

ПРО ОДНУ ЗАДАЧУ КОІНТЕГРАЦІЇ ТОРГОВЕЛЬНИХ ЗВ'ЯЗКІВ УКРАЇНИ, АЗЕРБАЙДЖАНУ ТА ГРУЗІЇ

©2022 АЛІЗАДЕ А. Р.

УДК 519.86
JEL: C00; C10; C20; C53; C59

Алізаде А. Р. Про одну задачу коінтеграції торговельних зв'язків України, Азербайджану та Грузії

У даній статті інтеграційні процеси між Азербайджаном, Україною та Грузією розглядаються через показники інтегрованості ВВП Азербайджану та торговельного обороту цієї країни з двома іншими. Усі розглянуті часові ряди є нестационарними. Тому побудова моделі кореляційно-регресійного аналізу призведе до отримання зміщених оцінок коефіцієнтів. Отже, виникають проблеми коректного моделювання відповідних часових рядів, складові яких призводять до відхилення від стаціонарності. У роботі використано економетричну інтеграційну методологію моделювання взаємозв'язку між нестационарними часовими рядами. При моделюванні коректно використовувалися економетричні методи, всі необхідні поетапні статистичні процедури для визначення порядку інтегрованості нестационарних часових рядів – для ідентифікації й оцінки параметрів моделі та для перевірки її адекватності та точності короткострокових і довгострокових прогнозних значень з використанням інструментів програми Excel і пакета EViews 8. Проведено аналіз емпіричних тестів на предмет їх відхилення від тренду. Визначено швидкості ліквідації дисбалансу та помітні сходження коригуючої системи з рівноважної траєкторії. Побудовано динамічну модель довгострокової рівноваги, яка дає можливість якісного прогнозування стану зовнішньоторговельної інтеграції розглянутих трьох країн і аналізу відкритості економіки Азербайджану в регіональному аспекті. У результаті побудованої моделі розроблено економетричні обґрунтовані рекомендації, що дозволяють провести динамічний аналіз ефективного державного регулювання експортно-імпортних операцій між цими країнами для балансування взаємної торгівлі.

Ключові слова: коінтеграція, механізм корекції помилок, декомпозиція дисперсій, імпульсна функція відгуку, ВВП, економетричний аналіз, часові ряди.

Рис.: 1. **Табл.:** 9. **Формул.:** 5. **Бібл.:** 19.

Алізаде Арзу Рафік кизи – докторант кафедри математичної економіки, Бакінський державний університет (вул. Академіка Західа Халілова, 23, Баку, AZ1148, Азербайджан)

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

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0237-356X>

Scopus Author ID: <https://www.scopus.com/authid/detail.uri?authorid=57288402100>

UDC 519.86
JEL: C00; C10; C20; C53; C59

Alizade A. R. Regarding One Cointegration Task of Trade Relations Between Ukraine, Azerbaijan and Georgia

In this article, the integration processes between Azerbaijan, Ukraine and Georgia are considered through the indicators of integratedness of Azerbaijan's GDP and the trade turnover of this country with the other two. All the time series considered are non-stationary. Therefore, the construction of a model of correlation-regression analysis will lead to the obtainment of shifted estimates of the coefficients. So, there are problems of correct modeling of the corresponding time series, the components of which lead to a deviation from stationarity. The publication uses an econometric integration methodology for modeling the relationship between the non-stationary time series. The modeling correctly used econometric methods, all the necessary step-by-step statistical procedures to determine the order of integration of the non-stationary time series – to identify and evaluate the parameters of the model and to check its adequacy and accuracy of both the short-term and the long-term forecast values using the tools of Excel and the EViews 8 package. An analysis of empirical tests for their deviation from the trend was carried out. The speeds of elimination of the imbalance and the visible convergences of the corrective system from the equilibrium trajectory are determined. A dynamic model of the long-term equilibrium is built, allowing to qualitatively forecast the state of foreign trade integration of the three countries under consideration and analyze the openness of the Azerbaijani economy in the regional aspect. As a result of the constructed model, econometric substantiated recommendations have been developed that allow for a dynamic analysis of effective State regulation of export-import operations between these countries to balance mutual trade.

