

МИРОВАЯ ЭКОНОМИКА

А. И. Родичев¹

Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики» (Москва, Россия)

Ю. В. Зиняков²

Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики» (Москва, Россия)

УДК: 334.01

doi: 10.55959/MSU0130-0105-6-61-2-14

ДИНАМИКА РАСХОЖДЕНИЙ СТАТИСТИКИ ВНЕШНЕЙ ТОРГОВЛИ РФ: ВЛИЯНИЕ САНКЦИЙ³

В данной статье проводится анализ расхождений между прямыми и зеркальными данными внешнеторговой статистики Российской Федерации в период с 2003 по 2024 г. Особое внимание уделено оценке влияния санкционной политики на уровень статистических расхождений, отражающих торговые издержки, манипуляции в таможенной и налоговой отчетности, а также структурные изменения в логистике и организации международных торговых потоков. Для достижения поставленных целей использованы методы панельной регрессии с фиксированными эффектами, логит-модели для оценки вероятности возникновения существенных расхождений, а также тест Чоу для выявления структурных сдвигов в данных. Анализ основан на информации из базы Trade Map, Федеральной таможенной службы и Центрального банка России, что позволило отразить как долгосрочные тенденции, так и краткосрочные кризисные явления, связанные с введением санкций в 2014 и 2022 гг. Результаты исследования указывают на устойчивый рост расхождений в статистике, подтверждая, что санкционные меры и сопутствующие изменения в методологии учета существенно влияют на точность отражения торговых потоков. Полученные выводы имеют практическое значение для совершенствования систем статистического контроля, разработки мер по снижению торговых издержек и корректной оценки внешнеторговой активности в условиях роста санкционной политики. Полученные результаты имеют прикладную значимость для совершенствования методик статистического монито-

¹ Родичев Александр Игоревич — стажер-исследователь, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»; e-mail: airodichev@edu.hse.ru, ORCID: 0009-0008-1423-9713.

² Зиняков Юрий Викторович — стажер-исследователь, Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики»; e-mail: yuzinyakov@gmail.com, ORCID: 0009-0002-7015-725X.

³ Исследование осуществлено в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ (HSE-BR-2025-033).

© Родичев Александр Игоревич, 2026 

© Зиняков Юрий Викторович, 2026 

ринга, повышения прозрачности учета торговых операций и эффективного противодействия манипуляциям в международной торговле в условиях экономических ограничений, а также подчеркивают необходимость учета выявленных тенденций роста расхождений при использовании зеркальной статистики в качестве замещающего источника информации о внешнеторговых потоках.

Ключевые слова: внешняя торговля, зеркальная статистика, торговые санкции, несоответствия в данных, торговые барьеры.

Цитировать статью: Родичев, А. И., & Зиняков, Ю. В. (2026). Динамика расхождений статистики внешней торговли РФ: влияние санкций. *Вестник Московского университета. Серия 6. Экономика*, 61(2), 340–367. <https://doi.org/10.55959/MSU0130-0105-6-61-2-14>.

A. I. Rodichev

HSE University (Moscow, Russia)

Yu. V. Zinyakov

HSE University (Moscow, Russia)

JEL: B52, B53, D80

DYNAMICS OF DISCREPANCIES IN RUSSIA'S FOREIGN TRADE DATA: IMPACT OF SANCTIONS⁴

This paper analyzes discrepancies between direct and mirror data in Russia's foreign trade statistics over the period of 2003–2024. Special attention is given to assessing the impact of sanction policies on the level of statistical discrepancies, which reflect trade costs, manipulations in customs and tax reporting, as well as structural changes in logistics and the organization of international trade flows. To achieve the research objectives, the authors employ panel regression methods with fixed effects, logit models for estimating the probability of significant discrepancies, and the Chow test for identifying structural shifts in data. The analysis is based on data from Trade Map, the Federal Customs Service, and the Central Bank of Russia, allowing for the identification of both long-term trends and short-term crises associated with the introduction of sanctions in 2014 and 2022. The findings indicate a persistent increase in statistical discrepancies, confirming that sanction measures and related changes in accounting methodologies significantly affect the accuracy of trade flow reporting. The results have practical implications for improving statistical control systems, developing measures to reduce trade costs, and ensuring a more accurate assessment of foreign trade activity amid the expansion of sanction policies. Additionally, the findings are crucial for enhancing statistical monitoring methodologies, increasing transparency in trade operations, and effectively countering manipulations in foreign trade under economic restrictions. They also emphasize the need to account for the identified trends of increasing discrepancies when using mirror statistics as a substitute source of information on foreign trade flows.

⁴ The article was prepared within the framework of the Basic Research Program at HSE University (HSE-BR-2025-033).

Keywords: foreign trade, Russia, sanctions, mirror statistics, data discrepancies, trade barriers.

To cite this document: Rodichev, A. I., & Zinyakov, Yu. V. (2026). Dynamics of discrepancies in Russia's foreign trade data: impact of sanctions. *Lomonosov Economics Journal*, 61(2), 340–367. <https://doi.org/10.55959/MSU0130-0105-6-61-2-14>

Введение

Надежная статистика международной торговли служит ключевым инструментом для оценки динамики мировой экономики и является отправной точкой при формировании экономической политики государств. С 1988 г. в глобальной практике применяется Гармонизированная система описания и кодирования товаров (Harmonized System, HS), которая обеспечивает сопоставимость данных о торговых потоках разных стран. В Российской Федерации для учета экспорта и импорта используется Товарная номенклатура внешнеэкономической деятельности (ТН ВЭД), в основном идентичная HS. Применение ТН ВЭД содействует унификации методик статистического учета и облегчает международные сопоставления показателей внешней торговли. Тем не менее, проблема несогласованности стоимостных данных торгового оборота между странами остается нерешенной, так как разные источники или методы учета способны приводить к различиям в оценках динамики глобального рынка и положения отдельных экономик.

В научных исследованиях выделяют ряд причин, приводящих к расхождениям между прямыми и так называемыми «зеркальными» показателями международной торговли. Одной из главных причин таких расхождений являются различия в использовании цен CIF и FOB: импорт чаще фиксируется по стоимости CIF, которая включает транспортные и страховые расходы, тогда как экспорт регистрируется по FOB, отражающему только цену товара (Tsigas et al., 1992; Gaulier, Zignago, 2010). Еще одним значительным фактором выступает реэкспорт, который искажает данные о реальном торговом партнере (Fung, Lawrence, 2003; Feenstra, Hanson, 2004; Oja, 2015; Li, Lin, 2022). Наконец, умышленные или случайные ошибки при указании кода товара или страны-партнера могут приводить к дополнительным искажениям, зачастую связанным со стремлением минимизировать налоговые и таможенные расходы (Hamanaka, 2011; Javorcik, Narciso, 2008; Irawan, Ekananda, 2024).

Развитие системы сбора статистики международной торговли, снижение торговых барьеров (при ведущей роли ВТО) и цифровизация мировой экономики должны способствовать повышению прозрачности торговых потоков и снижению издержек. Однако в последние десятилетия наблюдается и обратная тенденция — усиление санкционной политики (IMF, 2023). Санкции увеличивают транзакционные издержки, создают барьеры

в трансграничной торговле и финансовых операциях. Компании, обходя ограничения, перенаправляют поставки через третьи страны, усложняя логистику и увеличивая стоимость товаров для импортеров. Это стимулирует манипуляции со статистикой и может усилить расхождения между прямыми и зеркальными данными.

Настоящее исследование нацелено на количественную оценку изменений в качестве статистики российской внешней торговли за последние 20 лет, а также на выявление влияния санкций на расхождения между прямыми и «зеркальными» данными. Рассматривается период 2001–2021 гг. и используется детализированная статистика по двузначным кодам Гармонизированной системы. Кроме того, анализ дополняется доступными данными за 2022–2024 гг., позволяющими учесть возможный шок, отразившийся на показателях внешнеторговой деятельности. Такой подход дает возможность получить более точные оценки динамики расхождений в российской торговой статистике и их связи с торговыми ограничениями.

Обзор литературы

Проблема расхождений в статистике международной торговли, по всей видимости, впервые была исследована О. Моргенштерном (Morgenstern, 1963), который проанализировал различия в объемах товарооборота между экспортерами и импортерами и предложил индексы для измерения расхождений на уровне стран. Более поздние исследования сосредоточились на анализе отдельных товарных групп. Например, Ферантино и Ванг (Ferrantino, Wang, 2008) предложили ряд индексов для оценки уровня расхождений. Один из них — индекс DIF, рассчитывается как отношение разницы между зеркальными и прямыми данными к зеркальным данным. Последние часто считаются более надежными благодаря высокой точности импортной статистики, поскольку таможенные органы обязаны учитывать ее для применения тарифов, налогов, торговых соглашений и других мер регулирования. Индекс DIF находит применение и в других исследованиях (например, Javorsek, UN. ESCAP, 2016).

