важную роль стала играть информация в современном мире. Результаты исследования могут быть использованы для совершенствования макроэкономической политики, направленной на снижение негативных последствий новостных шоков. Во-первых, осуществление просветительской деятельности органами государственной власти может оказать положительный эффект на экономику в целом и рынок труда в частности за счёт корректировки ожиданий экономических агентов. Во-вторых, учёт ожиданий бизнеса и потребителей, а также учёт аналитических прогнозов относительно будущих условий торговли и геополитических рисков, может помочь в построении различных сценариев будущего состояния экономики и адаптации макроэкономической политики к ожидаемым изменениям. В-третьих, заключение долгосрочных контрактов на поставки сырья и создание четких и прозрачных сигналов для экономических агентов о долгосрочных планах в области торговли и диверсификации экспорта может позволить снизить краткосрочные колебания на рынке труда.

Библиографический список

1. Банникова В. А., Сугаипов Д. Р. Монетарная политика США и бизнес-циклы развивающихся стран // Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика. – 2024. – № 4. – С. 66–91.
2. Васильева А. В. Прогнозирование миграционного движения и его экономических эффектов в рамках теории поиска и подбора соответствий // Журнал экономической теории. – 2013. – № 3. – С. 117–131.
3. Григорьев Л., Иващенко А. Теория цикла под ударом кризиса // Вопросы экономики. – 2010. – № 10. – С. 31–55.
4. Дробышевский С. М., Трунин П. В., Божечкова А. В., Горюнов Е. Л., Петрова, Д. А. Анализ информационной политики Банка России // Вопросы экономики. – 2017. – № 10. – С. 88–110.
5. Дробышевский С. М., Идрисов Г. И., Каукин А. С., Павлов П. Н., Синельников-Мурылев С. Г. Декомпозиция темпов роста российской экономики в 2007–2017 гг. и прогноз на 2018–2020 гг. // Вопросы экономики. – 2018. – № 9. – С. 5–31.
6. Дробышевский С., Полбин А. Декомпозиция динамики макроэкономических показателей РФ на основе DSGE-модели // Экономическая политика. – 2015. – Т. 10. – № 2. – С. 20–42.
7. Иващенко С. М. Модель динамического стохастического общего экономического равновесия с несколькими трендами и структурными разрывами // Деньги и кредит. – 2022. – Т. 81. – № 1. – С. 46–72.
8. Ломоносов Д. А., Полбин А. В., Фокин Н. Д. Шоки спроса, предложения, ДКП и цен на нефть в российской экономике (анализ на основе модели BVAR со знаковыми ограничениями) // Вопросы экономики. – 2020. – № 10. – С. 83–104.
9. Ломоносов Д. А., Полбин А. В., Фокин Н. Д. Влияние шоков мировой деловой активности, предложения нефти и спекулятивных нефтяных шоков на экономику РФ // Экономический журнал Высшей школы экономики. – 2021. – Т. 25. – № 2. – С. 227–262.
10. Майгур А. А., Сугаипов Д. Р. Оценка вероятности трудоустройства для индивидов в России с учетом гетерогенных характеристик // Ученые записки международного банковского института. – 2024. – Т. 49. – № 3. – С. 154–170.
11. Пестова А. А., Мамонов М. Е. Оценка влияния различных шоков на динамику макроэкономических показателей в России и разработка условных прогнозов на основе BVAR-модели российской экономики // Экономическая политика. – 2016. – Т. 11. – № 4. – С. 56–92.

