

**ПРАВИТЕЛЬСТВО РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ  
ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ АВТОНОМНОЕ  
ОБРАЗОВАТЕЛЬНОЕ УЧРЕЖДЕНИЕ  
ВЫСШЕГО ПРОФЕССИОНАЛЬНОГО ОБРАЗОВАНИЯ  
«НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ  
“ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ”»**

Андреев Иван Васильевич,  
Гусева Людмила

**“Исследование изменения экспорта ТН ВЭД-27 из России после  
2022 года с помощью методов анализа панельных данных”**

**Проект студентов 4 курса бакалавриата  
по Анализу панельных данных.**

**Москва 2025**

## Оглавление.

I. Введение .....	4
1. Актуальность .....	4
2. Обзор литературы.....	5
3. Описание данных и источников .....	7
II. Описательные статистики и интерпретация данных.....	9
1. Характеристика панели .....	9
2. Ключевые переменные .....	10
3. Временные и структурные фиктивные переменные .....	11
4. Макроэкономические и ценовые факторы .....	12
5. Географические и институциональные фиктивные переменные .....	12
6. Макроэкономические факторы стран-партнёров .....	12
III. Предварительный анализ .....	13
IV. Модель .....	32
1. Тестирование степени гетерогенности данных по времени .....	32
2. Возможность использования инвариантных по странам переменных .....	35
4. Тестирование наиболее адекватной модели (Pool, FE, RE).....	37
V. Интерпретация модели .....	41
VI. Тестирование отклонения параметров распределения ошибки от предположений КЛРМ .....	43
1. Гетероскедастичность.....	43
2. Автокорреляция ошибок .....	45

3. Пространственная корреляция.....	47
VII. Итоговая модель с учётом выявленных проблем .....	49
1. Сравнительный анализ результатов модели до и после коррекции ошибок.....	49
VIII. Эндогенность .....	53
1. Эндогенность по внешним шокам.....	54
2. Эндогенность по ненаблюдаемым индивидуальным эффектам .	60
IX. Динамическая модель с лагом зависимой переменной .....	65
1 Оценка GMM Ареллано-Бонда .....	66
2. Стационарность .....	69
X. Заключение .....	71
XI. Источники .....	73
XII. Примечание.....	75

## **I. Введение.**

### ***1. Актуальность.***

Введение масштабных санкций в отношении России в 2022 году оказало существенное воздействие на сектор минеральных продуктов, который является ключевым источником валютных поступлений и формирования федерального бюджета. Ограничения на морские поставки российской нефти и нефтепродуктов, а также введение ценового потолка обусловили необходимость перераспределения экспортных потоков в пользу новых направлений, что привело к трансформации структуры внешней торговли и изменению условий реализации российских энергетических ресурсов. Указанные процессы сопровождались сокращением экспортных доходов и поставили вопрос о долгосрочной устойчивости отрасли в условиях сохраняющихся ограничений.

Исходя из этого, становится актуальным исследование последствий санкционной политики для экспорта минеральных продуктов России. Особое значение имеет выявление изменений в географической структуре поставок и динамике ценовых условий реализации. Для анализа данных целесообразно применять методы панельного анализа, которые позволяют учитывать, как временную динамику, так и различия между странами-импортёрами.

## **2. Обзор литературы**

Для анализа экспорта минеральных продуктов России после санкций 2022 года и выбора подходящей эконометрической модели важно рассмотреть как эмпирические исследования по санкциям, так и работы по методологии панельного анализа внешней торговли. Ниже приведён обзор ключевых источников, релевантных нашей теме.

### ***а) Исследования экспорта нефти после санкций:***

- *Kilian, L., Rapson, D. и Schipper, B. (2024). The Impact of the 2022 Oil Embargo and Price Cap on Russian Oil Prices.*

В рабочем документе Федерального резервного банка Далласа авторы показывают, что основной эффект санкций проявился через ценовой дисконт Urals, а не через резкое падение физических объёмов экспорта. Также выявлен рост роли Индии и Китая, как ключевых покупателей. Эта статья полезна тем, что предоставляет количественные оценки санкционного эффекта.

- *Ушкалова, Д. И. (2022). Антироссийские санкции и экспорт России в 2022 г.: риски и перспективы.*

В данной статье рассматривается влияние ограничений на ключевые экспортные товары России, включая нефть. Автор вводит концепцию «ловушки большой страны», согласно которой санкции против крупного экспортёра повышают мировые цены и частично компенсируют потери. Этот источник важен в качестве российской точки зрения, которая подчёркивает необходимость учитывать не только объёмы, но и ценовые эффекты.

- *Babina, T., Hilgenstock, B., Itskhoki, O., Mironov, M. и Ribakova, E. (2023). Assessing the Impact of International Sanctions on Russian Oil Exports.*

В исследовании авторы используют уникальные российские таможенные данные и показывают, что санкции привели к фрагментации рынка: по разным экспортным маршрутам российская нефть продавалась с различными скидками. Экспорт был переориентирован, но доходы снизились из-за дисконтов. Этот источник ценен тем, что основан на редких эмпирических данных и даёт конкретные количественные оценки перераспределения потоков.

#### ***б) Панельные модели внешней торговли.***

- *Merko, F., Prendi, L. и Memaj, F. (2022). A Panel Data Analysis of Albania's Trade: The Gravity Model Approach.*

Авторы применяют панельные гравитационные модели для анализа торговли на примере Албании с 24-мя странами. Сравнение моделей с фиксированными и случайными эффектами показывает, что панели позволяют корректно учитывать неоднородность стран и временные эффекты.

- *Davidescu, A.A., Dobre, I., Apostu, S.A. и др. (2022). An empirical analysis using panel data gravity models and scenario forecast simulations for the Romanian exports in the context of COVID-19.*

В статье проведён сравнительный анализ различных панельных спецификаций (Pool, модели с фиксированными и случайными эффектами) на данных об экспорте Румынии. Авторы используют

тест Хаусмана и LM-тест Бройша–Пагана для выбора подходящей модели и показывают, что спецификации с фиксированными эффектами чаще обеспечивают более устойчивые оценки.

### **3. Описание данных и источников.**

Основные данные об экспорте минеральных продуктов (ТН ВЭД-27 – нефть, нефтепродукты, газы, уголь, торф, кокс и др.) были получены из международной базы СЕРП ВАСИ (Base pour l'Analyse du Commerce International), разработанной Центром перспективных исследований международной экономики (СЕРП, Франция).

Данная база сформирована на основе официальных таможенных отчётов стран-участниц UN Comtrade с последующей гармонизацией и перекрёстной верификацией данных по методологии СЕРП. Она предоставляет унифицированную информацию о двусторонних торговых потоках в разрезе товаров и стран-партнёров. Это делает её одним из наиболее надёжных и часто используемых источников для построения панельных моделей внешней торговли.

Из этой базы были взяты ключевые переменные:

- *year* - год;
- *importer* - страна-импортёр;
- *usd\_value* - стоимость экспорта в долларах США;
- *tones\_value* - физический объём экспорта (тонн).

Перечисленные показатели позволяют анализировать изменения не только в объёмах, но и в ценовых условиях поставок.

Дополнительные дамми-переменные (*unfriendly\_flag*, *asia*, *europa*, *north\_america*, *south\_america*, *oceania*, *africa*, *middle\_east*, *cis*, *brics*, *sco*, *opes\_plus*, *sanctions*) были сформированы вручную на основе классификации стран, которые присутствуют в исходных данных.

Эти индикаторы позволяют выделить группы стран по географическим, институциональным и политико-экономическим признакам, а также учесть влияние внешних шоков, например, санкций 2022 года.

Использование подобных фиктивных переменных очень важно для корректного анализа межстрановых различий и проверки гипотез о влиянии союзной принадлежности или санкционного статуса на торговые потоки.

Макроэкономические показатели ВВП импортеров и курсов национальных валют к доллару (*gdp*, *rate*) и индикатор деловой активности промышленности в производственном секторе PMI России (*pmi*) были собраны через API-парсинг сайта [Cbonds.ru](https://cbonds.ru).

Эти данные отражают экономическую динамику стран-импортёров и состояние промышленного сектора России, поэтому являются релевантными факторами внешнего спроса и внутреннего предложения в моделях экспорта.

Переменная *urals* (среднегодовая цена нефти Urals, USD/баррель) рассчитана по архивным рыночным данным с сайта [Investing.com](https://investing.com).

Данный показатель демонстрирует рыночные ценовые условия реализации российской нефти на мировом рынке.



Данные по валютным курсам (USD, EUR, CNY - средние годовые курсы рубля к доллару, евро и юаню) были получены через официальный API Центрального банка РФ.

Курсовые колебания напрямую влияют на экспортные поступления и конкурентоспособность поставок, а потому выступают значимыми макроэкономическими факторами в анализе внешней торговли.

## **I. Описательные статистики и интерпретация данных.**

Для предварительного анализа структуры панельных данных и оценки их пригодности к эконометрическому моделированию были рассчитаны описательные статистики.

С помощью них можно оценить вариабельность показателей как между странами (межгрупповую), так и во времени (внутригрупповую), это необходимо для выбора типа модели (Pool, FE или RE).

### ***1. Характеристика панели***

Панель включает 156 стран-импортеров российских минеральных продуктов (ТН ВЭД-27) за период 2017-2023 гг.

Данные являются несбалансированными, так как не для всех стран представлены наблюдения за каждый год. Среднее количество наблюдений на страну составляет около 5.8, а полный временной ряд (7 лет) присутствует примерно у половины стран (55%).

Такой объём и структура обеспечивают достаточную межстрановую и временную вариацию для построения панельных моделей.

## ***2. Ключевые переменные***

- *usd\_value* - стоимость экспорта, USD.

Средний годовой экспорт составляет около 1.85 млрд USD, при этом стандартное отклонение 6.53 млрд USD и разброс от 5 USD до 94.8 млрд USD указывают на выраженную правостороннюю асимметрию распределения.

Межстрановая дисперсия (Between SD примерно 5.19 млрд USD) превышает внутригрупповую (Within SD примерно 3.3 млрд USD), это показывает значимые различия в масштабах торговли между странами.

- *tones\_value* - объём экспорта, тонн.

Средний физический объём экспорта около 4.9 млн тонн, диапазон колебаний от 0 до 203 млн тонн.

Показатель также характеризуется высокой асимметрией, а большая межстрановая вариация подтверждает устойчивые различия между странами по объёмам поставок.

Для обеих переменных использовались логарифмические преобразования (*ln\_usd*, *ln\_tons*) для сглаживания влияния выбросов.

### **3. Временные и структурные фиктивные переменные.**

- *sanctions* — принимает значение 1 для 2022-2023 гг.; среднее 0.22 показывает, что около пятой части наблюдений приходится на постсанкционный период. Высокая внутригрупповая дисперсия (Within SD = 0.399) свидетельствует, что переменная отражает временной шок, общий для всех стран.
- *covid* — индикатор 2019-2021 гг.; среднее 0.46 подтверждает, что почти половина наблюдений охватывает период пандемии.
- *unfriendly\_flag* — фиксирует страны, включённые в список «недружественных»; среднее 0.31 указывает, что около трети наблюдений относится к таким государствам. Межстрановая дисперсия (0.46) при нулевой временной вариации говорит о статичности признака, он различается между странами, но не изменяется во времени.

### **4. Макроэкономические и ценовые факторы.**

- *urals* - средняя цена нефти Urals - варьируется от 40 до 80 USD/баррель (среднее 62.9). Изменчивость приходится на временной компонент (Within SD = 11.74) и отражает глобальную динамику нефтяного рынка.
- Курсы валют *USD/RUB*, *EUR/RUB*, *CNY/RUB* демонстрируют аналогичную временную динамику: колебания между годами превышают межстрановые различия, поскольку курсы едины для всех стран. Эти переменные показывают влияние валютных условий на экспортную выручку.

- *pmi* - индекс деловой активности в промышленности России - имеет среднее 50 пунктов и умеренную волатильность (от 46 до 53). Этот индикатор характеризует внутреннее состояние производственного сектора и может выступать прокси-переменной внутреннего предложения.

### **5. Географические и институциональные фиктивные переменные**

Переменные *asia*, *europa*, *africa*, *cis*, *brics*, *sco*, *oprec\_plus* и др. отражают географическую принадлежность и участие стран в международных альянсах.

Все они неизменны во времени ( $SD = 0$ ), что ожидаемо, поскольку такие характеристики фиксированы. Они используются для контроля структурных различий между странами в моделях с фиксированными эффектами.

### **6. Макроэкономические факторы стран-партнёров**

Переменные *gdp* (ВВП) и *rates* (курс национальной валюты к доллару США) - характеризуют экономическую мощь стран-импортёров и могут интерпретироваться как факторы внешнего спроса.

Высокая межстрановая вариация и относительно небольшая внутригрупповая дисперсия указывают на устойчивые различия по уровню экономического развития и слабую изменчивость год от года.

## II. Предварительный анализ.



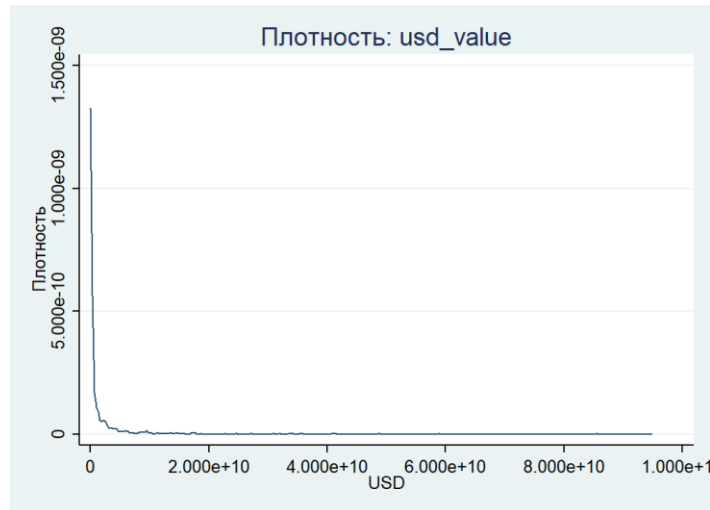
Динамика суммарного экспорта минеральных продуктов, 2017-2023 гг (рис. 1).

На графике представлена динамика совокупного экспорта России по товарной группе ТН ВЭД-27 в миллиардах долларов США за 2017-2023 гг. (рис. 1). Экспорт демонстрирует выраженные колебания. После умеренного роста в 2017-2018 гг. наблюдается снижение в 2019-2020 гг., совпадающее с падением мировых цен на нефть и последствиями пандемии COVID-19. В 2021-2022 гг. отмечается резкий рост экспортных поступлений, это связано с ростом цен и переориентацией поставок после введения санкций, однако в 2023 году происходит частичное снижение, которое отражает адаптацию внешнего спроса и ограничительный эффект санкций.