Альтернативный показатель — индекс ER, отражает отношение разницы между зеркальной и прямой статистикой к их среднему значению.

$$ER_{ct}^{ij} = 100 \cdot \frac{M_{ct}^{ij} - E_{ct}^{ij}}{0,5 \cdot (M_{ct}^{ij} + E_{ct}^{ij})}, \quad (1)$$

где M_{ct}^{ij} — импорт товара c из страны i за период времени t по данным страны-партнера j ; E_{ct}^{ij} — экспорт товара c в страну j за период времени t , по данным страны i .

Достоинство индекса в том, что он устойчив к случаям нулевой торговли и обладает симметричностью: значения 2 и -2 указывают на нуле-

вые объемы с одной из сторон. Также используются взвешенные модификации *ER*, учитывающие долю отрасли, партнера или потока в общем объеме торговли (Ferrantino, Wang, 2008; Markowicz, Baran, 2020).

Значительный объем исследований посвящен анализу причин расхождений между прямыми и зеркальными данными о международной торговле. В качестве одного из ключевых факторов рассматривается реэкспорт. Ферантино и Ванг (Ferrantino, Wang, 2008) показывают, что более 90% экспорта Гонконга связано с реэкспортом товаров из Китая и других стран. Часто импорт фиксируется по стране происхождения, в то время как экспорт — по последнему известному пункту назначения, что вызывает несоответствия в данных.

Еще одной значимой причиной расхождений выступают различия в учете транспортных и страховых расходов. Тсигас и соавт. (Tsigas et al., 1992) указывают, что экспортирующая сторона обычно фиксирует торговый поток без этих затрат, тогда как импортирующая включает их в общий объем торговли. Однако Хамелс и Людовски (Hummels, Lugovskyy, 2006) утверждают, что показатель CIF/FOB недостаточно надежен для оценки транспортных расходов. Временной лаг также может играть определенную роль. Как отмечает Иетс (Yeats 1995), экспортирующие и импортирующие страны могут фиксировать один и тот же поток в разные временные периоды. Тем не менее, при анализе годовых данных и стабильных объемах торговли эта проблема становится менее значимой.

Отдельного внимания заслуживает связь расхождений с теневой международной торговлей. Умышленное искажение данных через неверную классификацию или оценку импортируемых товаров используется для уклонения от налогов и тарифов (Carrère, Grigoriou, 2014). Брамл и Фельбермаер (Braml, Felbermauer, 2022) и Ираван и Екананда (Irawan, Ekananda, 2024) подчеркивают, что подобные искажения снижают собираемость НДС. Таким образом, расхождения в торговой статистике могут служить инструментом для выявления случаев мошенничества (Fuse et al., 2022; Kalizinje, 2018), незаконных финансовых потоков, а также схем отмывания денег через торговые операции (Ferwerda et al., 2011; Gara et al., 2018). Наибольшие расхождения в торговой статистике наблюдаются в секторах минеральных ресурсов, машин и электроники (Lépiessier et al., 2021).

С учетом рассмотренных причин можно предположить, что расхождения данных будут увеличиваться по мере роста торговых барьеров. Яворчик и Нарсисо (Javorcik, Narciso, 2008) на данных экспорта Германии за 1992–2003 гг. выявили, что в восьми из десяти стран Восточной Европы, анализируемых в их исследовании, уровень импортных тарифов положительно коррелирует с торговыми расхождениями, определяемыми как разница между прямой и зеркальной стоимостью экспорта. Причем эта зависимость более выражена для дифференцированных товаров, а основным способом уклонения от тарифов служат искажения цен,

а не объемов. Позднее, в работе Яворчика и Нарсисо (Javorcik, Narciso, 2017), анализировалось влияние вступления стран в ВТО на масштабы уклонения от тарифов. Исследование по 15 странам, присоединившимся к ВТО в 1996–2008 гг., показало, что после вступления снижается практика уклонения через ценовые искажения, однако одновременно растет доля случаев манипуляций объемами поставок и некорректной классификации товаров.

Помимо тарифов, значительное влияние на торговые расхождения оказывают нетарифные меры. Так, Ки и Нисита (Kee, Nicita, 2022), используя данные за 2018 г. по 49 странам-импортерам и 96 странам-экспортерам, оценили жесткость нетарифных барьеров с помощью адвалорного эквивалента (AVE). Их выводы показывают, что увеличение AVE на 10% приводит к росту расхождений на 15%, тогда как эквивалентное повышение тарифных ставок увеличивает расхождения лишь на 8%. Это подтверждает, что значительная часть расхождений обусловлена именно обходом нетарифных барьеров.

Исследования динамики торговых расхождений чаще всего фокусируются на данных отдельных стран или регионов. Так, Маркович и Бэран (Markowicz, Baran, 2019) изучают данные стран ЕС за 2014–2017 гг. Для большинства рассматриваемых в работе стран уровень расхождений слабо меняется на горизонте четырех лет. Бесан и Аедоун (Bessan, Ayédoun, 2022) изучают данные внешней торговли Бенина за 2000–2017 гг. и фиксируют тенденцию к росту расхождений.

Исследования, основанные на российских данных, являются относительно редкими. Одним из таких примеров является работа Нарбута и соавт. (Narbut et al., 2022), в которой анализируются расхождения в торговле России с 2012 по 2019 г. Для оценки расхождений между Россией и ее торговыми партнерами используется абсолютное значение индикатора ER, и авторы приходят к выводу, что за этот период индекс снизился в среднем на 10,2 п. п. Другим примером является исследование Мурадова (2015), посвященное расхождениям в статистике торговли России с государствами АСЕАН. Автор показывает, что использование традиционных данных о валовом экспорте и импорте искажает представление о двусторонних торговых связях. С применением методики учета добавленной стоимости выявляются значительные расхождения между прямыми и зеркальными данными, объясняемые реэкспортом и тем, что существенная часть российской добавленной стоимости в торговле с АСЕАН проходит через третьи страны, что не отражается в прямой двусторонней статистике.

Важным аспектом нашего исследования является рассмотрение внешней торговли РФ на длительном промежутке для более полного анализа динамики расхождений. Мы также рассматриваем влияние санкций, которые, на наш взгляд, могут являться значимым фактором, воздейству-

ющим как торговые издержки, так и на стимулы для неформальной торговли. Кроме того, используя доступные в настоящий момент данные, мы анализируем влияние шока 2022 г. на уровень расхождений.

Исследовательские гипотезы и эмпирический подход

Мы используем годовые данные Trade Map⁵ о внешней торговле Российской Федерации в разрезе торговых партнеров и 97 товарных групп (согласно двузначной классификации HS) за период 2003–2021 гг. Данные о торговле собираются Trade Map для 247 территорий (из них 232 когда-либо были торговыми партнерами РФ), включая «свободные зоны», «нейтральные зоны», «судовые склады и бункеры», а также территории, обозначенные как «прочие» (*not elsewhere specified*). Такие территории не отчитываются об объемах своего экспорта и импорта перед мировыми агентствами. Учитывая, что по этим территориям доступны только прямые данные РФ о торговых потоках, расчет показателей расхождения для них невозможен. В нашем анализе торговый поток, соответствующий комбинации страна-партнер × товар (товарная группа), умноженный на направление (экспорт/импорт) в определенный год, является единичей наблюдения.

Для анализа влияния санкций на расхождения в статистике международной торговли мы используем данные Глобальной базы данных по санкциям (GSDB)⁶. Эта база данных охватывает период с 1950 по 2022 г. и содержит 1325 санкционных кейсов. В качестве санкционной переменной торговых ограничений в разрезе стран-партнеров. Здесь единица измерения санкций — это «наличие санкций, введенных страной А против страны Б». Это является существенным недостатком базы, поскольку не отражает, например, разницу в количестве санкционных ограничений, введенных торговыми партнерами, а также отрасли, подверженные санкциям, и силу влияния тех или иных санкционных мер. Тем не менее, это одна из самых популярных и широко используемых публичных баз данных.

Для оценки расхождений между прямыми и зеркальными данными о международной торговле используется абсолютное значение индекса ER (1). Анализ фокусируется на величине расхождений и их изменениях во времени. Знак разности не имеет значения для целей исследования, поэтому рассматриваются абсолютные значения индекса.

Собранные данные позволяют применить панельный анализ для проверки следующих гипотез.

⁵ International Trade Centre. (n.d.). *Trade Map*. URL: <https://www.trademap.org> (дата обращения: 11.05.2026).

⁶ *Global Sanctions Data Base (GSDB)*. (n.d.). <https://globalsanctionsdatabase.com/> (дата обращения: 11.05.2026)

Гипотеза 1. Расхождения между прямыми и зеркальными данными внешней торговли уменьшаются с течением времени в связи с развитием системы сбора статистической информации в национальных и международных статистических службах.

