

Коинтеграция Торгово-Экономических Отношений между Азербайджаном и Украиной

Оруджев Э.Г. , Ализаде А.Р.

Аннотация. В данной статье интеграционные процессы между Азербайджаном и Украиной рассматриваются через показатели интегрированности ВВП Азербайджана и торгового оборота этой страны с Украиной. В качестве периода наблюдения рассматриваются годовые данные с 1994 г. по 2018 г. Все рассматриваемые временные ряды являются нестационарными и при переходе к временным рядам разностей, они сохраняют лишь информацию, отвечающую краткосрочным изменениям их динамики, теряется информация о долгосрочных изменениях процесса, содержащихся в тех уровнях переменных, которые теряются при переходе к разностям. Поэтому возникают проблемы корректного моделирования соответствующих временных рядов, составляющие которых приводят к отклонению от стационарности. В работе использована эконометрическая методология моделирования взаимосвязи между нестационарными временными рядами. При моделировании корректно использовались эконометрические методы, все необходимые поэтапные статистические процедуры для определения порядка интегрированности нестационарных временных рядов, для идентификации и оценки параметров модели и для проверки ее адекватности и точности краткосрочных и долгосрочных прогнозных значений с использованием инструментов программы Excel и пакета Eviews 8. В результате разработаны эконометрически обоснованные рекомендации, позволяющие провести динамический анализ эффективного государственного регулирования экспортно-импортных операций между этими странами для балансирования взаимной торговли.

Ключевые слова: коинтеграция, механизм коррекции ошибок, тесты Йохансена, декомпозиция дисперсий, импульсная функция отклика, ВВП, торговый оборот, эконометрический анализ, временные ряды, коэффициент детерминации, параметры.

2010 Mathematics Subject Classifications: 91B82, 91G70, 97M10, 97K80

1. Введение и цель работы

Статья посвящена актуальным вопросам исследования торговых коинтегрированных процессов внешнеэкономической деятельности Азербайджана с Украиной. Под коинтегрированными процессами здесь будем понимать, что соответствующие реализации нестационарных временных рядов интегрированных показателей этих стран являются коинтегрированными до некоторого определенного порядка разностей [1,

с.447-493]. Проблема развития торгово-экономических интеграций Азербайджана с Украиной не утрачивает своей актуальности и по сей день. Для всестороннего развития украино-азербайджанских торгово-экономических связей есть огромный неиспользованный потенциал. Несмотря на то, что в течение последних двух лет торговый оборот между этими странами имел позитивные тенденции, абсолютные цифры показателей неудовлетворительны исходя из потенциальных возможностей взаимной торговли. Надо отметить, что Украина является одним из основных партнеров Азербайджана. Она занимает второе место в общей торговле в постсоветском пространстве, после России. В связи с ухудшением российско-украинских отношений и сложной геополитической ситуацией в Украине, а также в Донбасском регионе, после падения в три раза объемов товарооборота между Украиной и Азербайджаном в 2014-2016 годах – с 979 млн. долл. США до 321 млн. долл. США, в 2018 году этот товарооборот увеличился приблизительно до 360 млн. долл. США. Снижение товарооборота объясняется прежде всего тем, что в Донбассе-индустриальном центре Украины, который традиционно поставлял металлопродукцию в Азербайджан, из-за военных действий заводы работали с перебоями. Другой причиной является ряд ограничений, которые были введены Россией по транзиту украинских продуктов через ее территорию после того, как Украина ратифицировала соглашение о зоне свободной торговли с ЕС. Отметим, что торговля товарами между Азербайджаном и Украиной в 2010 году составляла около 1 млрд. долл. США. Нужно в ускоренном темпе вернуть утраченные показатели, затем довести торговое сотрудничество до нового уровня. Экспорт Азербайджана в Украину в значительном преимуществе формируется за счет энергоносителей. При этом Украина поставляет в Азербайджан металлы и металлопродукцию, электрические машины, мясомолочные и кондитерские изделия, напитки и т.д. Необходимо диверсифицировать торгово-экономические связи между этими странами во всех сферах экономики, в том числе в сфере туризма и международной транспортно-логистической деятельности, одним из приоритетных направлений которой являются проекты транспортных коридоров Восток-Запад и Север-Юг.

Для оценки перспектив расширения взаимовыгодных в торгово-экономических, топливно-энергетических и транспортных сферах весьма актуальной задачей является проведение эконометрического коинтеграционного анализа взаимовлияния соответствующих агрегированных показателей внешней торговли двух стратегических партнеров. Этому и посвящена настоящая работа.