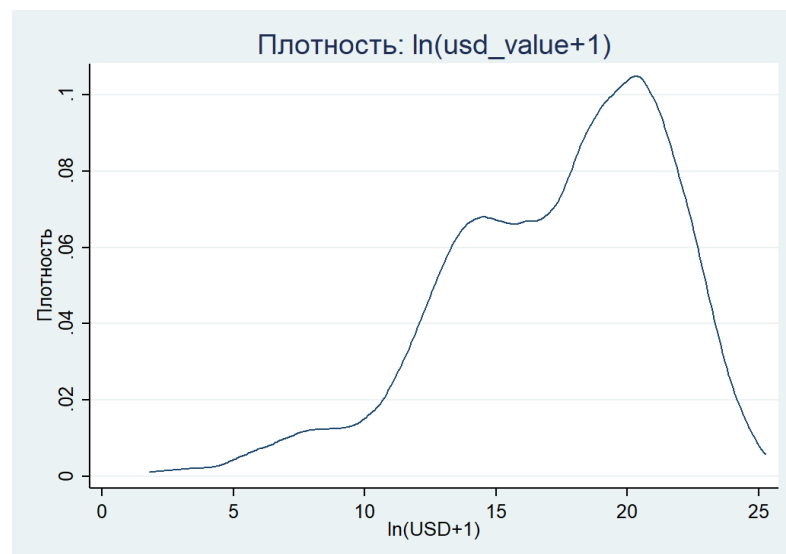
Динамика физического объёма экспорта минеральных продуктов, 2017-2023 гг.  
(рис.2).

График отражает изменения совокупных физических объёмов экспорта минеральных продуктов России за 2017-2023 годы (рис. 2). В отличие от стоимостных показателей, объёмные данные демонстрируют устойчивое снижение начиная с 2019 года. После умеренного роста в 2017-2018 гг. объёмы экспорта снижаются, достигая минимума в 2023 году (примерно на уровне 500 млн тонн) - это является самым низким показателем за весь период наблюдения. Такая динамика указывает на то, что рост экспортных доходов 2021-2022 гг. (рис. 1) был обусловлен прежде всего ростом мировых цен на нефть, а не увеличением физических поставок.



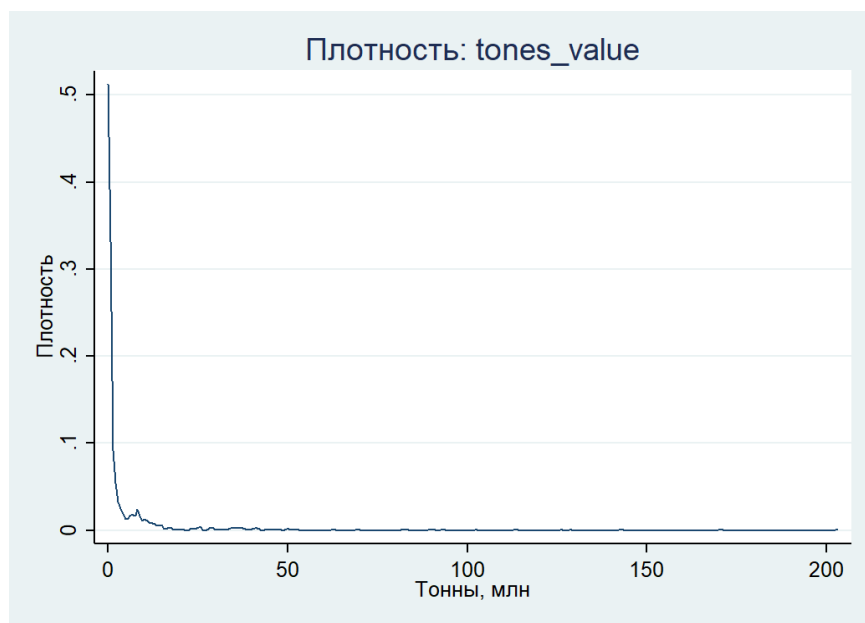
**Распределение экспортных стоимостей (*usd\_value*) (рис. 3)**

На рисунке представлено распределение стоимостных объёмов экспорта (*usd\_value*) по странам и годам (рис. 3). Распределение имеет правостороннюю асимметрию, это свидетельствует о наличии небольшого числа наблюдений с чрезвычайно высокими значениями экспорта (крупные импортёры), тогда как основная масса стран характеризуется сравнительно низкими объёмами поставок.



**Распределение логарифма стоимостных объёмов экспорта (рис. 4)**

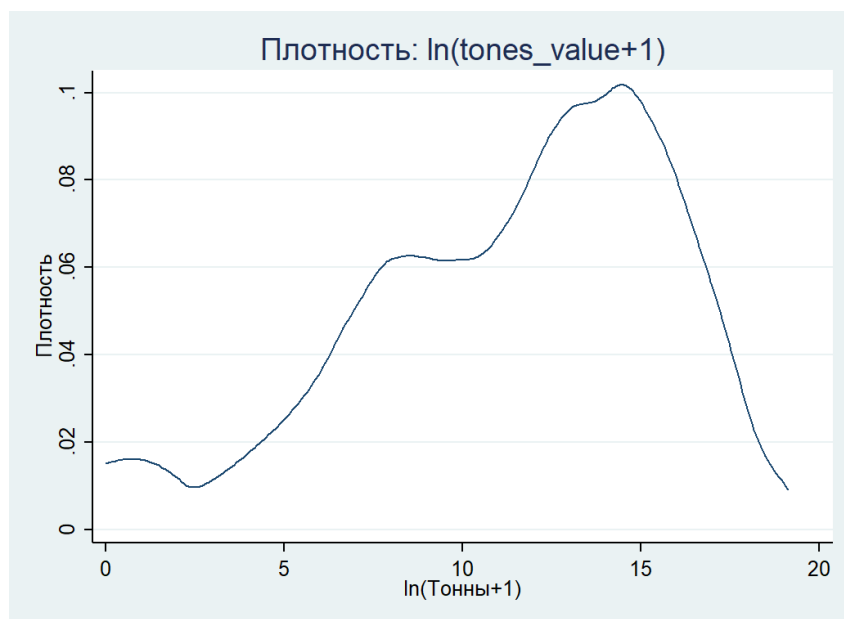
После логарифмического преобразования распределение стоимостных объёмов экспорта становится значительно более симметричным и приближенным к нормальному (рис. 4). Большинство наблюдений сосредоточено в диапазоне от 15 до 22 логарифмических единиц, что соответствует основной массе стран со средними объёмами экспорта. Это преобразование устраняет выраженную правостороннюю асимметрию исходной переменной *usd\_value*, снижает влияние экстремальных значений и делает данные более пригодными для анализа.



Распределение физических объёмов экспорта (рис. 5)

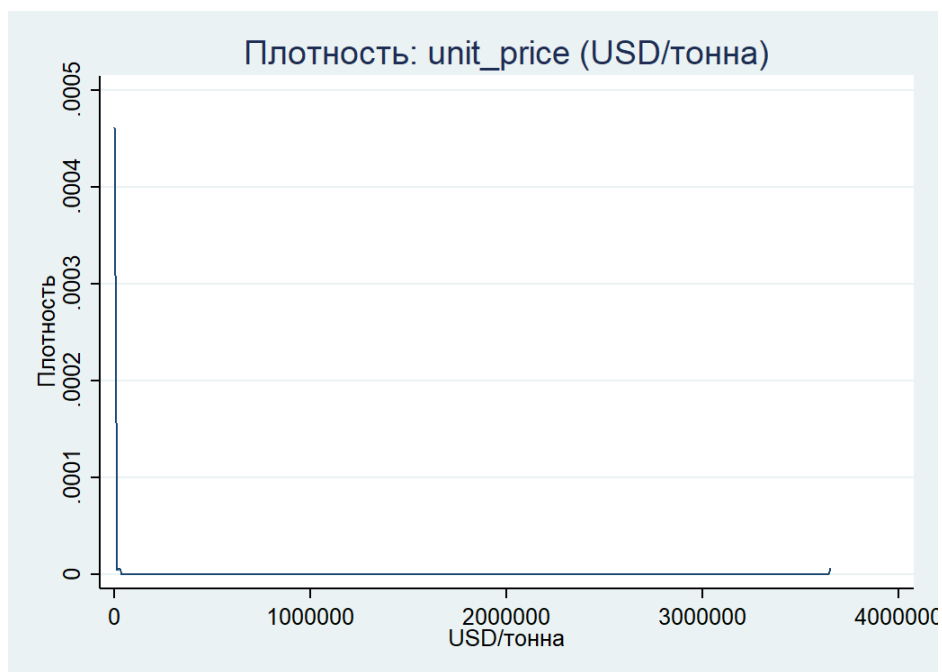
Распределение экспортных объёмов в тоннах также имеет правосторонний перекося (рис. 5). Подавляющее большинство наблюдений сосредоточено в диапазоне малых значений, в то время как лишь незначительное число стран демонстрирует крупные поставки.





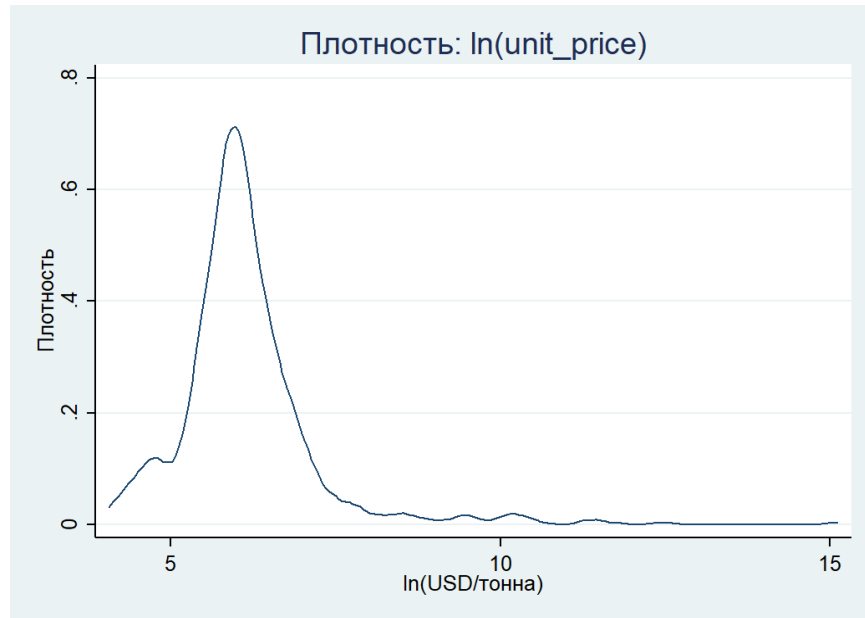
**Распределение логарифма физических объёмов экспорта (рис. 6)**

После логарифмирования распределение физических объёмов экспорта становится более сглаженным и приближённым к нормальному (рис. 6). Большинство наблюдений сосредоточено в диапазоне от 10 до 16 логарифмических единиц, что отражает основную массу стран с умеренными объёмами закупок. Данное преобразование уменьшает влияние экстремальных значений (крупных импортёров) и делает переменную более стабильной для последующего эконометрического анализа.



Распределение удельной экспортной цены (рис. 7)

В цене экспорта снова наблюдается выраженная правосторонняя асимметрия с длинным «хвостом» редких экстремальных наблюдений (рис. 7). Основная масса данных сосредоточена вблизи нулевых значений, это показывает наличие множества мелких поставок с относительно низкой ценой за тонну. В целом, подобная структура данных типична для внешнеторговых показателей, где высокая концентрация наблюдений в нижней части распределения обусловлена разнообразием товарных категорий и контрагентов. Для устранения перекоса в последующем анализе переменная будет использоваться в логарифмическом виде.

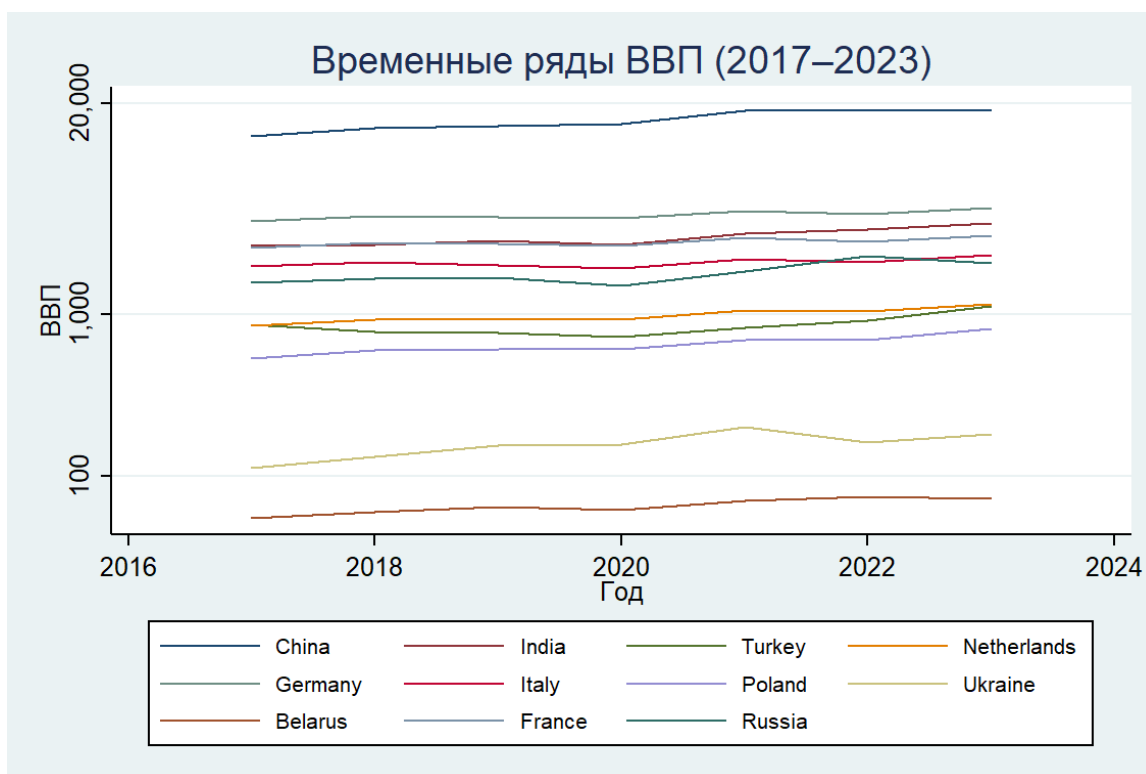


**Распределение логарифма удельной экспортной цены (рис. 8)**

После логарифмического преобразования пик плотности сосредоточен в диапазоне от 5 до 7 логарифмических единиц, что соответствует наиболее частым значениям экспортной цены на минеральные продукты (рис. 8).

Такое преобразование существенно снижает влияние редких экстремальных наблюдений и делает переменную статистически устойчивой.