Keywords: cointegration, error correction mechanism, dispersion decomposition, impulse response function, GDP, econometric analysis, time series.

Fig.: 1. **Tabl.:** 9. **Formulae:** 5. **Bibl.:** 19.

Alizade Arzu Rafik – Candidate on Doctor Degree, Department of Mathematical Economics, Baku State University (23 Academician Zahid Khalilova Str., Baku, AZ1148, Azerbaijan)

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

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0237-356X>

Scopus Author ID: <https://www.scopus.com/authid/detail.uri?authorid=57288402100>

Стаття присвячена актуальним питанням дослідження торговельних коінтегрованих процесів зовнішньоекономічної діяльності Азербайджану з Україною та Грузією. Під інтегрованими процесами тут розумітимемо, що відповідні реалізації нестационарних часових рядів інтегрованих по-

казників цих країн є коінтегрованими до деякого визначеного порядку різниць [1, с. 447–493]. Для оцінки інтеграційних процесів широко використовуються критерії інтегрованості торговельних ринків, масштабів транскордонних потоків товарів, послуг і капіталу та ін. Проблема розвитку торговельно-економічних

інтеграції Азербайджану з Україною та Грузією не втрачає своєї актуальності й донині.

Для всебічного розвитку українсько-азербайджанських і грузинсько-азербайджанських торговельно-економічних зв'язків є величезний невикористаний потенціал. Треба відзначити, що Україна та Грузія є одними із основних стратегічних торгово-економічних партнерів Азербайджану. У зв'язку з погіршенням російсько-українських відносин і складною геополітичною ситуацією в Україні в цілому та в Донбаському регіоні зокрема, після падіння в три рази обсягів товарообігу між Україною й Азербайджаном у 2014–2016 рр., у 2018 р. товарообіг збільшився приблизно до 360 млн дол. США. Зниження товарообігу пояснюється насамперед тим, що на Донбасі – індустріальному центрі України, який традиційно постачав металопродукцію в Азербайджан, через військові дії заводи працювали з перебоями. У 2013 р. Донецька та Луганська області сукупно сформували 14,4% ВВП України, а у 2014 р. внаслідок анексії Росією Криму та тимчасової втрати контролю над частиною Донецької та Луганської областей номінальний ВВП України в процентному співвідношенні скоротився на 8,5%. За період 2014–2020 рр. номінальний ВВП України скоротився на 33,6 млрд дол. Загальний товарообіг за 2014–2015 рр. упав майже у 2 рази.

Іншою причиною зниження товарообігу з Азербайджаном є ряд обмежень, які були введені Росією щодо транзиту українських продуктів через її територію після того, як Україна ратифікувала Угоду про зону вільної торгівлі з ЄС. До 2010 р. торговельне сальдо у двосторонніх відносинах незмінно було на користь України. У результаті розширення співпраці у 2010 р. в експорті Азербайджану Україна з питомою вагою 4,2% серед колишніх республік СНД вийшла на перше місце. Експорт Азербайджану в Україну переважно формується за рахунок енергоносіїв. Так, Азербайджан поставляє в Україну сиру нафту, авіагас, моторні масла, деякі види дизельного палива, нафтовий кокс, холодильні компресори і т. ін. Крім того, з Азербайджану в Україну імпортуються фрукти й овочі, соки, консервовані продукти, безалкогольні напої тощо. При цьому Україна поставляє в Азербайджан метали та металопродукцію, електричні машини, м'ясо-молочні та кондитерські вироби, напої і т. ін.