Здесь исследуемые интеграционные процессы между Азербайджаном и Украиной рассматриваются через показатели ВВП Азербайджана и торгового оборота этой страны с Украиной. Эти показатели являются наиболее значимыми переменными для анализа динамики оборота взаимной торговли в среде межстранового сотрудничества и для оценки влияния взаимной торговли на их инклюзивный рост. В качестве периода наблюдения рассматриваются номинальные с единицей измерения тыс. долларов США данные с 1994 г. по 2018 г. из [2]. В работе использована эконометрическая методология изучения статистической взаимосвязи между многомерными нестационарными временными рядами, включая тесты на коинтеграцию Энгла – Грэйнджера и Йохансена, исследование причинности по Грэйнджеру, реакции на шоки [3] на основе

векторной модели коррекции ошибок (VECM), выполнение декомпозиции дисперсии ошибок прогноза. Для теоретического анализа расчетов моделирования использовались методы многомерного статистического анализа [4,с.347-366], необходимые для построения моделей многомерных данных (многофакторный дисперсионный анализ, многофакторный корреляционно-регрессионный анализ, статистические гипотезы в анализе многомерных данных), четырёхмерные векторные модели авторегрессии и коинтеграция в этих моделях, подходы современного экономико-математического моделирования [1,с.447-476], пакеты прикладных программ EXCEL [5] и Eviews 8 [6].

2. Анализ последних публикаций

В последние годы опубликованы ряд статей, посвященных исследованию интеграционных процессов в Едином экономическом пространстве (Россия, Беларусь и Казахстан), в ЕАЭС, между отдельными и группами стран постсоветского пространства с учетом их региональных особенностей в ходе трансформации экономик [7,8,9,10]. В этих статьях в результате исследования показателей взаимной торговли методами комплексного экономико - статистического анализа выявлены тенденции развития торгово-экономического сотрудничества изучаемых стран, определены основные направления совершенствования интеграционных экономических процессов. А в работе [11] анализирована динамика структуры внешней торговли Украины с 2005 г. по 2011 г. Здесь установлена взаимосвязь географической структуры внешней торговли как с внешним долгом, так и неблагоприятной товарной структурой внешней торговли Украины. Исследования [12] посвящены статистическому анализу международной конкурентоспособности Украины и 29 государств по данным с 2004 по 2013 г. Определены кластеры стран по уровню их относительной национальной конкурентоспособности. В статье [13] дана характеристика основным тенденциям развития внешней торговли Украины, приведена географическая структура экспорта и импорта товаров, проведен корреляционный анализ влияния экспорта и импорта на формирование ВВП Украины. Показано, что главным партнером, как по импорту, так и по экспорту, на протяжении многих лет остаётся Россия, экономико-политические отношения с которой на данный момент переживают не лучшие времена. Торговые войны, конфликты на востоке Украины заставили участников ВЭД, как Украины, так и России, искать торговых партнеров в других странах. Авторы работы [14] изучили современное состояние и перспективы торговых отношений между Украиной и Вышеградскими странами. Построены соответствующие эконометрические модели торговых потоков между Украиной и этими странами. А в [15] найдены коинтеграционные соотношения взаимных влияний ВВП Азербайджана и сальдо экспортно-импортных операций России и Беларуси. В связи с неоднородностью временных рядов в [15] прогнозные погрешности регрессионных моделей с трендами оказались высокими. Коинтеграционный анализ торговых связей Азербайджана с основными членами ЕАЭС исследован в работе [16]. В результате полученных количественных оценок дисперсии агрегата ВВП экономического развития Азербайджана определилось положительное влияние внешней торговли с этими странами, которые характеризуются региональными дис-

пропорциями экономического развития, на экономический рост.

3. Основные результаты исследования

В данной работе прогноз взаимосвязи интегрированных показателей ВВП Азербайджана и торгового оборота этой страны с Украиной выполнен методом логарифмической аппроксимации фактических данных с последующей экстраполяцией. Уравнение регрессии является линейным относительно логарифмов исходных переменных, модель является двойной логарифмической.

Коэффициенты модели данной работы являются оценками частной эластичности результативного фактора по причинному фактору.

Заметим, что если мы здесь использовали бы показательную форму $y_t = \{\exp(\alpha_0 + \alpha_1 x_t)\} * \{\varepsilon_t\}$ $t = \overline{1, 25}$ модели зависимости ВВП Азербайджана (переменная y_t) от ее торгового оборота с Украиной (переменная x_t) со случайным членом ε_t , который включает в себя суммарное влияние всех неучтенных в модели факторов, ошибок измерений, то для того, чтобы оценить эту модель, можно было логарифмированием привести её к линейному виду. Логарифм зависимой переменной окажется линейной функцией регрессоров. Модель в этом случае будет полулогарифмической и нетрудно проверить, что оценки будут заниженными. При этом, коэффициенты уравнения имеют смысл полуэластичностей, т.е. показывают относительные изменения зависимой переменной при изменении фиксированного регрессора на единицу абсолютного значения. По этой причине мы в данной статье изучаем взаимосвязи факторов, исходя из логарифмических значений всех переменных, в результате чего модель будет иметь высокие характеристики качества оценки.

