



Банк России



Синхронизация деловых циклов России и Китая

Серия докладов об экономических исследованиях

№ 150 / май 2025

Денис Крылов
Никита Пахмутов

Денис Крылов

Дальневосточное ГУ Банка России, Экономическое управление

E-mail: KrylovDV02@cbr.ru, denizcriloff@yandex.ru

Никита Пахмутов

НИУ ВШЭ

E-mail: npakhmutov@edu.hse.ru

Авторы выражают признательность Алексею Заботкину, Ксении Юдаевой, Алине Новопашиной, Владиславу Жураковскому, Андрею Синякову, Константину Стырину, Дмитрию Коршунову, Сергею Иващенко, команде Управления отраслевого и регионального мониторинга (Департамент денежно-кредитной политики Банка России) и команде Экономического управления (Дальневосточное главное управление Банка России) за конструктивную критику и помощь в проведении исследования.

Серия докладов Банка России проходит процедуру анонимного рецензирования со стороны членов Консультативного исследовательского совета Банка России и внешних рецензентов.

Содержание настоящего доклада по экономическим исследованиям отражает личную позицию авторов. Результаты исследования являются предварительными и публикуются с целью стимулировать обсуждение и получить комментарии для возможной дальнейшей доработки материала. Содержание и результаты исследования не следует рассматривать, в том числе цитировать в каких-либо изданиях, как официальную позицию Банка России или указание на официальную политику или решения регулятора. Любые ошибки в данном материале являются исключительно авторскими.

Все права защищены. Воспроизведение представленных материалов допускается только с разрешения авторов.

Фото на обложке: Shutterstock/FOTODOM

107016, Москва, ул. Неглинная, 12, к. В

Тел.: +7 (499) 300-30-00, +7 (495) 621-64-65 (факс)

Официальный сайт Банка России: www.cbr.ru

Оглавление

1. Введение	5
2. Обзор литературы	6
3. Анализ динамики внешних связей	9
4. Методология	12
5. Данные	19
6. Результаты	22
7. Проверка устойчивости результатов	30
7.1. Оценка GVAR в приростах выпуска	30
7.2. Валидация модели GVAR	32
8. Обсуждение результатов	36
9. Заключение	37
Список литературы	37
Приложение А. Специфика учета торговли в терминах добавленной стоимости	43
Приложение В. Список источников данных по краткосрочным номинальным процентным ставкам денежного рынка	46
Приложение С. Список сокращений стран и экономических блоков стран	47
Приложение D. Используемые в GVAR скользящие во времени веса агрегации внешних переменных	49
Приложение Е. Сравнение данных по торговле от Федеральной таможенной службы и зеркальных данных из статистики IMF DOTS	51
Приложение F. Значения функций импульсных откликов	53
Приложение G. Оценка динамики разрыва выпуска	56
Приложение Н. Функции импульсных откликов основных макропеременных России на шок разрыва выпуска Китая в 1 п.п. в моделях global/2023 и local/2023	57

Аннотация

В последние два десятилетия доля Китая в мировом торговом обороте увеличивается. Особенно заметно его роль выросла во внешнеэкономических связях России после 2022 г. из-за переориентации торговых потоков с Европы и США на Китай и другие страны Азии. В текущем исследовании проводится оценка влияния изменений внешних связей на деловые циклы России. В частности, проверяется гипотеза об увеличении степени синхронизации деловых циклов между экономиками Китая и России после 2022 г. вследствие увеличения объемов двусторонней торговли.

В качестве метода анализа применяется GVAR с изменяющимися во времени весами связей стран. В качестве весов используется доля стран во внешней торговле добавленной стоимостью. Степень синхронизации России и Китая оценивается через анализ импульсных откликов выпуска России на симуляционные шоки выпуска Китая с учетом вторичных эффектов со стороны стран Азии, США и Европы.

Полученные результаты свидетельствуют, что величина отклика выпуска России на положительный локальный шок выпуска Китая увеличилась почти в 2 раза в 2023 г. по сравнению с 2019 годом. При этом в случае симуляции глобального экономического кризиса, когда шок выпуска в Китае сопровождается соразмерным сокращением выпуска в других странах, в частности США и в странах ЕС, изменение степени синхронизации между 2019 и 2023 гг. отсутствует. Другими словами, величина отклика выпуска России на шок выпуска Китая в таком сценарии не изменяется.

Полученные результаты могут быть использованы для адаптации макроэкономических моделей к новым внешним условиям экономики России для улучшения качества прогноза и аналитики.

Ключевые слова: Россия, Китай, международные деловые циклы, торговые связи, OECD TiVA, Global VAR.

JEL-коды: C32, E32, F15, F44.

1. Введение

В период с 2001 по 2023 г. доля Китая в мировом номинальном ВВП выросла с 4,5 до 17,2%¹, а его доля в мировой торговле – с 7 до 12% мирового торгового валового оборота². Это приводит к увеличению его влияния на экономики других стран. Это особенно актуально для России, так как из-за введенных в отношении нее санкций в период с февраля 2022 г. происходит трансформация ее внешних связей. В структуре внешней торговли России в период 2001–2023 гг. доля Азии в целом увеличилась с 13 до 66%: торговые потоки переориентировались с Европы и США на Китай и другие страны. Доля Китая в валовом торговом обороте России выросла с 5 до 36% в 2001–2023 годах³. Доля Евросоюза+ (ЕС+)⁴ в торговом обороте России за этот период снизилась с 58 до 15%. Такие изменения во внешних связях могли привести к изменению зависимости экономики России от колебаний экономической активности внешних партнеров.

Результаты исследований свидетельствуют, что объемы торговли влияют на степень синхронизации деловых циклов стран: чем больше относительный уровень торговли одной экономики с другой, тем больше в среднем синхронизированы их деловые циклы (Imbs, 2004). В данном исследовании эта взаимосвязь используется применительно к деловым циклам России и Китая, в частности проверяется гипотеза об увеличении степени синхронизации деловых циклов Китая и России в 2023 г. по сравнению с 2019 г.⁵ на основе данных по динамике структуры торговли.

Мерой степени синхронизации деловых циклов в данном исследовании являются значения функций импульсных откликов внутренних переменных макроэкономики страны x как реакции на экзогенные шоки страны y (как в Nuh et al., 2015; Arzoumanian, 2023; Зубарев, Кириллова, 2023). Деловые циклы характеризуются динамикой выпуска, процентных ставок и других макроэкономических показателей (Imbs, 2004). Однако во многих эмпирических исследованиях, как и в данном докладе, синхронизация деловых циклов напрямую ассоциируется с синхронизацией реальных валовых внутренних продуктов (ВВП) (Imbs, 2004; Nuh et al., 2015; Arzoumanian, 2023; Зубарев, Кириллова, 2023).

Характеристики синхронизации деловых циклов экономик ЕС и США с Россией хорошо изучены в исследованиях по синхронизации (Darvas, Szapáry, 2008; Groth, Ghil, 2017; Тиунова, 2018). В научной литературе есть работы, которые посвящены изучению синхронизации деловых циклов Китая и России в период до 2021 г. (Dai et al., 2022; Зубарев, Кириллова, 2023). Однако нам неизвестны исследования, в которых учитывались бы структурные изменения внешних отношений России и Китая после 2022 года. Наша работа стремится восполнить этот исследовательский пробел.

Для проверки выдвинутой гипотезы используется анализ функций импульсных откликов из модели global VAR (GVAR) с изменяющимися во времени весами связей

¹ Данные IMF World Economic Outlook. Китай включает в себя Гонконг и Макао.

² Данные IMF DOTS. Расчеты автора. Китай с Гонконгом и Макао.

³ Данные IMF DOTS. Расчеты автора. Начиная с 2022 г. используются зеркальные данные внешней торговли России. Китай включает в себя Гонконг и Макао.

⁴ Полный состав ЕС+ указан в приложении С.

⁵ 2019 г. выбран в качестве базы сравнения, так как это период до экономических шоков 2020 и 2022 годов.

стран друг с другом. В качестве весов используется доля стран во внешней торговле добавленной стоимостью. Так как экономики Китая и России влияют на другие страны и подвергаются обратному влиянию стран, для корректного учета первичных и вторичных эффектов необходимо учитывать мировую экономическую систему. GVAR позволяет проводить такое моделирование. Схожий подход ранее применялся в работе Cesa Bianchi et al., 2011 для измерения степени синхронизации деловых циклов Китая и стран Латинской Америки с учетом увеличения доли Китая в структуре торговли этих стран во времени.

Полученные результаты свидетельствуют, что величина отклика выпуска России на положительный локальный шок выпуска Китая увеличилась почти в 2 раза в 2023 г. по сравнению с 2019 годом. Однако в случае глобального экономического кризиса, когда шок выпуска в Китае сопровождается соразмерным сокращением выпуска в других экономиках, в частности в США и ЕС, величина отклика российского выпуска на него не изменяется в зависимости от года, для которого характерна та или иная структура торговли. Вероятно, это связано со значимыми сетевыми эффектами распространения шоков, когда не так важно, в какой стране изначально произошел шок.

Результаты исследования могут быть использованы для калибровки больших структурных и полуструктурных макроэкономических моделей, используемых в Банке России для анализа и прогнозирования. В современном российском модельном аппарате блок внешнего сектора, как правило, ограничивается оценкой влияния на экономику России крупнейших западных экономик – США и ЕС – и не учитывает влияние Китая (например, Орлов, 2021; Коршунов, Нелюбина, 2021; Крыжановский, Зыков, 2022). За счет возросшей роли Китая во внешнеэкономических связях России его рассмотрение в качестве части внешнего сектора может повысить качество анализа и точность макроэкономического прогноза.

2. Обзор литературы

Для оценки степени синхронизации деловых циклов в литературе выделяется несколько подходов:

1) **Близость темпов роста выпуска**, который, например, может быть измерен как модуль разницы между темпом роста ВВП двух стран, умноженный на (-1) (Lee et al., 2022). Данный показатель также можно использовать в регрессиях как зависимую переменную.

2) **Парная корреляция**. Одной из самых известных и простых мер измерения степени синхронизации деловых циклов является корреляция между циклической частью реальных ВВП (Jenish, 2015). Данный подход позволяет изучить влияние факторов на синхронизацию, поскольку корреляцию можно использовать как зависимую переменную.

3) **Импульсные отклики**. Еще одним подходом к измерению степени синхронизации деловых циклов является построение функций импульсных откликов. Данный подход позволяет напрямую оценить, на сколько процентов изменится выпуск одной страны при изменении выпуска другой на 1 п.п. (Arzoumanian, 2023; Зубарев,

Кириллова, 2023).

Так как задачей настоящей работы является получение численных оценок степени синхронизации динамики выпуска Китая и России, то расчет импульсных откликов является наиболее предпочтительным подходом.

Степень синхронизации деловых циклов, как правило, выше между странами с более тесными экономическими связями (Imbs, 2004; Lee et al., 2022; Arzoumanian, 2023). К синхронизирующим факторам относят торговую интеграцию, потоки прямых иностранных инвестиций и финансовую интеграцию.

Одним из наиболее изученных факторов синхронизации деловых циклов является **торговый канал**. Чем больше относительные объемы торговли между странами, тем более синхронизированы их деловые циклы (Frankel, Rose, 1998; Shin, Wang, 2004; Imbs, 2004; Duval et al. 2016; Lee et al., 2022; Arzoumanian, 2023). Если шок спроса вызовет экономический бум в стране x , теоретически возможно, что его последствия распространятся на торговых партнеров в виде увеличения объемов импорта из этих стран (Shin, Wang, 2004). Также усиление торговой интеграции может приводить к более быстрому распространению шока производительности, что также увеличит синхронизацию (Frankel, Rose, 1998). Например, чем более открыта страна для внешней торговли, тем больше положительный эффект иностранных научно-исследовательских и научно-конструкторских работ (НИОКР) на домашний выпуск (Сое, Helpman, 1995). Если происходит значимое снижение трат на НИОКР в торговых партнерах страны x , это может привести к снижению выпуска страны x через снижение общей факторной производительности в стране x (Сое, Helpman, 1995).

Другим важным синхронизирующим фактором являются **прямые иностранные инвестиции (ПИИ)** (Hsu et al., 2011; Araújo et al., 2017). Однако влияние данного канала на синхронизацию несимметрично, и из-за этого ее необходимо учитывать в более сложных нелинейных моделях. Например, если шок выпуска произойдет в стране-инвесторе, это незамедлительно отразится на стране-реципиенте, что изменит состояние двух сторон. Но если шок выпуска возникнет у страны-реципиента, страна-инвестор может перераспределить ресурсы в более выгодные направления и избежать финансовых колебаний (Lee et al., 2022).

Еще одним синхронизирующим фактором выступает **финансовая интеграция**. Под финансовыми связями понимают совокупность экономических отношений между странами, связанную с распределением денежных средств через финансовые рынки. Влияние данного канала на степень синхронизации деловых циклов также является несимметричным. В отдельных эмпирических работах показано, что при анализе деловых циклов важно учитывать финансовые связи (Adam et al., 2002; Bordo, Helbling, 2003; Imbs, 2006). В другой литературе утверждается, что интеграция рынков долевого и долговых обязательств ведет к различным результатам развития деловых циклов (Davis, 2014). Так, интеграция кредитных рынков оказывает положительное влияние на синхронизацию деловых циклов, а интеграция рынков акций – отрицательное. Например, если банк дает кредит зарубежным предпринимателям и у банка есть кредитные ограничения, то в случае негативного шока выпуска за границей иностранные предприниматели могут обанкротиться, что повлечет за собой сокращение предложения кредитов, а значит, и сокращение внутреннего выпуска (Davis, 2014). В долевым рынке инвесторы могут перераспределить портфель, убрав

из него долю акций тех стран, которые испытали негативный шок. Благодаря этому инвесторы могут сглаживать такие внешние шоки, что негативно скажется на синхронизации деловых циклов. Во время мировых шоков деловые циклы большинства стран синхронизируются, так как экономические агенты массово выводят денежные средства из банковской системы (Kalemli-Ozcan et al., 2013; Lee et al., 2022; Arzoumanian, 2023).

Синхронизацию международных деловых циклов в научной литературе рассматривают с применением разных подходов. Так, например, в работе Karadimitropoulou, 2018 изучалась синхронизация деловых циклов стран с развитой экономикой, а именно США, Франции, Италии, Японии и Великобритании, и 18 стран с развивающейся экономикой на отраслевом уровне. Была построена байесовская динамическая модель и проведен дисперсионный анализ на основе макроэкономических данных, охватывающих 1972–2009 годы. Автор пришел к выводу, что синхронизация деловых циклов развивающихся и развитых стран увеличивается с течением времени. Развивающиеся страны увеличивают свою долю в мировой экономике за счет интеграции в международную торговлю. Таким образом, сближение структур экономики развивающихся и развитых стран является важным фактором синхронизации деловых циклов на международном уровне.

Также для изучения взаимосвязанности между странами зачастую используют индексный метод (Галищева, Рещикова, 2022; Зуев и др., 2023). В работе Huh, Park, 2017 авторы построили индекс регионального сотрудничества и интеграции в Азиатско-Тихоокеанском регионе на основе шести измерений. Авторы пришли к выводу, что Азия интегрирована только по торговле. В таких аспектах, как инфраструктура, связь, свободное передвижение людей, институциональная и социальная интеграция, страны Азии оказались слабо связаны между собой.

В исследованиях, связанных с анализом макроэкономических показателей, широко применяют модели векторной авторегрессии (VAR) и сетевой анализ. Так, в работе Pontines et al., 2021 изучается синхронизация деловых циклов стран Азии, рассчитывается индекс связанности. Под ним авторы понимают прогнозную силу показателей динамики деловых циклов в модели VAR, то есть как динамика выпуска одной страны помогает прогнозировать динамику выпуска остальных стран. В качестве показателя рассматривается доля объясненной дисперсии ошибки прогноза. Получилось, что индекс связанности азиатского региона увеличивается с течением времени. Сетевой анализ, в котором представлены торговые отношения между странами по объему торговли, также показал, что двусторонняя сетевая взаимосвязь рассматриваемых экономик становится более интенсивной со временем.

В работе Huh et al., 2015 для количественной оценки степени синхронизации деловых циклов в Азии применялась модель factor-augmented vector autoregression (FAVAR). Авторы исследовали 10 крупнейших экономик Восточной Азии: АСЕАН-5 (Индонезия, Малайзия, Сингапур, Таиланд и Филиппины), Китай, Гонконг, Японию и Корею. В качестве данных использовались сезонно скорректированные квартальные данные по реальному ВВП, инфляции, росту денежной массы M1, реальному экспорту и импорту в период с 1993 по 2010 год. Авторы пришли к выводу, что функции импульсных откликов ВВП на региональные и мировые шоки имеют высокую степень синхронизации между странами. В частности, авторы пришли к заключению, что Китай

является примером, где экспорт и импорт (основные каналы торговой связи) довольно сильно связаны с большинством потрясений в мире.

В работе Arzuomanian, 2023 исследовалось, как колебания выпуска в России отражаются на ее соседях. Использовались квартальные данные о ВВП 32 стран (СНГ+ и другие страны) в период с 2004 по 2019 год. Автор применял модель VAR, а также динамические модели панельных данных, в которых в качестве зависимой переменной был взят квартальный рост реального ВВП каждой страны. Результаты показали, что увеличение реального ВВП России на 1 процентных пунктов (п.п.) в среднем ведет к увеличению реального ВВП стран СНГ+ на 0,67 процентного пункта. Данная связь сильнее для стран, специализирующихся на импорте нефти, для них коэффициент увеличивается до 0,79 процентного пункта. Колебания российского выпуска, как правило, совпадают во времени с колебаниями в странах СНГ+ во время глобальных шоков. Автор утверждает, что значимость влияния торгового канала на синхронизацию деловых циклов России и стран СНГ+ растет на протяжении всего периода, особенно после 2016 года.

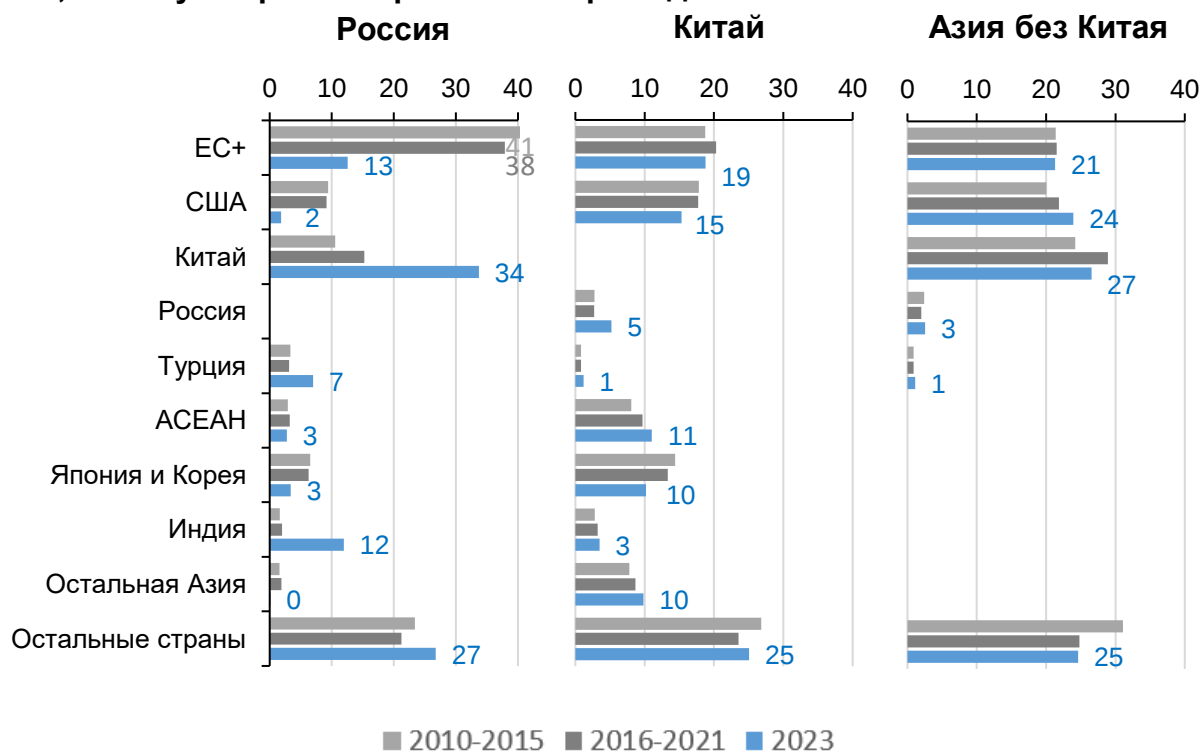
В работе Зубарев, Кириллова, 2023 анализируются эффекты шока ВВП Китая и США на Россию и другие экономики. Для этого используется модель глобальной векторной авторегрессии (GVAR), которая включает в себя Россию и 41 крупнейшую экономику мира. В работе получены оценки, что при снижении выпуска в Китае на 1 п.п., выпуск России снижается на 0,2 п.п. в первый квартал после шока, а затем медленно восстанавливается.

Таким образом, в изученной литературе выделяются три фактора синхронизации деловых циклов: торговый, финансовый и ПИИ. В исследовании мы акцентируем внимание на торговле, предполагая, что она может служить прокси-переменной для всех внешних связей. При этом мы осознанно не включаем в анализ данные по финансовым и инвестиционным связям. Это связано со статистическими особенностями корректного учета этих данных в модели в условиях обширного использования инвесторами офшоров (например, Casella et al., 2023).

3. Анализ динамики внешних связей

Для лучшего понимания логики, которая стоит за основной гипотезой исследования, имеет смысл рассмотреть структуру торговли по странам в динамике. До введения санкций в 2022 г. основным торговым партнером России являлся блок стран ЕС+, доля которого в период 2016–2021 гг. составляла 38% (рис. 1). В тот же период доля Китая составляла 15%. После февраля 2022 г. структура связей существенно изменилась. В 2023 г. доля стран ЕС+ снизилась до 13%, а место главного торгового партнера России занял Китай, чья доля увеличилась до 34%.