У структурі українського експорту в Азербайджані значна питома вага продукції чорної металургії та інших недорогоцінних металів. Необхідно диверсифікувати торговельно-економічні зв'язки між цими країнами в усіх сферах економіки, у тому числі у сфері туризму та міжнародної транспортно-логістичної діяльності, одним із пріоритетних напрямків якої є проекти транспортних коридорів Схід – Захід і Північ – Південь, а також проект Одеса – Броди, що відкривають нові можливості для розвитку економіки України. Також необхідно надання більш спри-

ятливих торгових режимів один одному (перегляд транспортних і митних тарифів) в умовах глобальних потрясінь, пов'язаних з коронавірусом (COVID-19) і російсько-українською війною, більш тісного міжкраїнового економічного співробітництва в нафтовому секторі.

Після розпаду СРСР Грузія опинилася в числі країн пострадянського простору, що зазнала найбільш глибоку економічну кризу. У 1994 р. скорочення реального ВВП склало 72,5% до рівня 1990 р. Істотний внесок у падіння економіки зробили політична нестабільність, цивільний і збройний конфлікти. У 1990–1994 рр. темпи приросту ВВП Грузії були негативні, економічне зростання почалося лише в 1995 р. і прискорилося в 1996–2000 рр. Позитивна динаміка зумовила значне збільшення інвестицій в економіку країни. Зростання інвестицій у той період було значною мірою пов'язане з будівництвом через територію країни нафтопроводу Баку – Тбілісі – Джейхан (БТД), завершеного у 2006 р. (пропускна здатність якого становить 50 млн т нафти на рік) і газопроводу Баку – Тбілісі – Ерзурум, запущеного у 2007 р. (пропускна потужність – 25 млрд куб. м на рік). Крім БТД, по території Грузії проходить нафтопровід «Баку – Супса», пропускна здатність якого становить 7 млн т на рік. Грузія є частиною простору залізниці «Баку – Тбілісі – Карс» (БТК). БТК є частиною проекту транспортного коридору «Європа – Кавказ – Азія» (TRASECO), орієнтованого в напрямку захід – схід. Грузія й Азербайджан є важливими транспортними вузлами, які забезпечують енергобезпеку Європейського континенту.

З точки зору інвестицій у Грузії український бізнес найбільше розвивав транспортний напрямок, інфраструктурні проекти. У галузевому плані інвестиції України в економіку Грузії традиційно були в металургійній і сільськогосподарській сферах, а також у сфері хімічної промисловості та інформаційних технологій. Своєю чергою, основними експортними статтями в Україну були вино, мінеральні води, щебінь, автомобілі вторинного ринку.

Економіка Грузії пододала фінансову кризу 2008–2009 рр. із падінням зростання на 3,7%. Темп приросту ВВП відновився в наступні роки. У 2013 р. вперше за довгий час показник експорту зробив позитивний внесок у зростання ВВП країни, що було обумовлено зняттям Росією заборони на ввезення окремих позицій експорту, введеного після збройного конфлікту в Південній Осетії у 2008 р. З 2017 р. чистий експорт почав робити позитивний внесок у динаміку ВВП країни. Водночас Грузія характеризується значним негативним товарним торговим балансом. Розрив між величиною імпорту й експорту збільшується в останні роки. У 2018 р. сальдо торгового балансу досягло 5,8 млрд дол. США. Випереджаюче зростання імпорту пов'язане з ліберальною торго-

вельною політикою Грузії та недостатнім експортним потенціалом цієї країни. У географічній структурі зовнішньої торгівлі Грузії на 2018 р. з експорту частка Азербайджану становить 15%, а України – 5,2%. В імпортній складовій відповідно 6,1% і 5,7%.

Для оцінки перспектив розширення взаємовигідних у торговельно-економічних, паливно-енергетичних і транспортних сферах між Азербайджаном, Україною та Грузією досить актуальним завданням є проведення економетричного коінтеграційного аналізу взаємовпливу відповідних агрегованих показників зовнішньої торгівлі трьох стратегічних партнерів.