Изучаемые временные ряды будем трансформировать в логарифмические. Такая трансформация позволяет более наглядно представить связь между рассматриваемыми показателями. Первые разности логарифмов являются аппроксимацией темпов прироста соответствующих переменных.

Динамические описания данных из [2] по логарифмам переменных приведены на рисунке 1:

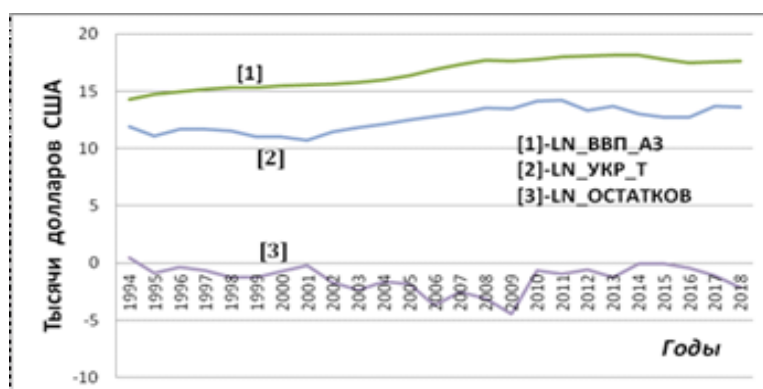


Рис. 1. Динамические описания данных

Таблица 1. Дескриптивные статистики по логарифмам переменных

| | LN_ ВВП_ АЗ | LN_ УКР_ Т | LN_ ОСТАТКОВ |
|---------------------------------------------|-------------|------------|--------------|
| Среднее значение | 16.58730 | 12.50237 | -1.323628 |
| Медиан | 16.85922 | 12.71052 | -1.113584 |
| Максимум | 18.13612 | 14.19880 | 0.487432 |
| Минимум | 14.30366 | 10.74011 | -4.417861 |
| Стандартное среднеквадратическое отклонение | 1.261864 | 1.057384 | 1.189055 |
| Асимметрия | -0.238608 | -0.060990 | -0.939936 |
| Экцесс | 1.529524 | 1.725032 | 3.415212 |
| Статистика Jarque-Bera | 2.489621 | 1.708773 | 3.860748 |
| Вероятность | 0.287995 | 0.425544 | 0.145094 |
| Сумма | 414.6826 | 312.5592 | -33.09069 |
| Сумма квадрат. отк. | 38.21520 | 26.83344 | 33.93245 |
| Количество проведенных наблюдений | 25 | 25 | 25 |

Исходя из сравнительного анализа с результатами работы [15], рисунка 1 и таблицы 1, можно выдвинуть предположение о том, что зависимость логарифма ВВП Азербайджана от логарифмов оборота внешней торговли Азербайджана с Украиной описывается линейной регрессионной моделью

$$\ln y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln x_t + \ln \varepsilon_t, t = \overline{1, 25} \quad (1)$$

где y_t , x_t – соответствующие факторы, α_0 , α_1 – неизвестные параметры модели; ε – случайный член, который включает в себя суммарное влияние всех неучтенных в модели факторов, ошибок измерений.

Оцененная модель множественной регрессии по методу наименьших квадратов, реализованная в специальном программном обеспечении Eviews, описывается в таблице 2:

Таблица 2. Оцененная модель множественной регрессии по логарифмам переменных

| | | | | |
|----------------------------------------------|-------------------|--------------------------------------------------------------------|--------------|-------------|
| Зависимая переменная: LN_ВВП_АЗ | | | | |
| Метод: Наименьших квадратов | | | | |
| Дата: 05.05.20 Время: 17:17 | | | | |
| Выборка :1994 – 2018 | | | | |
| Включенные наблюдения: 25 | | | | |
| Переменные | Оценки параметров | Стандартные Ошибки | t Статистика | Вероятность |
| LN_УКР_Т | 1.061179 | 0.121754 | 8.715794 | 0.0000 |
| LN_ОСТАТКОВ | 0.005157 | 0.108271 | 0.047627 | 0.9624 |
| С | 3.326875 | 1.494076 | 2.226710 | 0.0365 |
| Коэффициент детерминации | 0.788356 | Среднее арифметическое значение зависимой переменной | | 16.58730 |
| Скорректированный Коэффициент детерминации | 0.769115 | Стандартное среднее квадратическое отклонение зависимой переменной | | 1.261864 |
| Стандартная ошибка регрессии | 0.606331 | Критерий Акаике | | 1.949386 |
| Сумма квадратов остатков | 8.088023 | Критерий Шварца | | 2.095651 |
| Значение функции максимального правдоподобия | -21.36732 | Критерий Ханнан-Куинн | | 1.989953 |
| F-статистика | 40.97403 | Статистика Дарбина- Уотсона | | 0.686819 |
| Вероятность (F- статистика) | 0.000000 | | | |

и имеет следующий формальный вид:

$$LN_ВВП_АЗ = 1.06117932158 * LN_УКР_Т + 0.0051566619365 * LN_ОСТАТКОВ + 3.32687457728 \quad (2)$$

Как видно из полученных в таблице 2 результатов, общая формальная модель наиболее точна, коэффициент детерминации имеет более высокое значение 78%.