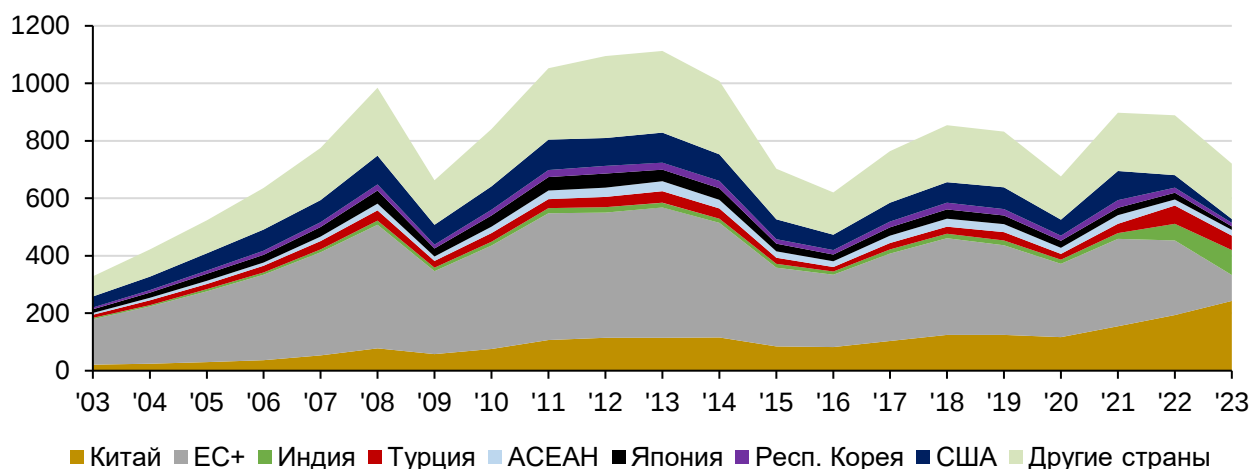
Рис. 1. Структура торговли добавленной стоимостью России, Китая и Азии без Китая, % от суммарного торгового оборота добавленной стоимостью



Примечание. Состав экономических блоков представлен в приложении С.
Источники: IMF DOTS, OECD TiVA, расчеты автора.

В 2023 г. доля стран Азии в торговом обороте России составила 52%. В 2016–2021 гг. эта доля равнялась 29%. Основной вклад в увеличение этой доли внес Китай с ростом доли на 18 процентных пунктов. Динамика объемов торговли представлена на рисунке 2.

Рис. 2. Оборот торговли в терминах добавленной стоимости России по странам, млрд долларов США в ценах 2023 года

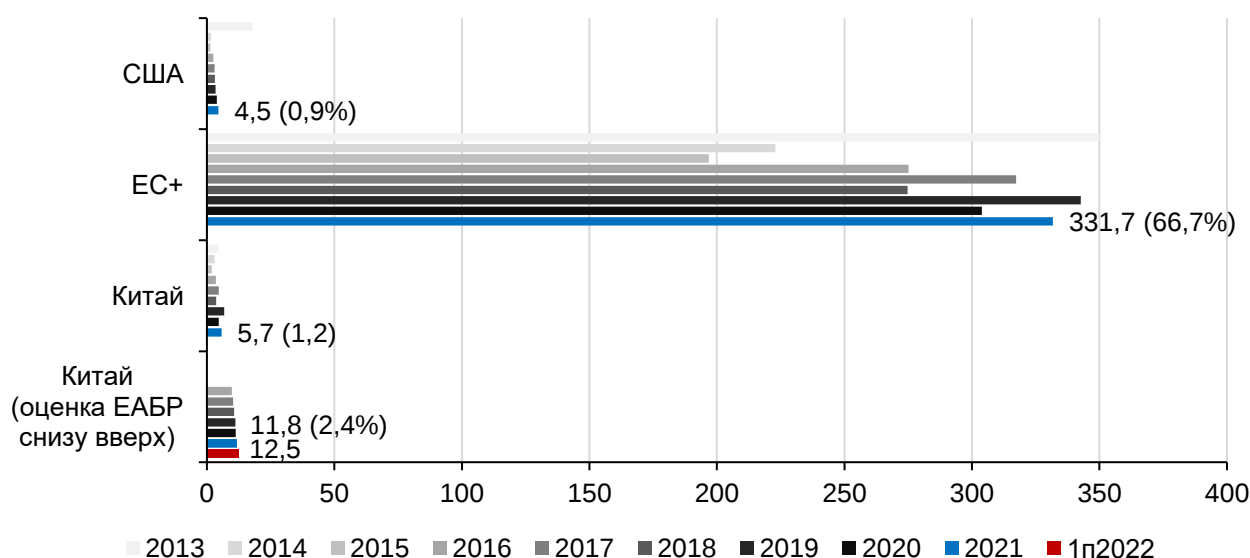


Примечание. Перевод в постоянные цены через дефлятор ВВП США. Состав экономических блоков представлен в приложении С.
Источники: IMF DOTS, OECD TiVA, расчеты автора.

Согласно многим исследованиям (Adam et al., 2002; Bordo, Helbling, 2003; Imbs, 2006; Hsu et al., 2011; Araujo et al., 2017), объемы прямых и финансовых инвестиций влияют на степень синхронизации деловых циклов стран. Однако точное измерения силы фактических инвестиционных и финансовых связей между отдельными странами (конечными выгодоприобретателями) является нетривиальной задачей (Новопашина, 2014; Casella et al., 2023). Основная причина – массовое использование инвесторами офшоров. Это не позволяет точно проследить экономические потоки от одной страны к другой и ограничивает возможности измерения степени синхронизации на основе данных инвестиционных и финансовых связей.

Официальная статистика Банка России и оценки Евразийского банка развития (ЕАБР) по объемам накопленных прямых иностранных инвестиций в Россию по странам представлены на рисунке 3.

Рис. 3. Динамика объема накопленных прямых инвестиций в Российскую Федерацию по странам-инвесторам, млрд долларов США



Примечание. Данные указаны на конец периода. В скобках указана доля от общего объема инвестиций по статистике Банка России. Состав экономических блоков представлен в приложении С.

Источники: Банк России (статистика входящих остатков прямых иностранных инвестиций по принципу направленности), мониторинг взаимных инвестиций ЕАБР – 2022 (Кузнецов и др., 2022).

Последние данные Банка России датируются 1 января 2022 года. На данный момент публикация статистики временно приостановлена из-за санкционных рисков. Этой официальной статистике свойственны все вышеуказанные проблемы измерения инвестиций. Так, например, согласно статистике Банка России, объем накопленных инвестиций из Кипра (исторически является налоговой гаванью) в Россию составил 32,6% от всего объема инвестиций в Россию по состоянию на 1 января 2022 года. Согласно этим же данным, прямые инвестиции Китая с учетом Гонконга и Макао в Россию на 1 января 2022 г. составили всего 1,2% от общего объема инвестиций. Это

является очень малой величиной по сравнению с взаимными объемами торговли и размером экономики Китая.

В связи с проблемами измерения статистики инвестиций исследователями под руководством ЕАБР была предпринята попытка оценить инвестиции из Китая в Россию по принципу снизу-вверх, то есть на основе данных из СМИ, отчетностей компаний и других данных. В мониторинге взаимных инвестиций ЕАБР – 2022 (Кузнецов и др., 2022) приводят следующие оценки: на конец 2021 г. объем прямых инвестиций Китая в Россию составил 11,8 млрд долл. США (2,4% от общего объема, по статистике Банка России) и 12,5 млрд долл. США на конец первого полугодия 2022 года. Эти значения остаются незначительными по сравнению с взаимными объемами торговли и размером экономики Китая.

При этом объемы прямых инвестиций из России в Китай невелики. В частности, указанные данные не выделяются в статистических сборниках по входящим инвестициям Министерства коммерции Китайской народной республики.

В связи с малыми объемами взаимных прямых инвестиций России и Китая, а также с учетом указанных проблем статистики инвестиций в настоящей работе сделан фокус на торговых связях как основном прокси⁶ силы внешних связей.

Данные по финансовым связям, как правило, основываются на тех же первичных источниках статистики платежного баланса, что и статистика прямых иностранных инвестиций. Поэтому они имеют схожие проблемы измерения и в рамках текущего исследования не применяются.

4. Методология

Для оценки международных взаимосвязей в данной работе применяется метод глобальной векторной авторегрессии (GVAR) в духе Pesaran et al., 2004, Dees et al., 2007, Chudik, Pesaran, 2016, Napalkov et al., 2021. GVAR позволяет как анализировать экономическую динамику отдельных стран, так и учитывать связи между странами, моделируя их влияние друг на друга и влияние международных факторов. Таким образом, экономики рассматриваются как взаимозависимые. Благодаря этому авторегрессия GVAR имеет преимущество перед традиционной векторной авторегрессией (VAR), которая, как правило, ограничена одной страной или регионом.

Среди альтернативных методов анализа можно выделить модели общего равновесия (CGE). Однако CGE не всегда приспособлены к внезапным изменениям в экономике и малопригодны для анализа краткосрочных динамических процессов и деловых циклов в частности (Hosoe et al., 2010). Другой подход – панельный VAR (PVAR) – также не подходит для данного исследования из-за отсутствия в этой модели учета всех особенностей межстрановых экономических отношений из-за усреднения индивидуальных эффектов.

⁶ Термин относится к статистике. Прокси-переменная – это такая переменная, которая служит заменой другой переменной, которую трудно измерить либо она недоступна для наблюдения.

В рамках системы GVAR для каждой страны i оценивается модель векторной авторегрессии с экзогенными переменными (VARX) со следующей структурой:

$$\begin{aligned} x_{it} = & a_{i0} + \Phi_{i1}x_{i,t-1} + \dots + \Phi_{ip_i}x_{i,t-p_i} \\ & + \Lambda_{i0}x_{it}^* + \Lambda_{i1}x_{i,t-1}^* + \dots + \Lambda_{iq_i}x_{i,t-q_i}^* \\ & + \Psi_{i0}\omega_t + \Psi_{i1}\omega_{t-1} + \dots + \Psi_{iq_i}\omega_{t-q_i} + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (1)$$

для $i = 0, 1, \dots, N$, где N – число стран в модели, x – вектор внутренних переменных, x^* – вектор внешних переменных (переменных перетоков, spillovers), которые являются слабоэкзогенными для нее, ω – вектор глобальных переменных в модели, ε – остатки модели.

Вектор внешних переменных (x^*) рассчитывается как среднее арифметическое взвешенное переменных всех внешних экономик. Такой подход к учету внешнего влияния позволяет существенно снизить размерность модели по сравнению с обычной VAR, где каждая переменная каждой страны входит в модель как отдельный фактор⁷.

В качестве весов, отражающих разную степень связи одних стран с другими, используется структура по обороту торговли добавленной стоимостью в разрезе стран на основе данных OECD-TiVA (OECD, 2023). Торговля добавленной стоимостью является более качественным прокси силы связей между экономиками в рамках анализа перетоков шоков деловых циклов, чем более часто используемая статистика по валовой торговле (Duval et al., 2016). Более подробное описание преимуществ этого источника приведено в приложении А.

Вес w страны j в торговле страны i в период t рассчитывается по формуле:

$$w_{ijt} = \frac{Export_VA_{ijt} + Import_VA_{ijt}}{Export_VA_{it} + Import_VA_{it}}, \quad (2)$$

где $Import_VA$ и $Export_VA$ – объемы экспорта и импорта в терминах добавленной стоимости.

Для каждой страны независимо проводится оценка модели по формуле (1) методом наименьших квадратов (далее – МНК). Затем оцененные индивидуальные модели по странам собираются вместе через процедуру stacking, позволяющую решить систему GVAR как единое целое. Более подробно алгоритм решения GVAR описан в Chudik, Pesaran, 2016. Инструмент оценивания модели основывается на GVAR Toolbox (Smith and Galesi, 2014).

Классически модели отдельных стран в GVAR оцениваются на основе моделей коррекции ошибок с экзогенными переменными (VECMX) для учета долгосрочных взаимоотношений в экономике и решения проблемы нестационарности временных рядов в уровнях (Pesaran et al., 2004; Dees et al., 2007; Chudik, Pesaran, 2016; Зубарев, Кириллова, 2023). Текущая работа немного отклоняется от этой традиции. В качестве основы для страновых моделей используются более простые VARX в разрывах для

⁷ К тому же, если включить в модель каждую переменную каждой страны отдельно, неизбежно возникнет проблема мультиколлинеарности из-за существования значимой корреляции между макропеременными разных стран (Bordo, Helbling, 2003). Проведение качественного структурного анализа воздействия шоков отдельных экономик на всю экономическую систему при наличии мультиколлинеарности затруднено, поскольку в этом случае невозможно явно выделить истинные источники шока.

ВВП и первых разностях для всех остальных переменных. Такой выбор обусловлен тем, что выбор ранга коинтеграции VECM каждой страны в GVAR сильно влияет на результаты оценивания. При этом у разных вариантов оценки ранга коинтеграции тестовые статистики практически неотличимы. Все это создает значимый источник неопределенности спецификаций, который не позволяет однозначно идентифицировать хорошую модель.

Кроме поиска подходящей для исследования модели, также необходимо определить подходящий индикатор делового цикла. В эмпирических работах по синхронизации часто таким индикатором выступает разрыв выпуска (Imbs, 2004; Arzoumanian, 2023). Проблемы измерения разрыва выпуска хорошо освещены в научной литературе (Hamilton, 2018). В рамках текущей работы он определяется как отклонение фактического выпуска от тренда. Так как тренд является ненаблюдаемой величиной, существует большое количество подходов к его оценке.

Одним из наиболее популярных инструментов выделения тренда является фильтр Ходрика – Прескотта (ХП-фильтр) (Hodrick, Prescott, 1997). Данный инструмент подвергается широкой критике (например, Hamilton, 2018). Однако эмпирически ХП-фильтр незначительно отличается от более современных методов фильтрации при использовании его как предиктора экономических кризисов (Drehmann, Yetman, 2018). В данном исследовании для оценки разрыва выпуска мы используем ХП-фильтр. Для учета самого существенного недостатка ХП-фильтра – проблемы начальных и конечных точек – мы оцениваем его на полной выборке и затем удаляем 4 первых и 4 последних квартальных наблюдения из выборки. Оценки разрыва выпуска представлены в приложении Н.

Еще одним альтернативным вариантом учета выпуска может быть его форма в приростах квартал к предыдущему кварталу. Однако результаты эмпирических работ свидетельствуют, что использование в моделях GVAR разрыва выпуска и прироста выпуска позволяет получить схожие результаты (например, Imbs, 2011). В данной работе оценка модели GVAR с приростом выпуска реализуется в рамках проверки устойчивости результатов.

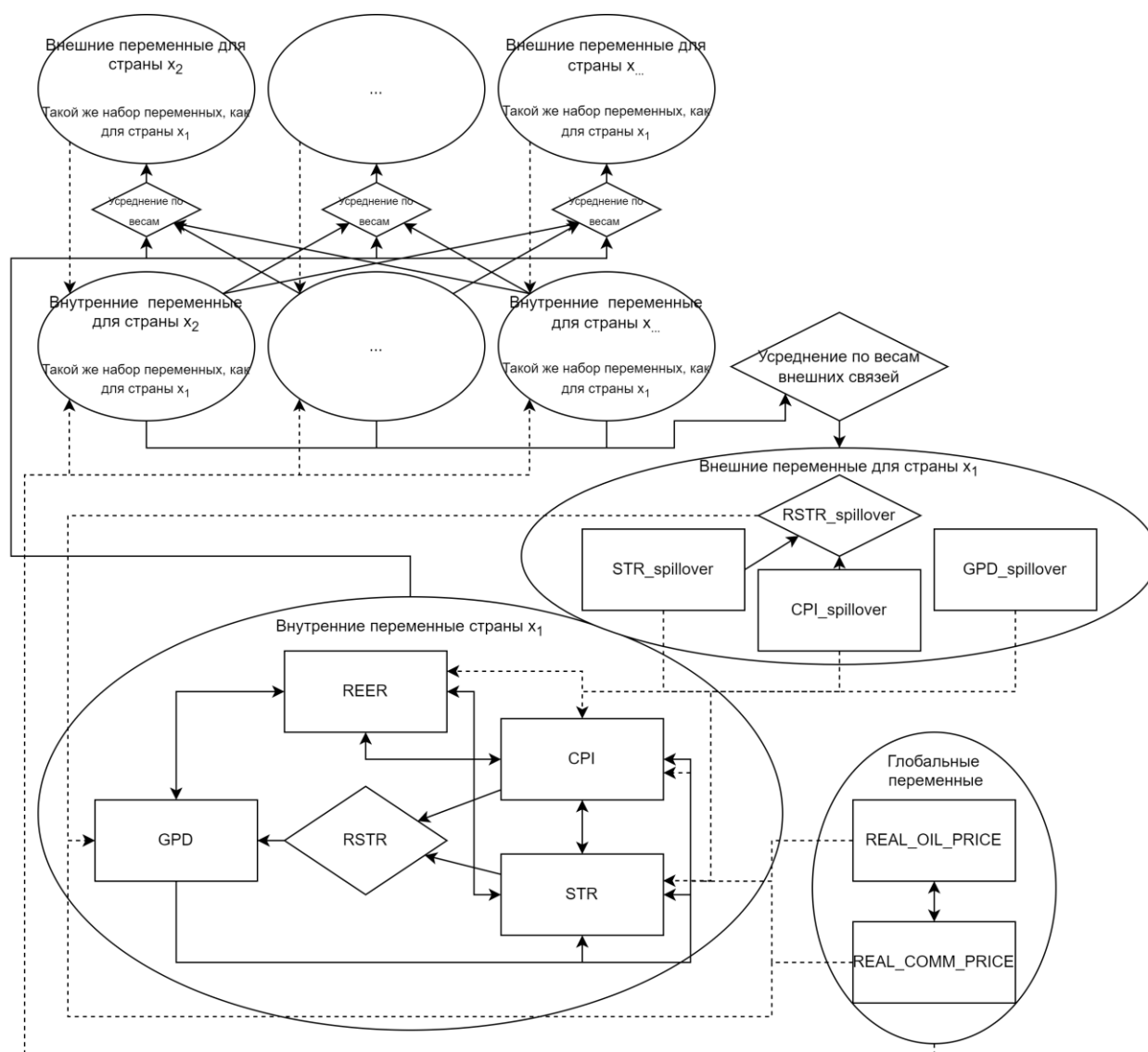
Реальная процентная ставка входит в уравнение ВВП, но не включается в другие уравнения. Номинальная процентная ставка и инфляция не входят в уравнение ВВП, но включаются во все остальные уравнения. Данная структура позволяет получить более корректные взаимосвязи с точки зрения экономической теории – рост реальной ставки при прочих равных приводит к снижению выпуска. Совокупный эффект ставки и инфляции на выпуск без описанных выше ограничений на структуру противоречит теории, поскольку в этом случае рост реальной ставки приводит к росту выпуска вместо его снижения.

В качестве внешних переменных выступают все средневзвешенные значения выпуска, инфляции и процентных ставок других стран. В качестве весов применяются доли стран в структуре внешней торговли. Исключением является переменная реального эффективного валютного курса. В модель включаются только внутренние значения этой переменной, так как она уже учитывает изменения курса во всех остальных странах по своему определению.

Глобальные факторы входят в модели отдельных стран в составе переменной ω уравнения (1). Сами эти факторы моделируются как простые авторегрессионные модели первого порядка.

Схематичное представление модели для отдельной страны изображено на рисунке 4.

Рис. 4. Структуры модели GVAR



Примечание. Стрелки обозначают направление влияния переменных. GDP – ВВП, CPI – инфляция, REER – реальный курс, STR – краткосрочная номинальная процентная ставка, RSTR – краткосрочная реальная процентная ставка, приставка spillover обозначает внешние переменные, REAL_OIL_PRICE – реальная цена нефти, REAL_COMM_PRICE – реальная цена неэнергетических ресурсов. Субиндекс для x отражает конкретную страну.

Источник: составлено автором.

Модель имеет второй порядок, то есть учитывает данные до второго временного лага, кроме переменной реального эффективного валютного курса. В

модель добавляется только его первый лаг исходя из предположения об относительно быстрой адаптации экономических агентов к изменениям на валютном рынке. Так, например, в исследовании по переносу шоков валютного курса в инфляцию России основной эффект переноса реализуется в течение 3–4 месяцев (Жураковский и др., 2021).

Для изучения динамических свойств GVAR через анализ воздействия шоков на эту систему мы используем функции импульсных откликов с рекурсивной идентификацией по Холецкому (orthogonal impulse response functions, OIRF). Использование OIRF вместо часто применяемых для GVAR обобщенных импульсных откликов (generalized impulse response functions, GIRF) дает возможность интерпретировать шоки как структурные⁸, поэтому они более предпочтительны. В текущей работе при построении OIRF первая по порядку переменная в GVAR всегда является переменной первичного шока, например ВВП Китая или ВВП ЕС⁹. В этом случае шоки OIRF не зависят от порядка остальных переменных (Pesaran, Shin, 1998) и эквивалентны оценкам по методу GIRF (Koop et al., 1996). При этом в OIRF наличие корреляции шоков с переменными перетоков, в отличие от GIRF, не учитывается. Из-за этого OIRF и GIRF в GVAR все же отличаются друг от друга (Chudik, Pesaran, 2016). Но размер этого различия на практике, согласно эмпирическим исследованиям, относительно мал (Eickmeier and Ng, 2015). Для применения схемы идентификации GVAR через OIRF на практике необходимо, чтобы выполнялось условие сильной экзогенности переменной шока, то есть для данной работы – выпуска.

Совокупный выпуск в контексте анализа международных деловых циклов часто рассматривается как переменная, которая в меньшей степени подвержена непосредственному воздействию политик и краткосрочных флуктуаций. Это делает его более экзогенным по сравнению с другими макроэкономическими переменными: инфляцией, ставкой и валютным курсом. Данная логика базируется на теории реального делового цикла, где производственные шоки являются основными двигателями экономической динамики (Kydland, Prescott, 1982). Процентные ставки, инфляция и валютные курсы, в отличие от выпуска, более чувствительны к действиям центральных банков, фискальным мерам и финансовым шокам. Это делает их более эндогенными в кратко- и среднесрочном периодах. Таким образом, в модели GVAR шоки выпуска рассматриваются как более экзогенные в сравнении с шоками инфляции, курса валюты и процентных ставок.

Целью текущего исследования является оценка изменения степени синхронизации деловых циклов России и Китая в 2022–2023 гг. по сравнению с

⁸ При этом в GVAR технически нельзя однозначно выделить шоки предложения, спроса и монетарной политики. Это связано с тем, что модель ориентирована на структурные связи и зависимости между странами, а не на внутренние экономические процессы. В результате шоки, выявленные в GVAR, носят более комплексный характер и включает в себя смесь различных типов экономических шоков (Smith, 2013). Хотя отсутствие явного разделения шоков является большим недостатком при теоретическом анализе, результаты GVAR все равно могут быть полезны при эмпирическом анализе. Чистых шоков спроса, предложения или монетарной политики все равно не существует в реальных данных (Madeira, 2023; Ivashchenko, 2024). В этом плане GVAR дает оценки на основе средних исторических смесей шоков с учетом межстрановых взаимодействий. Структурные модели могут разделять эти шоки на типы, но, как правило, их оценки меньше привязаны к данным и в них сложнее учитывать межстрановые взаимодействия (Smith, 2013).

⁹ ЕС в составе 27 стран, а также Великобритания. Расшифровки аббревиатур экономических регионов даны в приложении С.

периодом до 2021 года. В существующей литературе подобные исследования часто проводятся путем разбиения временных рядов на подвыборки, однако в данном случае из-за ограниченности длины временных рядов этот подход неприменим.