12. Пестова А. А. Режимы денежно-кредитной политики Банка России: рекомендации для количественных исследований // Вопросы экономики. – 2017. – № 4. – С. 38–60.
13. Писсаридес К. А. Теория равновесной безработицы. – Litres, 2022. – 292 С.
14. Полбин А. В. Оценка влияния шоков нефтяных цен на российскую экономику в векторной модели коррекции ошибок // Вопросы экономики. – 2017. – № 10. – С. 27–49.
15. Полбин А. В., Синельников-Мурылев С. Г. Построение и калибровка DSGE-модели для российской экономики с использованием импульсных откликов векторной авторегрессии // Прикладная эконометрика. – 2024. – Т. 73. – С. 5–34.
16. Полбин А. В., Скроботов А. А. Тестирование наличия изломов в тренде структурной компоненты ВВП Российской Федерации // Экономический журнал Высшей школы экономики. – 2016. – Т. 20. – № 4. – С. 588–623.
17. Синельников-Мурылёв С., Дробышевский С., Казакова М. Декомпозиция темпов роста ВВП России в 1999–2014 годах // Экономическая политика. – 2014. – № 5. – С. 7–37.
18. Сугаипов Д. Р. Оценка влияния новостных шоков условий торговли на российскую экономику // Прикладная эконометрика. – 2022а. – Т. 66. – № 2. – С. 39–67.
19. Сугаипов Д. Р. Прогнозирование потребления на основе индекса потребительской уверенности в России // Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика. – 2022б. – № 2. – С. 45–70.
20. Ульянов Ф. В., Полбин А. В. Построение индекса предпринимательской уверенности в России на основе анализа тональности новостных текстов в Интернете // Экономическое развитие России. – 2020. – Т. 27. – № 6.
21. Фурманов К. К. Моделирование длительности безработицы по данным Российского мониторинга экономики и здоровья // Экономический журнал Высшей школы экономики. – 2009. – Т. 13. – № 3. – С. 403–427.
22. Шульгин А. Г. Два типа шоков монетарной политики в DSGE-модели, оцененной для России // Журнал Новой экономической ассоциации. – 2017. – Т. 33. – № 1. – С. 75–115.
23. Acemoglu D., Autor D., Dorn D., Hanson G. H., Price B. Import competition and the great US employment sag of the 2000s. // Journal of Labor Economics. – 2016. – Vol. 34. – No. 1. – P. 141–198.
24. Acuña G., Echeverría C., Pinto-Gutiérrez C. Consumer confidence and consumption: Empirical evidence from Chile. // International Review of Applied Economics. – 2020. – Vol. 34. – No. 1. – P. 75–93.

25. Alquist R., Kilian L., Vigfusson R. J. Forecasting the price of oil. // *Handbook of Economic Forecasting*. – 2013. – Vol. 2. – P. 427–507.
26. Arezki R., Ramey V. A., Sheng L. News shocks in open economies: Evidence from giant oil discoveries. // *The Quarterly Journal of Economics*. – 2017. – Vol. 132. – No. 1. – P. 103–155.
27. Autor D. H., Dorn D., Hanson G. H. The China syndrome: Local labor market effects of import competition in the United States. // *American economic review*. – 2013. – Vol. 103. – No. 6. – P. 2121–2168.
28. Avdjiev S. News driven business cycles and data on asset prices in estimated DSGE models. // *Review of Economic Dynamics*. – 2016. – Vol. 20. – P. 181–197.
29. Bachtiar N., Muharja F. Unemployment duration of educated workers in the provinces of Indonesia: A cross sectional analysis from labor supply perspectives. // *Journal of Applied Economic Sciences*. – 2020. – Vol. 15. – No. 1. – P. 97–105.
30. Barro R. J., King R. G. Time-separable preferences and intertemporal-substitution models of business cycles. // *The Quarterly Journal of Economics*. – 1984. – Vol. 99. – No. 4. – P. 817–839.
31. Barsky R. B., Basu S., Lee K. Whither news shocks? // *NBER Macroeconomics Annual*. – 2015. – Vol. 29. – No. 1. – P. 225–264.
32. Barsky R. B., Sims E. R. News shocks and business cycles. // *Journal of Monetary Economics*. – 2011. – Vol. 58. – No. 3. – P. 273–289.
33. Barsky R. B., Sims E. R. News shocks. // *National Bureau of Economic Research*. – 2009. – No. w15312.
34. Basu S., Fernald J. G., Kimball M. S. Are technology improvements contractionary? // *American Economic Review*. – 2006. – Vol. 96. – No. 5. – P. 1418–1448.
35. Baumeister C., Kilian L. Forty years of oil price fluctuations: Why the price of oil may still surprise us. // *Journal of Economic Perspectives*. – 2016. – Vol. 30. – No. 1. – P. 139–160.
36. Beaudry P., Dupaigne M., Portier F. The international propagation of news shocks. // *Center for Economic Policy and Research Discussion Papers*. – 2007.
37. Beaudry P., Lucke B. Letting different views about business cycles compete. // *NBER Macroeconomics Annual*. – 2010. – Vol. 24. – No. 1. – P. 413–456.
38. Beaudry P., Portier F. Stock prices, news, and economic fluctuations. // *American Economic Review*. – 2006. – Vol. 96. – No. 4. – P. 1293–1307.
39. Beaudry P., Portier F. When can changes in expectations cause business cycle fluctuations in neo-classical settings? // *Journal of Economic Theory*. – 2007. – Vol. 135. – No. 1. – P. 458–477.