Гипотеза 2. Расхождения в статистике международной торговли увеличиваются в периоды роста торговых барьеров, в частности, из-за усиления санкционного давления.

Для проверки гипотез мы оцениваем регрессии в следующем виде.

Модель 1 направлена на выявление временного тренда в динамике ER . Основное уравнение регрессии:

$$ER_{absit} = \alpha + \beta_i \cdot FE_i + \gamma_t \cdot FE_t + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

где i — комбинация страна-партнер $\times$ товарная группа $\times$ направление (экспорт/импорт); t — период времени (год); ER_{absit} — абсолютное значение индикатора расхождения; FE_i и FE_t — индивидуальные и временные фиксированные эффекты, соответственно. В качестве базы при оценке соответствующих фиксированных эффектов используются страна-партнер = Германия, товарная группа = 01 (живые животные; продукты животного происхождения), направление = импорт и год = 2003.

В отличие от ряда исследований (например, Gaulier, Zignago, 2010; Paz, 2022 и др.), наше внимание сосредоточено не на выявлении ключевых характеристик стран и отраслей, связанных с уровнем расхождений в статистике, а на анализе их изменений во времени. В этом контексте особое значение придается контролю характеристик конкретного торгового потока. Вместо составления ограниченного списка факторов, характерных для объекта исследования, мы применяем фиксированные эффекты (FE_i), которые учитывают все наблюдаемые и ненаблюдаемые характеристики комбинации «страна-партнер $\times$ товарная группа $\times$ направление» и объясняют вариации зависимой переменной между различными комбинациями.

В **моделях 2 и 3** мы заменяем фиксированные по времени эффекты на линейный временной тренд и переменные санкций. Таким образом, мы проверяем, существует ли тенденция в динамике индекса и коррелируют ли отклонения от тренда с интенсивностью применения санкционной политики в отношении Российской Федерации. Основное уравнение регрессии модели 2:

$$ER_{absit} = \alpha + \beta_i \cdot FE_i + \gamma \cdot time_t + \delta \cdot X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

где $time_t$ — линейный временной тренд; X_{it} — переменная санкций.

Основное уравнение регрессии для модели 3:

$$ER_{absit} = \alpha + \beta_i \cdot FE_i + \gamma \cdot time_t + \delta \cdot sp_t + \omega \cdot time_t \cdot sp_t + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

где $time_t$ — линейный временной тренд; sp_t — санкционный период: бинарная переменная, принимающая значение 1 для 2014–2021 гг.

Модели 4 и 5 используются для проверки влияния санкций на распределение индекса ER (ER_abs). Они оценивают влияние санкций на вероятность того, что показатель принимает значения $ER_abs < 0,05$ и $ER_abs = 2$ соответственно. Порог в 0,05 не имеет строгого теоретического обоснования. Он выбран нами произвольно и соответствует разности между прямым и зеркальным значениями в 5% от их среднего. ЦБ РФ в своей практике для приведения цен CIF к FOB используют корректировки в 3,7–4,5%⁷. $ER_abs = 2$ соответствует ситуации, когда одна страна сообщает о положительном значении торгового потока, в то время как торговый партнер отчитывается о нулевом объеме торговли. Основные уравнения регрессии:

$$Prob(ER_abs_{it} < 0.05) = \Lambda_1(\alpha + \gamma \cdot time_t + \delta \cdot X_{it}); \quad (5)$$

$$Prob(ER_abs_{it} = 2) = \Lambda_2(\alpha + \gamma \cdot time_t + \delta \cdot X_{it}), \quad (6)$$

где $Prob(ER_abs_{it} < 0.05)$ и $Prob(ER_abs_{it} = 2)$ показывают вероятность того, что ER_abs принимает соответствующие значения; Λ_1 и Λ_2 — функции логистического распределения. Аналогично в уравнении (4) мы оцениваем модели 4 и 5 с учетом бинарной переменной сдвига и перекрестного взаимодействия.

Для анализа шока 2022 г. мы используем доступные данные ФТС и ЦБ РФ в качестве прямых и статистику Trade Map в качестве зеркальных данных о внешней торговле. Данные ФТС доступны за 2022 г. и позволяют оценить общую динамику уровня расхождений, а также динамику по отраслям. Данные ЦБ РФ доступны с ежемесячной частотой, но без отраслевой структуры и разбивки по торговым партнерам.

Мы используем тест Чоу для проверки наличия структурного сдвига в данных. Мы также адаптируем методологию, предложенную в (Pritchett, 2000) для поиска переломной (поворотной) точки ряда расхождений. Поворотная точка определяется по следующему алгоритму:

- 1) поочередно выбирается момент времени t^* ($t_0 + 6 < t^* < t - 6$);
- 2) оцениваются коэффициенты линии тренда $y = a + bt$ отдельно до и после точки излома;
- 3) вычисляется сумма квадратов остатков и определяется такой момент времени, в который эта сумма будет минимальной.

⁷ Центральный банк Российской Федерации. (n.d.). *Внешняя торговля товарами*. https://www.cbr.ru/statistics/macro_itm/external_sector/etg/ (дата обращения: 11.05.2026).

Эмпирические результаты

На рис. 1 представлена динамика валового экспорта и импорта России в 2003–2021 гг.

Качественно динамика для экспорта и импорта носит схожий характер. Можно выделить период роста 2003–2008 гг., падение в 2009 г. с последующим восстановлением вплоть до 2013 г. В 2014 г. и особенно в 2015 г. наблюдается серьезное снижение объемов как экспорта, так и импорта на фоне первой волны санкционной политики против России, кризисных явлений в Российской экономике и на основных внешних рынках. Скорость дальнейшего восстановления экспорта гораздо выше, чем для импорта. В то же время реакция импорта на шок, связанный с пандемией COVID-19, также значительно слабее. В 2022–2023 гг. динамика экспорта и импорта различна: экспорт растет до рекордных значений по итогам 2022 г. и снижается в 2023 г., в то время как импорт, снизившись в 2022 г., в 2023 г. в значительной степени восстанавливается. При этом на всем промежутке объемы экспорта превышают объемы импорта.

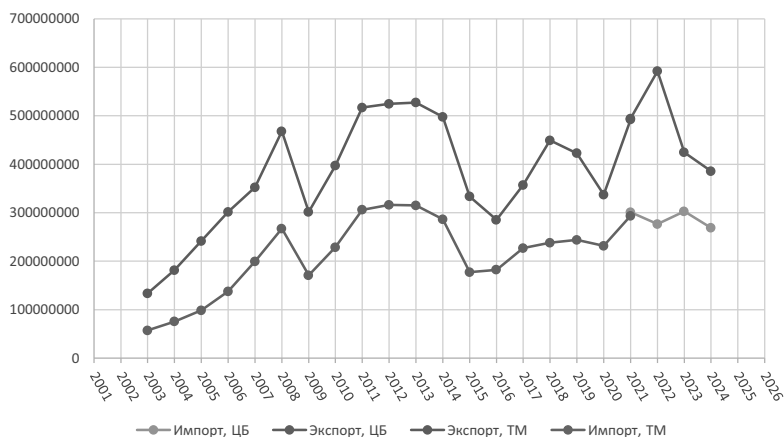


Рис. 1. Динамика экспорта и импорта России 2003–2024 гг.⁸

Источник: составлено авторами по данным Trade Map и ЦБ РФ⁹.

Начиная с 2022 г. прямые данные торговой статистики доступны только в укрупненном виде, без разбивки по партнерам. Это ограничение вынуждает разделить анализ на два периода: мы можем работать с дезагрегированными данными только по 2021 г. Одним из важных факторов расхождений, помимо прочего, является экспорт и импорт без указания торгового партнера. Для таких потоков нет зеркальных данных, поскольку

⁸ На момент проведения исследования доступны данные ЦБ по 11 месяцам 2024 года.

⁹ ЦБ РФ приводит данные по экспорту и импорту к ценам FOB. Данные Trade Map приведены в первоначальном виде: FOB для экспорта и CIF для импорта.

нет и конкретной страны, которая может быть их источником. Кроме того, с высокой вероятностью российский экспорт без указания партнера будет зафиксирован как импорт из России одной или несколькими странами, что также приведет к росту уровня расхождений для этих потоков. На рис. 2 представлена динамика доли неспецифицированных партнеров в общем объеме экспорта и импорта Российской Федерации.

Для импорта доля таких операций стабильно низка, за исключением всплеска в 2009 г., связанного по всей видимости с мировым финансовым кризисом (до 8,15%). В то же время для экспорта вплоть до 2014 г. эта доля составляла от 11,9% (2012 г.) до 21,8% (2009 г.). При этом подавляющую часть составлял экспорт по коду 27 — «Топливо минеральное, нефть и продукты их перегонки; битуминозные вещества; воски минеральные» в ТН ВЭД. Начиная с 2015 г. и для импорта, и для экспорта доля NES партнеров стремится к нулю.