У даному дослідженні інтеграційні процеси між Азербайджаном, Україною та Грузією розглядаються через показники ВВП Азербайджану та торгового обороту цієї країни з двома іншими. Ці показники є найбільш значущими змінними для аналізу динаміки обороту взаємної торгівлі в середовищі регіонального співробітництва та для оцінки впливу взаємної торгівлі на їх інклюзивне зростання. Як період спостереження розглядаються номінальні дані з 1994 р. по 2018 р. з одиницею виміру тис. доларів США [2–4]. У роботі використано економетричну методологію вивчення статистичного взаємозв'язку між багатовимірними нестационарними часовими рядами, включно з тестами на коінтеграцію Енгла – Грейнджера та Йохансена, дослідженнями причинності за Грейнджером, реакціями на шоки [5] на основі векторної моделі корекції помилок (VECM), виконанням декомпозиції дисперсії помилок прогнозу, а також пакетами прикладних програм Excel [6] та Eviews [7].

У роботі [8] аналізовано динаміку структури зовнішньої торгівлі України з 2005 р. по 2011 р. Тут встановлено взаємозв'язок географічної структури зовнішньої торгівлі як із зовнішнім боргом, так і з товарною структурою зовнішньої торгівлі України. У статті [9] надано характеристику основним тенденціям розвитку зовнішньої торгівлі України, наведено географічну структуру експорту та імпорту товарів, проведено кореляційний аналіз впливу експорту та імпорту на формування ВВП України. Автори роботи [10] вивчили сучасний стан і перспективи торговельних відносин між Україною та Вишеградськими країнами. Побудовано відповідні економетричні моделі торговельних потоків між Україною та цими країнами. У роботі [11] проведено ретроспективний аналіз зовнішньої торгівлі України товарами в контексті поглиблення міждержавних економічних протиріч. У роботі [12] проведено економетричний аналіз взаємовпливу ВВП Азербайджану та торговельного обороту цієї країни з Україною. Знайдено оцінки параметрів економетричної моделі, після чого із застосуванням моделі корекції помилок визначено якісні динамічні статистичні характеристики. У дослідженні [13] побудовано математико-статистично коректний динамічний аналог гравітаційної моделі

торговельних потоків між Україною та Азербайджаном залежно від ВВП цих країн, що дозволяє провести динамічний аналіз ефективного державного регулювання експортних та імпорتنних операцій між цими країнами для балансування взаємної торгівлі. У роботі [14] вивчено актуальні тренди міжнародної торгівлі товарами й особливості зовнішньої торгівлі України. Аналізовано переорієнтацію в географічній структурі експорту з країн СНД у бік країн Євросоюзу, проте не були розглянуті зовнішньоторговельні зв'язки України з Азербайджаном і Грузією. У [15; 16] узагальнено основні фактори зовнішнього середовища, які впливають на розвиток експортно-імпоротної діяльності вітчизняних промислових підприємств у сучасних умовах, а також обґрунтовано пріоритетні економічні стратегії розвитку експортно-імпоротної діяльності промислових підприємств України. У статті [17] проведено аналіз економічного зв'язку Грузії з Росією, Туреччиною, Іраном і Казахстаном з використанням показників торговельного обороту прямих іноземних інвестицій, транскордонного переміщення фінансів, туризму та розвитку транспорту. Однак не було порушено питання взаємозв'язку торговельно-економічних відносин Грузії з Азербайджаном і Україною. У роботі [18] розглянуто сучасні тенденції глобалізації світової економіки, економіки ЄС, пострадянської економіки, в основному економіки Грузії, та вказано основні аспекти соціально-економічного розвитку Грузії.