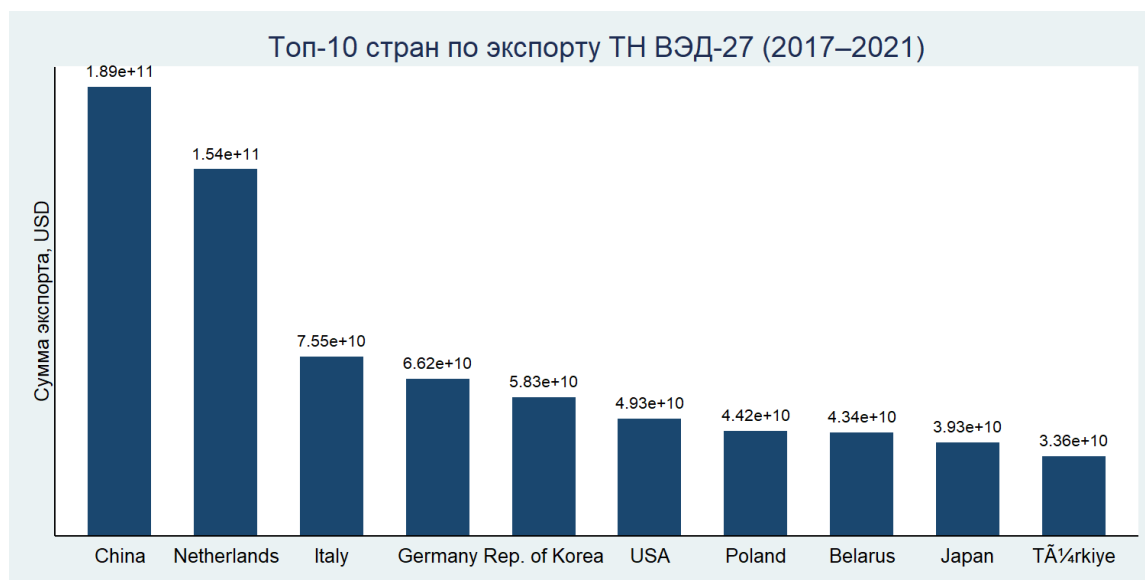
Полученный вид распределения подтверждает корректность использования логарифмированной цены (*ln\_unit\_price*) как зависимой или объясняющей переменной в дальнейших моделях.



Динамика ВВП стран — ключевых партнёров России (2017-2023 гг.) (рис. 9)

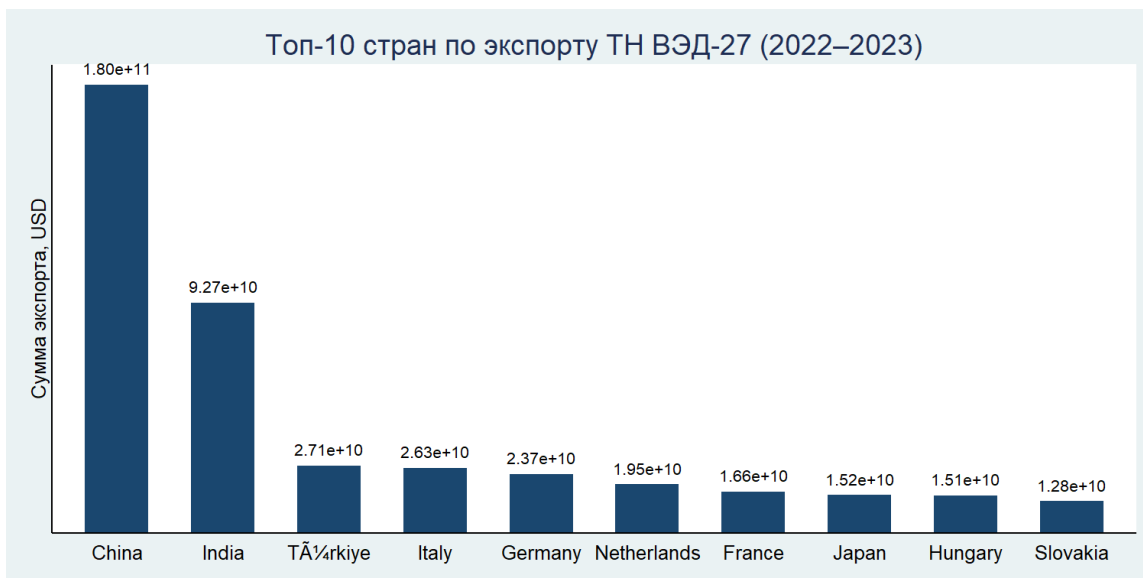
На графике представлены временные ряды ВВП стран - основных торговых партнёров России за 2017-2023 годы (рис. 9). Данные отражают устойчивый рост большинства экономик, за исключением кратковременного спада в 2020 году, обусловленного пандемией COVID-19. Наибольший уровень ВВП сохраняет Китай, демонстрируя стабильный рост на протяжении всего периода, тогда как Германия, Италия, Франция и Нидерланды показывают умеренную положительную динамику. Индия и Турция имеют более высокие темпы увеличения ВВП, то есть это указывает на укрепление их роли в мировой экономике и потенциал роста спроса на энергоресурсы. Россия сохраняет умеренную динамику, а Украина и Беларусь демонстрируют снижение показателей после 2022 года.

В целом, временные ряды подтверждают наличие значительной межстрановой неоднородности по масштабам экономик.



Топ-10 стран по экспорту минеральных продуктов России (2017-2021 гг.) (рис. 10)

На диаграмме показана структура крупнейших направлений российского экспорта минеральных продуктов до введения санкций 2022 года (рис. 10). Наибольшие объёмы поставок приходились на Китай и Нидерланды, совокупно обеспечивавших более трети экспортных доходов по данной товарной группе. Значительные объёмы также направлялись в Италию, Германию, Южную Корею и США, что отражает высокую зависимость российского экспорта от стран Европы и развитых экономик. Присутствие Беларуси, Польши, Японии и Турции в числе крупнейших партнёров подчёркивает географическую диверсификацию поставок, но при этом до 2022 года основными направлениями оставались европейские рынки.



**Топ-10 стран по экспорту минеральных продуктов России (2022-2023 гг.) (рис. 11)**

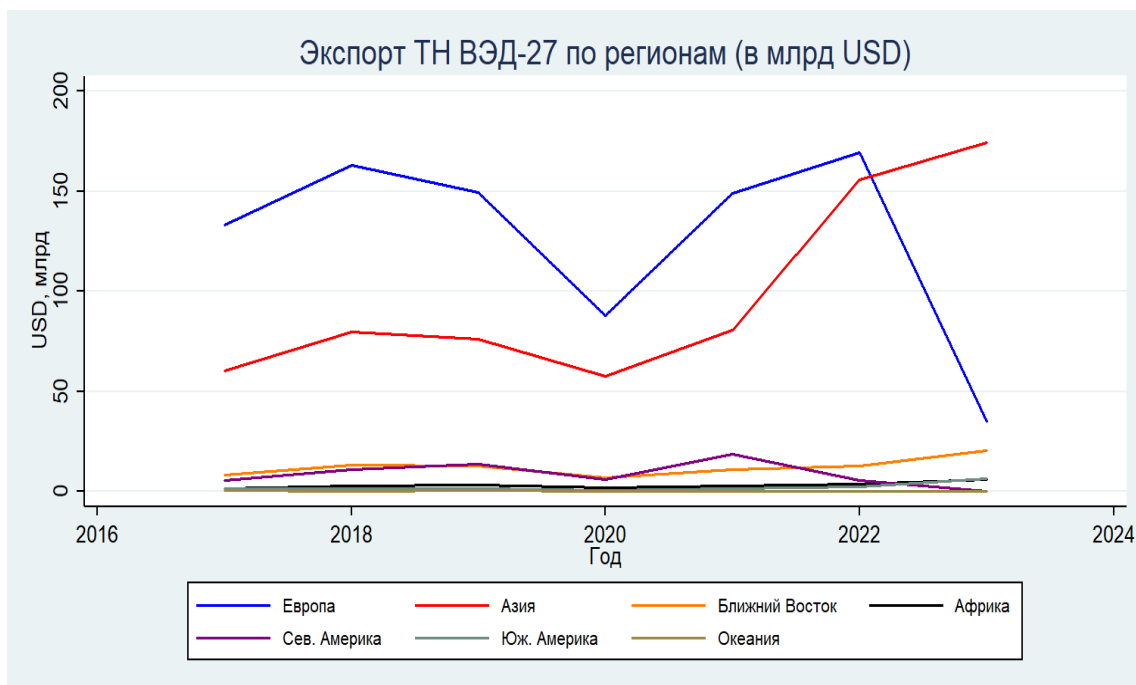
На диаграмме представлена структура крупнейших направлений экспорта минеральных продуктов России после введения санкций 2022 года (рис. 11). Видно резкое изменение географической структуры поставок, ключевыми направлениями стали Китай и Индия, которые в совокупности обеспечивают более половины экспортных доходов по группе ТН ВЭД-27. Значительно возросла роль Турции, ставшей одним из основных центров для поставок нефти и нефтепродуктов. Доля стран Европейского союза (Италия, Германия, Нидерланды, Франция) существенно сократилась по сравнению с периодом 2017-2021 годов, это отражает эффект европейского эмбарго. Структура экспорта сместилась в сторону азиатских рынков, что демонстрирует переориентацию внешнеторговых потоков России в ответ на санкционные ограничения.



**Импорт из недружественных стран (2017-2023 гг.) (рис. 12)**

На графике представлена динамика импорта России из группы недружественных стран в 2017-2023 годах (рис. 12). Наблюдается выраженная волатильность. После роста в 2017-2018 годах и спада в 2020 году (период пандемии) объём импорта временно восстанавливается в 2021-2022 годах.

Однако в 2023 году фиксируется резкое сокращение более, чем в три раза относительно предыдущего года, что опять же связано с санкционными ограничениями, запретами на поставки и разрывом логистических цепочек со странами ЕС.

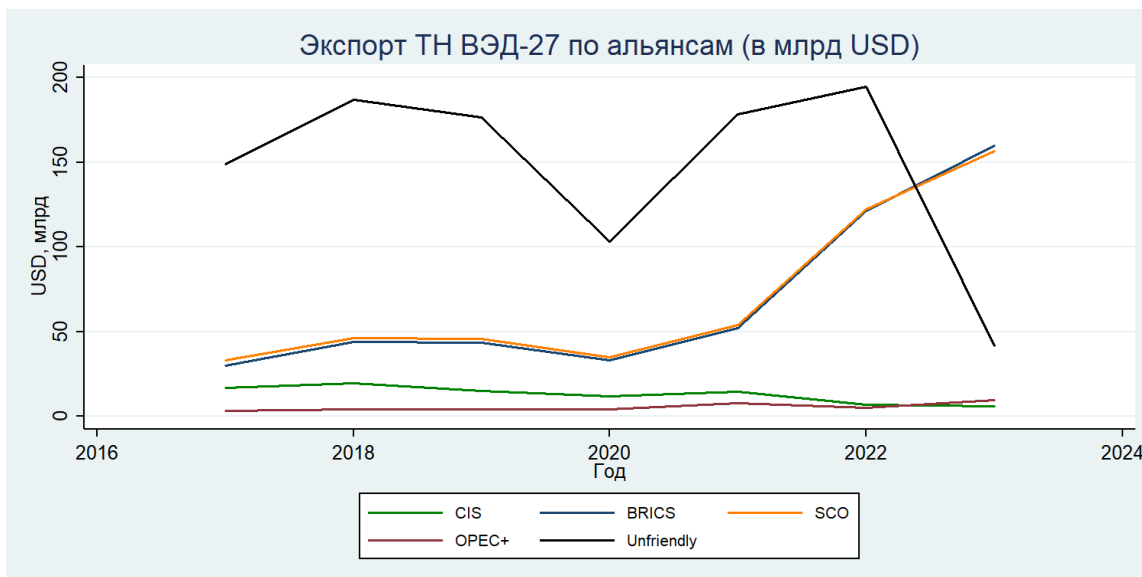


Экспорт минеральных продуктов по регионам мира (2017-2023 гг.) (рис. 13)

График отражает динамику экспорта минеральных продуктов России в разрезе основных регионов мира за 2017-2023 годы (рис. 13). До 2021 года основным направлением оставалась Европа, на которую приходилась наибольшая часть экспортных поступлений, но после введения санкций в 2022 году наблюдается резкое сокращение поставок в европейские страны.

Одновременно происходит существенный рост экспорта в Азию, которая к 2023 году становится ведущим направлением с объёмами, превышающими европейские показатели. Поставки на Ближний Восток, в Африку, Америку и Океанию остаются сравнительно незначительными, но демонстрируют умеренный рост в последние годы, то есть график подтверждает структурную переориентацию российского экспорта в пользу азиатских стран после 2022 года.





Экспорт минеральных продуктов России по экономическим альянсам (2017-2023 гг.)

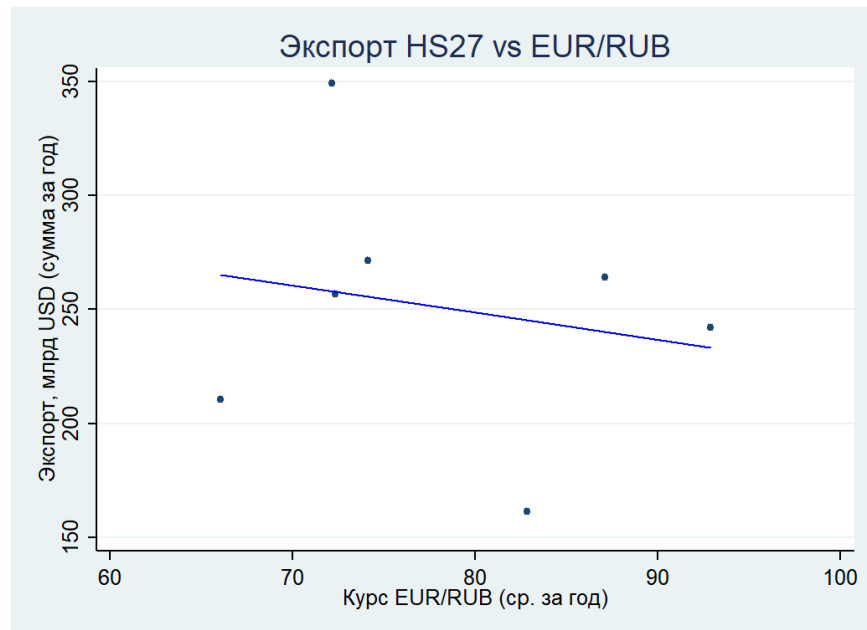
(рис. 14)

На графике представлена динамика экспорта нефти и нефтепродуктов России по экономическим альянсам (рис. 14). До 2021 года наибольшие объёмы приходились на группу недружественных стран, но после введения санкций в 2022 году их доля резко снизилась.

Одновременно наблюдается устойчивый рост поставок в страны БРИКС, ШОС и ОПЕК+, это отражает переориентацию экспортных потоков на партнёров, не присоединившихся к санкционным ограничениям. Объёмы экспорта в рамках СНГ сохраняются относительно стабильными на протяжении всего периода.