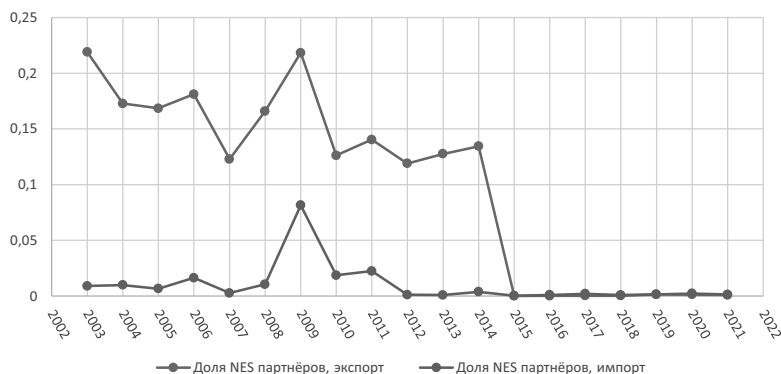


Рис. 2. Доля Not Elsewhere Specified партнеров, 2003–2021 гг.

Источник: составлено авторами по данным Trade Map

Данное снижение может быть объяснено несколькими ключевыми факторами. Во-первых, развитие в середине 2010-х гг. цифровизации таможенных процессов и переход на электронное декларирование, которые были призваны повысить точность учета данных. Во-вторых, вступление России в ЕАЭС в 2015 г. и унификация таможенных стандартов внутри объединения. Кроме того, санкции и контрсанкции, введенные после 2014 г., способствовали усилению экспортного контроля, в том числе в отношении энергоносителей, что сделало неспецифицированные операции менее распространенными.

На рис. 3 представлена динамика среднего ER и медианного ER индекса для экспорта.

Среднее значение ER-индекса демонстрирует тенденцию к росту с течением времени, что говорит об увеличении уровня расхождений среднего потока. Медианное значение в начале периода принимает довольно низ-

кие значения, однако также уверенно растет начиная с 2010 г. Это говорит о том, что для все большего числа потоков расхождений начинают быть довольно существенными, превышая стандартное CIF/FOB отношение.

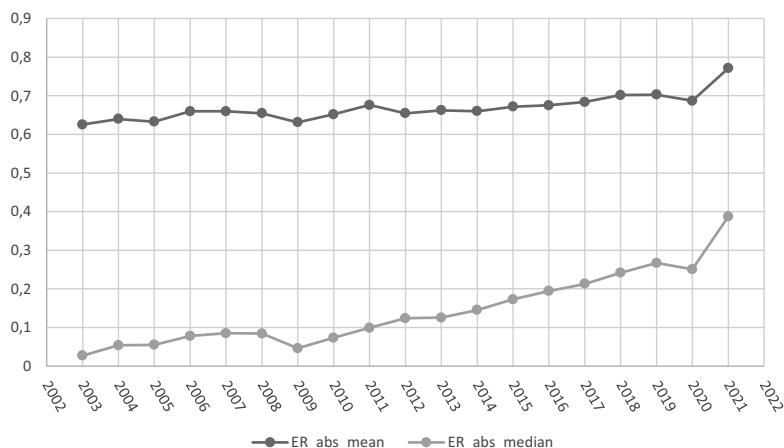


Рис.3. Динамика среднего ER и медианного ER-индекса, экспорт, 2003–2021 гг.

Источник: составлено авторами по данным Trade Map.

Для импорта (рис. 4) уровень средний расхождений также увеличивается. При этом медианный уровень, хотя и не показывает заметной тенденции к росту вплоть до 2021 г., находится на более высоких значениях, чем для экспортных операций.

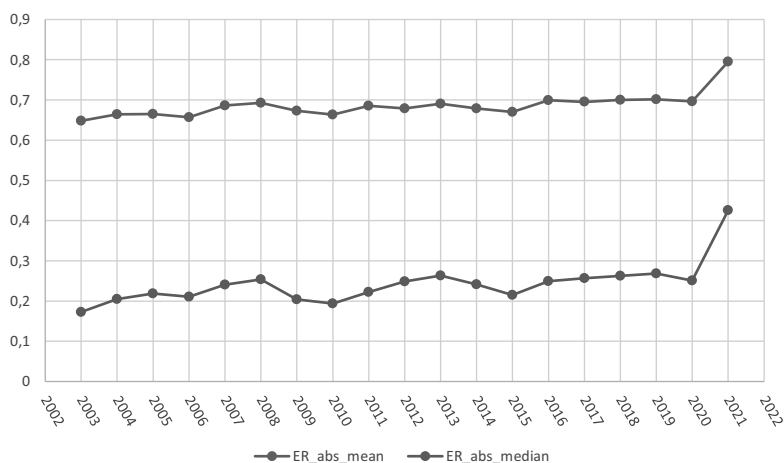


Рис. 4. Динамика среднего ER и медианного ER-индекса, импорт, 2003–2021 гг.

Источник: составлено авторами по данным Trade Map.

Представленный выше описательный анализ дает первичное представление о динамике ER-индекса. Для более глубокого и формализованного изучения этих процессов обратимся к результатам эконометрического моделирования.

Временные фиксированные эффекты модели 1 (рис. 5) указывают на общий восходящий тренд уровня расхождений (ER_abs) в международной торговой статистике, сопровождающийся краткосрочными снижениями в отдельные годы (2005, 2008–2009, 2012, 2014 и 2020). Наиболее явные сокращения расхождений в 2008–2009 и 2020 гг. совпадают с мировым финансовым кризисом и глобальным экономическим спадом, а снижение в 2012 г. может быть связано с присоединением России к ВТО и усилением требований к прозрачности торговой отчетности. Спад в 2014 г., вероятно, отражает изменение структуры торговли и усиление таможенного контроля, а причина снижения расхождений в 2005 г. остается менее очевидной. При этом краткосрочные шоки не отменяют общей тенденции к росту разрыва между прямыми и «зеркальными» данными. Для проверки устойчивости данного вывода модель 1 оценивается по экспорту и импорту отдельно.

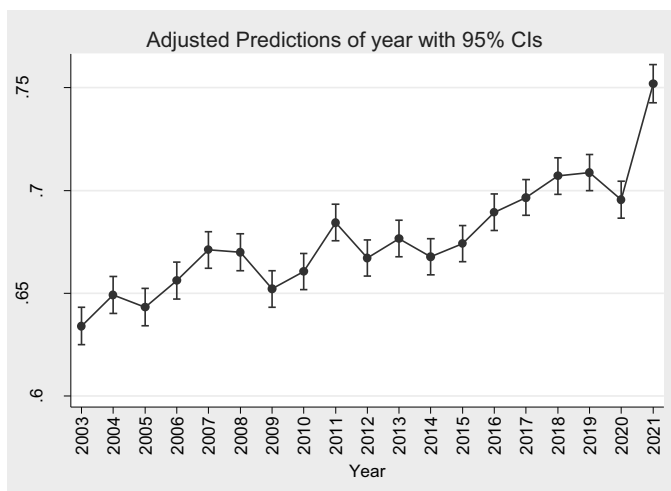


Рис. 5. Результаты оценки Модели 1: фиксированные эффекты по времени (по всем потокам)

Источник: построено авторами по результатам расчетов.

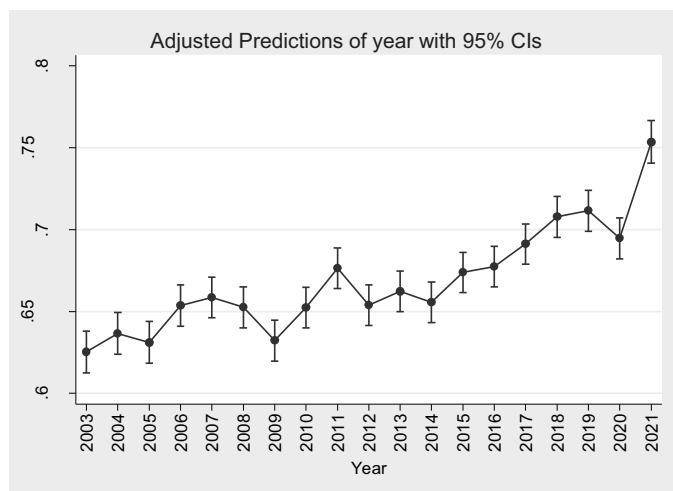
Результаты оценки модели 1 для отдельно экспорта и импорта представлены на рис. 6. Возрастающий тренд для экспорта сохраняется, так же, как и распределение и глубина негативных шоков. Однако для импорта си-

туация несколько отличается. Видна также восходящая динамика расхождений, но она выглядит более полой. В шоках наблюдаются некоторые отличия: снижение расхождений в 2009 г. продолжается и в 2010 г., то же самое происходит и в 2014–2015 гг. По всей видимости, восстановление импорта, следующее после кризисного года, достигается за счет в основном стабильных потоков с низким уровнем расхождений, нестабильные потоки с высокими расхождениями появляются позже. Для 2014–2015 гг. данное улучшение может быть объяснено помимо прочего усилением экспортного контроля, на волне санкций, контрсанкций и политики импортозамещения. В 2016 г. наблюдается довольно резкий рост уровня расхождений, с сохранением на высоком уровне вплоть до 2020 г., указывающий на адаптацию к новым санкционным условиям, в том числе появление «обходных» каналов. Так же, как для импорта, для экспорта наблюдается резкий рост в 2021 г.