Обратим внимание на коэффициенты корреляции между факторами, представленные корреляционной матрицей таблицы 3:

Таблица 3. Корреляционная матрица

| | | |
|-----------|-----------|----------|
| | LN_ВВП_АЗ | LN_УКР_Т |
| LN_ВВП_АЗ | 1.000000 | 0.887882 |
| LN_УКР_Т | 0.887882 | 1.000000 |

Качественная оценка тесноты связи между факторами выявляется по шкале Чедокка. На основе этой шкалы, если значение элемента этой матрицы находится между

0,5 и 0,7, тогда теснота связи между соответствующими факторами считается заметной, а если значение элемента находится в интервале (0,7; 0,9), тогда теснота связи соответствующих пар принимается как высокая.

Для проверки значимости построенной модели (2) рассчитаны наблюдаемое и критическое значения критерия Фишера. Эти значения соответственно равны 40.97403 и 4,28 на уровне значимости 5% и степени свободы $k_1 = 1$, $k_2 = 23$. Ввиду того, что $40.97403 > 4,28$, модель считается значимой. Значимость коэффициентов регрессии при уровне значимости 0,05 для LN_УКР_Т и свободного члена подтверждается и с помощью t-статистики. Оценку коэффициента LN_ОСТАТКОВ по этой статистике можно считать незначимой.

Проверка автокорреляции осуществлена с помощью d-статистики Дарбина-Уотсона. По таблице критических значений d-статистики для числа наблюдений 25, числа объясняющих переменных 1 и заданного уровня значимости 0,05 значения $d_{\text{нижний}} = 1,29$ и $d_{\text{верхний}} = 1,45$, которые разбивают отрезок [0,4] на пять областей, найдено наблюдаемое значение $d_{\text{набл}} = 0,68$. Так как $d_{\text{набл}} = 0,68 < d_{\text{нижний}}$, $d_{\text{верхний}}$ то имеет место автокорреляция остатков.

Теперь рассмотрим задачу на наличие гетероскедастичности. Гетероскедастичность приводит к тому, что оценки коэффициентов регрессии не являются эффективными, увеличиваются дисперсии распределений оценок коэффициентов [6, стр.184-185]. Здесь гетероскедастичность остатков проверена тестом Уайта и результаты, представленные в таблице 4. Величина $nR^2 = Obs * R - squared$, где $n = 25$, R^2 - коэффициент детерминации для вспомогательной регрессии квадратов остатков на все регрессоры, их квадраты, попарные произведения и константу, равен 1.295692, и эта величина меньше значения $\chi_{0,52}^2(2) = 1.307852$. Соответствующее Р-значение превышает 0,05, т.е. нулевая гипотеза о гомоскедастичности случайного члена не отвергается.

Таблица 4. Результаты теста Уайта на наличие гетероскедастичности

| | | | |
|-------------------------------|----------|-----------------------------|--------|
| Ф-статистика | 0.601267 | Вероятность. F(2,22) | 0.5569 |
| Наб* Коэффициент детерминации | 1.295692 | Вероят . Хи- Квадрат (2) | 0.5232 |

Проверка стационарности временных рядов переменных моделирования проведена при помощи расширенного теста Дики-Фуллера. Результаты тестирования показали, что исходные ряды и их первые разности не являются стационарными, а разностные операторы второго порядка стационарны. Результаты тестирования показаны в таблице 5:

Таблица 5. Результаты теста Дики-Фуллера

| Переменные | Статистика критерия | Критическое значение | Критическое значение | Критическое значение | Уровень вероятности |
|--------------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | | 1% | 5% | 10% | |
| Разности второго порядка | | | | | |
| LN_ВВП_АЗ | -4.615559 | -4.440739 | -3.632896 | -3.254671 | 0.0070 |
| LN_УКР_Т | -8.159048 | -4.440739 | -3.632896 | -3.254671 | 0.0000 |
| LN_ОСТАТКОВ | -7.004379 | -4.467895 | -3.644963 | -3.261452 | 0.0001 |

Проверка причинных связей между факторами для лаговых значений $m=1,2,3,4$ осуществлена тестом Грэйнджера. Тест на причинность по Грэйнджеру за исключением двух направлений подтвердил наличие двусторонней причинно-следственной связи, что указывает на существование третьей переменной, которая является реальной причиной изменения рассматриваемых двух переменных. Только для лага $m=4$ между $\Delta LN_ВВП_АЗ$ и $\Delta LN_УКР_Т$ обнаруживаются противоположные причинно-следственные связи, где через Δ обозначен разностный оператор соответствующей переменной.