Не будем использовать дамми-переменную ШОС, совпадающую практически полностью с флагом БРИКС по динамике экспорта.

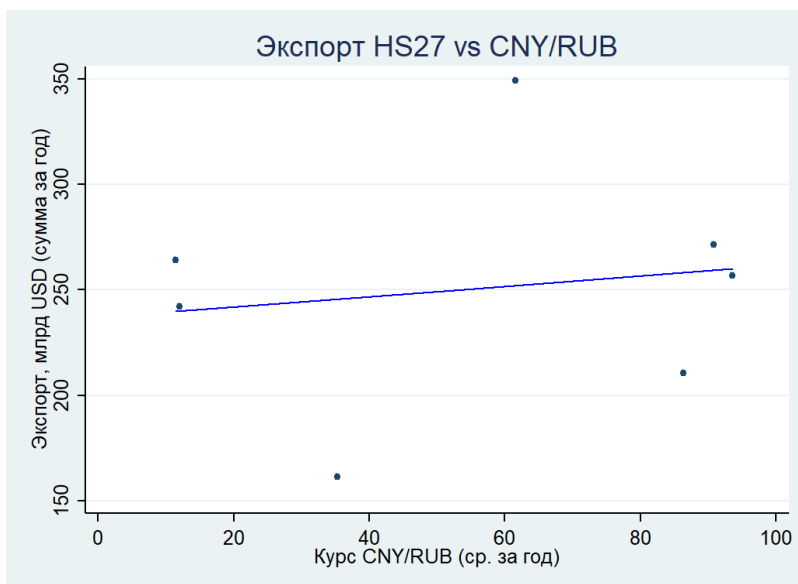
В целом, структура торговых связей демонстрирует постепенное смещение центра внешнеэкономической активности России в сторону альтернативных альянсов, прежде всего БРИКС.



**Взаимосвязь экспорта минеральных продуктов с курсом евро к рублю (рис. 15)**

График отражает зависимость совокупного экспорта минеральных продуктов от среднего годового курса евро к рублю за период 2017-2023 годов (рис. 15). Наблюдается слабая отрицательная корреляция между переменными: укрепление евро по отношению к рублю сопровождается умеренным снижением стоимостных показателей экспорта.

Это может объясняться тем, что при ослаблении рубля часть экспортных контрактов пересматривается в валютном выражении, а также тем, что влияние валютных колебаний нивелируется изменениями мировых цен на нефть.

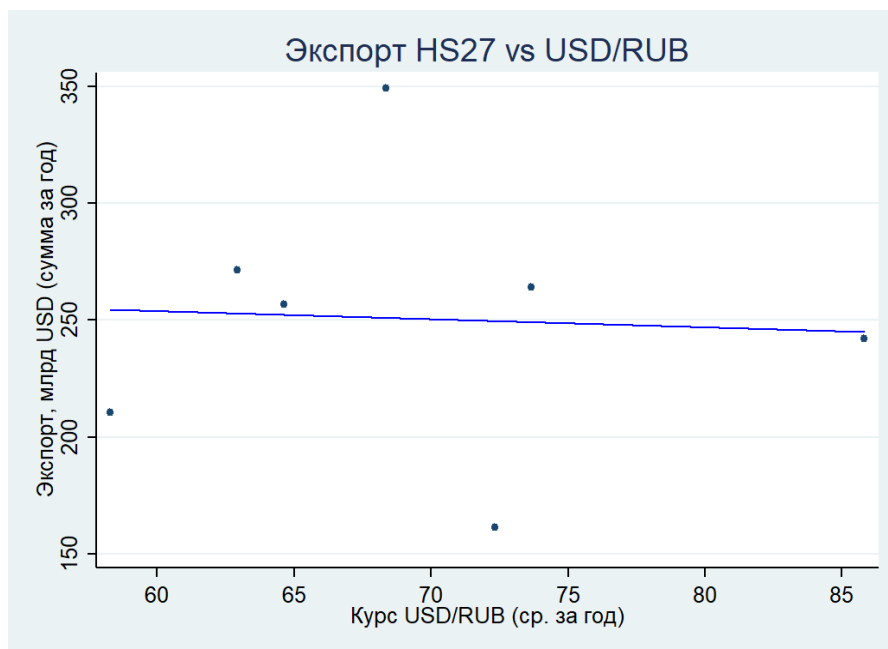


**Взаимосвязь экспорта минеральных продуктов с курсом юаня к рублю (рис. 16)**

График иллюстрирует зависимость совокупного экспорта минеральных продуктов от среднего годового курса китайского юаня к рублю в 2017-2023 годах (рис. 16). Наблюдается слабая положительная зависимость: рост курса юаня относительно рубля незначительно коррелирует с увеличением экспортных доходов.

Это может быть связано с тем, что после 2022 года расчёты по многим внешнеторговым контрактам начали проводиться в юанях и укрепление китайской валюты стало отражать усиление роли азиатского направления в российском экспорте.

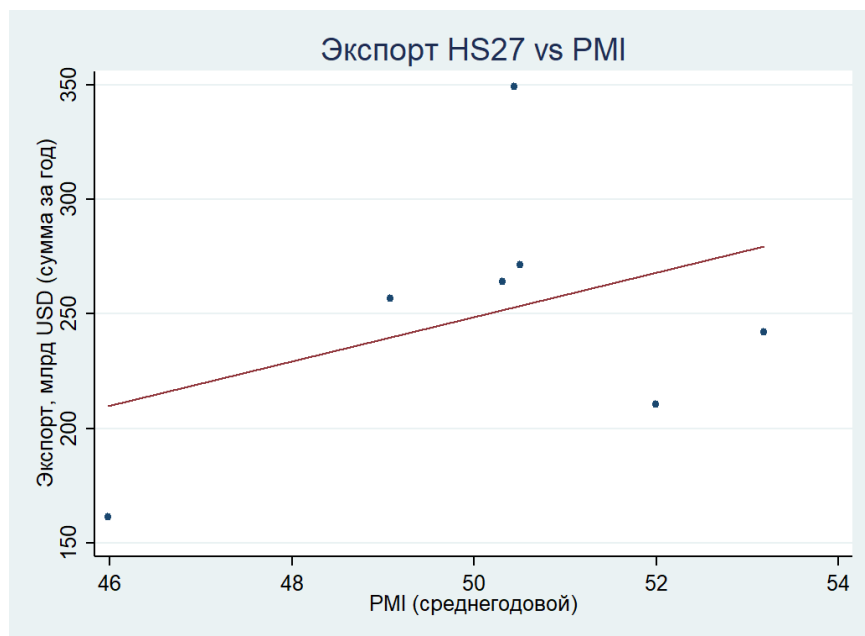
Тем не менее, сила корреляции невысокая, значит имеется множество других факторов, влияющих на экспортные объёмы, включая динамику цен Urals и изменение структуры торговых партнёров.



**Взаимосвязь экспорта минеральных продуктов с курсом доллара к рублю (рис. 17)**

График демонстрирует зависимость совокупного экспорта минеральных продуктов от среднего годового курса доллара США к рублю в 2017-2023 годах (рис. 17). Наблюдается слабая отрицательная связь: при ослаблении рубля объём экспорта в долларовом выражении незначительно снижается.

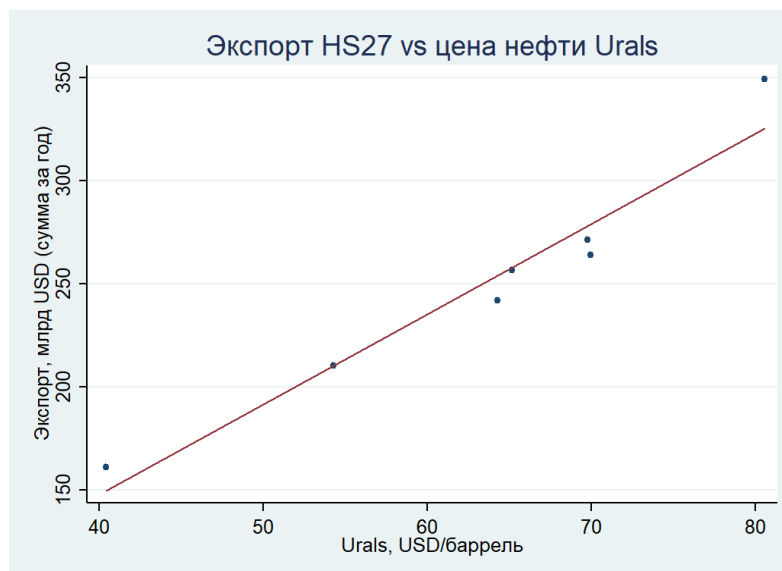
Подобный эффект может быть связан с тем, что при ослаблении национальной валюты номинальные долларové значения экспорта зависят не только от валютного курса, но и от динамики мировых цен на нефть и географической структуры поставок.



**Взаимосвязь минеральных продуктов с индексом деловой активности (PMI) (рис. 18)**

На графике показана зависимость совокупного экспорта минеральных продуктов от среднегодового индекса деловой активности в промышленности России за 2017-2023 годы (рис. 18). Наблюдается умеренная положительная корреляция: увеличение значения PMI сопровождается ростом экспортных доходов.

Такая зависимость указывает на взаимосвязь между внутренней производственной активностью и экспортной динамикой - периоды экономического оживления совпадают с ростом поставок и благоприятной конъюнктурой на внешних рынках. Однако наличие отдельных выбросов свидетельствует о том, что на экспорт минеральных продуктов значительное влияние оказывают и внешние факторы.

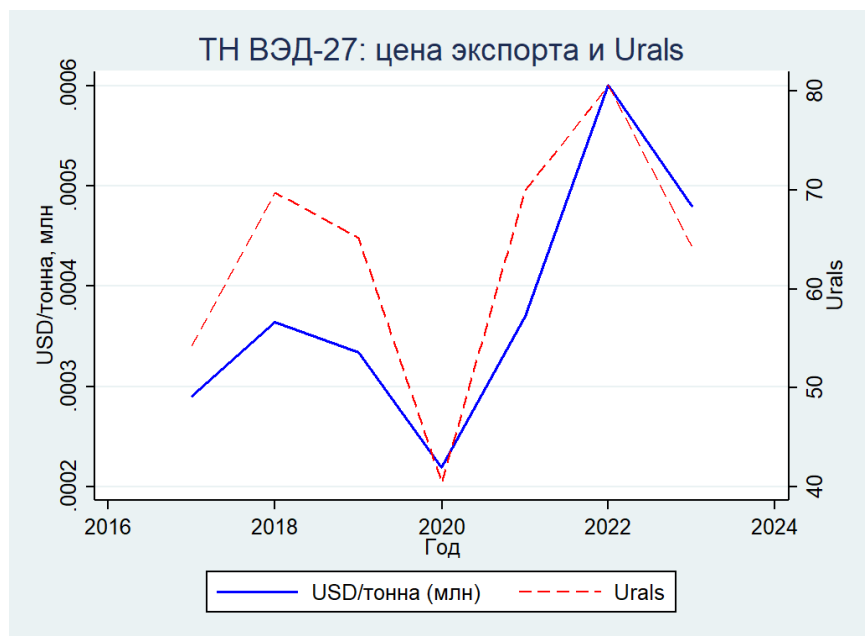


**Взаимосвязь экспорта минеральных продуктов с ценой нефти Urals (рис. 19)**

График демонстрирует зависимость совокупного экспорта минеральных продуктов от средней годовой цены нефти Urals за период 2017-2023 годов (рис. 19). Между переменными прослеживается чёткая положительная корреляция: рост мировых цен на нефть сопровождается увеличением экспортных доходов России.

Такая зависимость является ожидаемой, поскольку цена Urals напрямую определяет стоимость экспортных поставок и формирует основную часть валютной выручки.

Линейная связь между показателями выглядит почти пропорциональной, что подтверждает высокую чувствительность экспортных доходов к динамике мировых цен на нефть.



Динамика экспортной цены и стоимости нефти Urals (2017-2023 гг.) (рис. 20)

График отражает соотношение между средней экспортной ценой минеральных продуктов России (USD за тонну) и мировой ценой нефти марки Urals за 2017-2023 годы (рис. 20). Динамика обеих кривых практически совпадает: рост мировых цен сопровождается пропорциональным увеличением экспортной цены, а периоды падения Urals (например, в 2020 году) сопровождаются снижением экспортных котировок.

В 2022 году наблюдается совместный ценовой пик, обусловленный резким ростом мировых цен и ограничением предложения, тогда как в 2023 году имеется синхронное снижение, связанное с санкционными ограничениями и изменением маршрутов поставок. Совпадение трендов подтверждает высокую эластичность экспортных доходов от минеральных продуктов по цене нефти.

### III. Модель.

#### 1. Тестирование степени гетерогенности данных по времени.

Задача состоит в тестировании соответствия данных одной из трех гипотетических спецификаций:

- Модель отдельных регрессий для каждого года (0):

$$y_{it} = X_{it}\beta_t + \alpha_t + u_{it}$$

Регрессия с гетерогенными по времени коэффициентами наклона и свободным членом.

- Модель с FE для каждого года (1):

$$y_{it} = X_{it}\beta + \alpha_t + u_{it}$$

Регрессия с детерминированным временным эффектом.

- Модель Pool (2):

$$y_{it} = X_{it}\beta + \alpha + u_{it}$$

Сквозная регрессия.

Для начала нужно исключить из рассмотрения переменные, инвариантные по объектам, так как при построении моделей (0) и (1) используется преобразование WITHIN: любая переменная, одинаковая для всех наблюдений в данном году получит  $dt(X_{it}) = X_{it} - \overline{X_{it}} = 0$  и исчезнет из регрессии. Тогда получим следующий список объясняющих переменных: флаг недружественной страны, региональные дамми-



переменные, альянсы, ВВП и курсы национальных валют к доллару стран-импортеров, логарифм цены экспорта.

Далее применяем преобразование WITHIN по времени для зависимой и объясняющих переменных.

Поочередно оцениваем модели (0), (1) и (2), считая для каждой остаточную сумму квадратов (RSS) и степени свободы (DF).

1. Тест № 1: Равенство склонов во времени – (0) против (1).

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_T$$

$$H_1: \exists t \neq s: \beta_t \neq \beta_s$$

$$F = \frac{(RSS_1 - RSS_0)/K(T - 1)}{RSS_0/DF_0}$$

$$F \sim F(K(T - 1), DF_0)$$

2. Тест № 2: Равенство склонов, временных эф. - (2) против (0).

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_T \text{ и } \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_T$$

$$H_1: \text{не все равны}$$

$$F = \frac{(RSS_2 - RSS_0)/(K + 1)(T - 1)}{RSS_0/DF_0}$$

$$F \sim F((K + 1)(T - 1), DF_0)$$

3. Тест № 3: Равенство временных эффектов - (2) против (1).