40. Beaudry P., Portier, F. News-driven business cycles: Insights and challenges. // *Journal of Economic Literature*. – 2014. – Vol. 52. – No. 4. – P. 993–1074.
41. Beaudry P., Feve P., Guay A., Portier F. When is nonfundamentality in SVARs a real problem? // *Review of Economic Dynamics*. – 2019. – Vol. 34. – P. 221–243.
42. Berger D., Dew-Becker I., Giglio S. Uncertainty shocks as second-moment news shocks. // *The Review of Economic Studies*. – 2020. – Vol. 87. – No. 1. – P. 40–76.
43. Bermperoglou D., Pappa E., Vella E. The government wage bill and private activity. // *Journal of Economic Dynamics and Control*. – 2017. – Vol. 79. – P. 21–47.
44. Blanchard O., Galí J. Labor markets and monetary policy: A new Keynesian model with unemployment. // *American Economic Journal: Macroeconomics*. – 2010. – Vol. 2. – No. 2. – P. 1–30.
45. Brückner M., Pappa E. News shocks in the data: Olympic Games and their macroeconomic effects. // *Journal of Money, Credit and Banking*. – 2015. – Vol. 47. – No. 7. – P. 1339–1367.
46. Cairó I., Fujita S., Morales-Jiménez C. The cyclicity of labor force participation flows: The role of labor supply elasticities and wage rigidity. // *Review of Economic Dynamics*. – 2022. – Vol. 43. – P. 197–216.
47. Caliendo L., Dvorkin M., Parro F. Trade and labor market dynamics: General equilibrium analysis of the China trade shock. // *Econometrica*. – 2019. – Vol. 87. – No. 3. – P. 741–835.
48. Carroll C. D., Fuhrer J. C., Wilcox D. W. Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why?. // *The American Economic Review*. – 1994. – 84. – 5. – P. 1397–1408.
49. Christiano L., Ilut C., Motto R., Rostagno M. Monetary policy and stock market boom-bust cycles. // *ECB Working Paper*. – 2008. – No. 955.
50. Christiano L., Ilut C. L., Motto R., Rostagno M. Monetary policy and stock market booms. // *National Bureau of Economic Research*. – 2010. – No. w16402.
51. Christiano L. J., Eichenbaum M. S., Trabandt M. Unemployment and business cycles. // *Econometrica*. – 2016. – Vol. 84. – No. 4. – P. 1523–1569.
52. Christiano L. J., Trabandt M., Walentin K. Introducing financial frictions and unemployment into a small open economy model. // *Journal of Economic Dynamics and Control*. – 2011. – Vol. 35. – No. 12. – P. 1999–2041.
53. Christoffel K., Kuester K., Linzert T. The role of labor markets for euro area monetary policy. // *European Economic Review*. – 2009. – Vol. 53. – No. 8. – P. 908–936.
54. Cochrane J. H. Shocks. // *National Bureau of Economic Research*. – 1994. – No. w4698.