Тесты Энгла-Грэйнджера и Йохансена показали, что все переменные являются коинтегрированными, что удостоверяет их долгосрочную взаимосвязь и подлинность корреляции. Учитывая информационные критерии Акайке и Шварца, наилучшим оказался лаг, равный 3. Получено одно коинтеграционное соотношение со степенью интеграции 2 и рангом коинтеграции равным 1. Результаты тестирования представлены таблицами 6,6.1,6.2:

Таблица 6. Результаты тестов Энгла-Грэйнджера и Йохансена на коинтегрированность по логарифмам переменных

| | | | | | |
|---------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------|----------------------------------------|------------------------------------------------|------------------------------------------------|----------------------------------------------------|
| Дата: 05/05/20 Время : 20:35 | | | | | |
| Выборка: 1994 2018 | | | | | |
| Включенные наблюдения: 20 | | | | | |
| Ряды: $\Delta LN_ВВП_АЗ \Delta LN_УКР_Т$ | | | | | |
| Интервал лагов: от 2 до 2 | | | | | |
| Выбранный (уровень 0,01 *) количество коинтегрирующих отношений по модели | | | | | |
| Тренд данных: | В данных нет детерминированных трендов | В данных нет детерминированных трендов | В данных есть детерминированный линейный тренд | В данных есть детерминированный линейный тренд | В данных есть детерминированный Квадратичный тренд |

| | | | | | |
|---------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------|
| Тест типа: | Нет кон- станта | Констант | Констант | Констант | Констант |
| | Нет тренда | Нет тренда | Нет тренда | Тренд | Тренд |
| Trace | 2 | 1 | 2 | 1 | 2 |
| Max-Eig | 2 | 1 | 2 | 1 | 2 |
| Информационные критерии по рангу и мо- дели | | | | | |
| Тренд дан- ных: | В дан- ных нет детермини- рованных трендов | В дан- ных нет детермини- рованных трендов | В дан- ных есть детермини- рованный линейный тренд | В дан- ных есть детермини- рованный линейный тренд | В дан- ных есть детермини- рованный квадра- тический тренд |
| Ранг | Нет кон- станта | Констант | Констант | Констант | Констант |
| Коин. Урав. | Нет тренда | Нет тренда | Нет тренда | Тренд | Тренд |
| Значение функции максимального правдо- подобия по рангу (строки) и модели (столб- цы) | | | | | |
| 0 | -27.19696 | -27.19696 | -27.15615 | -27.15615 | -26.84366 |
| 1 | -5.901295 | -5.774686 | -5.751761 | -5.750255 | -5.687983 |
| 2 | 0.350447 | 0.483962 | 0.483962 | 0.486314 | 0.486314 |
| Критерий Акаике по рангу (строки) и мо- дели (столбцы) | | | | | |
| 0 | 3.119696 | 3.119696 | 3.315615 | 3.315615 | 3.484366 |
| 1 | 1.390129 | 1.477469 | 1.575176 | 1.675026 | 1.768798 |
| 2 | 1.164955* | 1.351604 | 1.351604 | 1.551369 | 1.551369 |
| Критерий Шварца по рангу (строки) и мо- дели (столбцы) | | | | | |
| 0 | 3.318842 | 3.318842 | 3.614335 | 3.614335 | 3.882659 |
| 1 | 1.788422 | 1.925548 | 2.073042 | 2.222678 | 2.366238 |
| 2 | 1.762395* | 2.048616 | 2.048616 | 2.347954 | 2.347954 |

Таблица 6.1. Результаты теста Max-Eigenvalue

| Гипотезы | Альтернативные гипотезы | Статистика Max- Eigenvalue | Критическое значение 1 % | Уровень ве- роятности |
|-------------|----------------------------|----------------------------------|--------------------------------|--------------------------|
| $H_0:r=0^*$ | $H_A:r >0$ | 42.81179 | 23.97534 | 0.0000 |
| $H_0:r=1$ | $H_A:r >1$ | 12.47314 | 16.55386 | 0.0509 |

Таблица 6.2. Результаты Трасе-теста

| Гипотезы | Альтернативные гипотезы | Трасе-статистика | Критическое значение 1 % | Уровень вероятности |
|-------------|-------------------------|------------------|-----------------------------|---------------------|
| $H_0:r=0^*$ | $H_A:r >0$ | 55.28493 | 31.15385 | 0.0000 |
| $H_0:r=1$ | $H_A:r >1$ | 12.47314 | 16.55386 | 0.0509 |