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_T \text{ (при общих } \beta)$$

$$H_1: \exists t \neq s: \alpha_t \neq \alpha_s$$

$$F = \frac{(RSS_2 - RSS_1)/(K + 1)(T - 1)}{RSS_1/DF_1}$$

$$F \sim F((K + 1)(T - 1), DF_1)$$

Результаты тестирования:

$H_0$	Ф-статистика	p_value	Вывод
$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_T$	9.49	< 0.001	$H_0$ отвергается
$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_T$ (при общих $\beta$ )	11.07	< 0.001	$H_0$ отвергается
$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_T$ и $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_T$	10.2	< 0.001	$H_0$ отвергается

**Таблица 1. Результаты тестирования гетерогенности во времени.**

Исходя из результатов тестирования (таблица 1), все три нулевые гипотезы отвергаются на любом разумном уровне значимости. Следовательно, наклоны существенно различаются по годам, как и временные эффекты, а Pool-модель неприемлема. Такой результат может быть сигналом сильного изменения структуры экспорта России по ТН ВЭД-27 после 2022 года.

## ***2. Возможность использования инвариантных по странам переменных.***

Мы выяснили, что в наших данных присутствует полная гетерогенность во времени, которую мы должны учитывать при

дальнейших тестированиях. Мы обязаны включать в модели постоянные временные эффекты. Однако в таком случае мы не сможем оценить влияние на экспорт инвариантных по странам макропеременных: Urals, PMI, курсы валют USD, EUR, CNY. Дело в том, что включение данных факторов в модель с постоянными временными эффектами приведет к совершенной коллинеарности. Любой постоянный ряд внутри года – это линейная комбинация годовых дамми, поэтому при наличии  $i.year$  коэффициенты на таких макро не идентифицируются.

Чтобы оценить влияние макропеременных на экспорт и не пренебречь гетерогенностью во времени, нам нужно показать, что макропеременные могут заменить годовые дамми.

Для этого мы оценим две вложенные модели:

- M0: фиксированные эффекты по странам, временные наклоны при основных переменных, набор макрофакторов;
- M1: фиксированные эффекты по странам, временные наклоны при основных переменных, набор макрофакторов и дамми года;

Далее мы проводим стандартный F-тест:

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_T$$

(при наличии макрофакторов, временных наклонов)  
и фикс. эффектов по странам)

$$F = \frac{(RSS_0 - RSS_1)/q}{RSS_1/DF_1}$$

Результаты тестирования:

$H_0$	Ф-статистика	p_value	Вывод
$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_T$ (при наличии макрофакторов, временных наклонов и фикс. эффектов по странам)	0.02	0.8796	$H_0$ не отвергается

Таблица 2. Возможность замены временных перехватов макрофакторами.

На любом разумном уровне значимости нулевая гипотеза не отвергается. Следовательно, можем считать, что макрофакторы адекватно замещают годовые перехваты. Оценивая модели без включения  $i.year$  мы учитываем гетерогенность наклонов по годам, а перехваты описываем макрофакторами.

Однако если мы оставим все взаимодействия признаков и годов (временные наклоны), то модель будет слишком объемной, а оценки станут нестабильными. Поэтому будем использовать экономически осмысленную, агрегированную форму гетерогенности во времени – взаимодействие признаков и санкционного периода  $post2022$ . Таким образом, мы выявим изменение чувствительности экспорта по цене, ВВП и др.

#### 4. Тестирование наиболее адекватной модели из тройки *Pool*, *FE*, *RE*.

Чтобы выяснить оценки какой из этих моделей наиболее адекватны нашим данным, необходимо попарное сравнение оцененных моделей.

1. Регрессионную модель с фиксированными эффектами сравним со сквозной регрессией (тест Вальда):

$$y_{it} = X'_{it}\beta + \alpha_i + u_{it}$$

$$H_0: \alpha_i = 0$$

$$F = \frac{(RSS_{Pool} - RSS_{FE})/(N - 1)}{RSS_{FE}/(NT - N - K)}$$

$$F \sim F(N - 1, NT - N - K)$$

2. Регрессионную модель со случайными эффектами сравним со сквозной регрессией (тест Бройша-Пагана):

$$y_{it} = X'_{it}\beta + \alpha_i + u_{it}$$

$$H_0: \sigma^2_{\alpha} = 0$$

$$F = \frac{RSS_B/(N - K)}{RSS_W/(NT - N - K)}$$

$$F \sim F(N - K, NT - N - K)$$

Для больших выборок используем статистику множителя Лагранжа  $LM \sim \chi^2(1)$ .

3. Регрессионную модель со случайными эффектами сравним с регрессионной моделью с фиксированными эффектами (тест Хаусмана-Мундлака).

Модель со случайным эффектом имеет место только в случае некоррелированности случайного эффекта с регрессорами. Это требование часто бывает нарушено. Тестирование корреляции случайного эффекта и регрессоров - это тестирование эндогенности, которое осуществляется в эконометрии тестом Хаусмана, таким образом, сделать выбор между FE и RE моделями позволяет тест Хаусмана.

$$H_0: cov(\alpha_i, X_{it}) = 0$$

$$H_1: cov(\alpha_i, X_{it}) \neq 0$$

Тест проводится сопоставлением двух альтернативных оценок  $\hat{\beta}_{RE}$  и  $\hat{\beta}_{FE}$ . Причем  $\hat{\beta}_{FE}$  состоятельна при обеих гипотезах, а  $\hat{\beta}_{RE}$  состоятельна и асимптотически эффективна при нулевой гипотезе и несостоятельна при альтернативной.

Одна из возможных тестовых статистик:

$$m = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' (V(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}))^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})$$

$$m \stackrel{H_0}{\sim} \chi_k^2$$

На практике тестируем средние по панели основных меняющихся во времени регрессоров ( $\ln\_unit\_price$ ,  $gdp$ ,  $rate$ ) – коэффициенты при средних равны нулю.

Давайте наконец сравним модели в нашей задаче, учитывая полную гетерогенность во времени (таблица 1).

Список регрессоров:

- *post2022*— фиктивная переменная санкционного периода;
- *c.ln\_unit\_price###i.post2022* – взаимодействие цены и санкционного периода (учитываем гетерогенность во времени в наклонях);
- *c.gdp###i.post2022* – взаимодействие ВВП страны-импортера и санкционного периода (учитываем гетерогенность во времени в наклонях);
- *c.rate###i.post2022* – взаимодействие курса нац. валюты к доллару страны-импортера и санкционного периода (учитываем гетерогенность во времени в наклонях);
- *i.unfriendly\_flag###i.post2022*, *i.cis###i.post2022*, ..., *i.opec\_plus###i.post2022* – санкционные сдвиги для групп (регионы и альянсы).
- *c.Urals*, *c.pmi*, *c.CNY*, *c.USD*, *c.EUR* – макрофакторы вместо временных перехватов.

Оцениваем модели и проводим тесты.

Результаты тестирования:

$H_0$	Статистика	P-value	Вывод
$H_0: \alpha_i = 0$ Тест Вальда – FE vs Pool	$F(155, 658) = 16.08$	$< 0.001$	$H_0$ отвергается
$H_0: \sigma_\alpha^2 = 0$ Тест Бройша-Пагана – RE vs Pool	$\chi^2(1) = 833.33$	$< 0.001$	$H_0$ отвергается
$H_0: cov(\alpha_i, X_{it}) = 0$ Тест Хаусмана-Мундлака – RE vs FE	$\chi^2(3) = 30.02$	$< 0.001$	$H_0$ отвергается

Таблица 3. Результаты тестирования (Pool vs RE vs FE).

Исходя из результатов тестирования (таблица 3), нулевая гипотеза теста Вальда отвергается на любом разумном уровне значимости – у стран есть значимые постоянные эффекты, Pool-модель неприменима. Нулевая гипотеза теста Бройша-Пагана также отвергается на любом разумном уровне значимости, следовательно, дисперсия межстранового постоянного эффекта отлична от нуля – Pool отвергается в пользу RE/FE. Нулевая гипотеза теста Хаусмана-Мундлака о коррелированности страновых эффектов с регрессорами отвергается также на любом разумном уровне значимости – RE несостоятельна, выбираем модель FE.

Для нашей задачи это означает, что экспорт минеральных продуктов меняется структурно не только в зависимости от рассматриваемого периода, но от страны-партнера.

Скрытые постоянно эффекты стран такие, как политические отношения, институциональные системы, и др., коррелированы со стоимостью экспорта, ВВП и курсом национальной валюты.



Теперь оценим финальную модель и содержательно проинтерпретируем ее.

#### IV. Интерпретация модели.

Ниже приведена таблица результатов оцененной FE-модели по значимым коэффициентам с их интерпретацией. Полную таблицу можно найти в разделе «Примечание».

Переменная	Коэффициент	SE	Значимость	Интерпретация
<i>ln_unit_price</i>	-0.3307	0.1189	***	Эластичность стоимости по цене: рост цены на 1% приводит к падению экспорта на 0.33% (до 2022).
<i>1.unfriendly_flag#1.post2022</i>	-2.2482	0.6151	***	Экспорт в недружественные страны упал на 89.4% после 2022 года
<i>region#post2022: NorthAmerica</i>	-2.1039	0.6641	***	Экспорт в Северную Америку упал на 87.8% после 2022 года (относ. Африки)
<i>region#post2022: SouthAmerica</i>	-1.8006	0.5961	***	Экспорт в Южную Америку упал на 83.5% после 2022 года (относ. Африки)
<i>brics#post2022</i>	1.6649	0.8309	**	Экспорт в BRICS вырос на 428.5% после 2022 года.

<i>urals</i>	0.0361	0.0078	***	Рост стоимости Urals на 1\$ за баррель увеличивает экспорт на 3.6%
<i>pmi</i>	-0.1	0.0351	***	Рост PMI на 1 пункт уменьшает экспорт на 10%

Таблица 4. Значимые коэффициенты финальной FE модели \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*

$p < 0.10$

Оценка коэффициента сдвига эластичности цены после 2022 года (*post2022#ln\_unit\_price*) статистически незначима. Изменение ценовой эластичности не доказано (таблица 4).

Оценки коэффициентов при ВВП стран-партнеров, курсов национальных валют к доллару и их сдвиги после 2022 года незначимы.

Часть регионов и альянсов так же незначимы. Перекрытие групп и малочисленность наблюдений в некоторых комбинациях. Основные азиатские партнеры (Индия и Китай) входят в BRICS, а подавляющую часть недружественных стран составляют европейские страны.

Курсы USD EUR CNY незначимы – валютные эффекты слабее Urals и PMI.

Итак, изменение экспорта ТН ВЭД-27 проявляется в обвале экспорта в недружественные страны и росте потребления российских минеральных продуктов странами BRICS. Ценовая эластичность стоимости до 2022 года отрицательна, ее изменение в санкционный период незначимо. Также важна внешняя конъюнктура: рост Urals приводит к росту стоимости экспорта, а рост PMI – к падению (при заданном Urals): в периоды высокой деловой активности минеральные продукты потребляются внутри страны.

## **V. Тестирование отклонения параметров распределения ошибки регрессионной модели от предположений КЛРМ.**

Мы тестируем ошибки регрессии на гетероскедастичность, так как при ней оценки, оставаясь состоятельными, не являются эффективными. Авторегрессия ошибок во времени также не приводит к несостоятельности (при условии экзогенности регрессоров), но искажает оценки. К схожим последствиям приводит пространственная корреляция.

### ***1. Гетероскедастичность.***

Тестирование ошибок регрессии на гетероскедастичность можно провести с помощью теста Бройша-Пагана и модифицированного теста Вальда.

- Тест Бройша-Пагана на гетероскедастичность.

Оцениваем зависимость квадратов остатков регрессии **WITHIN** на константу и  $J$  независимых переменных – предполагаемых виновников гетероскедастичности.

$$H_0: \alpha = 0$$

$$H_1: V(u_{it}) = \sigma^2 h(z'_{it} \alpha)$$

где  $h$  - некоторая непрерывно дифференцируемая функция с  $h(0) = 1$ . При  $\alpha = 0$  наблюдаем гомоскедастичность.

Тестовая статистика:

$$\chi = N(T - 1)R^2 \stackrel{H_0}{\sim} \chi^2_J$$

- Модифицированный тест Вальда.

Тест основан на предположении, что ковариационная матрица ошибок имеет блочно-диагональный вид.

$$H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2 \forall i$$

$$H_1: \sigma_i^2 \neq \sigma^2$$

Модифицированная статистика Вальда:

$$W = \sum_{i=1}^N \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)}{\hat{V}_i} \underset{H_0}{\sim} \chi_N^2$$

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{RSS_w}{NT - N - K}$$

$$\hat{V}_i = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (\hat{u}_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)^2$$

Тест работает при нарушении нормальности ошибки, но имеет низкую мощность при больших N и малых T.

Проведем оба теста для нашей модели.

Результаты тестирования:

$H_0$	Статистика	p_value	Вывод
$H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2 \forall i$ Модиф. тест Вальда	$\chi^2(156) = 56508.80$	$< 0.001$	$H_0$ отвергается
$H_0: \alpha = 0$ $H_1: V(u_{it}) = \sigma^2 h(z'_{it} \alpha)$ Тест Бройша-Пагана	$\chi^2(177) = 339.34$	$< 0.001$	$H_0$ отвергается

Таблица 5. Результаты тестирования на гетероскедастичность.

Таким образом, оба теста подтверждают наличие гетероскедастичности ошибок нашей модели (таблица 5).

## 2. Автокорреляция ошибок.

Тестирование автокорреляции ошибок проведем с помощью тестов Бройша-Пагана и Вулдриджа.

- Тест Вулдриджа на AR(1).

Оцениваем модель:

$$Y_{it} - Y_{it-1} = (X'_{it} - X'_{it-1})' \beta + \epsilon_{it} - \epsilon_{it-1}$$

Оцениваем AR(1) для остатков:

$$\Delta \hat{\epsilon}_{it} = p \Delta \hat{\epsilon}_{it-1} + \xi_{it}$$

$$H_0: p = -0.5$$

$$H_1: p \neq -0.5$$

Вулдриджем было замечено, что в отсутствии сериальных корреляций ошибки исходной регрессии

$$cov(\Delta \varepsilon_{it}, \Delta \varepsilon_{it-1}) = -0.5$$

Статистика:

$$t = \frac{\hat{p} + 0.5}{se(\hat{p})}$$

$$F(1, N - 1) = t^2$$

Также используется тест Бройша-Пагана одновременного присутствия в ошибке индивидуального RE и процесса AR(1). В STATA `xttest1` работает только для сбалансированных моделей. Для проверки оставим только страны без пропусков по периодам.

Результаты тестирования:

$H_0$	Статистика	p_value	Вывод
$\Delta \hat{\varepsilon}_{it} = p \Delta \hat{\varepsilon}_{it-1} + \xi_{it}$ $H_0: p = -0.5$ Тест Вулдridжа	$F(1,138) = 25.547$	$< 0.001$	$H_0$ отвергается
$v_{it} = \lambda v_{it-1} + e_{it}$ $H_0: \lambda = 0$ Тест Бройша-Пагана	$ALM(\lambda = 0) = 32.60$	$< 0.001$	$H_0$ отвергается

Таблица 6. Результаты тестирования на автокорреляцию.