Таким образом, рост уровня расхождений среднего потока за весь период 2003–2021 гг. характерен и для экспорта, и для импорта. Наиболее вероятные структурные причины: диверсификация направлений торговли, несовершенная унификация учета (особенно при работе с новыми и более «сложными» партнерами), а также появление неофициальных или обходных схем поставок, связанных с санкционными и геополитическими ограничениями.

Падения расхождений обычно приходятся на периоды острых кризисов (2008–2009, 2014, 2020 гг.), а для импорта нередко сохраняются и на следующий год (2010, 2015). Это говорит о том, что в кризисы прекращаются в первую очередь нестабильные и слабо задокументированные операции, тогда как основная доля торговли (с относительно низким уровнем расхождений) остается. 2021 г. показывает резкий рост расхождений и в экспорте, и в импорте, на дальнейшее усложнение логистических цепочек и статистического учета в условиях санкционного режима. При этом в 2021 г. растет доля потоков, по которым один из партнеров отчитывается о нулевом объеме торговли.

Экспорт



Импорт

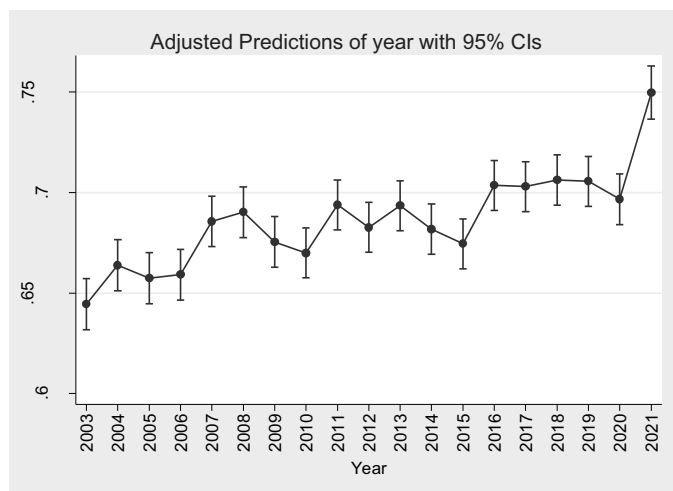


Рис. 6. Результаты оценки Модели 1: фиксированные эффекты по времени (экспорт и импорт)

Источник: построено авторами по результатам расчетов.

Для выявления эффекта санкционной политики была оценена модель 2. Результаты оценки для ER-индекса приведены в табл. 1.

Результаты оценки моделей 2 и 3

	На всех данных		Экспорт		Импорт	
	Модель 2а	Модель 3а	Модель 2б	Модель 3б	Модель 2с	Модель 3с
Страна-партнер × товарная группа (× тип) ¹	Да	Да	Да	Да	Да	Да
Линейный временной тренд	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.005*** (0.000)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.000)	0.004*** (0.001)
Санкционный период		0.028*** (0.007)		0.050*** (0.010)		0.003 (0.010)
Санкционный период × Тренд		0.005*** (0.001)		0.007*** (0.001)		0.003** (0.001)
Ввод санкций торговым партнером ²	-0.031*** (0.009)		-0.033** (0.013)		-0.017 (0.012)	
Константа	0.720*** (0.002)	0.711*** (0.006)	0.719*** (0.003)	0.694*** (0.009)	0.721*** (0.003)	0.730*** (0.009)
Количество наблюдений	413 935	413 935	222 966	222 966	190 969	190 969
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Коэффициент детерминации	0.0013	0.0014	0.0016	0.0018	0.0009	0.0010
Rho	0.3620	0.3619	0.3398	0.3399	0.3899	0.3899
Wald test that all FE _i =0: Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

* p < 0.1; ** p < 0.05; *** p < 0.01.

⁽¹⁾ Тип — экспорт либо импорт, для модели на полных данных.

² По данным GSDB. Принимает значение 1, если со стороны партнера были введены торговые санкции в данном году, иначе 0. Для подвыборок учтено отдельно. По экспорту: страны ЕС, Австралия, Канада, Швейцария, США. По импорту: страны ЕС, Черногория, Исландия, Албания, Норвегия, Украина, Япония, Швейцария, США.

Источник: построено авторами по результатам расчетов.

По результатам оценки модели 2 наблюдается увеличение уровня расхождений для среднего потока со временем: во всех спецификациях регрессионной модели коэффициент временного тренда является положительным и статистически значимым. Эффект ввода санкций в модели 2 отрицателен и значим на полных данных и для экспорта.

В модели 3 также наблюдается значимый восходящий тренд для всех рассмотренных спецификаций. Структурный сдвиг в результате первой волны санкционной политики (2014–2021 гг.) положителен и значим на полных данных и для экспорта. При этом также во всех трех спецификациях положителен и статистически значим перекрестный эффект.

Таким образом, результаты анализа подтверждают наличие структурного сдвига в уровне расхождений в период 2014–2021 гг., а также усиление восходящего тренда: угол наклона увеличивается после 2014 г., что свиде-

тествует об ускорении роста расхождений. Это подтверждает гипотезу 2 о положительном влиянии санкционной политики на показатель ER.

При этом при вводе партнером санкционных ограничений уровень расхождений для торговых потоков с ним значимо ниже по сравнению с «контрольной» группой партнеров, не присоединившихся в данном году к санкционному режиму. Одним из возможных объяснений является усиление контроля за статистическим учетом торговых потоков с «недружественными» странами. В то же время для третьих стран, не являющихся непосредственными участниками санкционного режима, рост ER оказывается выше, что может быть связано с использованием механизмов обхода ограничений.

Для разграничения двух каналов влияния санкций на уровне потока — роста торговых издержек и проблем классификации — мы оцениваем логит-модели. Первая модель анализирует вероятность низкого значения ER_abs (порог 0,05), что, как предполагается, связано с увеличением торговых издержек, тогда как вторая модель оценивает вероятность фиксирования торгового потока в отчетности лишь одной стороной ($ER_abs = 2$), что указывает на проблемы классификации. Результаты оценки логит-моделей представлены в табл. 2 и 3.

Таблица 2

Результаты оценки: Модель 4

	Предельные эффекты модели 4					
	Зависимая переменная: Prob($ER_abs < 0.05$)					
	По всем данным		Экспорт		Импорт	
	Модель 4а	Модель 4б	Модель 4с	Модель 4д	Модель 4е	Модель 4ф
Линейный временной тренд	−0.007*** (0.000)	−0.004*** (0.000)	−0.009*** (0.000)	−0.004*** (0.000)	−0.004*** (0.000)	−0.005*** (0.000)
Ввод санкций торговым партнером	−0.172*** (0.007)		−0.135*** (0.010)		−0.235*** (0.011)	
Санкционный период		−0.067*** (0.005)		−0.114*** (0.007)		−0.010 (0.008)
Санкционный период × Тренд		−0.009*** (0.001)		−0.013*** (0.001)		−0.003*** (0.001)
Количество наблюдений	413 935	413 935	222 966	222 966	190 969	190 969
Prob>chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R-sq	0.006	0.005	0.008	0.008	0.004	0.002
Correctly classified (cutoff = mean), %	52.97	51.27	54.15	53.10	51.59	51.53
Sensitivity (1 / 1), %	56.29	66.89	57.20	68.05	55.11	55.00
Specificity (0 / 0), %	50.52	39.75	51.70	41.09	49.24	49.22

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Источник: построено авторами по результатам расчетов.

Для модели 4 во всех спецификациях зафиксировано снижение вероятности того, что индекс ER принимает значения ниже 0,05. Это свидетельствует об общем росте расхождений во времени. Этот результат согласуется с выводами модели 2, где наблюдается положительный временной тренд для ER. Эффект введения санкций статистически значим и отрицателен, при этом более выражен для экспорта, чем для импорта. Это означает, что несмотря на выявленное в модели 2 снижение уровня расхождений при введении санкций, вероятность фиксирования низких значений ER ($<0,05$) для таких потоков также сокращается при вводе ограничений.