Альтернативным вариантом оценки может выступать анализ на основе модели, параметры которой зависят от экзогенно заданной структуры внешних связей. Предполагая, что изменение структуры торговли является основным структурным изменением в рамках трансформации конъюнктуры внешних отношений России после февраля 2022 года, мы можем экзогенно изменять структуру торговли в модели. В результате это повлияет на все остальные модельные взаимосвязи.

В GVAR веса связей между странами задаются экзогенно. В нашем случае мы используем меняющиеся во времени веса на основе статистики торговли в терминах добавленной стоимости (пример весов приведен в приложении D). При их экзогенном использовании возникает риск некорректной спецификации модели из-за значимых изменений в экономической активности или торговых условиях, которые могут существенно повлиять на матрицу весов. Впрочем, структура международной торговли по странам, на основе которой и формируются экзогенные веса, при отсутствии больших экономических кризисов довольно стабильна в среднесрочном периоде (Paradopoulos et al., 2023). Эту стабильность также можно увидеть на данных для России на рисунке 1. Структура торговли в среднем за 2016–2021 гг. несущественно отличается (среднее абсолютное изменение доли каждой страны – 1,1 п.п.) от структуры 2010–2015 гг., даже несмотря на начало санкционного давления после 2015 года. В то же время изменение структуры торговли после 2022 г. является беспрецедентным (среднее абсолютное изменение доли каждой страны – 7,6 п.п.). Так как прогнозы подобных шоков имеют высокие уровни дисперсии, а в остальных случаях структура торговли относительно стабильна, использование экзогенных весов обеспечивает практичный баланс между сложностью модели и точностью ее оценок. При этом следует понимать, что такие оценки нужно периодически обновлять с учетом последних данных по структуре торговли.

Структура торговли в GVAR влияет на все взаимосвязи через канал внешних переменных. При расчете IRF, имея оцененную на всей выборке GVAR с изменяющимися во времени весами, можно использовать веса определенного года. По этой методике можно рассчитать IRF при весах 2019 и 2023 гг. и затем сравнить их траектории. При этом мы предполагаем, что данные по структуре торговли 2023 г. хорошо отражают основную часть структурных изменений внешних связей России после февраля 2022 года. А также предполагаем, что данные по структуре торговли 2019 г. хорошо отражают структуру внешних связей России до кризисных 2020–2022 гг. Такая методология расчета IRF с меняющимися весами торговли уже применялась в работе по изучению эволюции во времени влияния Китая на Латинскую Америку (Cesa-Bianchi et al., 2011).

В моделировании GVAR важной частью анализа IRF является идентификация локальных и глобальных шоков (Chudik, Pesaran, 2016). Если не накладывать никаких ограничений в сценарии шока выпуска какой-либо одной большой экономики, то в GVAR получается в некотором роде симуляция глобального кризиса. Шок, который изначально зародился, например, в Китае, в первый же период широко

распространяется на весь мир. Затем за счет сильных каскадных эффектов влияние шока на каждую страну существенно усиливается.

Понятие каскадных эффектов заимствуется из экономической литературы по изучению распространения шоков в финансовых сетях (Elliott et al., 2014). Это направление исследований получило популярность после каскадных экономических кризисов 2008–2009 годов. В текущей работе под каскадным эффектом подразумевается такой эффект, когда конечное значение, например, разрыва выпуска ЕС+, определяется не только на основе шока в стране его источника, но и на основе взаимодействия с другими странами. Так, например, шок выпуска Китая приводит к росту выпуска в ЕС+ и США, при этом рост выпуска в ЕС+ приводит к росту выпуска в США, рост выпуска США приводит к росту выпуска в ЕС+ и так далее до достижения некоторого равновесного состояния.

В данной работе, помимо глобального кризиса, также моделируется локальный шок выпуска в Китае. Это реализовано путем исключения вторичных эффектов влияния стран друг на друга в модели только в период t_0 , то есть в период самого шока. Технически это реализуется через обнуление коэффициентов в матрице связей стран в период t_0 . Логика у этого ограничения простая – мы моделируем такой шок, который распространяется по миру медленнее, вторичные эффекты в этом случае реализуются, но с лагом в 1 квартал.

Также в различных сценариях есть возможность контролировать, веса какого года используются. Изменив год весов, можно оценить, как трансформация структуры торговли повлияла на связь России и Китая после 2023 года.

Всего получается три варианта симуляций шоков. Первый – шок выпуска крупной экономики, например Китая или ЕС+, без ограничений на распространение (глобальный шок). Второй – шок с ограничением на распространение шоков в период t_0 (локальный шок Китая). И третий – это шок Китая, который в t_0 без ограничений распространяется на Азию, но имеет ограничения на распространение между другими экономиками (азиатский шок). В этом случае можно сказать, что мы моделируем вариант шока, который наиболее вероятен в реальности. Описание всех оцененных в работе вариантов моделей представлено в таблице 1.

Для оценки статистической значимости модельных траекторий IRF применяются 80%-ные двусторонние доверительные интервалы¹⁰. Они рассчитываются алгоритмом блочного бутстрапа на скользящем пересекающемся окне (Kunsch, 1989). Фиксированная ширина окна блока установлена в 8 кварталов из соображений о средней длительности экономических кризисов с учетом периода основного восстановительного роста (оценка на основе датировки деловых циклов NBER, 2023). Бутстрап вычисляется в 200 итераций для каждой IRF.

¹⁰ Выбранная величина доверительной вероятности в 80% связана с большим объемом шума в макроэкономических процессах мировой экономики. При увеличении доверительной вероятности до 90% множество откликов выпуска перестают быть статистически значимыми в первые периоды функций импульсных откликов.

Табл. 1. Описание вариантов шоков в зависимости от степени локальности и используемой структуры торговли в GVAR

Распространение шока	Ограничения (conditional IRF)	Модельная реализация ограничений	Структура торговли (веса)	Обозначение симуляции
Глобальный шок Китая (каскадные эффекты)	Влияние вторичных эффектов шока Китая с периода t_0 на все страны	Без ограничений	2019	global/2019
			2023	global/2023
Локальный шок Китая (влияние на все страны с лагом)	Влияние вторичных эффектов шока Китая с периода t_1 на все страны	Веса spillovers стран, кроме Китая, равны 0 в t_0 , далее – без ограничений	2019	local/2019
			2023	local/2023
Азиатский шок Китая (влияние на все страны вне Азии с лагом)	Влияние вторичных эффектов шока Китая с периода t_0 на страны Азии, с t_1 на остальные страны	Веса spillovers стран, кроме стран Азии, равны 0 в t_0 , далее – без ограничений	2019	asia/2019
			2023	asia/2023

Примечание. Набор стран Азии в рамках модели: Китай с учетом Гонконга и Макао, Япония, Южная Корея, Индия, АСЕАН5.

Источник: составлено автором.

5. Данные

Для оценки используются квартальные данные с 2007 по 2023 гг. по следующим странам и блокам стран: США, Россия, ЕС+ (ЕС и Великобритания), Япония, Южная Корея, Индия, АСЕАН5 (Таиланд, Индонезия, Филиппины, Сингапур, Малайзия), Китай (с учетом Макао и Гонконга). На эти страны приходится 72% от мирового ВВП по паритету покупательной способности (ППС), по данным Всемирного банка за 2022 год. ЕС с Великобританией, а также блок АСЕАН5 рассматриваются как единые объекты в рамках модели. В качестве весов для агрегации показателей ЕС с Великобританией и стран АСЕАН5 используются скользящие во времени веса на основе ВВП по ППС с лагом в 1 год.

Показатели, их источники и другие характеристики данных представлены в таблице 2.

Табл. 2. Описание статистических показателей, применяемых в модели

Наименование	Обозначение	Источник	Преобразование	Назначение	Заметки
Внутренние переменные					
Валовой внутренний продукт	gdp..gap_log	International Monetary Fund (IMF), International Financial Statistics (IFS), National Bureau of Statistics of China	SA, отклонение log реального темпа прироста выпуска от тренда	Прокси колебаний делового цикла	Выделение тренда с помощью ХП-фильтра, параметр $\lambda = 1600$
Индекс потребительских цен	cpi..diff1_log	IMF IFS	SA, log, Δ	Показатель инфляции	
Реальный эффективный курс национальной валюты	reer..diff1_log	Bank for International Settlements	SA, log, Δ	Индикатор условий внешней торговли	
Краткосрочная номинальная процентная ставка	str..diff1	Статистические агентства / центральные банки стран (подробнее в приложении В)	Δ	Показатель жесткости денежно-кредитной политики	
Краткосрочная реальная процентная ставка	rstr..diff1	$rstr..diff1 = str..diff1 - cpi..diff1_log$	Δ	Показатель жесткости денежно-кредитной политики	По формуле Ex Post на основе фактической исторической инфляции
Глобальные переменные					
Реальная цена на нефть	real_oil_price..diff1_log	IMF Primary Commodity Prices (PCP), U.S. Bureau of Economic Analysis (BEA)	Средние спотовые цены марок Brent, WTI и Dubai Fateh, log, Δ	Прокси состояния глобального делового цикла	Цены в долларах США корректируются на дефлятор ВВП США (SA)
Реальная цена на неэнергетические ресурсы (продукция с/х и металлы)	real_comm_price..diff1_log	IMF PCP, BEA	log, Δ	Прокси состояния глобального делового цикла	Цены в долларах США корректируются на дефлятор ВВП США (SA)

продолжение таблицы 2

Данные для расчета весов					
ВВП по ППС	gdp_ppp_weights	World Bank International Comparison Program	–	Веса для агрегации в блоки стран	
Объемы торговли товарами по странам	trade_weights	IMF Direction of Trade Statistics (DOTS)	–	Данные для наукаста и темпоральной дезагрегации весов OECD TiVA	Включает данные только по товарным потокам
Объемы торговли добавленной стоимостью по странам	trade_VA_weights	OECD TiVA	наукаст 2021–2023 гг., перевод в квартальную частоту на основе trade_weights за соответствующий период	Веса для расчета внешних переменных перетоков (spillovers)	Экспорт – Domestic value added embodied in foreign final demand, импорт – Foreign value added embodied in domestic final demand. Включает данные по торговле услугами

Примечание. SA – сезонно сглаженный (X13-ARIMA-SEATS), log – в логарифмах, Δ – прирост за 1 квартал.

Источник: составлено автором.

Данные об объемах торговли добавленной стоимостью доступны до 2020 года. Для расширения горизонта анализа данные были оценены за период с I квартала 2021 г. по IV квартал 2023 г. через модели наукаста и дезагрегированы в квартальную частоту с использованием внутригодовых распределений объемов по валовой торговле товарами IMF DOTS по кварталам.

Для получения оценок об объемах торговли добавленной стоимостью с I квартала 2021 г. по IV квартал 2023 г. были построены парные линейные регрессии взаимосвязи оборота добавленной стоимости и торгового валового оборота без констант по каждому торговому потоку между странами. Для оценки моделей использованы годовые данные с 2003 по 2020 год. Для всех регрессий коэффициент детерминации составил 0,9 и более. Данные по валовым торговым потокам сильно коррелированы с динамикой потоков торговли добавленной стоимостью, а значит, полученные модели можно использовать для наукаста потоков торговли добавленной стоимостью. Значения весов торговли представлены в приложении D.

Поскольку Федеральная таможенная служба России (далее – ФТС) с апреля 2022 г. приостановила публикацию статистики по внешней торговле в разрезе стран, то для данных по валовым торговым потокам России с 2022 г. используются зеркальные данные IMF DOTS.

Данные по зеркальному объему экспорта переведены из цен CIF в цены FOB, по импорту – из цен FOB в цены CIF на основе средней исторической разницы зеркальной и официальной статистики ФТС торговли России по отдельным страновым потокам в 2012–2021 годах. Статистика зеркальной торговли России на

основе IMF DOTS незначительно отличается от официальных данных ФТС. Среднее относительное отклонение по модулю¹¹ торгового оборота в стоимостном выражении зеркальной статистики от официальной составило 6,8%. Подробное сравнение представлено в приложении Е.

Для весов при агрегации внешних переменных используются скользящие по кварталам суммы объемов торговли добавленной стоимостью с окном в 4 квартала для более плавного учета всех структурных изменений.

Перед оцениваем в модель вводятся дамми-переменные на первые периоды мировых и российских кризисов. Это позволяет более корректно оценить коэффициенты модели в условиях невозможности смоделировать исторические кризисные шоки на основе только прошлых значений основных макроэкономических переменных. Даты выбросов:

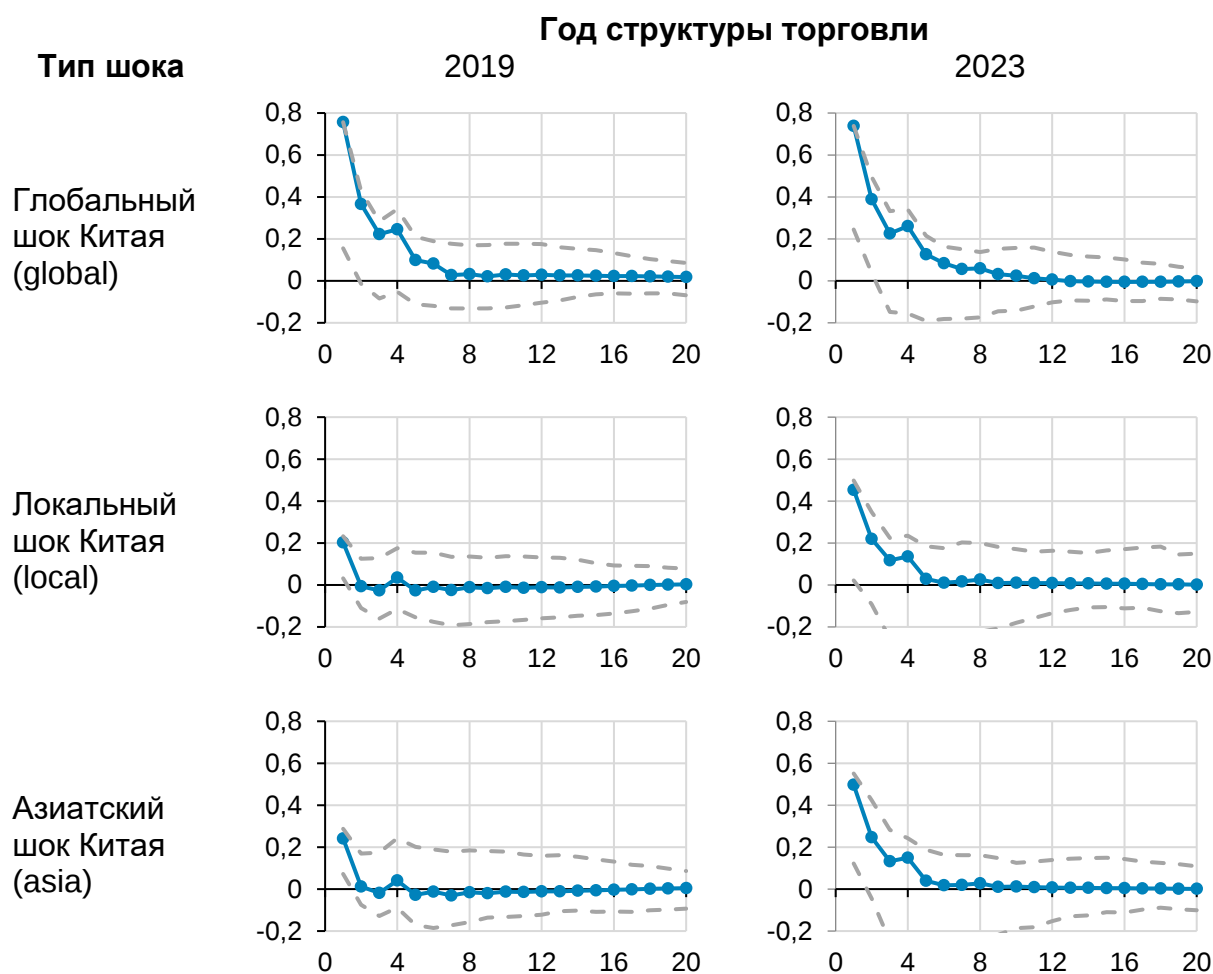
- 1) IV квартал 2008 г. – I квартал 2009 г. – шоки финансового кризиса 2008 года.
- 2) I квартал 2015 г. – валютный кризис в России.
- 3) I–II кварталы 2020 г. – шок из-за карантина во время COVID-19.
- 4) I–II кварталы 2022 г. – введение санкций против России.

6. Результаты

Динамика импульсных откликов разрыва выпуска России на положительный шок выпуска в Китае в 1 п.п. при различных сценариях представлена на рисунке 5. Значения функций импульсных откликов выпуска в разных сценариях представлены в приложении F.

¹¹ При сравнении исторических данных 2012–2021 гг. в среднем по всем периодам и всем торговым потокам со странами, которые включены в GVAR.

Рис. 5. Функции импульсных откликов разрыва ВВП России на шок разрыва ВВП Китая в 1 п.п.

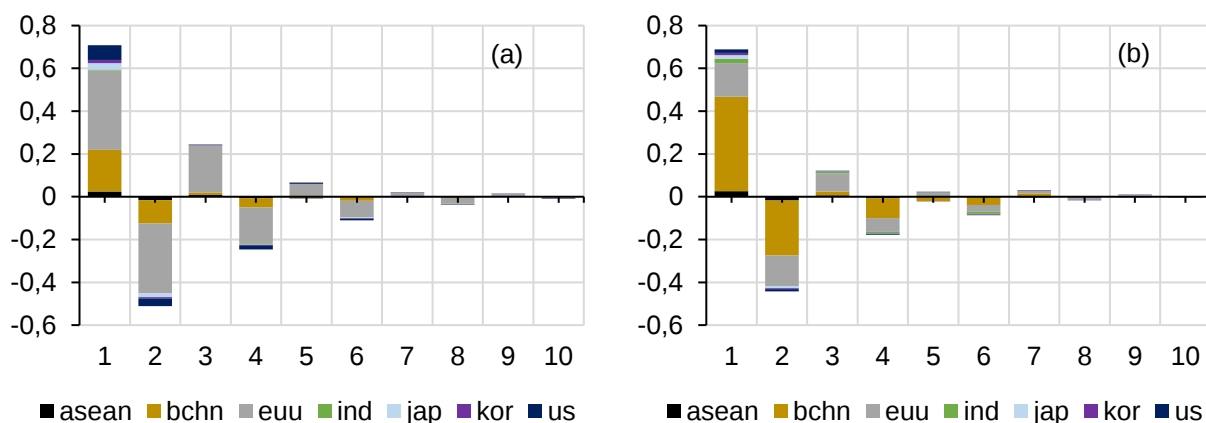


Примечание. Вертикальная ось – разрыв выпуска в п.п., горизонтальная – число кварталов после шока. Серые прерывистые линии – 80%-ный доверительный интервал.

Источник: составлено автором.

В моделях глобального шока, когда шок выпуска Китая в том же периоде распространяется на все страны, величина отклика выпуска России практически не зависит от года весов (симуляции global/2019 и global/2023). Шок выпуска Китая, равный 1 п.п., ведет к изменению разрыва выпуска России на 0,75 п.п. в первый период. Если более глубоко погрузиться в расчеты модели, становится ясно, что в структуре 2019 г. глобальный шок достигает России в основном транзитом через Европу. При этом в структуре 2023 г. он преимущественно распространяется напрямую из Китая (рис. 6).

Рис. 6. Совокупный вклад динамики внешнего выпуска в размер разрыва выпуска России по странам в симуляции глобального шока разрыва ВВП Китая в 1 п.п. в структурах торговли 2019 (a) и 2023 (b) годов



Примечание. Вертикальная ось – вклад в размер разрыва выпуска России в п.п., горизонтальная – число кварталов после шока. Размер вклада для страны x рассчитан как сумма разрывов ВВП x по всем лагам, умноженных на долю x в торговле России и умноженных на соответствующий коэффициент Λ из уравнения (1) для разрыва выпуска России. Расшифровки стран из легенды указаны в приложении С.

Источник: составлено автором.

В случае локального шока разрыва выпуска Китая, который распространяется с лагом в 1 квартал на все страны, величина отклика разрыва выпуска России зависит от года используемых весов. Так, при использовании структуры торговли 2019 г. отклик разрыва выпуска России на локальный шок разрыва выпуска Китая в первый период составляет 0,20 п.п. (модель local/2019). В структуре 2023 г. он увеличивается до 0,45 п.п. за счет большего влияния Китая на Россию через прямые торговые потоки (симуляция local/2023).

Отклик разрыва выпуска России в первый период составляет 0,24 п.п. в asia/2019, 0,2 п.п. в local/2019, 0,50 п.п. в asia/2023 и 0,45 п.п. в local/2023. Сценарии local и asia различаются по степени влияния на выпуск России незначительно, даже с учетом дополнительных вторичных эффектов перетоков шоков в рамках Азии. Это косвенно свидетельствует о центральной роли Китая в рамках экономических взаимоотношений России с Азией. Учет всех стран Азии в шоках asia/2019 и asia/2023 незначительно изменяет степень влияния шока на российский выпуск по сравнению с моделями типа local.

Следует отметить, что шоки разрыва выпуска внешнего сектора оказывают наибольшее влияние на российский разрыв выпуска в первом периоде, после чего их влияние снижается. В первый период отклики разрыва выпуска России во всех сценариях статистически значимо отличаются от нуля. Практически во всех оцененных моделях разрыв выпуска России возвращается к своему равновесному значению в течение 8 кварталов после шока. Только в сценарии глобального кризиса (модель global/2023) для возврата российского разрыва выпуска к нулю требуется 12 кварталов.

Изменение структуры торговли после 2022 г. сопровождалось не только резким ростом доли Китая, но и сопоставимым снижением доли ЕС+ в обороте внешней торговли добавленной стоимостью России. Для более детального анализа этого изменения также рассмотрим реакцию разрыва выпуска России на шок разрыва выпуска ЕС+ в 1 п.п. (рис. 7).

Рис. 7. Функции импульсных откликов разрыва выпуска России на шок разрыва выпуска ЕС+ в 1 п.п.