Таким образом, оба теста подтверждают наличие автокорреляции ошибок нашей модели (таблица 6).

### 3. Пространственная корреляция.

В длинных панелях с небольшим числом объектов часто появляется проблема корреляции ошибок между объектами.

$$H_0: cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0 \forall i \neq j$$

$$H_1: \exists i \neq j: cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) \neq 0$$

Проверяем разновидностью теста Бройша-Пагана, основанного на множителе Лагранжа:

$$\lambda_{LM} = T \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^i \hat{p}_{ij}^2 \sim \chi_d^2$$

$$d = N(N - 1)/2$$

$$\hat{p}_{ij} = corr(\hat{\varepsilon}_i, \hat{\varepsilon}_j) = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it} \hat{\varepsilon}_{jt}}{\sqrt{\left(\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2\right)} \sqrt{\left(\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{jt}^2\right)}}$$

Тест выполняется после оценивания регрессии WITHIN. Тест имеет плохие статистические свойства при больших N и T < N.

Песараном был предложен асимптотический вариант теста для больших N и малых T.

Статистика:

$$\lambda_{CD} = T \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{p}_{ij}^2 \sim N(0,1)$$

Тест выполняется после оценивания регрессии WITHIN или регрессии со случайным индивидуальным эффектом.

Результаты тестирования:

$H_0$	Статистика	p_value	Вывод
$H_0: cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0 \forall i \neq j$ Тест Бройша-Пагана	$\chi^2(3655) = 7871.1$	$< 0.001$	$H_0$ отвергается
$H_0: cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0 \forall i \neq j$ Тест Песарана	$Z = -0.078$	0.9377	$H_0$ не отвергается

Таблица 7. Результаты тестирования на пространственную корреляцию.

Тесты так же пришлось провести на сбалансированной выборке недостатка общих лет между странами. Результаты тестов не согласуются. Тест Бройша-Пагана отвергает гипотезу об отсутствии пространственной корреляции на любом разумном уровне значимости в то время, как тест Песарана - не отвергает так же при любом разумном  $\alpha$  (таблица 7). Тест Бройша-Пагана при больших N и малых T, как обсуждалось ранее, работает плохо. Мы можем доверять тесту Песарана.



Однако средняя абсолютная попарная корреляция остатков все же свидетельствует о пространственной зависимости:  $\overline{|p_{ij}|} = 0.483$

## **VI. Итоговая модель с учетом выявленных проблем.**

Итак, мы выявили гетероскедастичность, автокорреляцию и, возможно, пространственную корреляцию в нашей модели. Учтем эти особенности с помощью процедуры Дрисколла-Крея. Она способна учитывать индивидуальные эффекты объекта, пространственную корреляцию, гетероскедастичность и автокорреляцию произвольного вида во времени. Процедура подходит для оценок в случае  $N > T$ , что и свойственно нашим данным.

$$\hat{\beta}_{FE} = (X'WX)^{-1}X'WY$$

$$V(\hat{\beta}_{FE}) = (X'WX)^{-1}X'W\Omega WX(X'WX)^{-1}$$

Элементы  $\Omega$  оцениваются непараметрически в зависимости от выбранных опций. Процедура Дрисколла-Крея позволяет получать состоятельные и робастные к широкому спектру отклонений оценки матрицы  $\hat{S} = X'W\Omega WX$ .

### ***1. Сравнительный анализ результатов модели до и после коррекции ошибок.***

Давайте сравним результаты моделей до и после коррекции ошибок с помощью процедуры Дрисколла-Крея.

Переменная	FE: Коэф.	FE: SE	FE: знач.	FE(DK): Коэф.	FE(DK): SE	FE(DK): знач.
<i>ln_unit_price</i>	<b>-0.330672</b>	0.118865	***	<b>-0.362585</b>	0.05744	***
<i>post2022 (level shift)</i>	<b>0.817046</b>	1.356491		—	—	
<i>post2022 × ln_unit_price</i>	<b>-0.065501</b>	0.172291		<b>0.025385</b>	0.054254	
<i>gdp</i>	<b>-0.000109</b>	0.000127		<b>-0.000112</b>	0.000052	*
<i>post2022 × gdp</i>	<b>-0.000040</b>	0.000058		<b>-0.000040</b>	0.000041	
<i>rate</i>	<b>0.000025</b>	0.000124		<b>0.000018</b>	0.000095	
<i>post2022 × rate</i>	<b>0.000016</b>	0.000037		<b>0.000017</b>	0.000014	
<i>post2022 × unfriendly_flag</i>	<b>-2.248297</b>	0.615091	***	<b>-2.254635</b>	0.913630	**
<i>post2022 × region: Asia</i>	<b>0.620645</b>	0.557161		<b>0.755178</b>	0.307576	**
<i>post2022 × region: Europe</i>	<b>0.353478</b>	0.704768		<b>0.459293</b>	0.414862	
<i>post2022 × region: MiddleEast</i>	<b>-0.974788</b>	0.603934		<b>-0.841633</b>	0.252565	**
<i>post2022 × region: NorthAmerica</i>	<b>-2.103945</b>	0.664132	***	<b>-2.024566</b>	0.548835	**
<i>post2022 × region: Oceania</i>	<b>2.798288</b>	2.003311		<b>2.928702</b>	0.791735	**
<i>post2022 × region: SouthAmerica</i>	<b>-1.800649</b>	0.596141	***	<b>-1.738335</b>	0.580968	**
<i>post2022 × CIS</i>	<b>-0.757948</b>	0.610645		<b>-0.751270</b>	0.504719	
<i>post2022 × BRICS</i>	<b>1.664894</b>	0.830932	**	<b>1.729137</b>	0.502388	**
<i>post2022 × OPEC+</i>	<b>0.590363</b>	0.535961		<b>0.536909</b>	0.194424	**
<i>urals</i>	<b>0.036074</b>	0.007822	***	<b>0.037696</b>	0.002500	***
<i>USD</i>	<b>-0.012889</b>	0.073239		<b>0.005208</b>	0.021249	
<i>EUR</i>	<b>-0.006681</b>	0.062371		<b>-0.021167</b>	0.018953	
<i>CNY</i>	<b>-0.004417</b>	0.004442		<b>-0.004701</b>	0.001065	***
<i>PMI</i>	<b>-0.099996</b>	0.035124	***	<b>-0.097326</b>	0.003596	***

Таблица 8. Сравнительный анализ FE и FE(DK) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10

После учета гетероскедастичности, автокорреляции и пространственной корреляции, стандартные ошибки по ряду

коэффициентов снизились, ввиду чего многие коэффициенты стали статистически значимыми.

Эластичность стоимости экспорта по цене до 2022 года: рост цены на 1% приводит к падению стоимости на 0.36%. После коррекции SE абсолютное значение коэффициента стало чуть выше (на 0.03 п.п.). Изменение эластичности после 2022 года все еще не доказано.

Рост ВВП страны-импортера на 1 ед. приводит к падению стоимости импорта на 0.011%. В базовой модели коэффициент незначим в отличие от FE(DK) – значим на 10% ур. знач. Рост ВВП должен означать увеличение спроса на минеральные продукты для производства. Однако в виду логистической сложности и политических отношений с 2022 года многие партнеры России постарались диверсифицировать свои потоки, несмотря на рост ВВП и потребности в нефти.

После 2022 года импорт минеральных продуктов из России в «недружественные» страны снизился на 89%. Оценка коэффициента практически не изменилась в сравнении с базовой моделью. Однако теперь коэффициент значим на 5% ур. знач.

После 2022 года экспорт в Азию вырос на 113% (относительно Африки, как базовой переменной). В базовой модели коэффициент незначим в отличие от FE(DK) – значим на 5% ур. знач.

После 2022 года экспорт на Ближний Восток упал на 57% (относительно Африки, как базовой переменной). В базовой модели коэффициент незначим в отличие от FE(DK) – значим на 5% ур. знач.

После 2022 года экспорт в Северную Америку упал на 87% (относительно Африки, как базовой переменной). Оценка коэффициента практически не изменилась в сравнении с базовой моделью. Однако теперь коэффициент значим на 5% ур. знач.

После 2022 года экспорт в Южную Америку упал на 82% (относительно Африки, как базовой переменной). Оценка коэффициента практически не изменилась в сравнении с базовой моделью. Однако теперь коэффициент значим на 5% ур. знач.

После 2022 года экспорт в Океанию вырос на 1770% (относительно Африки, как базовой переменной). В базовой модели коэффициент незначим в отличие от FE(DK) – значим на 5% ур. знач. Осторожно интерпретируем в виду малого основания выборки по Океании.

После 2022 года экспорт в BRICS вырос на 463%. Рост эффекта на 35.1 п.п. в сравнении с базовой моделью.

После 2022 года экспорт в ОПЕК+ вырос на 71%. В базовой модели коэффициент незначим в отличие от FE(DK) – значим на 5% ур. знач.

Увеличение Urals на 1\$ за баррель приводит к увеличению стоимости экспорта на 3.8%. Эффект увеличился на 0.16 п.п. в сравнении с базовой FE.

Рост курса CNY/RUB на 1 пункт приводит к снижению экспорта на 0.47%. В базовой модели коэффициент незначим в отличие от FE(DK) – значим на 1% ур. знач. Укрепление юаня к рублю делает импорт российской нефти дороже для Китая, что приводит к снижению спроса.

Рост РМІ на 1 пункт приводит к снижению экспорта на 9.7%. Эффект немного ниже в сравнении с базовой модели (на 0.3 п.п.).

Таким образом, после 2022 года экспорт минеральных продуктов из России (ТН ВЭД-27) потерпел серьезные структурные изменения. В первую очередь произошла географическая переориентация потоков. Экспорт в «недружественные» страны упал в то время, как экспорт в Азию, Океании (малое число наблюдений) сильно вырос. Импорт российских минеральных продуктов Северной и Южной Америки снизился (относительно Африки для всех вышеперечисленных регионов). Экспорт в страны-члены BRICS, основными импортерами нефти которого являются Индия и Китай, сильно вырос.

## **VII. Эндогенность.**

Экзогенность регрессоров, некоррелированность регрессоров и случайной ошибки, - важное предположение классической линейной регрессии. В противном случае оценки МНК смещены и несостоятельны, а содержательная интерпретация результатов модели ошибочна.

Основной причиной эндогенности выступает пропуск существенных переменных. Оцениваем модель  $Y = X\beta + \epsilon$  в то время, как истинной является модель  $Y = X\beta + Z\gamma + \epsilon$ . Тогда оценка  $\hat{\beta}_{(1)}$  смещена:

$$\begin{aligned} E(\hat{\beta}_{(1)}) &= E[(X'X)^{-1}X'Y] = (X'X)^{-1}X'E(X\beta + Z\gamma + \epsilon) \\ &= \beta + (X'X)^{-1}X'Z\gamma \neq \beta \end{aligned}$$

### 1. Эндогенность по внешним шокам.

В модели  $Y_{it} = X'_{it}\beta + \alpha_i + \epsilon_{it}$  не выполнено  $cov(X, \epsilon) = 0$ . Нужно использовать методы инструментальных переменных. Например, двухшаговый МНК:

$$\widehat{\beta}_{TSLS} = (\hat{X}'\hat{X})^{-1}\hat{X}'Y$$

$$\hat{X} = Z(Z'Z)^{-1}Z'X$$

$$V(\widehat{\beta}_{TSLS}) = \sigma_{\epsilon}^2(X'Z(Z'Z)^{-1}Z'X)^{-1}$$

Инструменты ( $Z$ ) – сильнокоррелированные с эндогенным  $X$  (релевантность), но не коррелированные с ошибкой переменные (валидность).

Источниками возможной эндогенности по внешним шокам в нашей модели являются логарифм цены экспорта и его взаимодействие с санкционным периодом. Логарифм цены механически связан через тождество с общей стоимостью экспорта (через объем). Также несмотря на наличие FE, учет гетерогенности во времени и богатый набор признаков, часть характеристик и рисков таких, как кредиты, индексация сырья, страхование и др., остается ненаблюдаемой и попадает в ошибку, будучи связанной с ценой.

В качестве инструментов для объяснения логарифма цены экспорта возьмем следующие переменные:

- $freight\_post2022_{it} = BDT_t \times dist_i \times post2022$ , где  $BDT_t$  – Baltic Dirty Tanker Index в период  $t$ ,  $dist_i$  – расстояние от российского порта до страны. Baltic Dirty Tanker Index – индекс, измеряющий стоимость

транспортировки сырой нефти по морю в Балтийском направлении. Расстояние рассчитывается от основных портов России по соответствующим направлениям: Приморск – Европа, Новороссийск – Африка, Де-Кастри – Океания, Козьмино – Азия, Мурманск – Америка. Таким образом, мы собираем фрахт (плату за перевозку груза), который повышает предельные издержки доставки и меняет экспортную цену (*релевантность*). Спрос зависит от конечной цены для покупателя, а фрахт влияет на спрос через цену (*валидность*). Значения индекса были собраны с [Investing.com](https://www.investing.com), а расстояния посчитаны с помощью данных [CEPII](https://www.cepii.com).

- $ln\_rnna\_post2022_{it} = \log(rnna_{it}) \times post2022$  - Капитал стран-партнеров влияет на издержки и производительность. После 2022 года многим партнерам пришлось перенастраивать потоки: где капитал сохранился, издержки меньше, и наоборот (*релевантность*). При наличии ВВП, FE, курсов валют, дамми регионов предполагаем, что капитал оказывает влияние именно через рост издержек и, соответственно, стоимости, а не напрямую.
- $ln\_emp\_post2022_{it} = \log(emp_{it}) \times post2022$  – Занятость внутри страны-партнера. Труд – ключевой переменный фактор издержек. После 2022 года так же могла измениться ситуация на рынке труда стран-импортеров. Отсюда рост издержек и стоимости (*релевантность*). При наличии ВВП, FE, курсов валют, дамми регионов предполагаем, что труд оказывает влияние именно через рост издержек и, соответственно, стоимости, а не напрямую. Данные о капитале и занятости по странам во времени собраны с помощью [PWT 11.0](https://pwt.econ.upenn.edu/) – большой таблицы с макрофакторами по 185 странам с 1950 по 2023 год.

- $urals_t$  - используем спотовую цену URALS теперь в качестве инструмента и исключим ее из основной модели. URALS – основной сорт нефти, экспортируемый Россией. Поэтому ее стоимость лежит внутри наших эндогенных переменных и оказывает влияние на экспорт через них (*релевантность и валидность*).

Наконец воспользуемся двухшаговым МНК и оценим модель с учетом FE и выявленных особенностях на предыдущих этапах.

а. Первый шаг.