Також відзначимо, що регіональна організація ГУАМ (Грузія, Україна, Азербайджан і Молдова) – організація за демократію і економічний розвиток, створена в 1997 р., досі практично не діє щодо впровадження зони вільної торгівлі між країнами, галузевого співробітництва, в паливно-енергетичній сфері, у сфері транскордонного транспортування, регіональної логістики та комунікацій, які могли дати стимул ефективній економіко-торговельній взаємодії держав – членів ГУАМ за відповідними напрямками.

У даній роботі з більш ґрунтовним зіставленням з роботами [12; 13] визначається нова специфікація моделі залежності між ВВП Азербайджану та торговим оборотом з Україною в доповненні з Грузією. Прогноз відповідних показників цих країн за експортно-імпортними операціями виконаний методом логарифмічної апроксимації фактичних даних з подальшою екстраполяцією.

Коефіцієнти моделі даної роботи є оцінками приватної еластичності результативного чинника за причинними факторами.

Дескриптивні статистики за логарифмами заданих показників з [3–5] наведено в *табл. 1*.

З *табл. 1* видно, що елементи 2, 3, 4-го стовпців мають невелику лівосторонню асиметричність емпіричних кривих щодо теоретичної, а для елемента 5-го стовпця вершина зрушена вліво значно. Ексцеси

Дескриптивні статистики за логарифмами змінних

Показник	LN_ВВП_АЗ	LN_ГРУ_Т	LN_УКР_Т	LN_ЗАЛИШКІВ
1	2	3	4	5
Середнє значення	16,58730	12,39040	12,50237	-1,905920
Медіана	16,85922	12,72032	12,71052	-1,671260
Максимум	18,13612	13,45978	14,19880	-0,208230
Мінімум	14,30366	10,10928	10,74011	-6,692644
Стандартне середньоквадратичне відхилення	1,261864	0,937253	1,057384	1,303291
Асиметрія	-0,238608	-0,613268	-0,060990	-2,139986
Ексцес	1,529524	2,337551	1,725032	8,558521
Статистика Jarque – Bera	2,489621	2,024198	1,708773	51,26596
Імовірність	0,287995	0,363455	0,425544	0,000000
Сума	414,6826	309,7601	312,5592	-47,64800
Сума квадратів відхилень	38,21520	21,08266	26,83344	40,76559
Кількість проведених спостережень	25	25	25	25

Джерело: авторська розробка.

для елементів 2, 3, 4-го стовпців показують, що спостерігається невелика гостровершинність емпіричної кривої, а для елемента 5-го стовпця ця величина збільшується приблизно в чотири рази, що призводить до значного відхилення емпіричного розподілу залишків від нормального.

Виходячи з порівняльного аналізу з результатами робіт [12; 13] і табл. 1 можна висловити припущення про те, що залежність логарифма ВВП Азербайджану від логарифмів обороту його зовнішньої торгівлі з Україною та Грузією описується лінійною регресійною моделлю

$$\ln y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln x_{1t} + \alpha_2 \ln x_{2t} + \ln \varepsilon_t, \quad t = \overline{1, 25}, \quad (1)$$

де y_t , x_{1t} , x_{2t} – відповідні фактори; α_0 , α_1 , α_2 – невідомі параметри моделі; ε – випадковий член, який включає в себе сумарний вплив усіх неврахованих у моделі факторів, помилок вимірювань.

Оцінена модель множинної регресії за методом найменших квадратів, реалізована в спеціальному програмному забезпеченні Eviews 8, описується в табл. 2 та має такий формальний вигляд:

$$\begin{aligned} \text{LN_ВВП_АЗ} = & 0,239611479406 \cdot \text{LN_УКР_Т} + \\ & + 1,04276314802 \cdot \text{LN_ГРУ_Т} + \\ & 0,0440784945713 \cdot \text{LN_ЗАЛИШКІВ} + \\ & + 0,587325841035. \end{aligned} \quad (2)$$

Як видно з отриманих у табл. 2 результатів, загальна формальна модель найбільш точна, коефіцієнт детермінації має більш високе значення 94%.