В таблице 6 анализированы все 5 вариант гипотез: $H_2(r)$, $H_1^*(r)$, $H_1(r)$, $H^*(r)$, $H(r)$, соответственно означающие: $H_2(r)$ – данные не имеют детерминированного тренда, уравнение коинтеграции не содержит ни тренда, ни свободного члена; $H_1^*(r)$ – данные не имеют детерминированного тренда, коинтеграционное соотношение содержит свободный член и не содержит тренда; $H_1(r)$ – данные содержат детерминированный тренд, коинтеграционное уравнение содержит свободный член и не содержит тренд; $H^*(r)$ – данные имеют детерминированный линейный тренд, коинтеграционное соотношение имеет и тренд, и свободный член; $H(r)$ – данные содержат детерминированный квадратичный тренд, коинтеграционное уравнение содержит тренд и свободный член. В случае $H^*(r)$ информационные критерии Акайке и Шварца соответственно имели низкие значения 1.551369 и 2.222678. В двух последних таблицах для определения количества векторов коинтеграции в рядах динамики мы сначала проверяли нулевую гипотезу, что не существует векторов коинтеграции, т.е. $r = 0$, против альтернативной гипотезы, что существует один такой вектор. Мы отвергли нулевую гипотезу, так как рассчитанные значения были больше критических значений, откуда сделали выводы о том, что существует один вектор коинтеграции. Затем проверили гипотезу, что существует один вектор, против альтернативной гипотезы о том, что существует два вектора коинтеграции. Здесь рассчитанные критерии меньше критических значений, и мы приняли нулевую гипотезу. То же самое и в случае с альтернативной гипотезой о трёх и четырёх векторах. Таким образом, заключили, что существует один вектор коинтеграции.

Согласно [17,стр.88-97], система интегрированного порядка 2 и коинтегрированных рядов допускает представление в форме векторной модели коррекции ошибок (vector error correction model – VECM) с лагом, равным 3 и рангом 1, выражающей долговременную равновесную взаимосвязь переменных и подлинность их корреляции, позволяющую измерить отклонения от равновесия в случае проявления шоков и скорость его восстановления. Выполняя процедуры программы Eviews 8 найдено следующее уравнение коррекции ошибок для разностей второго порядка логарифмических значений ВВП Азербайджана:

$$\begin{aligned} \Delta(\Delta LN_{BVP_{AZ}}) = & -2.14715343022 * (\Delta LN_{BVP_{AZ}}(-1)) - \\ & -0.592900148307 * \Delta LN_{UKP_T}(-1) - 0.0516150047358 * \Delta LN_{OSTATKOB}(-1) + \\ & + 0.036301886763 + 0.245251330289 * \Delta(\Delta LN_{BVP_{AZ}}(-1)) + \\ & + 1.45741636759 * \Delta(\Delta LN_{BVP_{AZ}}(-2)) + 0.177475866387 * \Delta(\Delta LN_{BVP_{AZ}}(-3)) - \\ & - 0.668392004807 * \Delta(\Delta LN_{UKP_T}(-1)) - 0.718085549263 * \Delta(\Delta LN_{UKP_T}(-2)) - \\ & - 0.464031201135 * \Delta(\Delta LN_{UKP_T}(-3)) + 0.0046483874929 * \Delta(\Delta LN_{OSTATKOB}(-1)) - \\ & - 0.0327427171718 * \Delta(\Delta LN_{OSTATKOB}(-2)) + 0.0455119956122 * \Delta(\Delta LN_{OSTATKOB}(-3)) \end{aligned}$$

3)) + 0.0529747471983 (3)

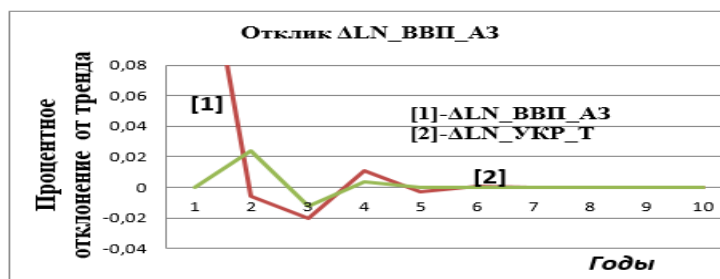
где $\Delta(\bullet) = \Delta_t(\bullet)$; $\Delta(-i) = \Delta_{t-i}(\bullet)$, $t = \overline{1, 3}$, " \bullet " обозначена соответствующая переменная.

Выше при реализации теста Грэйнджера о причинности, мы показали, что между переменными имеют место обратные связи. В программных процедурах Eviews 8 выполняя аналогичные процедуры, нетрудно получить модели коррекции ошибок для остальных переменных:

$$\begin{aligned} \Delta(\Delta LN_УКР_Т) = & -1.75552154122 * (\Delta LN_ВВП_А3(-1)) - \\ & 0.592900148307 * \Delta LN_УКР_Т(-1) - 0.0516150047358 * \Delta LN_ОСТАТКОВ(-1) + \\ & + 0.036301886763 - 0.824580565066 * \Delta(\Delta LN_ВВП_А3(-1)) + \\ & + 1.49896943153 * \Delta(\Delta LN_ВВП_А3(-2)) + 1.84754386994 * \Delta(\Delta LN_ВВП_А3(-3)) - \\ & 1.01920147238 * \Delta(\Delta LN_УКР_Т(-1)) - 0.755425229192 * \Delta(\Delta LN_УКР_Т(-2)) - \\ & - 0.705843621638 * \Delta(\Delta LN_УКР_Т(-3)) + 0.138572525928 * \Delta(\Delta LN_ОСТАТКОВ(-1)) + \\ & 0.0970034188357 * \Delta(\Delta LN_ОСТАТКОВ(-2)) + 0.179244953648 * \Delta(\Delta LN_ОСТАТКОВ(-3)) + \\ & 0.0888348539373 \end{aligned} \quad (4)$$

Модель (3), (4) статистически корректна, так как предшествующие этапы ее построения обеспечивают выполнение стационарности ее переменных.