На первом шаге 2SLS эндогенные переменные оцениваются через инструменты и экзогенные регрессоры. Инструменты считаются релевантными если F-статистика  $> 10$ .

Эндогенная переменная	$F(4, 722)$
$\ln\_unit\_price$	12.67
$\ln\_unit\_price\_post22$	208.65

Таблица 9. Релевантность инструментов.

Таким образом, инструменты для обеих эндогенных переменных являются релевантными – F-статистика  $> 10$  (таблица 9). Для взаимодействия логарифма цены и санкционного периода инструменты очень сильные.

б. Второй шаг.

На втором шаге оценивается МНК с объясненными на первом шаге эндогенными переменными и экзогенными. Теперь мы можем проверить валидность наших инструментов – некоррелированность с ошибкой. Валидность проверяется с помощью теста Хансена J.



Инструментов должно быть хотя бы на один больше, чем эндогенных переменных. Это аналог теста Саргана для скорректированных SE.

$H_0$	Статистика	p_value	Вывод
$H_0$ : инструменты не коррелируют с ошибкой Тест Хансена J	$\chi^2(2) = 3.236$	0.1982	$H_0$ не отвергается

Таблица 10. Валидность инструментов.

Таким образом, на любом разумном уровне значимости тест Хансена J не отвергает отсутствие корреляции инструментов с ошибкой – инструменты валидны (таблица 10).

с. Тест на эндогенность.

Проверим, действительно ли наши переменные эндогенные. Проверка проводится с помощью теста Хаусмана:

$$H_0: p \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{X' \epsilon}{n} = 0$$

$$\eta = (\hat{\beta}_{IV} - \hat{\beta}_{OLS})' \left( v(\hat{\beta}_{IV}) - v(\hat{\beta}_{OLS}) \right)' (\hat{\beta}_{IV} - \hat{\beta}_{OLS}) \sim \chi_k^2$$

Оценка  $\hat{\beta}_{IV}$  состоятельна и при справедливости нулевой гипотезы, и при альтернативной в то время, как  $\hat{\beta}_{OLS}$  – только при нулевой (отсутствии эндогенности).

Результаты тестирования:

$H_0$	Статистика	p_value	Вывод
$H_0: p \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{X' \epsilon}{n} = 0$ <p>Тест Хаусмана</p>	$\chi^2(2) = 26.177$	< 0.001	$H_0$ отвергается

Таблица 11. Эндогенность.

Таким образом, на любом разумном уровне значимости тест Хаусмана отвергает экзогенность логарифма цены и его взаимодействия с санкционным периодом – эндогенность присутствует, а оценки МНК несостоятельны (таблица 11).

Проведем сравнительный анализ оценок FE(DK) и FE-модели с учетом эндогенности.

Переменная	FE(DK): Коэф.	FE(DK): SE	FE(DK): знач.	IV(2SLS): Коэф.	IV: SE	IV: знач.
<i>ln_unit_price</i>	<b>-0.362585</b>	0.057440	***	<b>1.890881</b>	0.739873	**
<i>post×ln_unit_price</i>	<b>0.025385</b>	0.054254		<b>-0.149286</b>	0.171867	
<i>unfriendly_post</i>	<b>-2.254635</b>	0.913630	**	<b>-2.268017</b>	1.168981	*
<i>Asia_post</i>	<b>0.755178</b>	0.307576	**	<b>1.666628</b>	0.924422	*
<i>Europe_post</i>	<b>0.459293</b>	0.414862		<b>1.337314</b>	1.210177	
<i>MiddleEast_post</i>	<b>-0.841633</b>	0.252565	**	<b>0.420413</b>	0.944776	
<i>NorthAmerica_post</i>	<b>-2.024566</b>	0.548835	**	<b>-1.780388</b>	1.335405	
<i>Oceania_post</i>	<b>2.928702</b>	0.791735	**	<b>3.842015</b>	1.240049	***
<i>SouthAmerica_post</i>	<b>-1.738335</b>	0.580968	**	<b>-0.748081</b>	0.979448	
<i>gdp</i>	<b>-0.000112</b>	0.000052	*	<b>-0.000049</b>	0.000046	

<i>post</i> × <i>gdp</i>	<b>-0.000040</b>	0.000041		<b>0.000010</b>	0.000099	
<i>rate</i>	<b>0.000018</b>	0.000095		<b>-0.000120</b>	0.000099	
<i>post</i> × <i>rate</i>	<b>0.000017</b>	0.000014		<b>0.000065</b>	0.000050	
<i>CIS_post</i>	<b>-0.751270</b>	0.504719		<b>0.116539</b>	0.903457	
<i>BRICS_post</i>	<b>1.729137</b>	0.502388	**	<b>1.968479</b>	0.822194	**
<i>OPEC+_post</i>	<b>0.536909</b>	0.194424	**	<b>-1.497102</b>	1.079780	
<i>USD</i>	<b>0.005208</b>	0.021249		<b>-0.155619</b>	0.075563	**
<i>EUR</i>	<b>-0.021167</b>	0.018953		<b>0.076086</b>	0.062256	
<i>CNY</i>	<b>-0.004701</b>	0.001065	***	<b>-0.009603</b>	0.006308	
<i>PMI</i>	<b>-0.097326</b>	0.003596	***	<b>-0.136074</b>	0.053063	**
<i>URALS</i>	<b>0.037696</b>	0.002500	***	—	—	(инстр.)

Таблица 11. Сравнительный анализ и FE(DK) и 2SLS(FE) \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

Главное отличие – эффект цены. Он стал очень высоким и положительным (таблица 11). Мы устранили смещение из-за эндогенности и оставили «чистый» эффект увеличения цена на итоговую стоимость, после чего рост цены стал сильно увеличивать экспорт.

Эффекты BRICS и PMI увеличились с тем же знаком, а в отсутствии URALS коэффициент при USD стал значимым на 5% ур. знач.: повышение курса на 1 руб/\$ уменьшает экспорт на 15,5. Сильный доллар давит на котировки сырья. Однако эффект кажется слишком сильным и неправдоподобным.

Сильно вырос эффект Азии после 2022 года (относительно Африки). Однако теперь он значим лишь на 10% ур. знач. Также произошел огромный рост эффекта Океании после 2022 года

относительно Африки (содержит мало наблюдений), а эффект Южной Америки теперь незначим.

Коэффициенты интерпретируются аналогично предыдущим этапам.

## ***2. Эндогенность по ненаблюдаемым индивидуальным эффектам.***

Проблема заключается в том, что ненаблюдаемые индивидуальные эффекты могут быть коррелированы с регрессорами. В таком случае оценки МНК и обобщенного МНК смещены и несостоятельны.

FE-модель устраняет индивидуальные эффекты за счет WITHIN преобразования. Однако все переменные, не меняющиеся во времени, будут исключены из модели. Мы не сможем оценить их влияние.

RE-модель позволяет оценить влияние инвариантных по времени переменных, но при коррелированности регрессоров и индивидуальных эффектов оценки несостоятельны.

Хаусман и Тейлор ввели подход, позволяющий оценивать инварианты и допускать их корреляцию с индивидуальными эффектами, используя внутренние инструменты из экзогенных по отношению к индивидуальным эффектам регрессоров. Среди регрессоров есть те, которые все же не коррелированы с  $\alpha_i$ . При WITHIN оценивании они позволяют получить несмещенные оценки  $\beta$ , а при BETWEEN – могут быть хорошими инструментами для коррелированных с  $\alpha_i$  регрессоров.

В нашей модели есть ряд инвариантных по времени факторов: региональные дамми, альянсы, флаг недружественной страны. Они наверняка коррелируют с индивидуальными эффектами, но FE их не идентифицирует, а RE дает несостоятельные оценки.

- а. Коррелированность  $\alpha_i$  с инвариантными по времени регрессорами.

Проверим, коррелируют ли  $\alpha_i$  с инвариантными по времени регрессорами. Для этого сначала с помощью WITHIN модели (FE) оценим индивидуальные эффекты.

Далее объясняем оцененные  $\hat{\alpha}_i$  через не меняющиеся во времени переменные через BETWEEN.

Переменная	Коэффициент	SE	Значимость
<i>unfriendly_flag</i>	3.5129	2.0936	*
<i>cis</i>	3.0309	2.3931	
<i>brics</i>	5.3091	3.3698	
<i>opec_plus</i>	-1.5896	1.6481	
<i>Asia</i>	2.9374	1.7899	
<i>Europe</i>	3.3095	2.4280	
<i>MiddleEast</i>	8.6481	1.9559	***
<i>NorthAmerica</i>	1.3489	1.8800	
<i>Oceania</i>	-0.9776	2.9266	
<i>SouthAmerica</i>	2.1735	2.1417	
<i>_cons</i>	-4.0238	1.0780	***

Таблица 12. Коррелированность FE с инвар. по времени переменными \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*

$p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$

Наиболее явная индивидуальная связь наблюдается для Ближнего Востока: расположение страны на Ближнем Востоке связано с существенно более высоким неизмеряемым эффектом  $\alpha_i$  относительно Африки. Коэффициент 8.6481 статистически значим на любом разумном уровне значимости. Также значим коэффициент при недружественной стране, хотя и лишь на 10% ур. знач. Недружественные страны связаны с существенно более высоким неизмеряемым эффектом  $\alpha_i$  относительно остальных стран.

Совместно инварианты значимы: F-статистика  $F(10,145) = 4.08, p < 0.0001$ . То есть, в целом, инвариантные по времени переменные коррелируют с индивидуальными эффектами.

Таким образом, допущение RE нарушено и оценки будут несостоятельными. Для оценивания коэффициентов инвариантных по времени переменных имеет смысл использовать метод Хаусмана-Тейлора.

#### б. Метод Хаусмана-Тейлора.

В качестве регрессоров возьмем предположительно экзогенные к  $\alpha_i$ , меняющиеся во времени переменные: *ln\_unit\_price*, *lnp\_post*, *gdp*, *gdp\_post*, *rate*, *rate\_post*, *USD*, *EUR*, *CNY*, *pmi*, *urals*, экзогенные инвариантные по времени переменные: *cis*, *brics*, *opec\_plus*, *Asia*, *Europe*, *NorthAmerica*, *SouthAmerica*, *Oceania* и эндогенные инвариантные по времени регрессоры: *MiddleEast*, *unfriendly\_flag* – их мы инструментируем из средних экз. меняющихся во времени по группам и экз. инвариантных. Оценим два варианта, включив сначала только

*MiddleEast* в качестве эндогенного признака (НТ1), а потом добавим *unfriendly\_flag* (НТ2).

Для сравнения также оценим RE-модель, осознавая несостоятельность ее оценок. Результаты оценивания:

Переменная	RE: Коэф.	НТ2: Коэф.	НТ1: Коэф.
<i>ln_unit_price</i>	<b>-0.5362**</b>	<b>-0.2724</b>	<b>-0.2725</b>
<i>lnp_post</i>	-0.0317	-0.1029	-0.1027
<i>gdp</i>	-0.0000**	-0.0000**	-0.0000***
<i>gdp_post</i>	-0.0001	-0.0001	-0.0001
<i>rate</i>	-0.0001	-0.0000	-0.0000
<i>rate_post</i>	0.0001*	0.0001**	0.0001**
<i>USD</i>	-0.0290	-0.0019	-0.0021
<i>EUR</i>	0.0104	-0.0157	-0.0153
<i>CNY</i>	-0.0033	-0.0046	-0.0046
<i>pmi</i>	-0.0946*	-0.0949*	-0.0952*
<i>urals</i>	0.0349***	0.0355***	0.0355***
<i>unfriendly_flag</i>	<b>3.3317***</b>	<b>10.2215***</b>	<b>2.5014</b>
<i>cis</i>	<b>2.6905***</b>	<b>4.7836**</b>	<b>2.6798**</b>
<i>brics</i>	<b>5.3936***</b>	<b>6.6507***</b>	<b>6.0555***</b>
<i>oprec_plus</i>	0.6193	-0.8894	-1.6298
<i>r_2 (Азия)</i>	<b>3.0422***</b>	<b>4.5640**</b>	<b>6.3764***</b>
<i>r_3 (Европа)</i>	3.1936**	-0.6509	6.8394***
<i>r_4 (MiddleEast)</i>	<b>3.2921***</b>	<b>12.4560**</b>	<b>14.8780***</b>
<i>r_5 (NorthAmerica)</i>	0.8959	2.1655	3.9598***
<i>r_6 (Oceania)</i>	-0.7826	-1.4779	2.2426
<i>r_7 (SouthAmerica)</i>	<b>1.9994*</b>	<b>4.5478***</b>	<b>4.9614***</b>
<i>_cons</i>	21.1250***	17.4090***	17.0021***

Таблица 12. Сравнительный анализ RE, НТ1, НТ2.

Перед интерпретацией полученных моделей, проверим валидность инструментов с помощью тестов Саргана.

Модель	Статистика теста Саргана	p-value	Вывод
<b>HT1</b> <i>MiddleEast</i>	$\chi^2(10) = 11.633$	0.310	$H_0$ не отвергается
<b>HT2</b> <i>MiddleEast</i> , <i>unfriendly_flag</i>	$\chi^2(9) = 10.340$	0.324	$H_0$ не отвергается

Таблица 13. Тест Саргана.

Тесты Саргана не отвергают валидность инструментов на любом разумном уровне значимости для обеих спецификаций Хаусмана-Тейлора (таблица 13). Мы можем доверять оценкам моделей. Вторая спецификация одновременно корректирует эндогенность по индивидуальным эффектам и переменной *MiddleEast*, и *unfriendly\_flag*, в виду чего данная модель более предпочтительна.

Коэффициент при флаге недружественных стран положителен и значим в Н2 и RE, однако сила эффекта сильно выросла (с 3.33 до 10.22) (таблица 12). Страны, объявленные «недружественными», имеют существенно более высокий базовый уровень долларовой стоимости экспорта относительно других стран. До 2022 года ЕС был основным импортером российской нефти. Несмотря на введение санкций, уменьшение зависимости ЕС от российских минеральных продуктов происходит постепенно.

Коэффициенты при альянсах СНГ и BRICS стабильно положительны и значимы. В моделях Хаусмана-Тейлора оценки коэффициентов выше. Китай и Индия, члены BRICS, являются



основными торговыми партнерами России в нынешних условиях. Также проходит большой товарооборот через Беларусь, в том числе по минеральным продуктам.

Оценки курсов национальных валют к доллару в взаимодействии с санкционным периодом, PMI и Urals стабильны и значимы для всех трех моделей. Рост спотовой цены Urals на \$1/барр. увеличивает логарифма примерно на 3.5%. Более высокий глобальный PMI России (рост на 1 пункт) приводит к уменьшению экспорта на 9.5%. Рост ВВП страны-партнера приводит к снижению логарифма экспорта.

Коэффициент при дамми Ближнего Востока, резко возрастает с 3.3 для RE до 12.46-14.88 в НТ. Значим для всех моделей. Ближний Восток ассоциирован с очень высоким уровнем экспорта относительно Африки.