У (2) коефіцієнт при LN_УКР_Т означає, що за кожним відсотком зростання зовнішньоторговельного обороту Азербайджану з Україною йде зростання ВВП Азербайджану на 0,23% в рік, а 1%-ве зростання товарообігу Азербайджану з Грузією приводить до

зростання ВВП Азербайджану на 1,04%. При цьому показник зовнішньоторговельного обороту не відображає різноспрямованих зрушень в експорті та імпорті. Слід зауважити, що дана модель не враховує зміни інших найважливіших показників, які прямо впливають на розмір ВВП Азербайджану. Проте досягнуті в ході побудови моделі результати можна співвіднести, наприклад, з прогнозом ВВП за версією МВФ [19].

Аналіз стабільності параметрів моделі пояснюється поданням сукупної суми квадратів залишків, і графічний опис тесту CUSUM демонструє, що всі параметри є динамічно стабільними, оскільки криві лежать у критичних межах в області 5%.

Звернемо увагу на коефіцієнти кореляції між факторами, що представлені кореляційною матрицею в табл. 3.

У табл. 3 коефіцієнти кореляції близькі до 1, що говорить про майже повну позитивну кореляцію. Іншими словами, ВВП Азербайджану сильно пов'язаний зі зростанням товарообігу з регіональними стратегічними партнерами – Грузією та Україною.

Тут кореляція фіксує близькість короткострокових відносин між змінними та не враховує стаціонарність або нестационарність даних показників. Тому побудова моделі на основі кореляційно-регресійного аналізу дає зміщені оцінки коефіцієнтів моделі. Виходячи з цього необхідно розглядати моделі на основі коінтеграційного аналізу, що дозволяє аналізувати ряди з нестационарними складовими як у короткостроковому, так і в довгостроковому періодах. Схему побудови буде описано нижче.

Для перевірки значущості побудованої моделі (2) розраховано спостережуване та критичне значен-

Оцінена модель множинної регресії за логарифмами змінних

Залежна змінна: LN_ВВП_АЗ				
Метод: Найменших квадратів				
Вибірка: 1994–2018				
Включені спостереження: 25				
Змінна	Оцінки параметрів	Стандартна похибка	t-статистика	Імовірність
LN_УКР_Т	0,239611	0,128864	1,859411	0,0770
LN_ГРУ_Т	1,042763	0,137025	7,610046	0,0000
LN_ЗАЛИШКІВ	-0,044078	0,057396	-0,767975	0,4511
С	0,587326	0,909477	0,645784	0,5254
Коефіцієнт детермінації	0,943674	Середнє арифметичне значення залежної змінної		16,58730
Скоригований коефіцієнт детермінації	0,935628	Стандартне середнє квадратичне відхилення залежної змінної		1,261864
Стандартна похибка регресії	0,320157	Критерій Акайке		0,705633
Сума квадратів залишків	2,152504	Критерій Шварца		0,900653
Значення функції максимальної правдоподібності	-4,820416	Критерій Ханан – Квін		0,759724
F-статистика	117,2768	Статистика Дарбіна – Уотсона		0,752777
Імовірність (F-статистика)	0,000000			

Джерело: авторська розробка.

Таблиця 3

Кореляційна матриця

	LN_ВВП_АЗ	LN_УКР_Т	LN_ГРУ_Т
LN_ВВП_АЗ	1,000000	0,887882	0,963465
LN_УКР_Т	0,887882	1,000000	0,859080
LN_ГРУ_Т	0,963465	0,859080	1,000000

Джерело: авторська розробка.

ня критерію Фішера. Ці значення відповідно дорівнюють 117,2768 і 3,44 на рівні значущості 5% і ступеня свободи $k_1 = 2$, $k_2 = 22$. З огляду на те, що $117,2768 > 3,44$, модель вважається значущою. Значущість коефіцієнтів регресії підтверджується і за допомогою t-статистики.