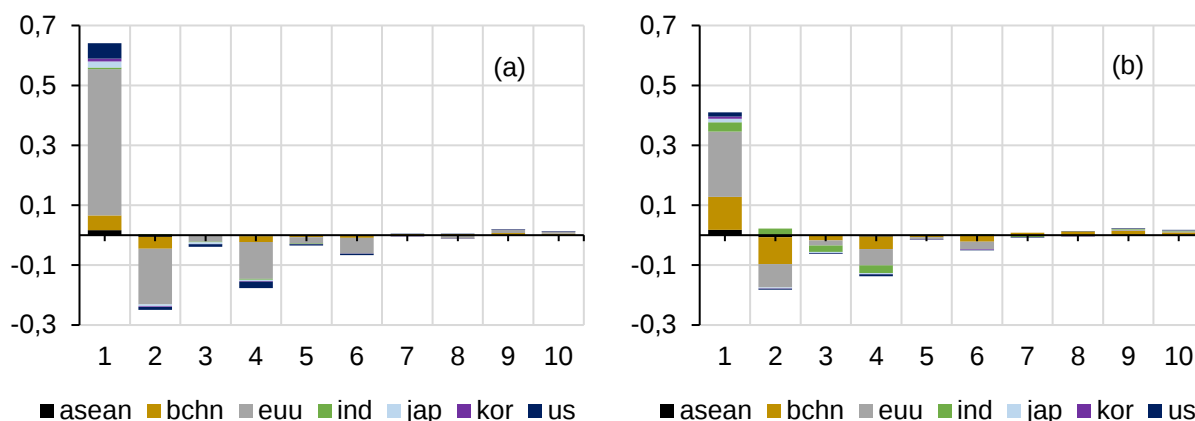
Примечание. Вертикальная ось – разрыв выпуска в п.п., горизонтальная – число кварталов после шока. Серые прерывистые линии – 80%-ный доверительный интервал.

Источник: составлено автором.

В структуре торговли 2019 г. отклик разрыва выпуска России на локальный шок разрыва выпуска ЕС+ в первый период составляет 0,5 процентных пунктов. В структуре 2023 г. его значение снижается до 0,27 п.п. из-за сокращения относительных объемов прямых торговых потоков между экономиками.

При этом, если рассматривать глобальный шок, реакция российского выпуска составляет 0,67 п.п. в структуре торговли 2019 г. и снижается до 0,44 п.п. в структуре торговли 2023 года. В отличие от глобального шока Китая, степень влияния глобального шока ЕС+ на выпуск России зависит от структуры торговли. Такой эффект обусловлен относительно низкой исторической восприимчивостью выпуска Китая к внешним шокам деловых циклов. При более глубоком погружении в расчеты модели (рис. 8) становится ясно, что шок выпуска ЕС+ не так сильно влияет на выпуск Китая, как шок Китая влияет на ЕС+. В сценарии 2023/global шок ЕС+ сильнее влияет на Россию через прямой торговый канал, а не через, например, Китай, с которым у России после 2022 г. относительные объемы торговли существенно увеличились.

Рис. 8. Совокупный вклад динамики внешнего выпуска в размер разрыва выпуска России по странам в симуляции глобального шока разрыва ВВП ЕС+ в 1 п.п. в структурах торговли 2019 (a) и 2023 (b) годов

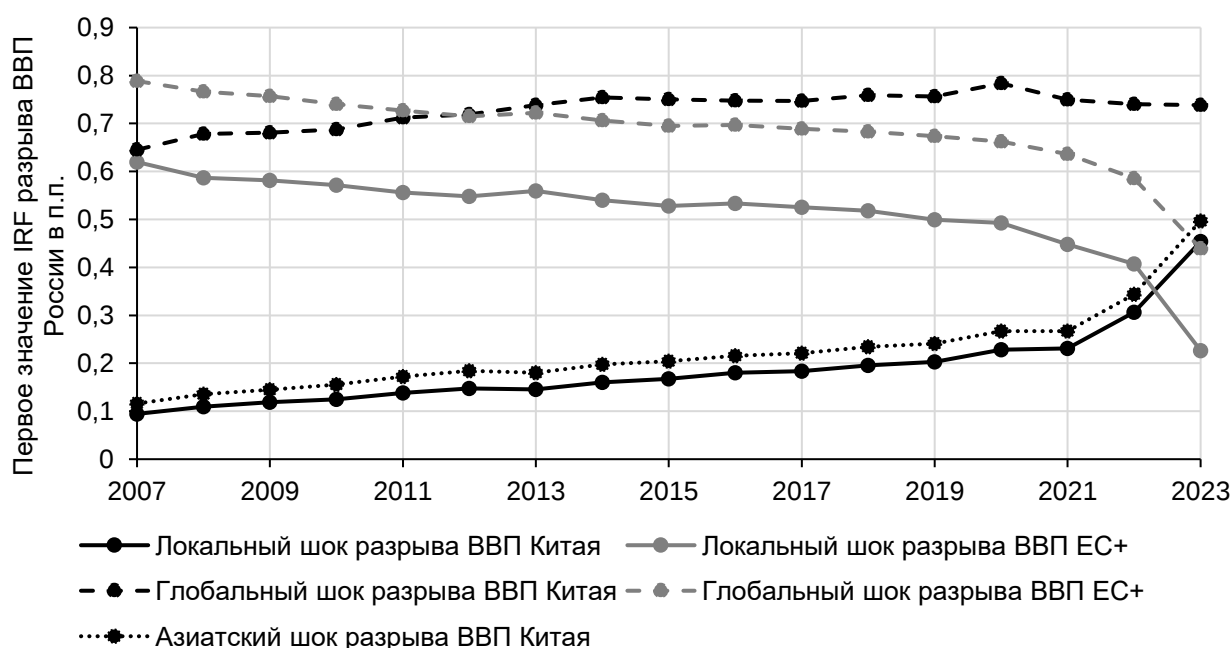


Примечание. Вертикальная ось – вклад в размер разрыва выпуска России в п.п., горизонтальная – число кварталов после шока. Размер вклада для страны x рассчитан как сумма разрывов ВВП x по всем лагам, умноженных на долю x в торговле России и умноженных на соответствующий коэффициент Λ из уравнения (1) для разрыва выпуска России. Расшифровки стран из легенды указаны в приложении С.

Источник: составлено автором.

Так как отклики IRF выпуска России на шоки внешних партнеров, по-видимому, зависят от года структуры торговли, имеет смысл изучить эту связь более подробно (рис. 9).

Рис. 9. Изменение первого периода функции импульсного отклика разрыва ВВП России на локальные шоки разрывов ВВП Китая и ЕС+ в 1 п.п. в зависимости от года структуры торговли

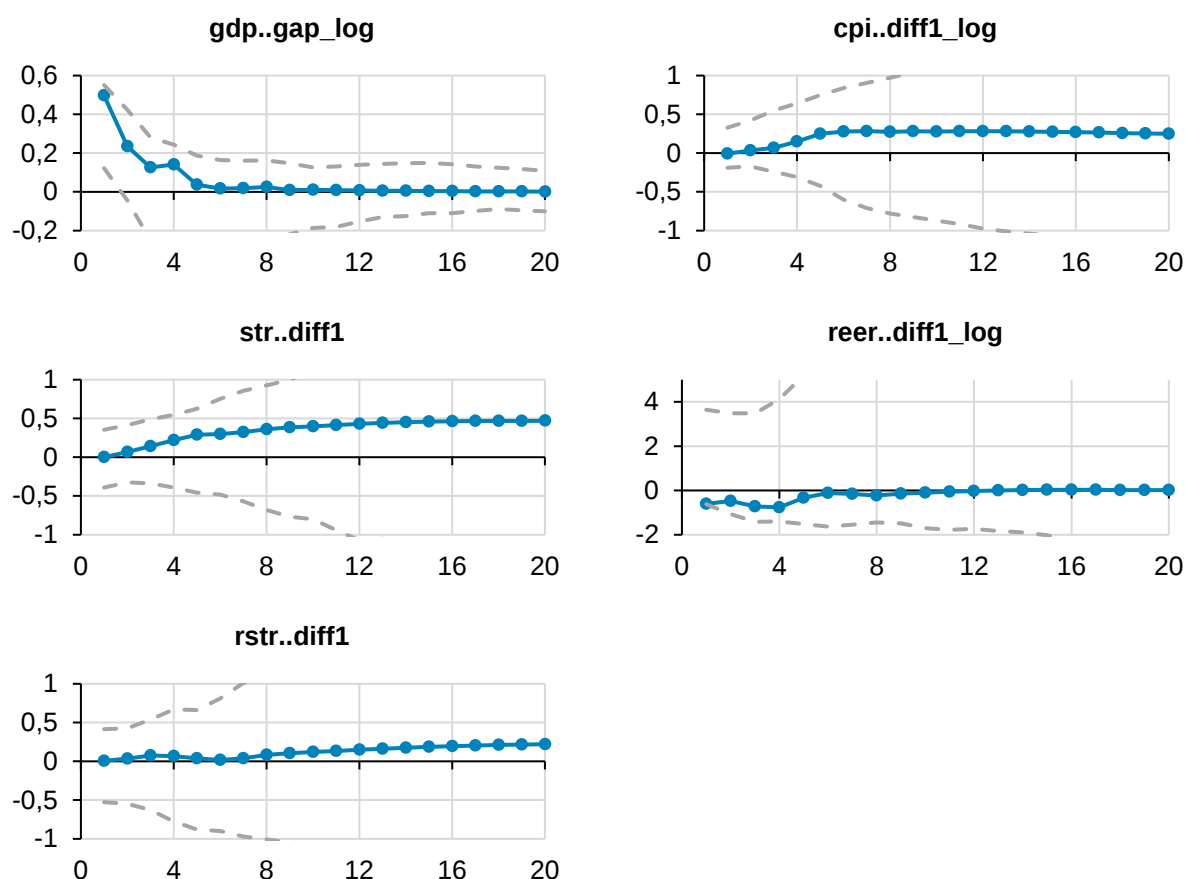


Источник: составлено автором.

Тренд на постепенное снижение влияния шоков из ЕС+ и увеличение этого же влияния из Китая на российский выпуск сформировался еще до 2022 года. При этом в 2022–2023 гг. произошел скачок в степени синхронизации деловых циклов России с внешними партнерами: с Китаем она сильно выросла, с ЕС+ наоборот.

Для проверки соответствия модели макроэкономической логике рассмотрим реакцию других макропеременных России (инфляция, курс, реальная и номинальная ставка) на шок разрыва выпуска Китая. На рисунке 10 представлена динамика функций импульсного отклика макропеременных России на шок разрыва выпуска Китая в 1 п.п. из модели asia/2023 (в приложении Н представлены другие симуляции).

Рис. 10. Функции импульсных откликов основных макропеременных России на шок разрыва выпуска Китая в 1 п.п. в модели asia/2023



Примечание. Вертикальная ось – разрыв выпуска в п.п., горизонтальная – число кварталов после шока. Серые прерывистые линии – 80%-ный доверительный интервал. IRF показателей в формах diff1 и diff1_log представлены в виде накопленных с начала шока приростов, gdp..gap_log в виде разрывов.

Источник: составлено автором.

Полученные результаты свидетельствуют, что использованные в работе модели адекватно описывают взаимосвязи между основными макропеременными. Шок внешнего разрыва выпуска приводит к росту разрыва выпуска России, что потенциально может быть вызвано изменением спроса на товары российского экспорта. В результате совокупный спрос в России увеличивается. Так как

предложение не может быстро подстроиться под новый, более высокий уровень спроса, то разрыв выпуска на внутреннем рынке увеличивается. Центральный банк, стремясь сдержать инфляцию и стабилизировать экономику, в режиме политики таргетирования инфляции реагирует увеличением номинальной процентной ставки. Рост ставок способствует укреплению рубля, но ведет к удорожанию заемных средств, снижает инвестиционный и потребительский спрос. В результате совокупный спрос снижается до своего потенциального уровня. Это ведет к снижению инфляции.

Согласно изложенным выше расчетам, шоки, зарождающиеся в Китае, могут значительно влиять на динамику выпуска России. Однако не совсем ясно, как часто шоки выпуска Китая зарождаются именно в Китае, а не, например, во всем мире. Возможно представить такую систему экономики, в которой уникальных шоков Китая в принципе не существует, а вся динамика его разрыва выпуска полностью зависит от глобального делового цикла. В этом случае нет большого смысла изучать влияние делового цикла Китая на Россию, так как на самом деле это будет влияние мирового делового цикла на Россию.

Мы можем изучить этот вопрос через анализ остатков модели, интерпретируя их как шоки. В рамках модели размер отклонений (остатков, ошибок) моделируемых рядов от фактических по каждой стране состоит из двух частей:

1. Специфические (идиосинкратические) шоки стран.
2. Другие неучтенные эффекты: отсутствие важных факторов в модели, некорректный учет выбросов, малое число лагов и другие проблемы, которые возникают при построении любой экономической модели.

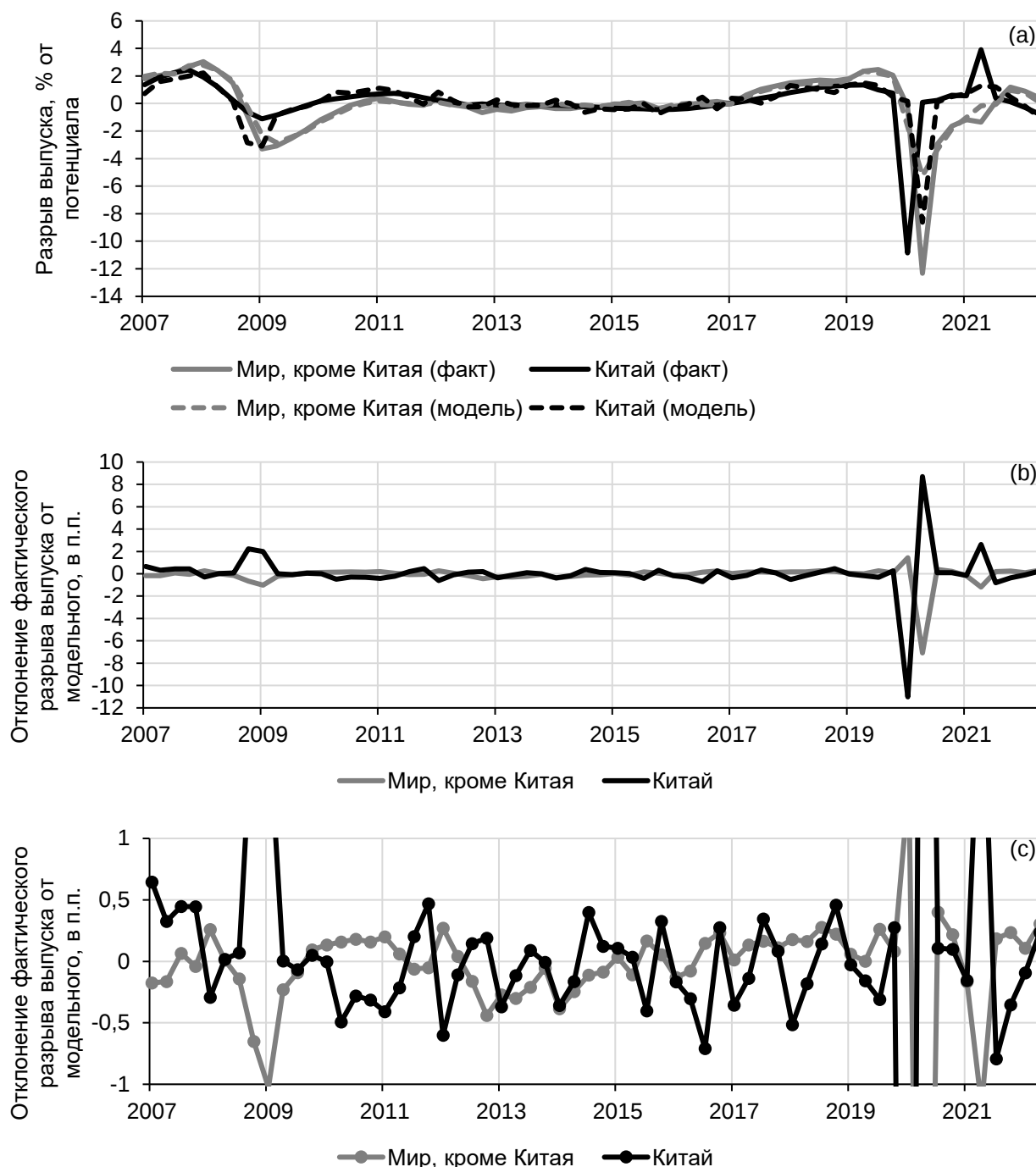
В нашей GVAR при оценке уравнения выпуска Китая и других стран в период t_0 используется информация о средневзвешенном выпуске всех стран-партнеров также в период t_0 . Такая структура позволяет минимизировать эффект второй части на размер ошибки из-за фактического наличия синхронизации между деловыми циклами стран¹². Это позволяет нам интерпретировать остатки модели как шоки стран вне динамики мирового делового цикла.

Если моделируемые значения макропеременных отдельной страны сильно отличаются от фактических значений, то с большой вероятностью эти отклонения вызваны специфическими страновыми шоками. Для увеличения точности идентификации идиосинкратических шоков также можно параллельно смотреть на шоки модели по показателям мировой экономики, из которой исключены показатели страны интереса – в нашем случае Китая. Если мы наблюдаем шоки в Китае, которые не наблюдаются во всем остальном мире, то, скорее всего, мы наблюдаем идиосинкратические шоки Китая. Ниже представлены фактические и модельные ряды по разрыву выпуска Китая и остального мира¹³, а также остатки модели (рис. 11).

¹² Фактическое наличие синхронизации помогает точно моделировать переменные в t_0 на основе переменных стран-партнеров также в t_0 .

¹³ Прокси на основе остальных стран, которые включены в модель.

Рис. 11. Фактические и модельные ряды разрыва выпуска по Китаю и остальному миру (а), остатки модели (б) и приближение графика с остатками (с)



Примечание. Остальной мир – прокси на основе всех остальных стран, которые включены в модель, взвешивание по скользящим весам ВВП по ППС. Если на точку ряда наложены фиктивные переменные, то в качестве остатков используются значения коэффициентов при соответствующих фиктивных переменных.

Источник: составлено автором.

Осуществим разметку некоторых предполагаемых идиосинкратических шоков Китая на основе рисунка 11:

1. Шок COVID-19 в I квартале 2020 г. (-11,0 п.п.) и последующее за ним стремительное восстановление экономики в II квартале 2020 г. (8,7 п.п.).

2. Шок II квартала 2021 г. (2,6 п.п.), восстановление экономики после COVID-19, проведение правительством политики стимулирования экономики.

3. Шок III квартала 2021 г. (-0,8 п.п.), начало проблем ликвидности у застройщика Evergrande и кризиса во всем строительном секторе Китая.

4. Шоки IV квартала 2007 г. и I квартала 2008 г. сложно назвать шоками в их обычном определении. Мировой финансовый кризис 2007–2008 гг. слабо повлиял на разрыв выпуска Китая в тот период, вероятно, из-за относительно низкой интеграции Китая в международные финансовые рынки в прошлом.

Потенциально мы можем идентифицировать и остальные идиосинкратические шоки Китая, однако шоки с малыми абсолютными значениями существенно сложнее отличить от статистической погрешности. Можно сказать, что идиосинкратические шоки Китая существуют, но они относительно редко принимают большие размеры за рамками колебаний мирового делового цикла.

Подведем итоги по структурному анализу GVAR. Степень синхронизации деловых циклов России и Китая увеличилась после 2022 года. Это выражается в существенном росте средней степени переноса шока разрыва выпуска Китая в Россию при изменении структуры торговли с 2019 на 2023 год. При этом степень синхронизации российского выпуска и выпуска стран ЕС+, наоборот, снизилась.

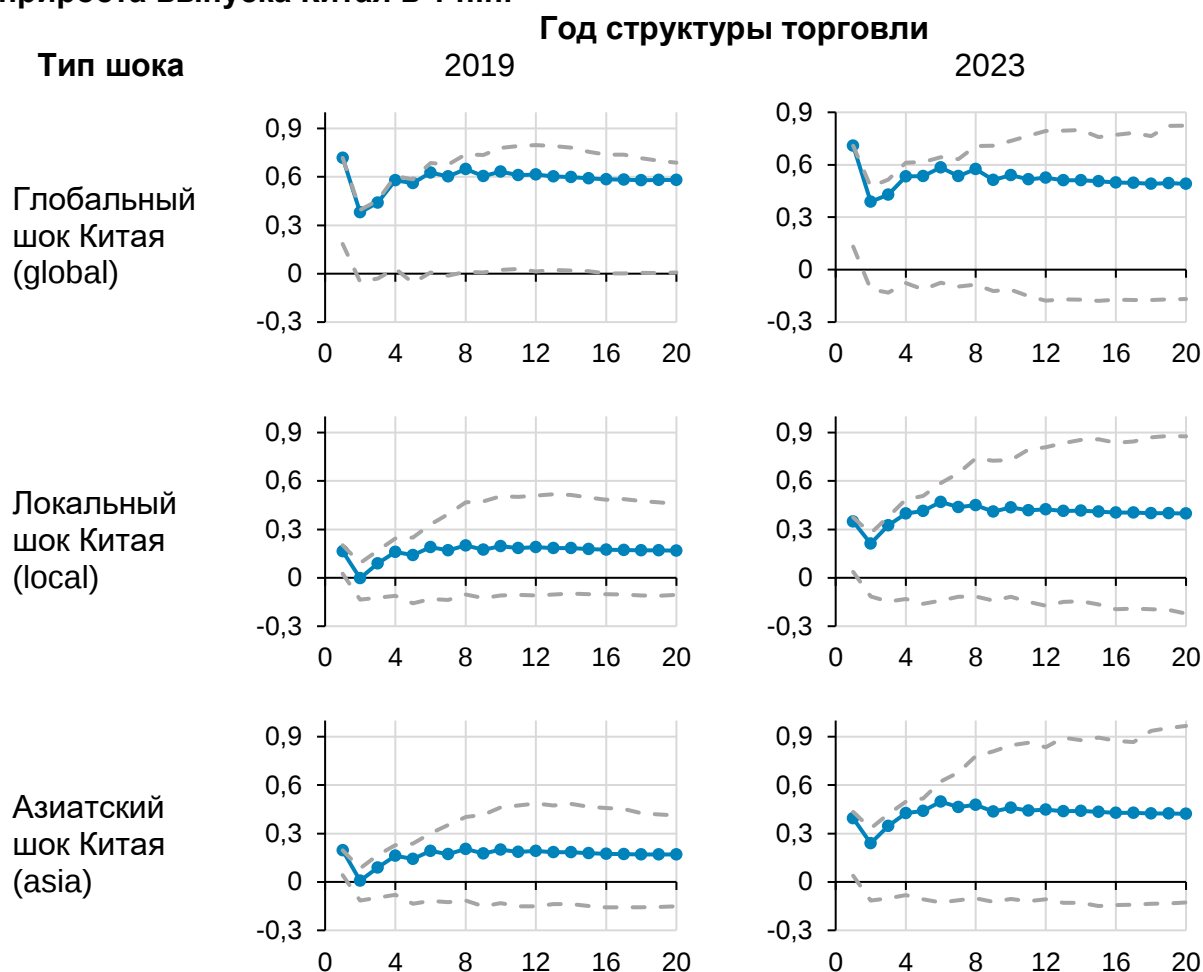
7. Проверка устойчивости результатов

7.1. Оценка GVAR в приростах выпуска

Для проверки устойчивости результатов была построена модель GVAR в приростах выпуска.

Динамика импульсных откликов прироста выпуска России на положительный шок выпуска в Китае на 1 п.п. в сценариях представлена на рисунке 12.