55. De Walque G., Pierrard O., Sneessens H., Wouters R. Sequential bargaining in a neo-Keynesian model with frictional unemployment and staggered wage negotiations. // *Annals of Economics and Statistics/Annales d'Économie et de Statistique*. – 2009. – P. 223–250.
56. Doornik J. A. Testing vector error autocorrelation and heteroscedasticity. // Unpublished paper, Nuffield College. – 1996.
57. Fama E. F. Stock returns, expected returns, and real activity. // *The Journal of Finance*. – 1990. – Vol. 45. – No. 4. – P. 1089–1108.
58. Fernald J. A quarterly, utilization-adjusted series on total factor productivity. // Federal Reserve Bank of San Francisco. – 2014.
59. Fisher J. D. M. The dynamic effects of neutral and investment-specific technology shocks. // *Journal of Political Economy*. – 2006. – Vol. 114. – No. 3. – P. 413–451.
60. Fuhrer J. C. What role does consumer sentiment play in the US macroeconomy? // *New England Economic Review*. – 1993. – P. 32–44.
61. Galí J. Monetary policy and unemployment. // *Handbook of Monetary Economics*. – Elsevier, 2010. – Vol. 3. – P. 487–546.
62. Galí J. Technology, employment, and the business cycle: Do technology shocks explain aggregate fluctuations? // *American Economic Review*. – 1999. – Vol. 89. – No. 1. – P. 249–271.
63. Galí J., Rabanal P. Technology shocks and aggregate fluctuations: How well does the real business cycle model fit postwar US data? // *NBER Macroeconomics Annual*. – 2004. – Vol. 19. – P. 225–288.
64. Gertler M., Sala L., Trigari A. An estimated monetary DSGE model with unemployment and staggered nominal wage bargaining. // *Journal of Money, Credit and Banking*. – 2008. – Vol. 40. – No. 8. – P. 1713–1764.
65. Gertler M., Trigari A. Unemployment Fluctuations with Staggered Nash Bargaining // NBER Working Paper 12498. – 2006.
66. Greenwood J., Hercowitz Z., Huffman G. W. Investment, capacity utilization, and the real business cycle. // *The American Economic Review*. – 1988. – P. 402–417.
67. Greenwood J., Hercowitz Z., Krusell P. The role of investment-specific technological change in the business cycle. // *European Economic Review*. – 2000. – Vol. 44. – No. 1. – P. 91–115.
68. Guerra-Salas J., Kirchner M., Tranamil-Vidal R. Search frictions and the business cycle in a small open economy DSGE model. // *Review of Economic Dynamics*. – 2021. – Vol. 39. – P. 258–279.

69. Jaimovich N., Rebelo S. Can news about the future drive the business cycle? // *American Economic Review*. – 2009. – Vol. 99. – No. 4. – P. 1097–1118.
70. Juhro S. M., Iyke B. N. Consumer confidence and consumption expenditure in Indonesia. // *Economic Modelling*. – 2020. – Vol. 89. – P. 367–377.
71. Justiniano A., Primiceri G. E., Tambalotti A. Investment shocks and the relative price of investment. // *Review of Economic Dynamics*. – 2011. – Vol. 14. – No. 1. – P. 102–121.
72. Keynes J. M. *The General Theory of Employment, Interest and Money*. // London: Macmillan. – 1936. – P. 383–384.
73. Kilian L. Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. // *American Economic Review*. – 2009. – Vol. 99. – No. 3. – P. 1053–1069.
74. Kilian L. Structural vector autoregressions. // *Handbook of Research Methods and Applications in Empirical Macroeconomics*. – Edward Elgar Publishing, 2013. – P. 515–554.
75. Kilian L., Zhou X. The propagation of regional shocks in housing markets: Evidence from oil price shocks in Canada. // *SSRN Working Paper*. – 2018.
76. Kulish M., Morley J., Yamout N., Zanetti F. Unemployment in a Commodity-Rich Economy: How Relevant Is Dutch Disease? // *Working Papers 2024-08*. – 2024.
77. Kurmann A., Mertens E. Stock prices, news, and economic fluctuations: Comment // *American Economic Review*. – 2014. – Vol. 104. – No. 4. – P. 1439–1445.
78. Kurmann A., Otrok C. News shocks and the slope of the term structure of interest rates // *American Economic Review*. – 2013. – Vol. 103. – No. 6. – P. 2612–2632.
79. Kurmann A., Sims E. Revisions in utilization-adjusted TFP and robust identification of news shocks // *Review of Economics and Statistics*. – 2021. – Vol. 103. – No. 2. – P. 216–235.
80. Kydland F. E., Prescott E. C. Time to build and aggregate fluctuations // *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. – 1982. – Vol. 50. – No. 6. – P. 1345–1370.
81. Levchenko A. A., Pandalai-Nayar N. TFP, news, and “sentiments”: The international transmission of business cycles // *Journal of the European Economic Association*. – 2020. – Vol. 18. – No. 1. – P. 302–341.
82. Lütkepohl, H. *New introduction to multiple time series analysis* // Springer. – 2005. – 785 P.
83. Mertens K., Ravn M. O. Understanding the aggregate effects of anticipated and unanticipated tax policy shocks // *Review of Economic Dynamics*. – 2011. – Vol. 14. – No. 1. – P. 27–54.