Перевірка автокореляції здійснюється за допомогою d-статистики Дарбіна – Уотсона. За таблицею критичних значень d-статистики для числа спостережень 25, числа пояснювальних змінних 2 і заданого рівня значущості 0,05 значення $d_{\text{нижній}} = 1,21$ і $d_{\text{верхній}} = 1,55$, які розбивають відрізок $[0,4]$ на п'ять областей, знайдено спостережуване значення $d_{\text{стост}} = 0,75$. Оскільки $0,75 < d_{\text{нижній}} < d_{\text{верхній}}$, то має місце автокореляція залишків.

Тепер розглянемо задачу на наявність гетероскедастичності. Гетероскедастичність призводить до того, що оцінки коефіцієнтів регресії не є ефективними, збільшуються дисперсії розподілів оцінок ко-

ефіцієнтів. Тут гетероскедастичність залишків перевірена тестом Уайта, за результатами якого величина $nR^2 = \text{Obs} \cdot R\text{-squared}$, де $n = 25$, R^2 – коефіцієнт детермінації для допоміжної регресії квадратів залишків на всі регресори, їх квадрати, попарні утворення і константу та дорівнює 5,230084, і ця величина менше значення $\chi^2_{0,38}(5) = 5,303272885$. Відповідне P-значення перевищує 0,05, тобто нульова гіпотеза про гомоскедастичність випадкового члена не відкидається.

Результати розширеного тесту Дікі – Фуллера показали, що вихідні ряди та їх перші різниці не є стаціонарними, а різниці оператори другого порядку стаціонарні. Результати тестування показано в табл. 4.

Результати вищевказаних тестувань показують, що оцінки коефіцієнтів регресії є поганими. Причиною цього є нестационарність досліджуваних рядів. Одним із підходів до коректного математичного опису рядів є коінтеграційний підхід Енгла – Грейнджера та Йохансена. Цей підхід може бути застосований для побудови моделі корекції помилок у випадку, якщо інтегруються часові ряди одного і того ж самого порядку. У нашому випадку всі інтегровані ряди другого порядку.

Перевірка причинних зв'язків між факторами для лагових значень $m = 1, 2, 3, 4$ здійснена тестом Грейнджера. Тест на причинність за Грейнджером за винятком одного напрямку підтвердив наявність

Результати тесту Дікі – Фуллера

Змінні	Статистика критерію	Критичне значення 1%	Критичне значення 5%	Критичне значення 10%	Рівень імовірності
<i>Різниця другого порядку</i>					
LN_ВВП_А3	-4,615559	-4,440739	-3,632896	-3,254671	0,0070
LN_УКР_Т	-8,159048	-4,440739	-3,632896	-3,254671	0,0000
LN_ГРУ_Т	-3,998869	-4,467895	-3,644963	-3,261452	0,0254
LN_ЗАЛИШКІВ	-5,029874	-4,532598	-3,673616	-3,277364	0,0039

Джерело: авторська розробка.

двостороннього причинно-наслідкового зв'язку, що вказує на існування третьої змінної, яка є реальною причиною зміни розглянутих двох змінних. Тільки для лага $m = 4$ між $\Delta LN_ВВП_А3$ і $\Delta LN_УКР_Т$ виявляються протилежні причинно-наслідкові зв'язки, де через Δ позначений різницевий оператор відповідної змінної.

Для повної інформативності дослідження на додаток тесту Грейнджера про причинність необхідний аналіз реакції імпульсних функцій. Ці функції являють собою медіанну оцінку з 90%-ним довірчим інтервалом ендогенної змінної на позитивний шок одного стандартного відхилення екзогенної змінної та показують час повернення на рівноважну траєкторію. Довірчі інтервали були отримані методом бутстрепінга зі 100 реплікаціями, як описано в [5]. Результати тестування на 10-ти річних часових горизонтах описані в *рис. 1*. Тут у період часу $t = 0$ всі змінні рівні 0, після чого по черзі змінні зростають на одну одиницю свого стандартного відхилення за весь період. Оцінено реакції змінних на ці шоки в періоди $t = 1, 2, \dots, 10$. Значення змінних у ці періоди часу представляють відповідні функції імпульсного відгуку.