Для коэффициента при дамми Южной Америки аналогично наблюдается резкий рост. Южная Америка ассоциирована с очень высоким уровнем экспорта относительно Африки.

### **VIII. Динамическая модель с лагом зависимой переменной.**

Предполагается зависимость зависимость текущего поведения от прошлого. Одним из уникальных преимуществ панельных данных является возможность моделирования индивидуальной динамики. Рассмотрим модели

$$Y_{it} = X'_{it}\beta + \gamma Y_{it-1} + \alpha_i + \epsilon_{it}$$

WITHIN преобразование элиминирует влияние индивидуальных эффектов:

$$Y_{it} - Y_{i.} = (X'_{it} - X_{i.})'\beta + \gamma(Y_{it-1} - Y_{i.}) + \epsilon_{it} - \epsilon_{i.}$$

Здесь  $(Y_{it-1} - Y_{i.})$  и  $\epsilon_{it} - \epsilon_{i.}$  коррелируют из-за усреднения по времени. Оценки несостоятельны при конечном T.

Существует проблема эндогенности, необходимо подбирать инструменты.

Запишем модель в первых разностях:

### **1. Оценка GMM Ареллано-Бонда.**

Увеличение числа используемых моментных тождеств повышает эффективность оценок в случае справедливости тождеств. Ареллано и Бонд предположили, что список инструментов может быть расширен введением дополнительных моментных условий и разрешением количеству этих условий варьироваться с t.

$$E(\Delta\epsilon_{it} \cdot Y_{it-s}) = 0, s \geq 2$$

Переходя к нашей задаче, оценим динамическую модель GMM Ареллано-Бонда, где текущий логарифм экспорта объясняется от собственного лага и от набора переменных.

Эндогенные / предопределенные переменные:  $L.ln\_usd$ ,  $ln\_unit\_price$ ,  $lnp\_post$  – их мы инструментируем (2-3 лаги эндогенных + экзогенные в уравнении в разностях). Остальные регрессоры считаем экзогенными  $gdp$ ,  $gdp\_post$ ,  $rate$ ,  $rate\_post$ ,  $USD$ ,  $EUR$ ,  $CNY$ ,  $pmi$ ,  $urals$ ,  $unf\_post$ ,  $region$ ,  $cis\_post$ ,  $brics\_post$ ,  $opec\_post$

Перед интерпретацией результатов проверим валидность инструментов с помощью теста Хансена J:

$H_0$	Статистика	p_value	Вывод
$H_0$ : инструменты не коррелируют с ошибкой Тест Хансена J	$\chi^2(4) = 2.26$	0.688	$H_0$ не отвергается

Таблица 15. Валидность инструментов.

На любом разумном уровне значимости тест Хансена J не отвергает отсутствие корреляции инструментов с ошибкой – инструменты валидны (таблица 15).

Дополнительно проверим валидность тестами Ареллано-Бонда на AR(1) и AR(2) в первых разностях ошибки регрессии:

Модель	Статистика	p-value	Вывод
AR(1)	$z = -2.44$	0.015	$H_0$ отвергается
AR(2)	$z = -0.16$	0.873	$H_0$ не отвергается

Таблица 16. Тест валидности - AR(1) и AR(2).

Первая разность ошибок подчиняется процессу AR(1) на 5% и 10% ур. знач. и не является процессом AR(2) на любом разумном уровне значимости (таблица 16). Инструменты валидны.

Перейдем к результатам оценивания:

Переменная	Коэф.	SE	Знач.
<i>LI.ln_usd</i>	<b>1.442684</b>	<b>0.515597</b>	***
<i>ln_unit_price</i>	0.274001	1.560172	
<i>lnp_post</i>	-1.777553	2.000221	
<i>gdp</i>	-0.000030	0.000123	
<i>gdp_post</i>	-0.000084	0.000085	
<i>rate</i>	0.000203	0.000187	
<i>rate_post</i>	<b>0.000126</b>	<b>0.000076</b>	*
<i>USD</i>	0.201155	0.493271	
<i>EUR</i>	-3.195959	3.486742	
<i>CNY</i>	-0.510849	0.525207	
<i>pmi</i>	7.311702	7.605869	
<i>urals</i>	-0.999954	1.060481	
<i>unf_post</i>	0.821674	1.473269	
<i>Asia_post</i>	-1.819019	2.350203	
<i>Europe_post</i>	-1.857376	2.024402	
<i>MiddleEast_post</i>	-1.231948	2.222739	
<i>NorthAmerica_post</i>	-0.402703	1.899333	
<i>Oceania_post</i>	-0.439886	2.259032	
<i>SouthAmerica_post</i>	-1.268431	1.722855	
<i>cis_post</i>	1.192644	1.161943	
<i>brics_post</i>	0.815821	1.580278	
<i>opec_post</i>	0.945773	2.034559	
<i>_cons</i>	-37.748510	43.768940	

Таблица 17. GMM Ареллано-Бонда, \*\*\*  $p < 0.01$ .

Коэффициент курса национальной валюты к доллару страны-импортера в взаимодействии с санкционным периодом значим на 10% ур. знач. (таблица 17).

В рамках рассматриваемой спецификации логарифм экспорта слабо объясняется регрессорами и почти полностью определяется своим прошлым значением. Коэффициент при  $L1.ln\_usd = 1.44 > 1$ . Это указывает на нестационарность логарифма экспорта. Оценки получены в ложных регрессиях. Необходимы поиски коинтеграционного соотношения между показателями.

## **2. Стационарность.**

Когда мы объединяем индивидуальные временные ряды в панель, мы должны быть готовы к тому, что они могут описываться разными случайными процессами или иметь разные параметры. Тогда ряды каких-то стран могут быть стационарными, а для других, например, описываются процессом  $I(1)$ .

Проведем тестирование стационарности. Сложность заключается в том, что часть рядов могут быть стационарны, а также в коррелированности  $\epsilon_{it}$  между странами. Из-за этих особенностей панельных данных сконструировано довольно много тестов на единичные корни, обладающие разными свойствами. Проведем их.

### Результаты тестирования стационарности.

Тест	Нулевая гипотеза	Статистика	p-value	Вывод
<i>Levin–Lin–Chu (LLC)</i>	Все панели имеют единичный корень	$t = -21.4222$	$< 0.001$	Нулевая гипотеза отвергается - <b>стационарность</b>
<i>Harris–Tzavalis (HT)</i>	Все панели имеют единичный корень	$\rho = -0.4742$ ; $z = -18.5389$	$< 0.001$	Нулевая гипотеза отвергается - <b>стационарность</b>
<i>Im–Pesaran–Shin (IPS)</i>	Все панели имеют единичный корень	$W - \bar{t} = -8.8805$	$< 0.001$	Нулевая гипотеза отвергается - <b>стационарность</b>
<i>Hadri LM (robust)</i>	Все панели стационарны	$z = 20.2235$	$< 0.001$	Нулевая гипотеза отвергается - <b>нестационарность</b>

Таблица 18. Тестирование стационарности.

Исходя из результатов тестирования, отвергается нулевая гипотеза о наличии единичного корня для всех панелей (таблица 18). Однако часть рядов все же нестационарны, что подтверждается тестом Хадри.

Таким образом, в текущей спецификации целесообразно переходить к тестированию коинтеграции и коинтеграционной модели коррекции ошибок.

## **IX. Заключение.**

В ходе исследования изменения экспорта ТН ВЭД-27 (минеральные продукта) после 2022 года мы построили полный пайплайн работы с панельными данными.

Мы провели подробный предварительный анализ, чтобы глубже погрузиться в данные и выявить их особенности. Панель оказалась несбалансированной: полный временной ряд представлен для 86 стран из 156 (55%). Географическое распределение наблюдений неравномерно: в сбалансированной панели Океания вообще не представлена. Были функциональны преобразованы зависимая и объясняющие переменные, исходя из графиков распределений и зависимостей, обработаны пропуски и ошибки.

Мы провели тестирование гетерогенности во времени. Попарное сравнение моделей и F-тесты показали, что в панели наблюдается полная гетерогенность во времени. Были включены индивидуальные временные эффекты и временные наклоны. Индивидуальные эффекты заменили макрофакторами, инвариантными по странам, по результатам F-теста. Для упрощения спецификации моделей временные наклоны были заменены взаимодействием регрессоров с санкционным периодом (2022, 2023 год).

Также имел место выбор между Pool, FE и RE моделями. Тест Вальда отвергает адекватность совместной регрессии в сравнении с постоянными эффектами по странам. Тест Бройша-Пагана так же отвергает адекватность Pool уже в пользу RE. На основе результата теста Хаусмана оценки RE были признаны несостоятельными.

Окончательный выбор пал на FE-модель, которая была содержательно проинтерпретирована.

Проведено тестирование отклонения параметров распределения ошибки регрессионной модели от предположений КЛРМ. Была обнаружена гетероскедастичность и автокорреляция. Тесты Бройша-Пагана и Песарана дают разные результаты относительно пространственной корреляции, однако попарная корреляция остатков оказалась достаточно высокой. Применена процедура Дрисколла-Крея. Проведен сравнительный анализ до и после коррекции ошибок. Содержательно проинтерпретирована финальная модель.

В рамках второго этапа исследования была проведена работа с эндогенностью логарифма цены экспорта и ее взаимодействия с санкционным периодом. Оценен двухшаговый МНК со спотовой стоимостью Urals, фрахтом, капиталом и занятостью стран-импортеров во взаимодействии с санкц. периодом в качестве инструментов. Инструменты релевантны ( $F$ -статистика  $> 10$ ) и валидны (подтверждается тестом Хансена  $J$ ). Результаты теста Хаусмана подтверждают эндогенность переменных. Результаты модели содержательно проинтерпретированы, проведен сравнительный анализ с оценками FE(DK) без учета эндогенности во внешних шоках.

Применен метод Хаусмана-Тейлора для оценки инвариантных по времени регрессоров. Тесты Саргана не отвергают валидность инструментов. Эффекты инструментированных инвариантных по времени регрессоров содержательно проинтерпретированы.



Также мы оценили динамическую модель GMM Ареллано-Бонда с первым лагом зависимой переменной. Коэффициент при лаге оказался слишком высоким ( $> 1$ ), что указывает на нестационарность логарифма экспорта в данной спецификации. Проведены различные тесты стационарности, которые отвергают наличие единичных корней для всех панелей, но не отвергают нестационарность части рядов. Требуются коинтеграционные подходы.

В результате исследования изменения экспорта ТН ВЭД-27 из России после 2022 года с помощью методов анализа панельных данных были выявлены:

- Географический сдвиг: страны, признанные правительством РФ «недружественными», импортируют гораздо меньше минеральных продуктов из России в условиях санкций. Импорт Северной Америки и Южной так же просели после 2022 года (относительно Африки). Наблюдается рост поставок в Азию (так же относительно Африки) после 2022 года и страны-члены BRICS.
- Рост мировых цен на URALS оказывает положительный эффект на экспорт. Рост PMI снижает экспорт, демонстрируя повышенный спрос на нефтепродукты внутри страны.
- Рост цены экспорта на 1 пункт снижает экспорт на 0.37% до 2022 года, доказательств изменения ценовой эластичности после 2022 года не было найдено. После учета эндогенности переменной и ее инструментирования, цена экспорта стала

оказывать высокий положительный эффект на логарифм экспорта – чистый эффект цены.

- Тесты отвергают однородность во времени, указывая на структурные и масштабные изменения экспорта российских минеральных продуктов после 2022 года.

## **Х. Источники.**

1. Kilian L., Rapson D., Schipper B. C. The impact of the 2022 oil embargo and price cap on russian oil prices. – 2024.
2. Ушкалова Д. И. Антироссийские санкции и экспорт России в 2022 г.: риски и перспективы //Вестник Института экономики Российской академии наук. – 2022. – №. 6. – С. 34-51.
3. Babina T. et al. Assessing the impact of international sanctions on Russian oil exports //Available at SSRN 4366337. – 2023.
4. Merko F. et al. A Panel Data Analysis of Albania's Trade: The Gravity Model Approach //Journal Transition Studies Review. – 2022. – Т. 29. – №. 2. – С. 79-90.
5. Davidescu A. A. M., Popovici O. C., Strat V. A. An empirical analysis using panel data gravity models and scenario forecast simulations for the Romanian exports in the context of COVID-19 //Economic research-Ekonomska istraživanja. – 2022. – Т. 35. – №. 1. – С. 480-510.

## XI. Примечание.

Переменная	Коэффициент	Std. Error	p-value	Нижний ДИ	Верхний ДИ
ln_unit_price	-0.330672	0.1188655	0.006	-0.5640354	-0.0973087
1.post2022	0.817046	1.356491	0.547	-1.846092	3.480184
post2022#ln_unit_price	-0.0655014	0.1722914	0.704	-0.4037534	0.2727506
gdp	-0.0001091	0.0001265	0.389	-0.0003574	0.0001392
post2022#gdp	-0.0000399	0.0000579	0.491	-0.0001536	0.0000738
rate	0.0000251	0.0001243	0.840	-0.0002190	0.0002692
post2022#rate	0.0000162	0.0000375	0.665	-0.0000574	0.0000899
1.unfriendly_flag	omitted				
1.unfriendly_flag#1.post2022	-2.248297	0.6150912	0.000	-3.455878	-1.040716
region: Asia	omitted				
region: Europe	omitted				
region: MiddleEast	omitted				
region: NorthAmerica	omitted				
region: Oceania	omitted				
region: SouthAmerica	omitted				
region#post2022: Asia	0.6206455	0.5571606	0.266	-0.4732029	1.714494
region#post2022: Europe	0.3534775	0.7047678	0.616	-1.030161	1.737116
region#post2022: MiddleEast	-0.9747879	0.6039339	0.107	-2.160464	0.2108883
region#post2022: NorthAmerica	-2.103945	0.6641317	0.002	-3.407805	-0.8000852
region#post2022: Oceania	2.798288	2.003311	0.163	-1.134723	6.731299
region#post2022: SouthAmerica	-1.800649	0.5961408	0.003	-2.971025	-0.6302721
1.cis	omitted				
cis#post2022	-0.7579484	0.610645	0.215	-1.9568	0.4409035
1.brics	omitted				
brics#post2022	1.664894	0.8309322	0.045	0.0335625	3.296226
1.opec_plus	omitted				
opec_plus#post2022	0.5903629	0.5359607	0.271	-0.4618646	1.64259

urals	0.0360743	0.007822	0.000	0.0207176	0.0514309
USD	-0.012889	0.0732391	0.860	-0.1566761	0.1308981
EUR	-0.0066815	0.0623713	0.915	-0.1291322	0.1157692
CNY	-0.0044172	0.004442	0.320	-0.013138	0.0043037
pmi	-0.0999962	0.0351235	0.005	-0.1689526	-0.0310399
_cons	24.4127	2.392697	0.000	19.71522	29.11017

**Таблица 1. Интерпретация финальной FE-модели без робастных ошибок.**