Рис. 12. Функции импульсных откликов прироста выпуска России на шок прироста выпуска Китая в 1 п.п.



Примечание. Вертикальная ось – накопленный прирост выпуска с момента шока в п.п., горизонтальная – число кварталов после шока. Серые прерывистые линии – 80%-ный доверительный интервал.

Источник: составлено автором.

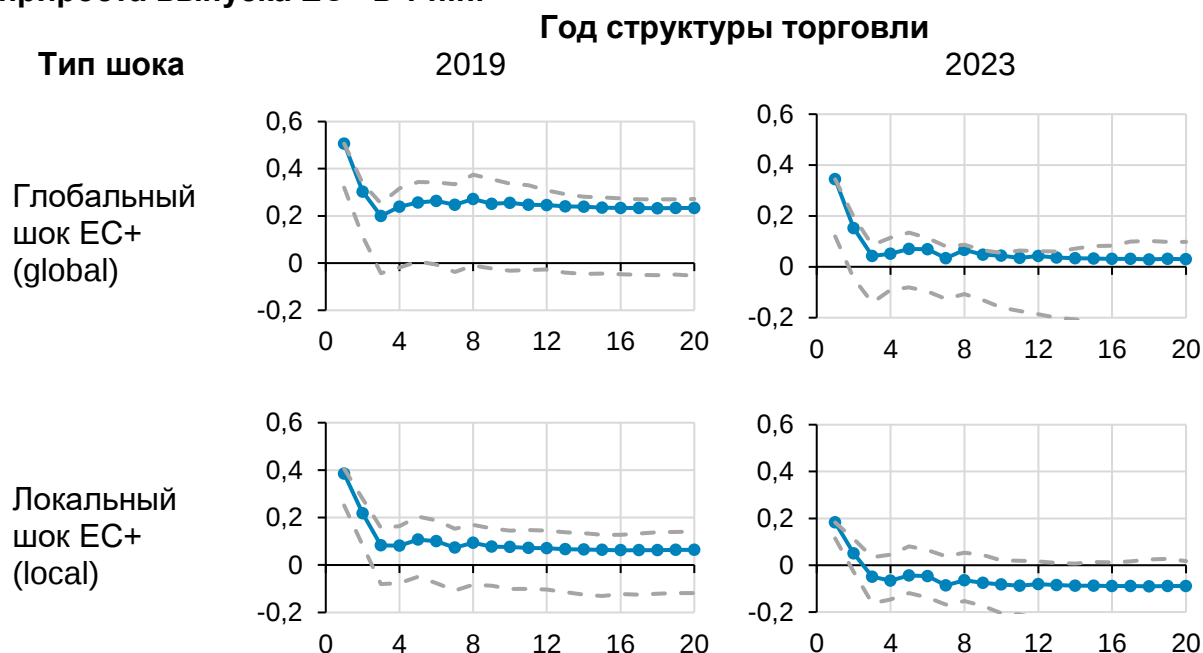
В структуре торговли 2019 г. отклик прироста выпуска России на локальный шок прироста выпуска Китая в первый период составляет 0,16 процентного пункта. В структуре 2023 г. это значение вырастает до 0,35 процентного пункта.

При рассмотрении глобального шока величина влияния шока Китая на Россию практически не зависит от года весов: 0,71 п.п. в 2019 г. против 0,7 п.п. в 2023 году. Шок переносится в Россию в размере около 0,7 п.п. в первый период, что согласуется с моделью разрыва реального выпуска, представленного выше. С течением времени шок стабилизируется. Система приходит в равновесие за 3 года, что согласуется с моделью разрыва реального выпуска, представленного выше.

Аналогично модели разрывов в соответствии с 80%-ными двусторонними доверительными интервалами в первый период отклики прироста реального выпуска России во всех сценариях статистически значимо отличаются от нуля.

Также рассмотрим шок выпуска ЕС+ в 1 процентный пункт. Динамика импульсных откликов прироста выпуска России на такой шок выпуска представлена на рисунке 13.

Рис. 13. Функции импульсных откликов прироста выпуска России на шок прироста выпуска ЕС+ в 1 п.п.



Примечание. Вертикальная ось – накопленный прирост выпуска с момента шока в п.п., горизонтальная – число кварталов после шока. Серые прерывистые линии – 80%-ный доверительный интервал.

Источник: составлено автором.

В структуре торговли 2019 г. отклик прироста выпуска России на локальный шок прироста выпуска ЕС+ в первый период составляет 0,4 процентного пункта. В структуре 2023 г. это значение снижается до 0,18 процентного пункта. При этом, если рассматривать глобальный шок, перенос изменения выпуска ЕС+ в российский выпуск составляет 0,5 п.п. в структуре 2019 г. и 0,34 п.п. в структуре 2023 года. При сравнении шока наблюдается разнонаправленная динамика для Китая и ЕС+ за 4 года, однако полученные результаты согласуются с результатами модели разрыва выпуска. Влияние Китая усиливается, в отличие от ЕС+.

Подводя итоги сравнения модели в разрыве реального выпуска и приросте, можно сделать вывод о схожести полученных результатов. Период восстановления и долгосрочная динамика значений в двух моделях схожи.

7.2. Валидация модели GVAR

Для того чтобы убедиться в качестве полученных функций импульсных откликов из GVAR, необходимо провести процедуру валидации модели. При этом под валидацией часто понимается сравнение прогнозов модели с реальными данными,

чтобы определить, подходит ли модель для своей цели (McKinion and Baker, 1982; Mayer and Butler, 1992). Валидация модели имеет решающее значение для выявления моделей, относящихся к предметной области, которые обладают большей способностью к обобщению и, кроме того, подразумевают лучшую интерпретируемость (Ho et al., 2020).

Одним из способов оценки валидности модели является измерение ошибок предсказаний модели (Mayer, Butler, 1992). Чем ниже ошибка, тем валиднее модель. На практике сравнивают вневыборочные ошибки прогноза модели с ошибками моделей бенчмарков (Fildes, Kourentzes, 2011). Подобный подход также использовался для валидации структурных моделей макроэкономики (Smets, Wouters, 2007).

Было проведено сравнение ошибки прогноза модели GVAR с аналогичной ошибкой моделей бенчмарков, указанных ниже в таблице. Для сравнения моделей по уровню ошибки использовалась метрика RMSE. Затем посчитанные ошибки были нормированы как отношение ошибки модели к ошибке модели random walk. Через это отношение можно просто сравнивать относительную прогнозную силу моделей друг с другом.

Табл. 3. Описание моделей бенчмарков

Наименование модели	Методика оценки
GVAR	Описана в блоках методологии и данных
Random walk	Моделирование всех макроэкономических переменных как процессов случайного блуждания с дрейфом
AR(1)	Моделирование всех макроэкономических переменных как авторегрессионных процессов первого порядка с экзогенной переменной в виде дамми на период (учет выброса)
ARIMA	Моделирование всех макроэкономических переменных с помощью модели ARIMA с экзогенной переменной в виде дамми на период (учет выброса). Подбор параметров моделей проводился с помощью команды auto.arima
Dynamic Factor Model (DFM)	Моделирование вместе всех макроэкономических переменных с помощью динамической факторной модели. Выбросы учитывались через усреднение двух соседних периодов. Подбирались параметры, минимизирующие информационный критерий. Для подбора количества лагов использовался критерий AIC, а для подбора числа факторов использовался критерий IC1 (Bai, Ng, 2002)

Источник: составлено автором.

Ошибка высчитывалась по процедуре out of sample rolling-origin. Данный подход реализуется по следующему алгоритму:

- 1) Подбирается прогнозный горизонт и минимальный размер обучающей выборки.
- 2) Модель оценивается на обучающей выборке.
- 3) Модель делает прогноз на определенный горизонт в будущее.
- 4) Размер обучающей выборки увеличивается на одно наблюдение. Для временного ряда включается следующий период в обучающую выборку.
- 5) Повторяются п. 2–4, пока хватает наблюдений вне обучающей выборки для прогнозов.
- 6) Считается средняя ошибка прогноза на каждый горизонт.

Данная процедура позволяет увеличить число прогнозов для расчета ошибки, а также уменьшить чувствительность ошибки к определенной крайней точке обучающей выборки (Tashman, 2000).

Кризисные периоды были расценены как выбросы и учтены с помощью дамми-переменной. Выбросы были использованы для обучения моделей GVAR, AR(1), ARIMA. В список выбросов входят IV квартал 2008 г., I квартал 2009 г., I квартал 2015 года.

Из тестовой выборки был удален период с 2020 по 2023 год. Это было вызвано тем, что изменение выбросов в этом периоде сильно изменяло ошибку. Скорее всего, это связано с несколькими волнами экономического кризиса коронавирусной инфекции, что существенно усложняет временную структуру основных экономических взаимосвязей. Таким образом, первое обучение моделей проводилось на выборке с 2005 по 2016 год. А затем, согласно приведенной выше процедуре, обучающая выборка постепенно расширялась до 2019 года.

Результаты сравнения прогнозных сил моделей для выпуска представлены в таблице 4.

В целом можно отметить, что модель GVAR прогнозирует не значительно хуже остальных моделей. До четвертого горизонта прогноза GVAR показала себя на уровне AR(1), ARIMA и DFM. Данный результат можно назвать приемлемым, а модель – адекватной. Также наиболее значимо импульсные отклики проявляются в первых 2 кварталах. Поэтому более высокая ошибка на четвертом прогнозном горизонте не является критичной.

Табл. 4. Вневыборочные RMSE прогноза разрыва выпуска по моделям, экономикам и горизонтам прогноза (в форме отношения к соответствующей ошибке по модели RW)

Модель	RW	GVAR	DFM	AR(1)	ARIMA
Горизонт прогноза: 1					
АСЕАН	1,00	1,18	2,45	1,64	1,72
Китай	1,00	1,35	0,62	1,12	0,61
ЕС+	1,00	0,88	1,33	1,27	0,94
Индия	1,00	1,04	1,62	1,25	1,47
Япония	1,00	0,96	0,95	0,95	0,99
Корея	1,00	1,14	0,88	1,00	0,94
Россия	1,00	1,63	2,78	1,01	1,48
США	1,00	1,18	1,27	1,00	1,05
В среднем по всем странам	1,00	1,17	1,49	1,15	1,15
Горизонт прогноза: 2					
АСЕАН	1,00	1,89	1,55	1,72	1,78
Китай	1,00	1,45	0,85	1,14	0,70
ЕС+	1,00	1,12	1,05	1,33	1,40
Индия	1,00	1,20	1,54	1,48	1,81
Япония	1,00	1,15	0,97	0,98	1,10
Корея	1,00	1,14	0,82	1,09	1,06
Россия	1,00	1,19	1,91	1,08	1,38
США	1,00	0,74	0,66	0,96	1,05
В среднем по всем странам	1,00	1,24	1,17	1,22	1,28
Горизонт прогноза: 3					
АСЕАН	1,00	2,79	1,32	1,68	1,74
Китай	1,00	1,73	1,18	1,21	0,96
ЕС+	1,00	1,60	1,09	1,46	1,93
Индия	1,00	2,21	1,72	1,64	2,06
Япония	1,00	1,54	0,91	1,01	1,26
Корея	1,00	0,85	0,60	1,09	1,06
Россия	1,00	1,23	1,47	1,06	1,07
США	1,00	0,64	0,55	0,93	1,03
В среднем по всем странам	1,00	1,57	1,11	1,26	1,39
Горизонт прогноза: 4					
АСЕАН	1,00	3,83	1,39	1,61	1,67
Китай	1,00	2,76	1,40	1,25	1,21
ЕС+	1,00	2,88	1,63	1,62	2,48
Индия	1,00	3,77	1,77	1,61	2,07
Япония	1,00	2,50	0,91	1,05	1,40
Корея	1,00	3,70	0,94	1,85	1,87
Россия	1,00	2,78	0,66	1,00	1,03
США	1,00	1,58	0,52	0,94	1,10
В среднем по всем странам	1,00	2,97	1,15	1,37	1,60

Источник: составлено автором.

8. Обсуждение результатов

Степень синхронизации деловых циклов России и Китая существенно возросла в 2023 г. по сравнению с 2019 годом. Основной причиной такого быстрого изменения во внешних связях России стало введение полномасштабных санкционных ограничений со стороны стран Запада. Это привело к быстрой переориентации внешнеторговой деятельности на Китай и другие дружественные страны.

При этом, рассматривая ситуацию на более длинном временном промежутке, данные изменения происходят в рамках общего тренда на разъединение (decoupling) развивающихся стран и развитых экономик (Kose, Prasad, 2011). Хотя причины этого процесса могут существенно различаться от страны к стране в моменте, в целом эта тенденция поддерживается за счет более быстрого экономического роста развивающихся рынков и в особенности Китая относительно развитых (Kose, Prasad, 2011).

Результаты текущей работы в целом согласуются с оценками схожего исследования с использованием GVAR для России (Зубарев, Кириллова, 2023). Авторы рассматривали влияние негативного шока прироста ВВП Китая на 1 процентный пункт. В этом сценарии падение выпуска в Китае приводит к снижению выпуска России на 0,16 п.п. в первый период после шока. В нашей модели GVAR в приростах ВВП с весами торговли 2019 г. эффект от локального шока Китая в абсолютном выражении получился точно такой же (0,16 п.п.). В долгосрочном периоде шок Китая в модели Зубарева и Кирилловой приводит к снижению выпуска России примерно на 0,28 п.п., в нашей модели в той же конфигурации этот эффект составляет 0,17 процентного пункта. При этом сравнение этих двух работ один к одному осуществить на практике затруднительно, так как авторы (Зубарев, Кириллова, 2023) не указали в тексте работы, как они учитывали выбросы и структуры торговли разных годов.

Так как в работе шоки разделяются на локальные и глобальные, возникает вопрос, что использовать в практических моделях. Конечный выбор зависит от экспертных предпосылок отдельного исследователя, каким будет шок: быстро распространяющимся на весь мир (глобальный) или локализуемый преимущественно в рамках одной страны (локальный).

Истории известны оба варианта шоков. Понятие глобального шока сильно связано с каскадными эффектами в сетях экономических агентов (Elliott et al., 2014). Например, всемирный финансовый кризис 2008 г. был глобальным шоком. В то же время кризис ликвидности строительной отрасли Китая, который начался в 2021 г. с кризиса ликвидности компании Evergrande, до сих пор остается локализованным внутри Китая. Потенциально он может распространиться на всю мировую систему, но точно прогнозировать развитие этих событий пока не представляется возможным из-за сложности сетей экономических агентов.

Следует отметить, что в текущей работе торговля добавленной стоимостью используется как прокси-переменная для учета структуры всех внешних связей. Это предположение является упрощением реальности. Будущие исследования также должны рассмотреть изменения в международных финансовых потоках и в потоках капитала для полноты картины. При этом необходимо учесть многие известные

проблемы количественного анализа этих данных, например проблему учета офшоров в статистике иностранных инвестиций и другие (Casella et al., 2023).

Динамика изменения влияния выпуска Китая на выпуск России во времени (рис. 9) сильно зависит от динамики структуры торговли (рис. 2), это следует из самой структуры используемой модели GVAR. Предположение о том, что динамику степени синхронизации можно достаточно точно измерить через динамику структуры торговли, является здесь центральным. Также предполагается, что торговля за 2019 и 2023 гг. отражает реальную структуру внешних связей до и после 2022 года. В будущем после поступления новых наборов данных будет необходимо проверить эти результаты на устойчивость – например, через метод регрессий на подвыборках до и после 2022 года.

9. Заключение

Гипотеза об увеличении степени синхронизации деловых циклов между Китаем и Россией после событий 2022 г. не опровергается. Рассматривая симуляцию положительного локального шока разрыва выпуска Китая в 1 п.п. с мгновенным распространением на страны Азии, можно отметить, что шок приводит к увеличению разрыва выпуска России в первый период на 0,25 п.п. в структуре торговли 2019 г. и на 0,5 п.п. в структуре торговли 2023 года. В рамках логики модели GVAR данное изменение является прямым следствием трансформации структуры объема внешней торговли России по странам.

Если измерять синхронизацию через симуляцию глобальных шоков, то эффект от шока Китая на Россию в структуре торговли 2019 и 2023 гг. получается практически одинаковым (0,76 п.п. в структуре 2019 г. и 0,74 п.п. в структуре 2023 г.). Это связано с существенным влиянием вторичных эффектов, действие которых приводит к сильному изменению выпуска во всех странах мира. В этом случае наблюдается симуляция глобального кризиса, при котором уже не так важно, где именно зародился изначальный шок.

В совокупности результаты исследования подчеркивают растущее значение Китая для России и необходимость пересмотра моделей макроэкономического анализа в соответствии со структурными изменениями после февраля 2022 года.

Дальнейшие направления исследования по теме могут включать:

- учет влияния изменения структуры финансовых и инвестиционных внешних связей на синхронизацию деловых циклов;
- учет изменений после февраля 2022 г. на основе анализа подвыборок для более полного учета всех структурных изменений.

Список литературы

Андреев, М. (2022). Влияние бюджетного правила и модельных предпосылок на реакцию инфляции на шоки условий торговли. *Банк России*, Серия докладов об экономических исследованиях. № 107. Декабрь.

- Аникеев, К., и Грищенко, В. (2023). Экономика и финансовый сектор России в условиях структурной трансформации: обзор совместного семинара Банка России, РЭШ и НИУ «Высшая школа экономики». *Деньги и кредит*, 82(4), 126–144.
- Галищева, Н., и Рещикова, М. (2022). Индийско-Китайская торговля: история, современное состояние и перспективы развития. *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 26(2), 307–332. <https://doi.org/10.17323/1813-8691-2022-26-2-307-332>.
- Жураковский, В.П., Новопашина, А.Н., Тарантаев, А.Д. (2021). Региональная разнородность эффекта переноса валютного курса на инфляцию. *Банк России. Серия докладов об экономических исследованиях*. Январь.
- Зубарев, А.В., и Кириллова, М.А. (2023). Оценка потерь ВВП России вследствие санкций с помощью модели глобальной векторной авторегрессии. *Вопросы статистики*, 30(1), 18–26. <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2023-30-1-18-26>.
- Зубарев, А.В., и Кириллова, М.А. (2023). Построение модели GVAR для российской экономики. *Экономический журнал Высшей школы экономики*, 27(1), 9–32. <https://doi.org/10.17323/1813-8691-2023-27-1-9-32>.
- Зуев, В.Н., Островская, Е.Я., и Скрыбина, В.Ю. (2023). Региональные торговые соглашения: эффект демпфера. *Вопросы экономики*, (2), 83–99. <https://doi.org/10.32609/0042-8736-2023-2-83-99>.
- Кузнецов, А., Винокуров, Е., Малахов, А., и Забоев, А. (2022). Мониторинг взаимных инвестиций ЕАБР 2022. *Евразийский банк развития*.
- Новопашина, А.Н. (2014). Пространственная политика экспорта прямых инвестиций: особенности Китая. *Пространственная экономика*, (1), 79–100. <https://doi.org/10.14530/se.2014.1.079-100>.
- Орлов, А. (2021). Квартальная прогнозная модель России. *Банк России. Серия докладов об экономических исследованиях*.
- Тиунова, М.Г. (2018). Влияние внешних шоков на российскую экономику. *Финансы: теория и практика*, 22(4), 146–170. <https://doi.org/10.26794/2587-5671-2018-22-4-146-170>.
- Adam, K., Jappelli, T., Menichini, A., Padula, M., and Pagano, M. (2002). Analyse, compare, and apply alternative indicators and monitoring methodologies to measure the evolution of capital market integration in the European Union. *Report to the European Commission*, 1–95.
- Araujo, J.D., David, A.C., van Hombeeck, C., and Papageorgiou, C. (2017). Non-FDI Capital Inflows in Low-Income Countries: Catching the Wave? *IMF Economic Review*, 65(2), 426–465. <https://doi.org/10.1057/s41308-016-0025-x>.
- Arzoumanian, S. (2023). Spillovers from Russia to Neighboring Countries: Transmission Channels and Policy Options. *IMF Working Paper*, 2023(185), 1. <https://doi.org/10.5089/9798400254871.001>.
- Bai, J., and Ng, S. (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, 70(1), 191–221. doi:10.1111/1468-0262.00273.

- Bordo, M.D., and Helbling, T. (2003). Have National Business Cycles Become More Synchronized? *Social Science Research Network*. <https://doi.org/10.3386/w10130>.
- Calderón, C., Chong, A., and Stein, E. (2003). Trade intensity and business cycle synchronization: Are developing countries any different? *Social Science Research Network*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1817272>.
- Casella, B., Borga, M., and Wacker, M.K. (2023). Measuring Multinational Production with Foreign Direct Investment Statistics: Recent Trends, Challenges, and Developments. *IMF Working Papers*, 2023(113), 1.
- Castro, A.A., and Cardozo-Medeiros, D. (2020). The US-Mexico bilateral trade relation through a value added lens. *Banco de Mexico. Working Papers* 2020-08. <https://doi.org/10.36095/banxico/di.2020.08>.
- Cesa-Bianchi, A., Pesaran, M.H., Rebucci, A., and Xu, T. (2011). China's Emergence in the World Economy and Business Cycles in Latin America. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1972109>.
- Christiano, L.J., Eichenbaum, M., and Trabandt, M. (2018). On DSGE Models. <https://doi.org/10.3386/w24811>.
- Chudik, A., and Pesaran, M.H. (2016). Theory and Practice of GVAR Modeling, *Journal of Economic Surveys*, Wiley Blackwell, vol. 30(1), 165–197, February.
- Dai, X., Xiao, L., Li, M.C., and Wang, Q. (2022). Toward energy finance market transition: Does China's oil futures shake up global spots market? *Frontiers of Engineering Management*, 9(3), 409–424. <https://doi.org/10.1007/s42524-022-0207-3>.
- Darvas, Z., and Szapáry, G. (2007). Business Cycle Synchronization in the Enlarged EU. *Open Economies Review*, 19(1), 1–19. <https://doi.org/10.1007/s11079-007-9027-7>.
- Davis, J.S. (2014). Financial integration and international business cycle co-movement. *Journal of Monetary Economics*, 64, 99–111. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.01.007>.
- Dées, S., Pesaran, M.H., and Smith, L.V. (2007). Exploring the international linkages of the euro area: a global VAR analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 22(1), 1–38. <https://doi.org/10.1002/jae.932>.
- Drehmann, M., and Yetman, J. (2018). Why you should use the Hodrick-Prescott filter – at least to generate credit gaps. *Social Science Research Network*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3275756.
- Duval, R., Li, N., Saraf, R., and Seneviratne, D. (2016). Value-added trade and business cycle synchronization. *Journal of International Economics*, 99, 251–262. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2015.11.001>.
- Eickmeier, S., and Ng, T. (2015). How do US credit supply shocks propagate internationally? A GVAR approach. *European Economic Review*, 74, 128–145. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2014.11.011>.
- Elliott, M., Golub, B., and Jackson, M.O. (2014). Financial Networks and contagion, *American Economic Review*, 104(10), 3115–3153. doi:10.1257/aer.104.10.3115.