84. Mertens K., Ravn M. O. Empirical evidence on the aggregate effects of anticipated and unanticipated US tax policy shocks // *American Economic Journal: Economic Policy*. – 2012. – Vol. 4. – No. 2. – P. 145-181.
85. Miyamoto W., Nguyen T. L. News shocks and Business cycles: Evidence from forecast data // *2014 Meeting Papers*. – 2014. – Vol. 259.
86. Miyamoto W., Nguyen T. L. The expectational effects of news in business cycles: Evidence from forecast data // *Journal of Monetary Economics*. – 2019.
87. Mortensen D. T., Pissarides C. A. Job creation and job destruction in the theory of unemployment // *The Review of Economic Studies*. – 1994. – Vol. 61. – No. 3. – P. 397-415.
88. Mortensen D. T., Pissarides C. A. New developments in models of search in the labor market // *Handbook of Labor Economics*. – 1999. – Vol. 3. – P. 2567-2627.
89. Pigou A. C. *Industrial Fluctuations* // Routledge. – 1927. – 434 P.
90. Prescott E.C. Theory ahead of business-cycle measurement // *Carnegie-Rochester conference series on public policy*. – North-Holland. – 1986. – Vol. 25. – P. 11-44.
91. Ramey V.A. Macroeconomic shocks and their propagation // *Handbook of macroeconomics*. – Elsevier. – 2016. – Vol. 2. – P. 71-162.
92. Rebelo S. Real business cycle models: Past, present, and future // *NBER Working Paper*. – 2005. – №. 11401.
93. Schmitt-Grohé S., Uribe M. How Important are Terms-Of-Trade Shocks? // *International Economic Review*. – 2018. – Vol. 59. – No. 1. – P. 85-111.
94. Schmitt-Grohé S., Uribe M. What's news in business cycles // *Econometrica*. – 2012. – Vol. 80. – No. 6. – P. 2733-2764.
95. Sims C.A., Stock J.H., Watson M.W. Inference in linear time series models with some unit roots // *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. – 1990. – P. 113-144.
96. Sugaipov D. Modeling the impact of news shocks on the economy in dynamic stochastic general equilibrium models // Available at SSRN 4477854. – 2023.
97. Sugaipov D.R. Computable General Equilibrium Models for Migration Analysis: Bibliometric Approach // *Экономика региона*. – 2025. – Vol. 21. – No. 1. – P. 151-165.
98. Theodoridis K., Zanetti F. News shocks and labour market dynamics in matching models // *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*. – 2016. – Vol. 49. – No. 3. – P. 906-930.
99. Zeev N.B., Khan H. Investment-specific news shocks and US business cycles // *Journal of Money, Credit and Banking*. – 2015. – Vol. 47. – No. 7. – P. 1443-1464.

100. Zeev N.B., Pappa E., Vicondoa A. Emerging economies business cycles: The role of commodity terms of trade news //Journal of International Economics. – 2017. – Vol. 108. – P. 368-376.