Для полной информативности исследования в дополнение теста Грэйнджера о причинности, необходим анализ реакции импульсных функций. Эти функции представляют собой медианную оценку с 90%-ым доверительным интервалом эндогенной переменной на положительный шок одного стандартного отклонения экзогенной переменной и показывает время возвращения на равновесную траекторию. Доверительные интервалы были получены методом бутстрэппинга с 100 репликациями, как описано в [3]. Результаты тестирования на 10-и годовых временных горизонтах описаны в рисунке 2:



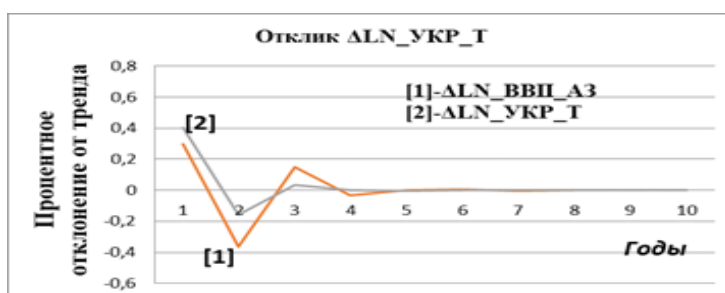


Рисунок 2. Реакции импульсных функций отклика

Из рисунка 2 ясно, что реакция переменных на отклонение от общего стохастического тренда неодинакова. В случае реагирования на шоки эндогенная переменная проходит свою часть пути к равновесию.

Для изучения влияния экзогенных переменных на эндогенную переменную по данным последних 10 лет использован эконометрический метод декомпозиции дисперсий ошибок прогноза, который определяет вклад изменения данной переменной в её собственную дисперсию ошибок прогноза и дисперсию других переменных. Результаты проверки соответствующих тестов изображены на рисунке 3:

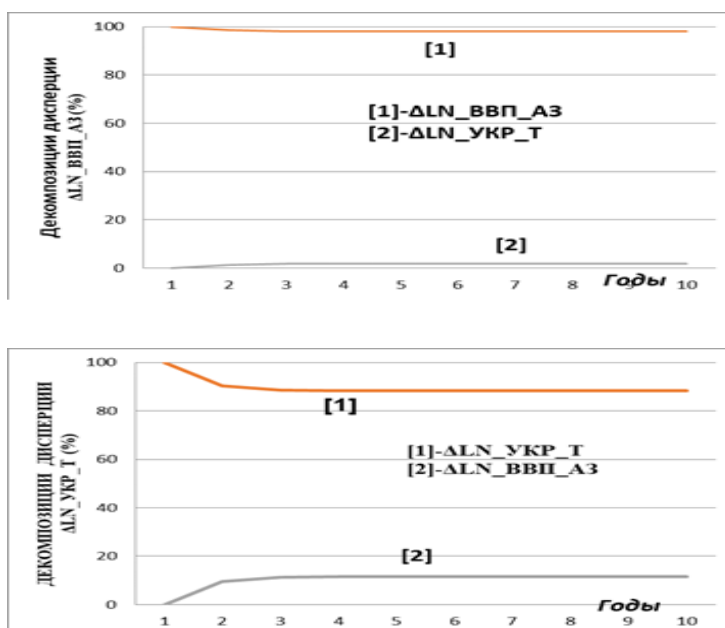


Рисунок 3. Декомпозиции дисперсий ошибок прогноза

4. Выводы

Проведенный коинтеграционный анализ взаимного влияния ВВП Азербайджана и торгового этой страны с Украиной позволяет сформулировать ряд выводов:

1. Результаты лаговых зависимостей показывают, что построенные коинтеграционные соотношения, сформированные из разностных операторов второго порядка действующих логарифмических значений исходных переменных, можно считать значимыми. Включение в модели (3), (4) параметров авторегрессии и скользящей средней второго порядка имеет экономическую интерпретацию о том, что на внешнюю торговлю между Украиной и Азербайджаном оказывают существенное влияние сами государства, стараясь максимально приблизить сальдо внешней торговли до возможного минимума, поэтому в течение каждого года объемы внешней торговли между этими странами корректируются в зависимости от значений в предыдущие периоды.