Структурный сдвиг значим на полных данных и для экспорта, оказывая отрицательное влияние на вероятность малых расхождений. Для импорта, как и в модели 3, значимого сдвига не наблюдается. Кроме того, во всех трех спецификациях (4b, 4d и 4f) отрицателен и статистически значим перекрестный эффект, указывающий на ускорение снижения вероятности малых расхождений после 2014 г., что также согласуется с результатами оценки модели 3.

Таблица 4

Результаты оценки: Модель 5

Предельные эффекты модели 5
Зависимая переменная: Prob(ER_abs=2)

	По всем данным		Экспорт		Импорт	
	Модель 5a	Модель 5b	Модель 5c	Модель 5d	Модель 5e	Модель 5f
Линейный временной тренд	0.000*** (0.000)	0.001** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001* (0.000)
Ввод санкций торговым партнером	-0.051*** (0.005)		-0.033*** (0.008)		-0.074*** (0.008)	
Санкционный период		0.003 (0.004)		-0.010* (0.006)		0.018*** (0.008)
Санкционный период × Тренд		0.002*** (0.000)		0.000 (0.001)		0.004*** (0.001)
Количество наблюдений	413 935	413 935	222 966	222 966	190 969	190 969
Prob>chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R-sq	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001
Correctly classified (cutoff = mean), %	45.85	48.61	48.96	45.62	49.64	66.38
Sensitivity (1 / 1), %	57.20	53.42	53.25	58.60	52.41	27.65
Specificity (0 / 0), %	43.37	47.56	47.96	42.60	49.08	74.21

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Источник: построено авторами по результатам расчетов.

Для модели 5 есть разница в трендах для экспорта и импорта. По экспорту вероятность предоставления отчетности только одной из сторон снижается (спецификация 5с), по импорту растет (5е). Эффект ввода санкций отрицателен и значим во всех рассмотренных спецификациях, что объяснимо усилением экспортного контроля для таких потоков. Рост уровня расхождений за счет потоков с односторонним предоставлением отчетности в период 2014–2022 гг. положителен и статистически значим для импорта.

Это свидетельствует о различиях в механизмах влияния санкционных ограничений на искажения в статистике по экспорту и по импорту. Для экспорта рост уровня расхождений выражается через увеличение издержек торговли, в то время как для импорта – искажений в классификации товаров.

Стоит отметить, что эффект неверной классификации может быть слабо выражен на уровне двузначных кодов HS и более актуален для дезаггегированных данных.

Влияние шока 2022 г. требует отдельного анализа. Основным ограничением здесь является недоступность дезаггегированных данных по международной торговле Российской Федерации. В базе Trade Map отсутствуют прямые данные для периода после 2021 г. В связи с этим для дальнейшего рассмотрения влияния шока 2022 г. используются данные ФТС и Центрального банка.

За 2022 г. ФТС предоставляет более укрупненную статистику в разрезе отраслей без разбивки по торговым партнерам, при этом по 1–24 отраслям данные представлены в сумме. Приведя зеркальные данные к структуре ФТС, мы рассчитали абсолютное значение ER-индекса расхождений между прямыми и зеркальными данными для 2021 и 2022 гг. В качестве прямых данных использовались данные ФТС.

Чтобы оценить влияние шока 2022 г., рассмотрим отрасли с наибольшими изменениями относительно 2021 г. В табл. 4 представлены данные, отсортированные по приростам в разрезе отраслей для экспорта.

Наиболее значительное увеличение уровня расхождений наблюдается для следующих отраслей: код 60 – трикотажные полотна машинного или ручного вязания (прирост на 0,99); код 37 – фото- и кинотовары (прирост на 0,97); код 55 – химические волокна (прирост на 0,93); код 58 – специальные ткани, тафтинговые текстильные материалы, кружева, гобелены (прирост на 0,93); код 66 – зонты, солнцезащитные зонты, трости, трости-сиденья, хлысты, кнуты (прирост на 0,73). В целом, для 58 из 71 рассматриваемой товарной группы наблюдается рост значения индекса.

Изменение уровня расхождений по отраслям, экспорт

Отрасль	ER_abs_2021	ER_abs_2022	Прирост
60	0,219	1,206	0,987
37	0,370	1,342	0,972
55	0,063	0,992	0,929
58	0,147	1,072	0,925
66	0,530	1,259	0,729
64	0,056	0,764	0,708
42	0,474	1,161	0,687
52	0,184	0,769	0,585
61	0,392	0,975	0,582
46	0,208	0,781	0,573
...	...	...	...
26	0,092	0,027	–0,065
97	1,632	1,558	–0,074
72	0,103	0,008	–0,095
49	0,899	0,780	–0,120
80	0,196	0,062	–0,134
25	0,161	0,022	–0,139
74	0,401	0,099	–0,302
50	1,325	0,911	–0,414
75	0,694	0,153	–0,541
79	1,101	0,177	–0,924

Источник: составлено авторами по данным ФТС.

Среднее значение ER увеличилось с 0,25 до 0,48 в 2022 г. При этом взвешенное среднее значение ER (на среднеарифметическое значение прямого и зеркального потока в общем объеме экспорта) осталось на уровне 2021 г. (0,076 и 0,072 соответственно). Для ключевых отраслей экспорта (нефть и минеральное топливо, металлы, удобрения, сельскохозяйственные товары) расхождения не изменились и находятся на достаточно низком уровне, что и объясняет данную динамику.

Аналогичные данные для импорта представлены в табл. 5. Наибольший прирост уровня расхождений наблюдается в следующих отраслях: код 31 — удобрения (прирост на 0,82); код 53 — прочие растительные текстильные

волокна, бумажная пряжа и ткани из бумажной пряжи (прирост на 0,77); код 44 — древесина и изделия из нее, древесный уголь (прирост на 0,76); код 45 — пробка и изделия из нее (прирост на 0,61); код 78 — свинец и изделия из него (прирост на 0,52). В общей сложности для 57 товарных групп зафиксирован рост уровня расхождений.

Таблица 6

Изменение уровня расхождений по отраслям, импорт

Отрасль	ER_abs_2021	ER_abs_2022	Прирост
31	0,278	1,099	0,820
53	0,264	1,034	0,770
44	0,011	0,773	0,762
45	0,018	0,626	0,608
78	0,060	0,579	0,519
26	0,004	0,441	0,437
68	0,066	0,437	0,371
36	0,205	0,554	0,349
25	0,094	0,432	0,338
72	0,030	0,367	0,338
...	...	...	...
46	0,049	0,006	−0,043
66	0,377	0,286	−0,091
74	0,180	0,078	−0,102
43	1,662	1,556	−0,107
60	0,251	0,121	−0,130
54	0,193	0,024	−0,169
59	0,256	0,042	−0,215
50	0,696	0,436	−0,260
97	1,205	0,932	−0,274
51	0,679	0,049	−0,630

Источник: составлено авторами по данным ФТС.

Среднее значение ER увеличилось с 0,2 до 0,34 в 2022 г. Для средневзвешенного ER также наблюдается рост с 0,11 до 0,27. Здесь динамика отличается от экспорта, рост расхождений наблюдается в том числе по ключевым отраслям (машины и оборудование, транспортные средства, продовольственные товары).

Уровень расхождений в статистике вырос как для экспортных, так и для импортных операций, что является ожидаемым результатом в условиях перестройки внешнеэкономической деятельности, изменения структуры торговых партнеров и внедрения механизмов обхода ограничений, таких как параллельный импорт.

При этом динамика для экспортных и импортных потоков не одинакова. Для импорта вследствие резкого санкционного шока в начале 2022 г. расхождения увеличиваются в том числе по ключевым отраслям. В отношении ключевых экспортных потоков, в частности энергоносителей, санкционные ограничения вводились более медленно, вступив в силу только к концу 2022 г., поэтому в данных ФТС, ограниченных 2022 г., их эффект не наблюдается. В то же время в среднем по отраслям прослеживается тенденция к росту уровня расхождений.

Более актуальные данные публикуются Центральным банком Российской Федерации. Однако они доступны только на уровне общего объема торговли, без разбивки по отраслям и странам-партнерам. Для анализа уровня расхождений мы собрали зеркальные данные Trade Map за 2019–2024 гг. по месяцам и рассчитали общую сумму, чтобы привести их к агрегированному виду данных Центрального банка. На рис. 8 представлена динамика импорта по данным ЦБ и Trade Map.