- Frankel, J.A., and Rose, A.K. (1998). The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria. *The Economic Journal*, 108(449), 1009–1025. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00327>.
- Groth, A., and Ghil, M. (2017). Synchronization of world economic activity, *Chaos: An Interdisciplinary Journal of Nonlinear Science*, 27(12): 127002. <https://doi.org/10.1063/1.5001820>.
- Hamilton, J.D. (2018). Why you should never use the Hodrick-Prescott filter. *Review of Economics and Statistics*, 100(5), 831–843.
- Hodrick, R.J., and Prescott, E.C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1. <https://doi.org/10.2307/2953682>.
- Hosny, A.S. (2013). Theories of Economic Integration: A Survey of the Economic and Political Literature. *International Journal of Economy, Management and Social Sciences*, 2, 133–155.
- Hosoe, N., Gasawa, K., and Hashimoto, H. (2010). Textbook of Computable General Equilibrium Modelling. *Programming and Simulations*. <https://doi.org/10.1057/9780230281653>.
- Hsu, C.-C., Wu, J.-Y., and Yau, R. (2011). Foreign direct investment and business cycle co-movements: The panel data evidence. *Journal of Macroeconomics*, 33(4), 770–783. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2011.06.001>.
- Huh, H., Kim, D., Kim, W.J., and Park, C.-Y. (2015). A factor-augmented VAR analysis of business cycle synchronization in east Asia and implications for a regional currency union. *International Review of Economics and Finance*, 39, 449–468. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2015.07.010>.
- Huh, H.-S., and Park, C.-Y. (2017). Asia-Pacific Regional Integration Index: *ADB Economics Working Paper Series*. <https://doi.org/10.22617/wps178772-2>.
- Imbs, J. (2004). Trade, Finance, Specialization, and Synchronization. *Review of Economics and Statistics*, 86(3), 723–734. <https://doi.org/10.1162/0034653041811707>.
- Imbs, J. (2006). The real effects of financial integration. *Journal of International Economics*, 68(2), 296–324. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2005.05.003>.
- Imbs, J. (2011). What happened to the East Asian business cycle? The Dynamics of Asian Financial Integration: Facts and Analytics, 87, 284.
- Iossifov, P.K. (2014). Cross-Border Production Chains and Business Cycle Co-Movement between Central and Eastern European Countries and Euro Area Member States. *Social Science Research Network*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2381863>.
- Ivashchenko, S. (2024). Sector-Specific Supply and Demand Shocks: Joint Identification. Bank of Russia Working Paper Series No. 129. June.
- Johnson, R.C. (2014). Five Facts about Value-Added Exports and Implications for Macroeconomics and Trade Research. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 119–142. <https://doi.org/10.1257/jep.28.2.119>.

- Kalemli-Ozcan, S., Papaioannou, E., and Peydro, J.-L. (2013). Financial Regulation, Financial Globalization, and the Synchronization of Economic Activity. *The Journal of Finance*, 68(3), 1179–1228. <https://doi.org/10.1111/jofi.12025>.
- Kalemli-Ozcan, S., Sørensen, B.E., and Yosha, O. (2003). Risk sharing and industrial specialization: Regional and international evidence. *American Economic Review*, 93(3), 903–918. <https://doi.org/10.1257/000282803322157151>.
- Karadimitropoulou, A. (2018). Advanced economies and emerging markets: Dissecting the drivers of business cycle synchronization. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 93, 115–130. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2018.01.029>.
- Koop, G., Pesaran, M.H., and Potter, S.M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119–147. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01753-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01753-4).
- Kose, M., and Prasad E. (2011). Emerging Markets: Resilience and growth amid global turmoil. *Rowman & Littlefield*.
- Kowalski, P., González, J.L., Ragoussis, A., and Ugarte, C. (2015). Participation of Developing countries in Global Value Chains: Implications for Trade and Trade-Related Policies. *OECD Trade Policy Papers*. <https://ideas.repec.org/p/oec/traaab/179-en.html>.
- Kunsch, H.R. (1989). The jackknife and the bootstrap for general stationary observations. *Annals of Statistics*, 17(3). <https://doi.org/10.1214/aos/1176347265>.
- Kydland, F.E., and Prescott, E.C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50(6), 1345. <https://doi.org/10.2307/1913386>.
- Lee, H.-H., Park, C.-Y., and Ju, H.P. (2022). International Business Cycle Synchronization: A Synthetic Assessment. <https://doi.org/10.22617/wps220355-2>.
- Madeira, C., Madeira, J., and Monteiro, P.S. (2023). The origins of monetary policy disagreement: The role of supply and demand shocks. Bank for International Settlements. BIS Working Papers No. 1118.
- Miroudot, S., and Cadestin, C. (2017). Services in global value chains. OECD Trade Policy Working Papers. <https://doi.org/10.1787/465f0d8b-en>.
- Napalkov, V., Novak, A., Shulgin, A. (2021). Variations in the Effects of a Single Monetary Policy: The Case of Russian Regions. *Russian Journal of Money and Finance*, 80(1), pp. 3–45.
- OECD. (2023). Trade in Added Value Database. <https://www.oecd.org/sti/ind/measuring-trade-in-value-added.htm#access>.
- Papadopoulos, G.D., Magafas, L., Demertzis, K., and Antoniou, I. (2023). Analyzing Global Geopolitical Stability in Terms of World Trade Network Analysis. *Information*, 14(8). <https://doi.org/10.3390/info14080442>.
- Pesaran, M., and Shin, Y. (1998). Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*, 58, 1, pp. 17–29.
- Pesaran, M.H., Schuermann, T., and Weiner, S.M. (2004). Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model.

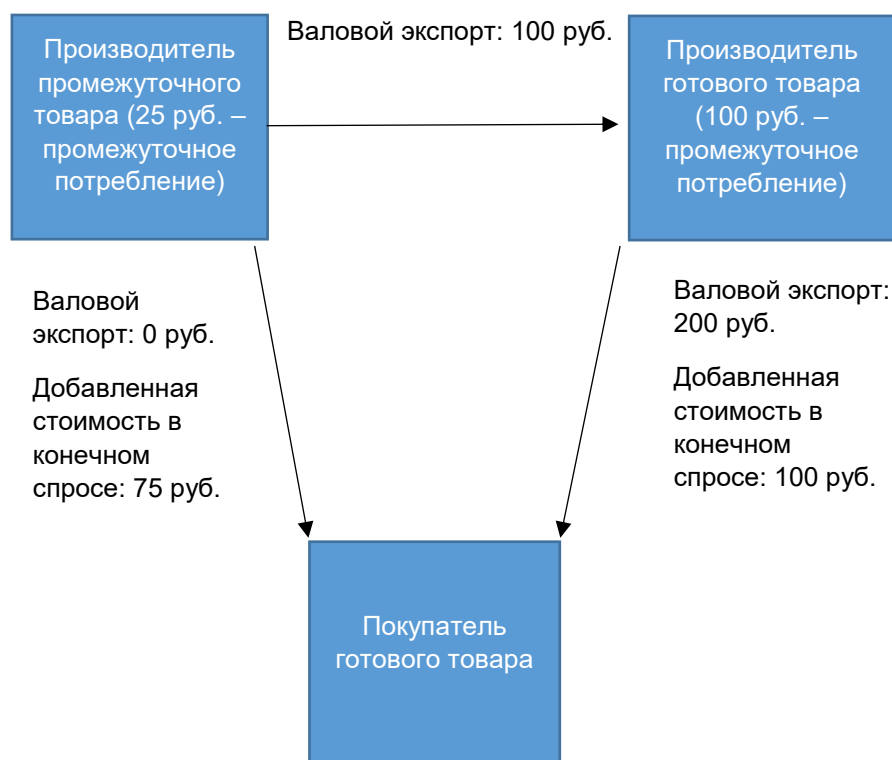
Journal of Business and Economic Statistics, *American Statistical Association*, 22, 129–62.

- Pontines, V., Luvsannyam, D., Batmunkh, K., and Otgonbat, T. (2021). The dynamics of business cycle connectedness and the decoupling of Asia-Pacific. *International Journal of Finance and Economics*. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2500>.
- Shin, K., and Wang, Y. (2004). Trade integration and business cycle co-movements: the case of Korea with other Asian countries. *Japan and the World Economy*, 16(2), 213–230. [https://doi.org/10.1016/s0922-1425\(03\)00028-8](https://doi.org/10.1016/s0922-1425(03)00028-8).
- Smith, L.V., and Galesi, A. (2014). GVAR Toolbox 2.0, available at <https://sites.google.com/site/gvarmodelling/gvar-toolbox>.
- Smith, R. P. (2013). The GVAR approach to structural modelling. In *The GVAR Handbook* (pp. 56–69). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780199670086.003.0004>.
- Tashman, L. J. (2000). Out-of-sample tests of forecasting accuracy: an analysis and review. *International Journal of Forecasting*, 16(4), 437–450. [https://doi.org/10.1016/s0169-2070\(00\)00065-0](https://doi.org/10.1016/s0169-2070(00)00065-0).
- Tayebi, S. K. and Zamani, Z. (2013). Synchronization between Financial Crisis and International Business Cycles: Evidence from Asia. *Korea and the World Economy*. 14(2), 313–341.

Приложение А. Специфика учета торговли в терминах добавленной стоимости

Торговый канал является одним из самых изученных каналов синхронизации деловых циклов. Чем теснее торговля между странами, тем более синхронизированы их деловые циклы (Frankel, Rose, 1998; Shin, Wang, 2004; Duval et al., 2016; Lee et al., 2022). На практике для моделирования торговых связей между странами многие исследователи используют данные по валовым торговым потокам (Frankel, Rose, 1998; Calderon et al., 2003; Shin, Wang, 2004; Lee et al., 2022), однако в работе Duval et al., 2016 было показано, что для учета торгового канала в задаче анализа синхронизации деловых циклов предпочтительнее использовать торговлю добавленной стоимостью.

Валовые показатели торговли считаются недостаточными для того, чтобы полностью понять тенденции в современной торговле, особенно с учетом разделения цепочек поставок между странами. Они переоценивают значимость страны – экспортера конечного товара, приводят к многократному учету торговли и искажают истинный уровень торговли между странами. Измерение торговли в терминах добавленной стоимости решает эти проблемы через разложение стоимостного объема экспорта и конечного спроса на вклады поставщиков, расположенных выше по цепочке добавленной стоимости (Johnson, 2014). Примером значительной разницы результатов торговли по показателям валовой торговли и торговли добавленной стоимостью является торговля между США и Мексикой. В работе Castro, Cardozo-Medeiros, 2020 показано, что баланс торговли США с Мексикой в обрабатывающей промышленности меняет знак в зависимости от того, используется показатель валовой торговли или торговли добавленной стоимостью или нет. Такие различия могут приводить к неправильным выводам и неэффективной дальнейшей политике. Пример учета экспорта в терминах валовой торговли и торговли добавленной стоимостью приведен на рисунке А-1.

Рис. А-1. Схема отражения стоимости товара в статистике валовой торговли и торговли добавленной стоимостью

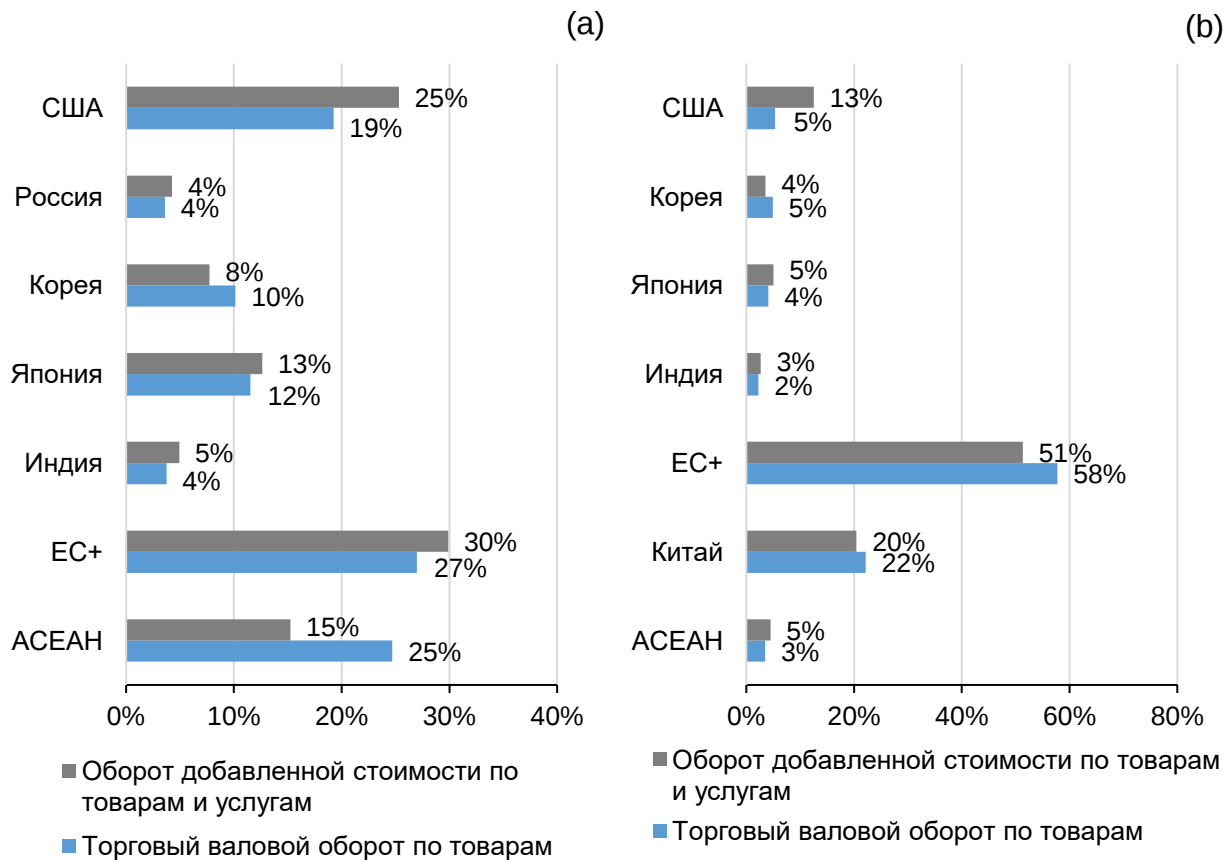
Источник: составлено автором.

Источником данных по торговле добавленной стоимостью является известная база данных OECD TiVA (OECD, 2023). Помимо работы Duval et al., 2016, в которой была показана важность учета именно потоков добавленной стоимости в торговле для измерения синхронизации деловых циклов, эти данные также применялись во многих других работах (Iossifov, 2014; Kowalski et al., 2015; Miroudot, Cadestin, 2017). В качестве показателя торговли в терминах добавленной стоимости используются Domestic value added embodied in foreign final demand и Foreign value added embodied in domestic final demand. Эти индикаторы можно назвать экспортом и импортом добавленной стоимости соответственно.

База OECD TiVA содержит годовые данные до 2020 года. Для улучшения качества модели и расширения горизонта анализа данные TiVA были расширены до 2023 г. через модели наукаста и дезагрегированы в квартальную частоту с использованием внутригодовых распределений объемов по валовой торговле по кварталам.

На рисунке А-2 представлено сравнение структур торговли по странам согласно данным по валовым торговым потокам на основе IMF DOTS и по торговле добавленной стоимостью на основе OECD TiVA. При этом стоит учитывать, что источник IMF DOTS содержит данные только по валовой торговле товарами, а OECD TiVA в том числе включает данные по торговле услугами.

Рис. А-2. Структура внешней торговли Китая с учетом Гонконга и Макао (а) и России (б) в 2019 году по видам статистики внешней торговли



Источники: IMF DOTS, OECD TiVA, расчеты автора.

Приложение В. Список источников данных по краткосрочным номинальным процентным ставкам денежного рынка

Табл. В-1. Список источников данных по краткосрочным номинальным процентным ставкам денежного рынка

Страна	Наименование	Источник
Великобритания	Interest Rates: Immediate Rates	OECD Short-term interest rates
Еврозона как прокси всего блока ЕС27	Interest Rates: Immediate Rates	OECD Short-term interest rates
Индия	Interbank Rate	Reserve Bank of India
Индонезия	Interest Rates: Immediate Rates	OECD Short-term interest rates
Китайская Народная Республика (КНР)	До 2006 г. CHIBOR С 2006 г. SHIBOR	Federal Reserve Bank of Atlanta China Foreign Exchange Trade System
Малайзия	Необходимого достаточно длинного временного ряда не найдено, ставка по ASEAN5 рассчитывается без учета Малайзии	
Российская Федерация	MIACR 1 day	Банк России
Сингапур	Interbank Rate	Development Bank of Singapore
Соединенные Штаты Америки (США)	Interest Rates: Immediate Rates	OECD Short-term interest rates
Таиланд	TENOR	Bank of Thailand
Филиппины	IBCLR	Bangko Sentral ng Pilipinas
Южная Корея	Interest Rates: Immediate Rates	OECD Short-term interest rates
Япония	Interest Rates: Immediate Rates	OECD Short-term interest rates

Примечание. Если не указано иное, подразумевается ставка overnight.

Источник: составлено автором.

Приложение С. Список сокращений стран и экономических блоков стран

Табл. С-1. Сокращения стран и экономических блоков стран

Аббревиатура экономики	Наименование экономики	Состав блока
ASEAN, АСЕАН	Ассоциация государств Юго-Восточной Азии	BRN, IDN, KHM, LAO, MYS, MMR, PHL, SGP, THA, VNM
ASEAN5, АСЕАН5	Ассоциация государств Юго-Восточной Азии (5 стран-основателей)	IDN, MYS, THA, PHL, SGP
ASIA OECD TiVA, Азия	Страны Азии, представленные в статистике OECD TiVA	AUS, BGD, BRN, KHM, CHN, HKG, MAC, IND, IDN, JPN, LAO, MYS, MMR, NZL, PAK, PHL, SPG, THA, VNM, KOR
BCHN, China, Китай	Китай с учетом Гонконга и Макао	CHN, HKG, MAC
EU+, EC+, euu	ЕС в составе 27 стран и Великобритании (Швейцария и Норвегия также включены в расчеты по внешней торговле, но не в оценку GVAR)	AUT, BEL, CZE, DNK, EST, FIN, FRA, DEU, GRC, HUN, IRL, ITA, LVA, LTU, LUX, NLD, POL, PRT, SVK, SVN, ESP, SWE, BGR, CYP, HRV, MLT, ROU, UK. (CHE и NOR включены в расчеты по внешней торговле, но не в оценку GVAR)
EU27, EC27	ЕС в составе 27 стран	AUT, BEL, CZE, DNK, EST, FIN, FRA, DEU, GRC, HUN, IRL, ITA, LVA, LTU, LUX, NLD, POL, PRT, SVK, SVN, ESP, SWE, BGR, CYP, HRV, MLT, ROU
AUS	Австралия	
AUT	Австрия	
BGD	Бангладеш	
BEL	Бельгия	
BGR	Болгария	
BRN	Бруней	
UK	Великобритания	
HUN	Венгрия	
VNM	Вьетнам	
DEU	Германия	
HKG	Гонконг	
GRC	Греция	
DNK	Дания	
IND	Индия	
IDN	Индонезия	
IRL	Ирландия	
ESP	Испания	
ITA	Италия	
KHM	Камбоджа	
CYP	Кипр	
CHN	Китайская Народная Республика	
LAO	Лаос	
LVA	Латвия	
LTU	Литва	
LUX	Люксембург	
MAC	Макао	
MYS	Малайзия	

продолжение таблицы С-1

MLT	Мальта	
MMR	Мьянма	
NLD	Нидерланды	
NOR	Норвегия	
NZL	Новая Зеландия	
POL	Польша	
PRT	Португалия	
KOR	Республика Корея	
RUS	Россия	
ROU	Румыния	
SGP	Сингапур	
SVK	Словакия	
SVN	Словения	
USA, US, США	Соединенные Штаты Америки	
THA	Таиланд	
TUR	Турция	
PHL	Филиппины	
FIN	Финляндия	
FRA	Франция	
HRV	Хорватия	
CZE	Чехия	
SWE	Швеция	
CHE	Швейцария	
EST	Эстония	
JPN	Япония	

Источник: составлено автором.