2. Построенная векторная модель коррекции ошибок с двумя компонентами позволяет оценить количественные характеристики краткосрочной и долгосрочной динамики связи между изучаемыми показателями. В частности, обеспечиваются оценки лаговых параметров и определяются скорости сходимости к равновесной траектории. Отклонения от равновесных траекторий в предыдущих моментах времени в последующих моментах времени восстанавливаются.

3. Долгосрочная равновесная взаимосвязь стабильна в том, что будучи нарушенной в краткосрочных периодах, она восстанавливается. Объединяя в одной строке статистическую долгосрочную и динамическую краткосрочную связи между переменными, соотношения (3) и (4) позволяют измерить отклонения от равновесия в случае появления шоков и скорость его восстановления.

4. Определены вклады в дисперсию ошибок прогноза изменения собственной дисперсии результативного фактора и дисперсии причинного фактора.

5. Моделирование торговли с помощью вышеописанной методологии позволяет спрогнозировать торговые потоки. Оценки, полученные из механизмов коррекции (3), (4), позволяют провести динамические анализы для эффективного государственного регулирования экспортно-импортных операций между двумя странами для балансирования торговли и улучшения соответствующих инклюзивных параметров долгосрочного устойчивого экономического роста этих государств.

Список литературы

- [1] Марно Вербик, Путеводитель по современной эконометрике, Перевод с английского В.А.Банников –М. ,Научная книга , 2008.-616 с.
- [2] www.stat.gov.az (28.10.2019)
- [3] Hall , P. On Bootstrap Confidence Intervals in Nonparametric Regression, Annals of Statistics 20(2), 695-711, 1992

- [4] Тихомиров Н.П., Тихомирова Т.М., Ушмаев О.С., Методы эконометрики и многомерного статистического анализа. Москва: Экономика, 2011, 647 с.
- [5] Воскобойников Ю.Е., Эконометрика в EXCEL Анализ временных рядов Часть 2. Новосибирск :НГАСУ(СИБСТРИН),2008,152 с.
- [6] Матюшок В.М., Балашова С.А., Лазанюк И.В., Основы эконометрического моделирования с использованием EVIEWS.//М., РУДН, 2011,206 с.
- [7] Андропова И.В., Эволюция интеграционных процессов на постсоветском пространстве . // Вестник РУДН , серия Экономика , 2012, No.5,с.72-81.
- [8] Пылин А.Г., Внешнеэкономические связи Азербайджана в контексте региональной интеграции . // Проблемы постсоветского пространства , 2015-
<https://www.postsovietarea.com/jour>
- [9] Вардомский А.Б. , Пылин А.Г., Шурубович А.В., К вопросу о модернизации экономик стран СНГ. // Вестник Института экономики Российской академии наук No.1, 2017,с.22-40.
- [10] Гуроваб И.П., Платонова И.Н. Максакова М.А., Уровень торговой интеграции в Евразийский Экономическом Союзе // Проблемы прогнозирования , 2018, No.4, с.140-157.
- [11] Головань Д.В., Динамика структуры внешней торговли и международная стратегия экономического развития Украины.// Економіка та управління підприємствами машинобудівної галузі: проблеми теорії та практики, 2012, 3(19),с.98-205.
- [12] Ganna Kharlamova, Olga Vertelieva, The International Competitiveness of Countries: Economic-Mathematical Approach, Economics&Sociology, Vol.6, No 2, 2013, pp.39-52.
- [13] Чеботарёва Н.Н., Файзулина Ю.В., Анализ экспорта и импорта товаров и услуг в Украине. // Сетевой журнал «Научный результат». Серия «Экономические исследования». –Т.2, 1(7),2016,с.57-63.
- [14] Moroz,S., Nagyova,L., Bilan, Yu., E.,& Polakova, Z., The current state and prospects pf trade relations between Ukraine and the European Union:the Visegard vector // Economic Annals-XXI(2017),163(1-2(1)),14-21.
- [15] Orudzhev E.G., Huseynova S.M., The cointegration relations between Azerbaijan's GDP and the balances of the trade relations of Russia and Belarus // Journal of Contemporary Applied Mathematics, ISSN-2222-5498, Volume 9, Issue 2, p.73-92.2019(in English)
- [16] Оруджев Э.Г., Гусейнова С.М. Об одной задаче коинтеграции торговых связей Азербайджана, России, Беларуси и Казахстана. Статистика и Экономика. 2020;17(2):29-39. <https://doi.org/10.21686/2500-3925-2020-2-29-39>

- [17] Конторович Г.Г., Анализ временных рядов.// Экономический журнал Высшей Школы Экономики , издательский дом Высшей школы экономики.2003 No 1,с.79-103.

Э.Г. Оруджев

Бакинский Государственный Университет Азербайджан

E-mail: elshagorucov63@mail.ru

А.Р. Ализаде

Бакинский Государственный Университет Азербайджан

E-mail: arzu.alizade.98@mail.ru

Received 07 May 2020

Accepted 22 May 2020