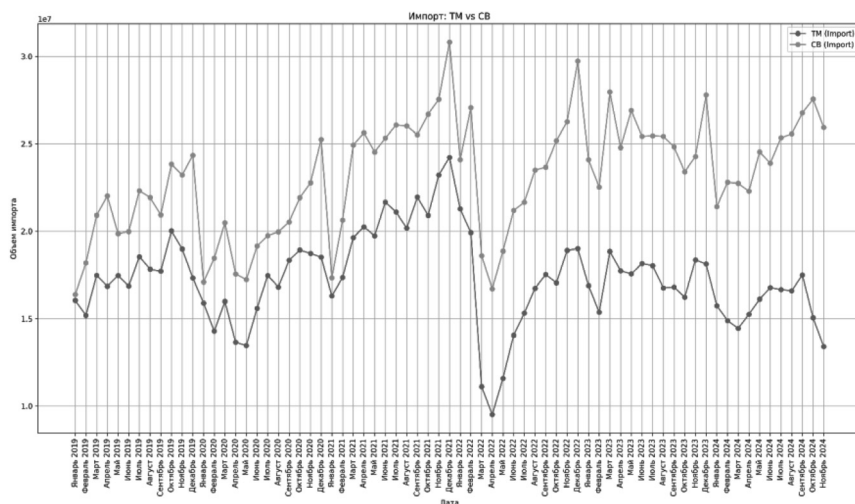


Рис. 8. Динамика импорта по данным ЦБ и Trade Map
 Источник: Trade Map; Центральный банк Российской Федерации.

Расхождения наблюдаются на всем промежутке, увеличиваясь примерно с весны 2022 г. При этом объемы импорта по данным ЦБ (приве-

денны к ценам FOB) превышают объемы зеркального импорта Trade Map (как правило учитывается в ценах CIF).

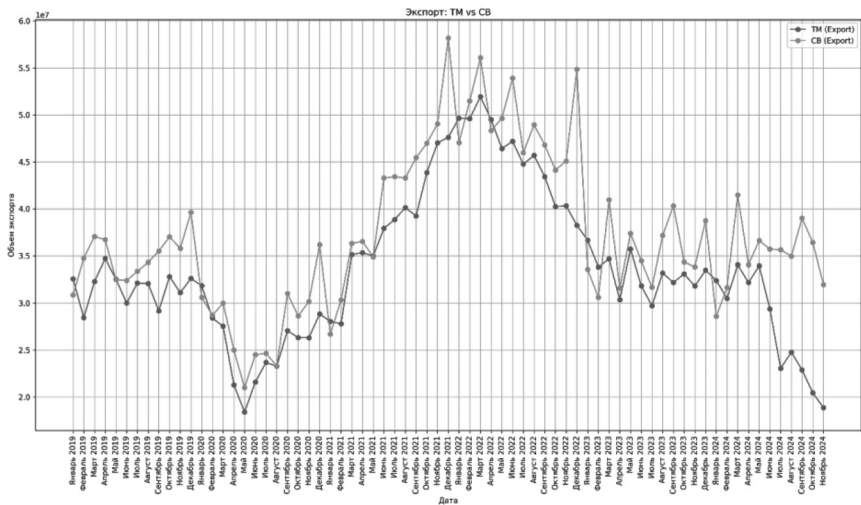


Рис. 9. Динамика экспорта по данным ЦБ и Trade Map
Источник: Trade Map; Центральный банк Российской Федерации.

Для экспорта (рис. 9.) данные визуально более близки, знак разницы периодически меняется. Данные устойчиво расходятся только начиная со второго квартала 2024 г.

Таким образом, динамика уровня расхождений для экспорта и импорта различаются (рис. 10 и 11). Для формальной оценки влияние шока 2022 г. был проведен тест Чоу (табл. 6).

Таблица 6

Тест Чоу на наличие структурного сдвига в таблицах

	Точка разрыва	F-статистика	p-value
Экспорт	Март 2022	8,74	0,0004
Импорт	Март 2022	11,11	0,0000

Источник: построено авторами по результатам расчетов.

По результатам проведения теста Чоу нулевая гипотеза отвергается как для экспорта, так и для импорта. Расхождения после февраля 2022 г. значимо превышает предшествующий уровень. Графический анализ демонстрирует, что для импорта переломная точка выражена достаточно явно, в то время как для экспорта смена тенденции наблюдается несколько позже.

Для дополнительной проверки временного характера сдвига мы определяем поворотные точки соответствующих рядов. Для импорта точка перелома полностью соответствует предполагаемой (рис. 10). После февраля 2022 г. наблюдается структурный сдвиг с увеличением угла наклона линии тренда.

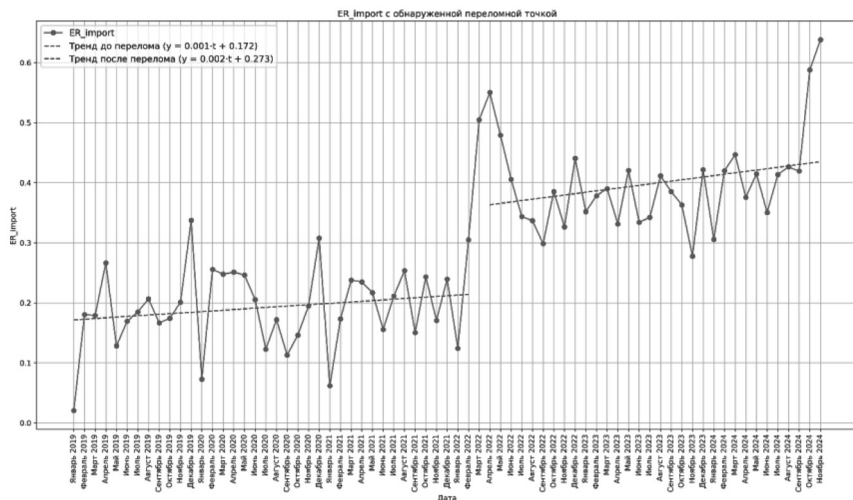


Рис. 10. Поворотная точка для импорта
 Источник: построено авторами по результатам расчетов.

Однако для экспорта поворотной точкой является март 2024 г. До поворотной точки линия тренда практически горизонтальна, со значительной амплитудой колебаний. После поворотной точки уровень расхождений быстро возрастает (рис. 11).

Для импортных потоков санкции оказали мгновенный эффект: после их введения в начале 2022 г. наблюдается резкое увеличение уровня расхождений, обусловленное снижением объемов импорта и структурной трансформацией внешнеторговых потоков, включая активизацию механизмов параллельного импорта.

Реакция экспорта на санкционную политику отличается. Ужесточение санкций в отношении российского экспорта в декабре 2022 г. вызвало разовый скачок уровня расхождений, однако затем они вернулись к прежним значениям. Только с апреля-мая 2024 г. экспортные расхождения начали демонстрировать устойчивый рост. Этот рост обусловлен не только накопительным эффектом санкционных ограничений, но и усилением контроля за соблюдением санкций со стороны недружественных стран, что в совокупности усиливает давление на экспортные потоки и приводит к более выраженным и устойчивым расхождениям в статистике.

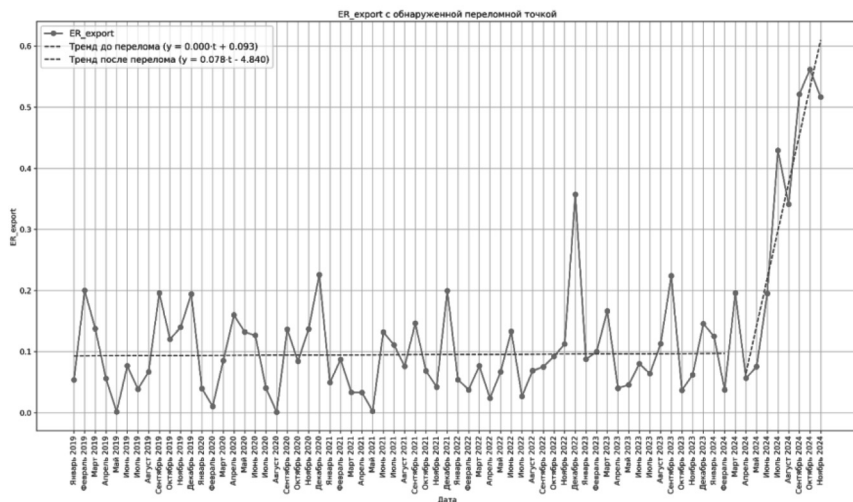


Рис. 11. Поворотная точка для экспорта

Источник: построено авторами по результатам расчетов.

Заключение

В данной работе на основе анализа двусторонних торговых потоков Российской Федерации за 2003–2021 гг., а также доступных более агрегированных данных по 2022–2024 гг. мы получаем ряд эмпирических выводов. Во-первых, для среднего потока гипотеза 1 об уменьшении уровня расхождений со временем не подтверждается: различные спецификации построенных моделей фиксируют возрастающий тренд уровня расхождений. Возможно, это объясняется тем, что большую часть рассматриваемого периода Россия находится под все возрастающим санкционным давлением, увеличивающим транспортные издержки и создающим стимулы для искажений в таможенной статистике. Во-вторых, также не подтверждается Гипотеза 2 о положительной связи кризисных периодов и санкционной политики с уровнем расхождений для Российской Федерации. Эффект присоединения партнера к санкционному режиму отрицательный. Кроме того, наблюдается нетипичная реакция в кризисные периоды. В то же время угол наклона тренда после 2014 г. увеличивается, что говорит о искажающем влиянии санкционной политики не на уровне конкретных попавших под санкции потоков, по которым правила учета только ужесточаются, а на уровне всей внешнеторговой деятельности.