Приложение D. Используемые в GVAR скользящие во времени веса агрегации внешних переменных

Табл. D-1. Используемые в GVAR скользящие во времени веса агрегации внешних переменных на отдельные периоды на основе торговли добавленной стоимостью (в процентах от итога)

Страна	Период	ASEAN5	BCHN	EU+	IND	JAP	KOR	RUS	US
ASEAN5	I–IV кварталы 2007	0,0	9,4	8,0	11,5	12,7	9,5	2,7	7,7
BCHN	I–IV кварталы 2007	16,3	0,0	15,0	12,5	18,9	20,1	9,4	16,7
EU+	I–IV кварталы 2007	27,9	30,3	0,0	38,6	26,8	25,9	63,7	49,6
IND	I–IV кварталы 2007	5,3	3,3	5,1	0,0	2,2	2,8	1,7	3,6
JAP	I–IV кварталы 2007	18,7	16,0	11,3	7,0	0,0	15,8	5,9	14,3
KOR	I–IV кварталы 2007	6,3	7,7	4,9	4,0	7,1	0,0	3,1	5,0
RUS	I–IV кварталы 2007	1,8	3,7	12,4	2,5	2,7	3,1	0,0	3,0
US	I–IV кварталы 2007	23,6	29,5	43,3	24,0	29,6	22,9	13,5	0,0
ASEAN5	I–IV кварталы 2012	0,0	12,5	8,7	13,4	16,8	11,7	4,2	8,5
BCHN	I–IV кварталы 2012	23,9	0,0	21,1	16,9	25,6	27,0	14,8	22,9
EU+	I–IV кварталы 2012	22,2	28,3	0,0	31,1	20,2	19,8	56,4	42,3
IND	I–IV кварталы 2012	6,6	4,3	6,0	0,0	2,9	4,2	2,4	5,3
JAP	I–IV кварталы 2012	19,1	15,3	9,0	6,8	0,0	13,2	6,4	12,5
KOR	I–IV кварталы 2012	6,5	7,9	4,3	4,7	6,5	0,0	3,4	5,0
RUS	I–IV кварталы 2012	2,6	4,9	13,9	3,1	3,5	3,9	0,0	3,5
US	I–IV кварталы 2012	19,0	26,8	37,0	24,0	24,5	20,3	12,5	0,0
ASEAN5	I–IV кварталы 2014	0,0	12,7	8,6	13,8	16,1	11,4	4,2	8,3
BCHN	I–IV кварталы 2014	27,0	0,0	24,4	19,7	27,5	29,3	16,1	26,1
EU+	I–IV кварталы 2014	22,3	29,5	0,0	29,3	20,8	20,0	55,6	41,4
IND	I–IV кварталы 2014	6,5	4,4	5,4	0,0	2,7	3,8	2,1	5,1
JAP	I–IV кварталы 2014	16,5	13,3	8,3	5,8	0,0	10,6	5,6	10,8
KOR	I–IV кварталы 2014	6,4	7,7	4,4	4,5	5,8	0,0	3,6	5,2
RUS	I–IV кварталы 2014	2,4	4,3	12,2	2,5	3,1	3,6	0,0	3,2
US	I–IV кварталы 2014	19,0	28,1	36,8	24,4	24,1	21,3	12,8	0,0
ASEAN5	I–IV кварталы 2016	0,0	13,3	8,8	13,6	14,9	11,0	4,3	8,7
BCHN	I–IV кварталы 2016	27,7	0,0	23,6	19,5	26,9	30,6	18,1	25,2
EU+	I–IV кварталы 2016	22,0	28,5	0,0	28,7	21,4	18,9	54,9	42,8
IND	I–IV кварталы 2016	6,7	4,6	5,6	0,0	2,8	4,0	2,5	5,4
JAP	I–IV кварталы 2016	15,0	13,0	8,6	5,8	0,0	10,4	5,2	10,9
KOR	I–IV кварталы 2016	6,0	8,0	4,1	4,4	5,7	0,0	3,3	5,2
RUS	I–IV кварталы 2016	1,6	3,3	8,2	1,9	1,9	2,3	0,0	1,8
US	I–IV кварталы 2016	20,9	29,2	41,1	26,2	26,3	22,9	11,8	0,0
ASEAN5	I–IV кварталы 2019	0,0	15,2	8,8	14,5	14,6	11,4	4,5	9,6
BCHN	I–IV кварталы 2019	30,5	0,0	25,0	19,8	28,0	31,6	20,4	23,4
EU+	I–IV кварталы 2019	21,0	29,9	0,0	28,3	22,0	18,7	51,3	43,4
IND	I–IV кварталы 2019	7,2	4,9	5,9	0,0	3,1	4,2	2,7	5,8
JAP	I–IV кварталы 2019	13,1	12,6	8,3	5,7	0,0	9,3	5,0	10,4

KOR	I–IV кварталы 2019	5.6	7.7	3.8	4.1	5.0	0.0	3.5	5.0
RUS	I–IV кварталы 2019	1.9	4.3	9.0	2.3	2.3	3.0	0.0	2.4
US	I–IV кварталы 2019	20.7	25.3	39.2	25.3	24.9	21.9	12.5	0.0
ASEAN5	I–IV кварталы 2023	0.0	17.3	8.5	12.3	15.4	12.6	4.2	11.3
BCHN	I–IV кварталы 2023	31.2	0.0	24.6	16	24.5	25.4	50.9	17.3
EU+	I–IV кварталы 2023	19.4	29.3	0.0	25	23.1	20.8	19	49.1
IND	I–IV кварталы 2023	6.9	5.4	6.3	0.0	3.9	4	18.1	7
JAP	I–IV кварталы 2023	11.3	9.3	7.1	4.8	0.0	7.8	2.6	8.9
KOR	I–IV кварталы 2023	6.3	6.6	4.8	3.9	5.4	0.0	2.5	6
RUS	I–IV кварталы 2023	1.3	8.1	2.5	12.5	1.1	1.8	0.0	0.3
US	I–IV кварталы 2023	23.6	24	46.1	25.4	26.6	27.5	2.8	0.0

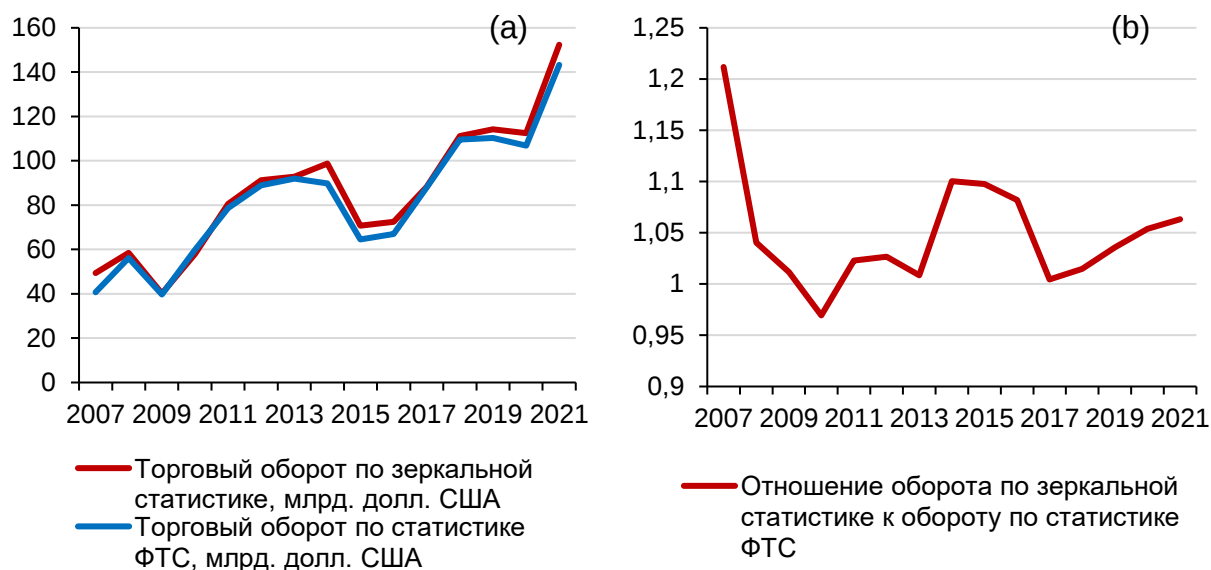
Примечание. Торговая доля страны i по отношению к стране j определяется как сумма импорта страны i из страны j и экспорта в страну j , деленная на сумму общего импорта и экспорта страны i . Все индикаторы торговли представлены в терминах добавленной стоимости. Показатели представлены в столбцах по странам таким образом, что сумма столбцов в рамках одного периода равна 100%.

Источники: IMF DOTS, OECD TiVA, расчеты автора.

Приложение Е. Сравнение данных по торговле от Федеральной таможенной службы и зеркальных данных из статистики IMF DOTS

На рисунке Е-1 представлено сравнение рядов торгового оборота России и Китая за период 2007–2021 годов.

Рис. Е-1. Сравнение торгового оборота России с Китаем по статистике ФТС и зеркальных данных IMF DOTS. Сравнение через сопоставления самих рядов (а) и через отношение рядов (b)



Источники: IMF DOTS, ФТС, расчеты автора.

На данных графиках видно, что в рассматриваемом периоде зеркальная статистика относительно хорошо аппроксимирует статистику ФТС, если брать торговлю России с Китаем.

Однако также важно удостовериться, что торговля России и с остальными странами достаточно точно описывается зеркальной торговлей. В таблице Е-1 представлены отношения торгового оборота по зеркальной статистике к обороту по статистике ФТС уже для нескольких стран.

Табл. Е-1. Отношение торгового оборота России по зеркальной статистике IMF DOTS к обороту по статистике ФТС в разрезе по торговым партнерам

Торговый партнер	2007	2010	2014	2018	2020	2021
АСЕАН	0,88	1,08	1,06	1,04	0,87	0,95
Китай	1,21	0,97	1,10	1,01	1,05	1,06
ЕС+	1,10	1,15	1,01	1,01	1,03	1,03
Индия	0,64	0,66	0,68	0,84	0,90	0,89
Япония	1,05	1,07	1,10	1,07	1,01	1,10
Корея	1,00	1,00	0,95	1,00	0,89	0,91
США	1,55	1,49	1,17	1,08	0,91	1,02
Турция	1,25	1,39	1,00	1,02	1,07	1,05
Мир	1,10	1,07	1,02	0,99	0,98	0,99

Примечание. Чем ближе число к единице, тем лучше зеркальная статистика повторяет динамику официальной.

Источники: IMF DOTS, ФТС, расчеты автора.

Из данной таблицы следует, что в целом зеркальная статистика также достаточно точно описывает динамику торгового оборота России. Случаи сильного отклонения зеркальных данных от официальных единичны и непродолжительны. В итоге данные зеркальной статистики достаточно хорошо согласуются с официальными данными.

Приложение F. Значения функций импульсных откликов

Табл. F-1. Функции импульсного отклика разрыва реального выпуска стран от шока разрыва реального выпуска в разных вариантах шоков (в п.п. разрыв выпуска за период)

Вариант шока	Кварталов после шока	ASEAN5	BCNH	EU+	IND	JAP	KOR	RUS	US
Шок Китая global/2019	1	0,58 (0,23; 0,58)	1 (1; 1)	0,76 (0,06; 0,76)	0,17 (-0,19; 0,34)	0,63 (0,09; 0,63)	0,42 (0,13; 0,42)	0,76 (0,16; 0,76)	0,58 (0,04; 0,58)
	2	0,3 (0,07; 0,42)	0,57 (0,57; 0,74)	0,31 (-0,13; 0,34)	0,19 (-0,05; 0,49)	0,36 (0,02; 0,45)	0,27 (0,05; 0,3)	0,37 (-0,01; 0,43)	0,34 (0,01; 0,38)
	4	0,18 (-0,03; 0,35)	0,19 (0,14; 0,42)	0,23 (0,04; 0,38)	0,2 (-0,13; 0,37)	0,13 (0; 0,29)	0,17 (-0,01; 0,22)	0,25 (-0,05; 0,34)	0,09 (-0,01; 0,23)
	8	0,04 (-0,12; 0,29)	-0,02 (-0,02; 0,18)	0,01 (-0,06; 0,16)	-0,04 (-0,19; 0,26)	0 (-0,05; 0,14)	0,01 (-0,03; 0,15)	0,03 (-0,13; 0,17)	0,01 (-0,03; 0,16)
Шок Китая local/2019	1	0,23 (0,14; 0,37)	1 (1; 1)	0,29 (0,04; 0,29)	0,08 (-0,11; 0,27)	0,26 (0,01; 0,26)	0,17 (0,08; 0,27)	0,2 (0,03; 0,23)	0,17 (-0,08; 0,17)
	2	0,07 (0,01; 0,28)	0,62 (0,61; 0,76)	0,05 (-0,13; 0,13)	0,11 (-0,07; 0,47)	0,11 (-0,04; 0,23)	0,1 (0; 0,22)	-0,01 (-0,11; 0,13)	0,05 (-0,08; 0,17)
	4	0,07 (-0,04; 0,27)	0,3 (0,18; 0,44)	0,16 (0,04; 0,3)	0,25 (-0,08; 0,39)	0,13 (0; 0,26)	0,1 (-0,03; 0,21)	0,04 (-0,11; 0,18)	0,03 (-0,02; 0,21)
	8	0,04 (-0,11; 0,24)	0,09 (-0,01; 0,21)	0,09 (-0,06; 0,14)	0,05 (-0,24; 0,23)	0,05 (-0,05; 0,13)	0,05 (-0,02; 0,13)	-0,01 (-0,19; 0,14)	0,06 (-0,03; 0,12)
Шок Китая asia/2019	1	0,27 (0,16; 0,4)	1 (1; 1)	0,37 (0,06; 0,37)	0,1 (-0,12; 0,38)	0,3 (0,05; 0,3)	0,21 (0,09; 0,34)	0,24 (0,07; 0,29)	0,22 (-0,05; 0,22)
	2	0,1 (0,01; 0,29)	0,62 (0,59; 0,75)	0,09 (-0,11; 0,18)	0,13 (-0,04; 0,52)	0,14 (-0,01; 0,27)	0,12 (0; 0,25)	0,01 (-0,07; 0,17)	0,08 (-0,06; 0,2)
	4	0,08 (-0,07; 0,3)	0,29 (0,17; 0,44)	0,17 (0,03; 0,36)	0,24 (-0,1; 0,44)	0,13 (-0,03; 0,27)	0,11 (-0,05; 0,21)	0,04 (-0,09; 0,24)	0,04 (-0,02; 0,23)
	8	0,04 (-0,18; 0,23)	0,08 (-0,04; 0,19)	0,08 (-0,06; 0,15)	0,04 (-0,28; 0,26)	0,04 (-0,09; 0,13)	0,04 (-0,04; 0,12)	-0,02 (-0,16; 0,18)	0,05 (-0,05; 0,13)
Шок Китая global/2023	1	0,56 (0,23; 0,56)	1 (1; 1)	0,71 (0,07; 0,71)	0,14 (-0,18; 0,34)	0,59 (0,1; 0,59)	0,39 (0,15; 0,39)	0,74 (0,24; 0,74)	0,54 (0,07; 0,54)
	2	0,28 (0,08; 0,37)	0,56 (0,56; 0,73)	0,28 (-0,13; 0,32)	0,11 (-0,13; 0,47)	0,32 (0,01; 0,41)	0,24 (0,06; 0,29)	0,39 (0,04; 0,5)	0,3 (0,01; 0,34)
	4	0,15 (-0,03; 0,33)	0,16 (0,1; 0,44)	0,19 (0,07; 0,35)	0,11 (-0,19; 0,37)	0,11 (0,01; 0,27)	0,15 (0; 0,21)	0,26 (-0,16; 0,34)	0,08 (-0,02; 0,21)
	8	0,03 (-0,14; 0,2)	-0,01 (-0,06; 0,19)	0,02 (-0,08; 0,16)	0 (-0,22; 0,22)	0,01 (-0,09; 0,12)	0,01 (-0,06; 0,13)	0,06 (-0,17; 0,14)	0,01 (-0,05; 0,12)
Шок Китая local/2023	1	0,23 (0,17; 0,35)	1 (1; 1)	0,3 (0,05; 0,3)	0,08 (-0,1; 0,23)	0,22 (0,03; 0,25)	0,14 (0,07; 0,22)	0,45 (0,02; 0,5)	0,12 (-0,07; 0,12)
	2	0,07 (0,03; 0,27)	0,62 (0,61; 0,76)	0,06 (-0,1; 0,14)	0,08 (-0,04; 0,39)	0,08 (-0,02; 0,22)	0,08 (0,01; 0,18)	0,22 (-0,09; 0,35)	0,01 (-0,08; 0,12)
	4	0,07 (-0,04; 0,31)	0,28 (0,18; 0,48)	0,16 (0,05; 0,31)	0,21 (-0,14; 0,33)	0,11 (0,01; 0,25)	0,08 (-0,03; 0,19)	0,14 (-0,28; 0,23)	0,02 (-0,03; 0,2)
	8	0,05 (-0,1; 0,25)	0,09 (-0,01; 0,27)	0,1 (-0,05; 0,18)	0,07 (-0,24; 0,22)	0,05 (-0,05; 0,18)	0,04 (-0,03; 0,14)	0,03 (-0,22; 0,2)	0,06 (-0,02; 0,16)
Шок Китая asia/2023	1	0,27 (0,16; 0,39)	1 (1; 1)	0,36 (0,06; 0,36)	0,1 (-0,1; 0,27)	0,27 (0,04; 0,27)	0,18 (0,09; 0,27)	0,5 (0,12; 0,55)	0,17 (-0,07; 0,17)
	2	0,09 (0,03; 0,31)	0,61 (0,58; 0,76)	0,1 (-0,11; 0,18)	0,09 (-0,05; 0,43)	0,11 (-0,03; 0,24)	0,1 (0,02; 0,2)	0,25 (-0,04; 0,42)	0,05 (-0,07; 0,15)
	4	0,07 (-0,05; 0,28)	0,27 (0,14; 0,46)	0,17 (0,05; 0,32)	0,2 (-0,17; 0,39)	0,11 (0; 0,24)	0,09 (-0,03; 0,19)	0,15 (-0,26; 0,24)	0,03 (-0,04; 0,19)
	8	0,04 (-0,14; 0,21)	0,08 (-0,05; 0,23)	0,09 (-0,08; 0,19)	0,06 (-0,22; 0,27)	0,05 (-0,07; 0,11)	0,04 (-0,04; 0,13)	0,03 (-0,26; 0,16)	0,05 (-0,05; 0,12)
Шок ЕС global/2019	1	0,38 (0,2; 0,41)	0,26 (0,12; 0,27)	1 (1; 1)	0,2 (-0,29; 0,3)	0,43 (0,11; 0,43)	0,27 (0,13; 0,34)	0,67 (0,33; 0,76)	0,43 (0,1; 0,43)
	2	0,25 (0,04; 0,3)	0,12 (0; 0,17)	0,66 (0,53; 0,73)	0,25 (-0,11; 0,4)	0,3 (0,05; 0,35)	0,2 (0,09; 0,27)	0,43 (0,12; 0,5)	0,33 (0,07; 0,35)
	4	0,08 (-0,14; 0,11)	-0,04 (-0,17; -0,01)	0,21 (-0,02; 0,27)	0,1 (-0,25; 0,15)	0,03 (-0,1; 0,17)	0,09 (-0,03; 0,09)	0,14 (-0,19; 0,17)	0,07 (-0,09; 0,11)
	8	-0,03 (-0,12; 0,06)	-0,06 (-0,09; 0,02)	-0,04 (-0,08; 0,03)	-0,02 (-0,09; 0,12)	-0,03 (-0,09; 0,03)	-0,03 (-0,08; 0)	-0,05 (-0,12; 0,01)	-0,04 (-0,08; 0,01)
Шок ЕС local/2019	1	0,16 (0,11; 0,21)	0,15 (0,07; 0,16)	1 (1; 1)	0,15 (-0,18; 0,23)	0,2 (0,08; 0,22)	0,11 (0,06; 0,15)	0,5 (0,29; 0,61)	0,27 (0,05; 0,27)
	2	0,11 (0; 0,16)	0,07 (-0,01; 0,12)	0,73 (0,59; 0,75)	0,24 (-0,08; 0,31)	0,17 (0,03; 0,22)	0,11 (0,05; 0,16)	0,34 (0,11; 0,43)	0,24 (0,04; 0,26)
	4	-0,02 (-0,2; 0,01)	-0,03 (-0,15; -0,02)	0,21 (-0,05; 0,22)	0,15 (-0,22; 0,17)	0 (-0,1; 0,14)	0,04 (-0,06; 0,06)	0,02 (-0,22; 0,03)	0,04 (-0,11; 0,07)
	8	-0,08 (-0,15; 0,05)	-0,01 (-0,08; 0,04)	-0,02 (-0,08; 0,03)	0,02 (-0,07; 0,15)	-0,02 (-0,08; 0,04)	-0,03 (-0,07; 0)	-0,11 (-0,15; -0,02)	-0,03 (-0,07; 0,01)
Шок ЕС global/2023	1	0,38 (0,2; 0,38)	0,25 (0,13; 0,27)	1 (1; 1)	0,19 (-0,25; 0,32)	0,44 (0,17; 0,44)	0,28 (0,13; 0,36)	0,44 (0,22; 0,48)	0,45 (0,1; 0,45)
	2	0,25 (0,04; 0,27)	0,11 (0,01; 0,17)	0,67 (0,55; 0,74)	0,23 (-0,17; 0,38)	0,32 (0,07; 0,36)	0,21 (0,09; 0,29)	0,28 (0,09; 0,36)	0,34 (0,09; 0,38)

	4	0,07 (-0,15; 0,1)	-0,06 (-0,18; -0,02)	0,2 (0; 0,25)	0,02 (-0,29; 0,12)	0,02 (-0,07; 0,17)	0,08 (-0,03; 0,1)	0,09 (-0,13; 0,15)	0,08 (-0,09; 0,13)
	8	-0,04 (-0,16; 0,06)	-0,07 (-0,12; 0,02)	-0,04 (-0,09; 0,04)	-0,02 (-0,09; 0,12)	-0,03 (-0,11; 0,02)	-0,03 (-0,08; 0)	-0,01 (-0,08; 0,09)	-0,04 (-0,09; 0,01)
Шок ЕС local/2023	1	0,15 (0,1; 0,19)	0,15 (0,06; 0,15)	1 (1; 1)	0,13 (-0,12; 0,19)	0,21 (0,06; 0,22)	0,12 (0,09; 0,18)	0,23 (0,14; 0,27)	0,31 (0,09; 0,31)
	2	0,1 (-0,01; 0,14)	0,07 (-0,02; 0,11)	0,74 (0,61; 0,75)	0,21 (-0,06; 0,29)	0,17 (0,03; 0,22)	0,12 (0,07; 0,18)	0,15 (0,04; 0,2)	0,26 (0,08; 0,29)
	4	-0,04 (-0,22; 0)	-0,05 (-0,17; -0,04)	0,19 (-0,07; 0,21)	0,05 (-0,25; 0,13)	-0,01 (-0,08; 0,12)	0,04 (-0,06; 0,05)	-0,02 (-0,16; 0,02)	0,05 (-0,1; 0,09)
	8	-0,09 (-0,19; 0,03)	-0,04 (-0,08; 0,04)	-0,03 (-0,08; 0,04)	0 (-0,06; 0,15)	-0,03 (-0,08; 0,03)	-0,04 (-0,08; -0,01)	-0,07 (-0,1; 0,04)	-0,04 (-0,08; 0,02)

Примечание. В скобках представлены нижняя и верхняя границы 80%-ного доверительного интервала.

Источник: составлено автором.