Шок 2022 г. оказывает значимое влияние в пользу увеличения статистических расхождений. При этом если для импорта этот эффект прослеживается в данных практически сразу, то для экспорта носит отложенный

характер. Стоит отметить, что агрегированные данные могут приводить к недооценке реального масштаба расхождений, поскольку в них нивелировано влияние реэкспорта и неверной классификации – важных факторов расхождений на уровне конкретных потоков.

Таким образом, для двусторонних торговых потоков наблюдается тенденция к снижению сопоставимости между прямыми и зеркальными данными, которая дополнительно усиливается после шоков санкционной политики (2014 и 2022 гг.). При использовании данных зеркальной статистики в качестве прокси для отсутствующих прямых данных следует учитывать это ограничение.

Список литературы

Мурадов, К. Ю. (2015). Россия - АСЕАН: торговля и глобальные производственные цепочки. *Мировая экономика и международные отношения*, 59(8), 25–39. <http://dx.doi.org/10.20542/0131-2227-2015-8-25-39>

Нарбут, В. В., Толмачев, М. Н., & Шнайдер, О. В. (2022). Российский экспорт и импорт: двусторонняя асимметрия в статистике торговых партнеров. *Вестник Казанского государственного аграрного университета*, 17(3), 154–162. <https://doi.org/10.12737/2073-0462-2022-158-166>

Bessan, E., & Ayédoun, C. (2022). Misinvoicing in Benin's international trade: An analysis from mirror statistics. *Journal of Economics, Finance and Management Studies*, 5(11). <https://doi.org/10.47191/jefms/v5-i11-18>

Braml, M. T., & Felbermayr, G. J. (2022). The EU self-surplus puzzle: An indication of VAT fraud? *International Tax and Public Finance*, 29(5), 1075–1097. <https://doi.org/10.1007/s10797-021-09713-x>

Carrère, C., & Grigoriou, Ch. (2014). Can mirror data help to capture informal international trade? *Policy Issues in International Trade and Commodities Research Study Series. No. 65*. United Nations Conference on Trade and Development. https://unctad.org/system/files/official-document/itcddb65_en.pdf

Feenstra, R. C., & Hanson, G. H. (2004). Intermediaries in entrepôt trade: Hong Kong re-exports of Chinese goods. *Journal of Economics and Management Strategy*, 13(1), 3–35. <https://doi.org/10.1111/j.1430-9134.2004.00002.x>

Ferrantino, M., & Wang, Z. (2008). Accounting for discrepancies in bilateral trade: The case of China, Hong Kong, and the United States. *China Economic Review*, 19, 502–520. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2008.02.002>

Ferwerda, J., Kattenberg, M., Chang, H.-H., Unger, B., Groot, L. F. M., & Bikker, J. A. (2011). *Gravity models of trade-based money laundering*. SSRN. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1926776>

Fung, K. C., & Lau, L. J. (2003). Adjusted estimates of United States-China bilateral trade balances: 1995–2002. *Journal of Asian Economics*, 14(4), 489–496. [https://doi.org/10.1016/S1049-0078\(03\)00040-X](https://doi.org/10.1016/S1049-0078(03)00040-X)

Fuse, M., Oda, H., Noguchi, H., & Nakajima, K. (2022). Detecting illegal intercountry trade of mercury using discrepancies in mirrored trade data. *Environmental Science & Technology*, 56(19), 13565–13572. <https://doi.org/10.1021/acs.est.2c04327>

Gara, M., Giammatteo, M., & Tosti, E. (2018). Magic mirror in my hand ... how trade mirror statistics can help us detect illegal financial flows. *Occasional Paper. No. 445*. Bank of Italy. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3212626>

Gaulier, G., & Zignago, S. (2010). BACI: International trade database at the product-level (the 1994–2007 version). *CEPII Working Paper. No. 2010-23*. CEPII. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1994500>

Hamanaka, S. (2012). Whose trade statistics are correct? Multiple mirror comparison techniques: A test case of Cambodia. *Journal of Economic Policy Reform*, 15(1), 33–56. <https://doi.org/10.1080/17487870.2012.657827>

Hummels, D. L., & Lugovskyy, V. (2006). Are matched partner trade statistics a usable measure of transportation costs? *Review of International Economics*, 14(1), 69–86. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2006.00561.x>

International Monetary Fund. Monetary and Capital Markets Department. (2023). Chapter 3. Geopolitics and Financial Fragmentation: Implications for Macro-Financial Stability. In *Global Financial Stability Report April 2023: Safeguarding Financial Stability amid High Inflation and Geopolitical Risks*. USA: International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9798400233241.082.CH003>

Irawan, Y., & Ekananda, M. (2024). Dynamic analysis of trade misinvoicing and VAT in developing countries: Dynamic panel data model. *International Journal of Economics Development Research*, 5(1), 150–162.

Javorcik, B., & Narciso, G. (2017). WTO accession and tariff evasion. *Journal of Development Economics*, 125, 59–73. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2016.11.001>

Javorcik, B. S., & Narciso, G. (2008). Differentiated products and evasion of import tariffs. *Journal of International Economics*, 76(2), 208–222. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2008.07.002>

Javorsek, M. (2016). Asymmetries in international merchandise trade statistics: A case study of selected countries in Asia-Pacific. *ESCAP Statistics Division Working Paper Series SD/WP/02/April*. United Nations Economic and Social Commission for Asia and the Pacific. <https://hdl.handle.net/20.500.12870/1454>

Kalizinje, F. (2018). Combating customs revenue fraud in WCO East and Southern African region: A mirror analysis through the lens of Malawi. *Global Trade and Customs Journal*, 13(5), 224–233. <https://doi.org/10.54648/gtcj2018024>

Oja, K. (2015). No milk for the bear: The impact on the Baltic states of Russia's counter-sanctions. *Baltic Journal of Economics*, 15(1), 38–49. <https://doi.org/10.1080/1406099X.2015.1072385>

Kee, H. L., & Nicita, A. (2022). Trade fraud and non-tariff measures. *Journal of International Economics*, 139, 103682. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2022.103682>

Lépišsier, A., Davis, W., & Ibrahim, G. (2021). *Presenting a new atlas of illicit financial flows from trade misinvoicing*. SSRN. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3984323>

Li, Y., & Lin, F. (2022). Beyond tariff evasion: Bypass effect of FTAs to circumvent technical barriers. *Review of World Economics*, 158, 1085–1105. <https://doi.org/10.1007/s10290-022-00455-4>

Markowicz, I., & Baran, P. (2019). ICA and ICS-based rankings of EU countries according to quality of mirror data on intra-community trade in goods in the years 2014–2017. *Oeconomia Copernicana*, 10(1), 55–68. <https://doi.org/10.24136/oc.2019.003>

Markowicz, I., & Baran, P. (2020). A new method for calculating mirror data asymmetry in international trade. *Oeconomia Copernicana*, 11(4), 637–656. <https://doi.org/10.24136/oc.2020.026>

Morgenstern, O. (1963). *On the accuracy of economic observations*. Princeton University Press.

Paz, L. S. (2022). Measuring illicit financial flows: A gravity model approach to estimate international trade misinvoicing. *WIDER Working Paper. No. 2022/24*. The United Nations

University World Institute for Development Economics Research. <https://doi.org/10.35188/UNU-WIDER/2022/155-6>

Pritchett, L. (2000). Understanding patterns of economic growth: Searching for hills among plateaus, mountains, and plains. *The World Bank Economic Review*, 14(2), 221–250. <https://doi.org/10.1093/wber/14.2.221>

Tsigas, M. E., Hertel, T. W., & Binkley, J. K. (1992). Estimates of systematic reporting biases in trade statistics. *Economic Systems Research*, 4(4), 297–310.

Yeats, A. J. (1995). Are partner-country statistics useful for estimating “missing” trade data? *Policy Research Working Paper. No. 1501*. The World Bank. <https://ssrn.com/abstract=636143>

References

Muradov, K. Yu. (2015). Russia-ASEAN: trade and global production chains. *World Economy and International Relations*, 59(8), 25–39. <https://doi.org/10.20542/0131-2227-2015-8-25-39>

Narbut, V. V., Tolmachev, M. N., & Schneider, O. V. (2022). Russian export and import: bilateral asymmetry in trade partners’ statistics. *Vestnik Kazanskogo Gosudarstvennogo Agrarnogo Universiteta (Bulletin of Kazan State Agrarian University)*, 17(3), 154–162. <https://doi.org/10.12737/2073-0462-2022-158-166>