Табл. F-2. Функции импульсных откликов прироста реального выпуска стран от шока прироста выпуска в разных вариантах шоков (в п.п. накопленный прирост с момента шока)

Вариант шока	Кварталов после шока	ASEAN5	BCHN	EU+	IND	JAP	KOR	RUS	US
Шок Китая global/2019	1	0,54 (0,27; 0,54)	1 (1; 1)	1 (0,26; 1)	0,8 (0,38; 0,89)	0,65 (0,12; 0,65)	0,4 (0,04; 0,44)	0,72 (0,18; 0,72)	0,71 (0,14; 0,71)
	2	0,24 (0,07; 0,36)	0,67 (0,63; 0,81)	0,4 (-0,15; 0,43)	0,46 (0,13; 0,64)	0,39 (0,06; 0,48)	0,27 (-0,03; 0,34)	0,38 (-0,05; 0,39)	0,39 (0,01; 0,48)
	4	0,27 (-0,03; 0,33)	0,63 (0,6; 0,98)	0,46 (0,05; 0,56)	0,4 (0,08; 0,61)	0,3 (0,02; 0,43)	0,36 (0,09; 0,47)	0,58 (0,03; 0,6)	0,33 (0,12; 0,47)
	8	0,29 (0,02; 0,36)	0,32 (0,32; 1,09)	0,14 (-0,07; 0,41)	0,2 (-0,01; 0,49)	0,09 (0,01; 0,46)	0,3 (0,08; 0,61)	0,65 (0,01; 0,74)	0,05 (0; 0,44)
Шок Китая local/2019	1	0,19 (0,16; 0,31)	1 (1; 1)	0,31 (0,11; 0,31)	0,2 (0,14; 0,4)	0,23 (0,05; 0,25)	0,15 (-0,01; 0,23)	0,16 (0,03; 0,2)	0,2 (-0,01; 0,2)
	2	0,04 (0; 0,24)	0,77 (0,69; 0,85)	0,03 (-0,14; 0,11)	0,1 (0,02; 0,36)	0,08 (-0,01; 0,23)	0,11 (-0,06; 0,19)	0 (-0,14; 0,09)	0,05 (-0,06; 0,17)
	4	0,15 (-0,09; 0,18)	0,77 (0,7; 1,05)	0,19 (0,02; 0,38)	0,23 (-0,03; 0,47)	0,17 (-0,02; 0,28)	0,24 (0,03; 0,35)	0,16 (-0,11; 0,24)	0,08 (0,01; 0,33)
	8	0,17 (-0,04; 0,26)	0,58 (0,58; 1,16)	-0,01 (-0,1; 0,34)	0,07 (-0,1; 0,37)	0,02 (-0,06; 0,34)	0,22 (0,04; 0,44)	0,2 (-0,1; 0,47)	-0,08 (-0,09; 0,31)
Шок Китая asia/2019	1	0,23 (0,15; 0,36)	1 (1; 1)	0,4 (0,14; 0,4)	0,26 (0,2; 0,43)	0,26 (0,09; 0,29)	0,18 (0,07; 0,24)	0,2 (0,04; 0,2)	0,26 (0,01; 0,26)
	2	0,06 (-0,01; 0,25)	0,76 (0,68; 0,86)	0,08 (-0,14; 0,16)	0,13 (0,02; 0,37)	0,11 (0,02; 0,27)	0,12 (-0,02; 0,21)	0,01 (-0,12; 0,08)	0,09 (-0,06; 0,21)
	4	0,16 (-0,05; 0,22)	0,75 (0,7; 1,05)	0,22 (0,02; 0,39)	0,24 (-0,05; 0,45)	0,17 (0,02; 0,32)	0,25 (0,06; 0,37)	0,16 (-0,08; 0,23)	0,1 (0,03; 0,33)
	8	0,18 (-0,02; 0,29)	0,55 (0,55; 1,15)	0,01 (-0,06; 0,33)	0,08 (-0,1; 0,41)	0,02 (-0,05; 0,37)	0,23 (0,08; 0,52)	0,2 (-0,12; 0,4)	-0,07 (-0,07; 0,33)
Шок Китая global/2023	1	0,53 (0,27; 0,53)	1 (1; 1)	1 (0,25; 1)	0,79 (0,35; 0,84)	0,64 (0,16; 0,64)	0,41 (0,11; 0,41)	0,71 (0,13; 0,71)	0,72 (0,13; 0,72)
	2	0,23 (0,04; 0,34)	0,67 (0,62; 0,82)	0,38 (-0,16; 0,45)	0,43 (0,07; 0,56)	0,36 (0,06; 0,46)	0,26 (0,02; 0,28)	0,39 (-0,11; 0,47)	0,35 (-0,01; 0,43)
	4	0,26 (-0,05; 0,32)	0,61 (0,59; 1,05)	0,41 (0,04; 0,59)	0,35 (0,01; 0,61)	0,26 (-0,01; 0,4)	0,34 (0,09; 0,43)	0,53 (-0,08; 0,61)	0,29 (0,07; 0,42)
	8	0,29 (-0,07; 0,33)	0,36 (0,36; 1,19)	0,12 (-0,15; 0,48)	0,21 (-0,14; 0,49)	0,09 (-0,05; 0,39)	0,3 (0,1; 0,49)	0,58 (-0,09; 0,71)	0,04 (-0,05; 0,37)
Шок Китая local/2023	1	0,19 (0,15; 0,3)	1 (1; 1)	0,32 (0,12; 0,32)	0,17 (0,09; 0,28)	0,2 (0,04; 0,2)	0,13 (0,05; 0,19)	0,35 (0,04; 0,38)	0,15 (-0,03; 0,15)
	2	0,04 (-0,03; 0,18)	0,77 (0,7; 0,86)	0,03 (-0,15; 0,08)	0,07 (-0,08; 0,23)	0,05 (-0,03; 0,17)	0,08 (-0,04; 0,15)	0,21 (-0,12; 0,28)	-0,01 (-0,12; 0,09)
	4	0,14 (-0,09; 0,26)	0,74 (0,71; 1,09)	0,17 (0,01; 0,39)	0,19 (-0,05; 0,39)	0,12 (-0,04; 0,29)	0,2 (0,02; 0,32)	0,4 (-0,13; 0,49)	0,03 (-0,05; 0,27)
	8	0,17 (-0,06; 0,3)	0,59 (0,59; 1,27)	0 (-0,18; 0,35)	0,05 (-0,21; 0,36)	-0,01 (-0,07; 0,34)	0,2 (0,04; 0,45)	0,45 (-0,12; 0,74)	-0,11 (-0,15; 0,24)
Шок Китая asia/2023	1	0,22 (0,16; 0,32)	1 (1; 1)	0,39 (0,15; 0,39)	0,22 (0,11; 0,36)	0,24 (0,07; 0,26)	0,15 (0,06; 0,21)	0,39 (0,04; 0,43)	0,21 (0,02; 0,21)
	2	0,06 (-0,01; 0,19)	0,75 (0,66; 0,86)	0,07 (-0,14; 0,14)	0,09 (-0,06; 0,3)	0,08 (-0,01; 0,21)	0,1 (-0,02; 0,17)	0,24 (-0,12; 0,33)	0,03 (-0,07; 0,15)
	4	0,15 (-0,1; 0,26)	0,72 (0,69; 1,1)	0,19 (0,01; 0,43)	0,2 (-0,04; 0,49)	0,13 (-0,05; 0,32)	0,22 (0,05; 0,35)	0,43 (-0,08; 0,5)	0,05 (-0,02; 0,29)
	8	0,18 (-0,02; 0,35)	0,56 (0,56; 1,26)	0,01 (-0,12; 0,36)	0,06 (-0,14; 0,41)	-0,01 (-0,11; 0,39)	0,2 (0,08; 0,49)	0,48 (-0,1; 0,78)	-0,1 (-0,12; 0,3)
Шок ЕС global/2019	1	0,29 (0,17; 0,31)	0,16 (0,04; 0,18)	1 (1; 1)	0,52 (0,38; 0,74)	0,37 (0,1; 0,37)	0,2 (0,12; 0,27)	0,51 (0,32; 0,51)	0,43 (0,24; 0,43)
	2	0,14 (0,03; 0,16)	0,03 (-0,08; 0,05)	0,65 (0,57; 0,73)	0,34 (0,18; 0,53)	0,26 (0,03; 0,28)	0,12 (0,05; 0,18)	0,3 (0,11; 0,34)	0,27 (0,1; 0,3)
	4	0,05 (-0,07; 0,08)	-0,04 (-0,14; 0)	0,44 (0,23; 0,49)	0,11 (-0,11; 0,17)	0,05 (-0,06; 0,11)	0,09 (-0,01; 0,12)	0,24 (-0,02; 0,32)	0,19 (0; 0,21)

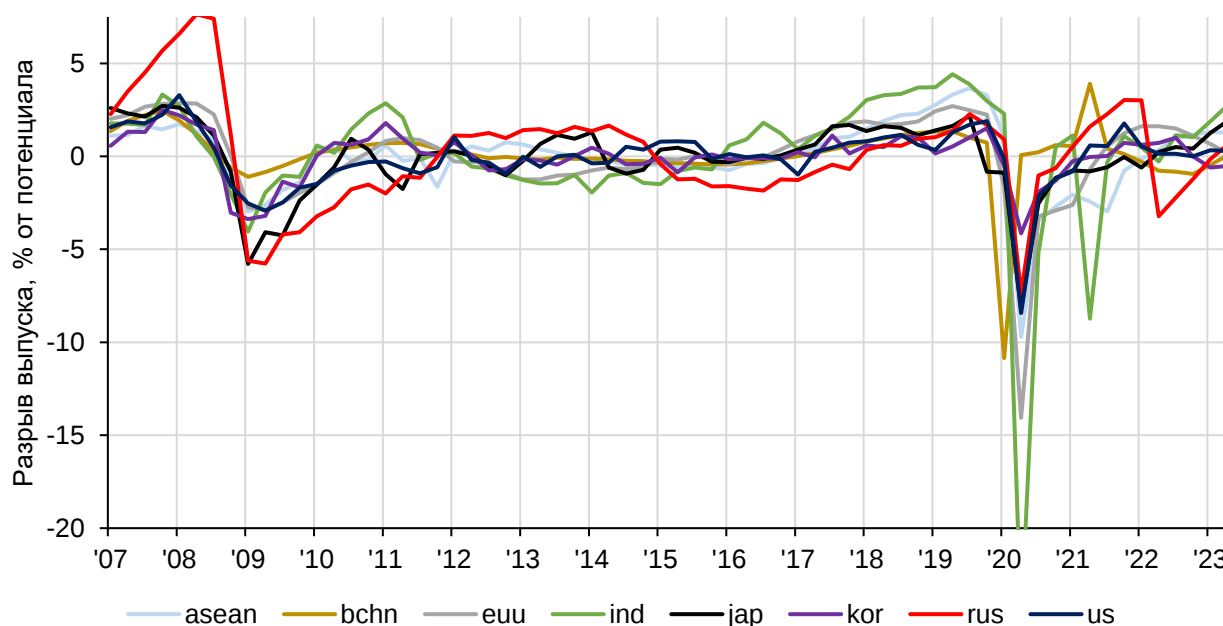
	8	0,07 (-0,02; 0,08)	-0,17 (-0,26; -0,06)	0,34 (0,22; 0,43)	0,1 (-0,06; 0,17)	0,03 (-0,08; 0,07)	0,05 (-0,03; 0,09)	0,27 (-0,01; 0,37)	0,06 (-0,07; 0,13)
Шок ЕС local/2019	1	0,14 (0,09; 0,17)	0,09 (0,03; 0,11)	1 (1; 1)	0,28 (0,22; 0,46)	0,18 (0,06; 0,18)	0,09 (0,07; 0,14)	0,38 (0,25; 0,41)	0,34 (0,19; 0,34)
	2	0,03 (-0,04; 0,07)	-0,03 (-0,07; 0,02)	0,72 (0,65; 0,8)	0,22 (0,1; 0,41)	0,11 (-0,01; 0,14)	0,04 (0; 0,1)	0,22 (0,08; 0,28)	0,22 (0,09; 0,26)
	4	-0,04 (-0,15; 0)	-0,12 (-0,16; -0,03)	0,45 (0,25; 0,53)	0,04 (-0,23; 0,1)	-0,07 (-0,12; 0,06)	0,01 (-0,05; 0,06)	0,08 (-0,08; 0,16)	0,12 (-0,02; 0,17)
	8	-0,01 (-0,13; 0,01)	-0,21 (-0,28; -0,07)	0,41 (0,28; 0,51)	0,08 (-0,15; 0,14)	-0,06 (-0,12; 0,03)	-0,03 (-0,11; 0,02)	0,09 (-0,08; 0,17)	0,04 (-0,09; 0,12)
Шок ЕС global/2023	1	0,29 (0,18; 0,32)	0,16 (0,03; 0,18)	1 (1; 1)	0,51 (0,38; 0,7)	0,39 (0,11; 0,39)	0,22 (0,15; 0,3)	0,34 (0,12; 0,34)	0,48 (0,28; 0,48)
	2	0,13 (0,03; 0,17)	0,03 (-0,1; 0,05)	0,64 (0,55; 0,7)	0,33 (0,17; 0,49)	0,27 (0,04; 0,28)	0,13 (0,07; 0,21)	0,15 (-0,05; 0,2)	0,3 (0,14; 0,32)
	4	0,05 (-0,07; 0,08)	-0,04 (-0,15; 0,01)	0,41 (0,21; 0,5)	0,09 (-0,13; 0,19)	0,06 (-0,06; 0,13)	0,1 (0,01; 0,14)	0,05 (-0,09; 0,11)	0,2 (0,02; 0,25)
	8	0,07 (-0,05; 0,09)	-0,18 (-0,28; -0,07)	0,31 (0,18; 0,44)	0,1 (-0,06; 0,15)	0,03 (-0,08; 0,08)	0,07 (-0,03; 0,12)	0,07 (-0,11; 0,09)	0,07 (-0,08; 0,13)
Шок ЕС local/2023	1	0,13 (0,07; 0,15)	0,08 (0,04; 0,1)	1 (1; 1)	0,25 (0,19; 0,41)	0,19 (0,07; 0,19)	0,1 (0,08; 0,15)	0,18 (0,11; 0,18)	0,39 (0,22; 0,4)
	2	0,02 (-0,06; 0,06)	-0,03 (-0,08; 0,02)	0,72 (0,62; 0,8)	0,19 (0,02; 0,33)	0,12 (0; 0,17)	0,06 (0,02; 0,11)	0,05 (-0,03; 0,11)	0,26 (0,11; 0,31)
	4	-0,05 (-0,16; 0,01)	-0,13 (-0,16; -0,01)	0,44 (0,24; 0,55)	0,03 (-0,22; 0,11)	-0,07 (-0,11; 0,06)	0,02 (-0,05; 0,07)	-0,07 (-0,15; 0,04)	0,15 (0; 0,2)
	8	-0,02 (-0,12; 0,03)	-0,24 (-0,28; -0,05)	0,39 (0,26; 0,53)	0,08 (-0,13; 0,13)	-0,07 (-0,12; 0,05)	-0,01 (-0,09; 0,05)	-0,06 (-0,15; 0,05)	0,06 (-0,07; 0,16)

Примечание. В скобках представлены нижняя и верхняя границы 80%-ного доверительного интервала.

Источник: составлено автором.

Приложение G. Оценка динамики разрыва выпуска

Рис. G-1. Оценка динамики разрыва выпуска через фильтр Ходрика – Прескотта



Примечание. Расшифровки аббревиатур экономических регионов даны в приложении С.

Источник: расчеты автора.

Как можно видеть на рисунке G-1, разрывы выпуска разных стран движутся в одном направлении в моменты мировых кризисов 2008 и 2020 годов.

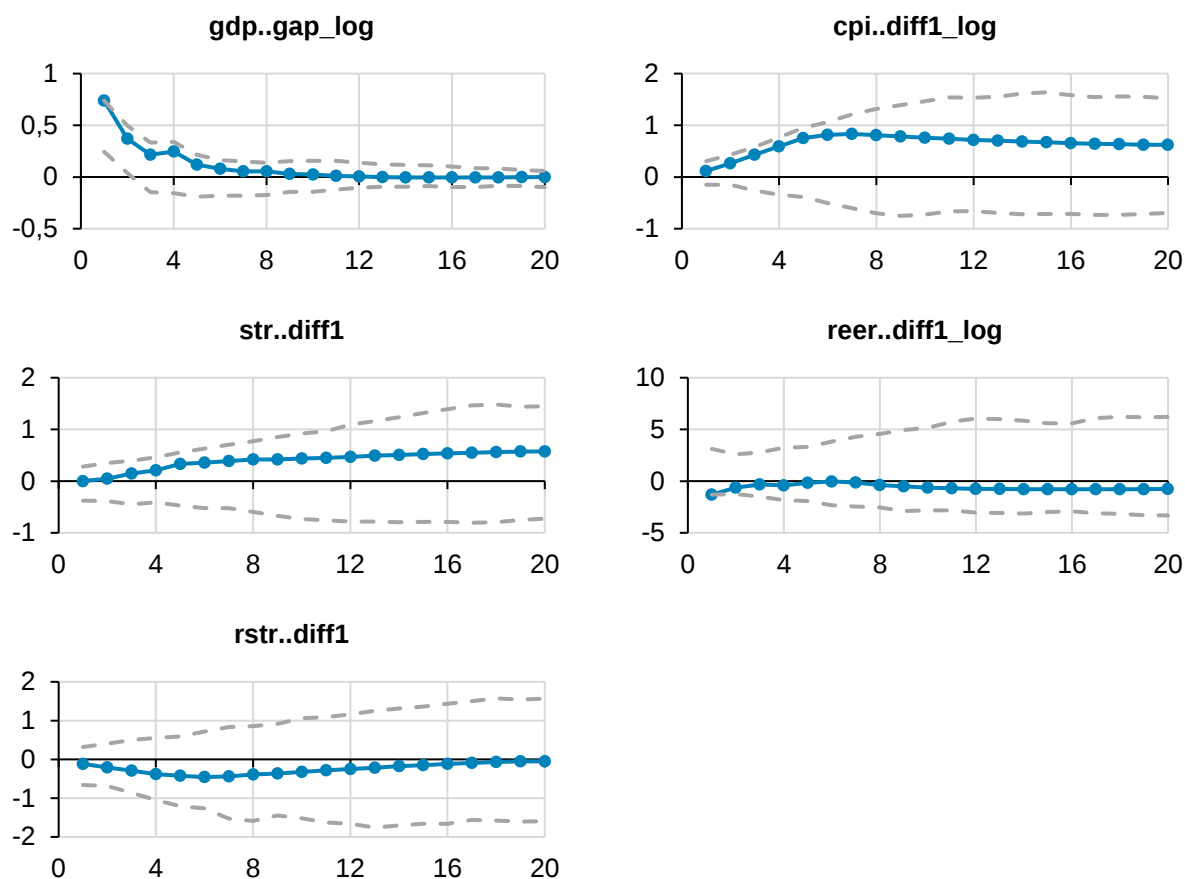
Отдельным моментом, заслуживающим анализа, является относительно синхронная динамика разрывов выпуска России и Китая в период II квартала 2022 г. – I квартала 2023 года. При этом причины такой динамики в каждой стране в большей степени были независимыми друг от друга: в Китае это последствия ограничений системы здравоохранения из-за новой вспышки COVID-19 в II квартале 2022 г., в России – идиосинкратический шок, связанный с санкционными ограничениями после февраля 2022 года.

В теории такие совпадения могут существенно исказить оценки модели, если не учитывать их специфическим образом. В рамках нашей GVAR такие эффекты совпадений динамики подавляются следующими механизмами:

1. Для оценки модели используются длинные временные ряды с 2007 г. по 2023 год. Несколько наблюдений, если это не выбросы, не должны значительно влиять на коэффициенты модели.
2. В рамках GVAR не строится прямых зависимостей разрыва выпуска России от разрыва выпуска какой-то отдельной страны, строится зависимость разрыва выпуска России от разрыва выпуска всего внешнего сектора России. Такая структура должна усреднять эффекты совпадений.
3. Непосредственные моменты шоков обозначаются как выбросы и на оценку коэффициентов не влияют.

Приложение Н. Функции импульсных откликов основных макропеременных России на шок разрыва выпуска Китая в 1 п.п. в моделях global/2023 и local/2023

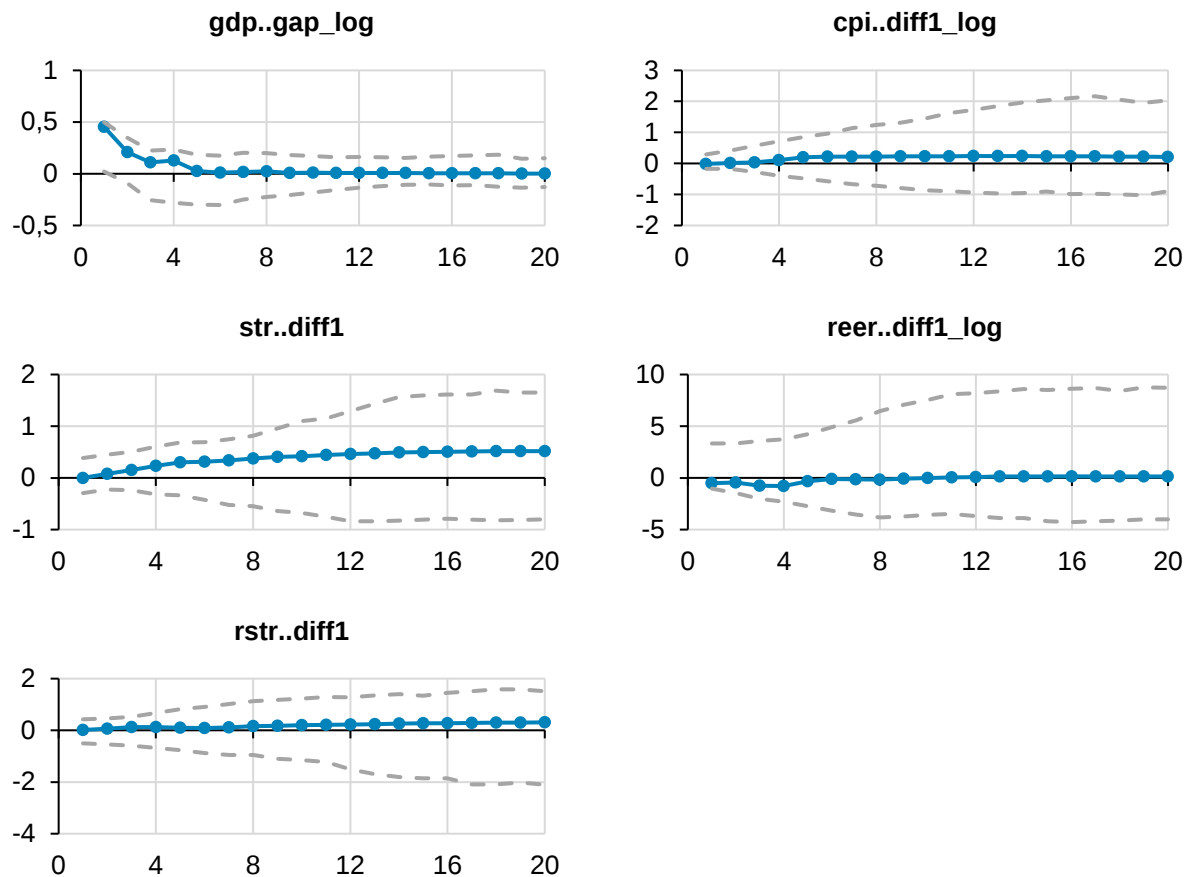
Рис. Н-1. Функции импульсных откликов основных макропеременных России на шок разрыва выпуска Китая в 1 п.п. в модели global/2023



Примечание. Вертикальная ось – разрыв выпуска в п.п., горизонтальная – число кварталов после шока. Серые прерывистые линии – 80%-ный доверительный интервал. IRF показателей в формах diff1 и diff1_log представлены в виде накопленных с начала шока приростов, gdp..gap_log – в виде разрывов.

Источник: составлено автором.

Рис. Н-2. Функции импульсных откликов основных макропеременных России на шок разрыва выпуска Китая в 1 п.п. в модели local/2023



Примечание. Вертикальная ось – разрыв выпуска в п.п., горизонтальная – число кварталов после шока. Серые прерывистые линии – 80%-ный доверительный интервал. IRF показателей в формах diff1 и diff1_log представлены в виде накопленных с начала шока приростов, gdp..gap_log – в виде разрывов.

Источник: составлено автором.