З *рис. 1* ясно, що реакція змінних на відхилення від загального стохастичного тренда неоднакова. У разі реагування на шок і ендогенна змінна проходить свою частину шляху до рівноваги.

Для вивчення впливу екзогенних змінних на ендогенну змінну протягом найближчих 10 років використано економетричний метод декомпозиції дисперсій помилок прогнозу, який визначає внесок зміни даної змінної в її власну дисперсію помилок прогнозу та дисперсію інших змінних. Результати перевірки відповідних тестів наведено в *табл. 5 – табл. 7*.

З *табл. 5* видно, що в річному прогнозі $\Delta LN_ВВП_А3$ найбільші помилки припадають на шоки $\Delta LN_ВВП_А3$, $\Delta LN_УКР_Т$ і $\Delta LN_ГРУ_Т$ відповідно в розмірах 88,4% на горизонті двох років, 90% на горизонті десяти років і 9,3% на горизонті десяти років; для $\Delta LN_УКР_Т$ ці величини будуть 38,87% на горизонті двох років, 75,7% на горизонті одного року, 10,56% на горизонті шести років, а для $\Delta LN_ГРУ_Т$

32,14% на горизонті десяти років, 6,31% на горизонті чотирьох років, 90,46% на горизонті одного року. Дані цифри говорять про те, що найбільшу невизначеність у прогноз для $\Delta LN_ВВП_А3$, $\Delta LN_УКР_Т$ і $\Delta LN_ГРУ_Т$ протягом перших п'яти років дають власні зміни:

$$H_2(r), H_1^*(r), H_1(r), H^*(r), H(r).$$

На основі тесту Енгла – Грейнджера та Йохансена для отримання специфікації векторної моделі корекції помилок (VECM) на рівні значущості 1% слід аналізувати всі п'ять варіантів: $H_2(r), H_1^*(r), H_1(r), H^*(r), H(r)$, які відповідно означають: $H_2(r)$ – дані не мають детермінованого тренду, рівняння коінтеграції не містить ні тренду, ні вільного члена; $H_1^*(r)$ – дані не мають детермінованого тренду, коінтеграційне співвідношення містить вільний член і не містить тренду; $H_1(r)$ – дані містять детермінований тренд, коінтеграційне рівняння містить вільний член і не містить тренду; $H^*(r)$ – дані мають детермінований лінійний тренд, коінтеграційне співвідношення має і тренд, і вільний член; $H(r)$ – дані містять детермінований квадратичний тренд, коінтеграційне рівняння містить і тренд, і вільний член. У випадку $H^*(r)$ інформаційні критерії Акаїке та Шварца відповідно мали низькі значення – 1,899115 і 3,297802. Усі змінні є коінтегрованими, що засвідчує їх довгостроковий взаємозв'язок і справжність кореляції. З огляду на інформаційні критерії Акаїке та Шварца, найкращим виявився лаг, рівний 2. Отримане одне коінтеграційне співвідношення зі ступенем інтеграції 2 і рангом коінтеграції, рівним 1.

У *табл. 8* і *табл. 9* для визначення кількості векторів коінтеграції в рядах динаміки ми спочатку перевіряли нульову гіпотезу, згідно з якою не існує векторів коінтеграції, тобто $r = 0$, проти альтернативної гіпотези, що існує один такий вектор. Ми відкидали нульову гіпотезу, оскільки розраховані значення були більше критичних значень, звідки зробили висновки про те, що існує один вектор коінтеграції. Потім перевірили гіпотезу, що існує один вектор проти альтернативної гіпотези про те, що іс-

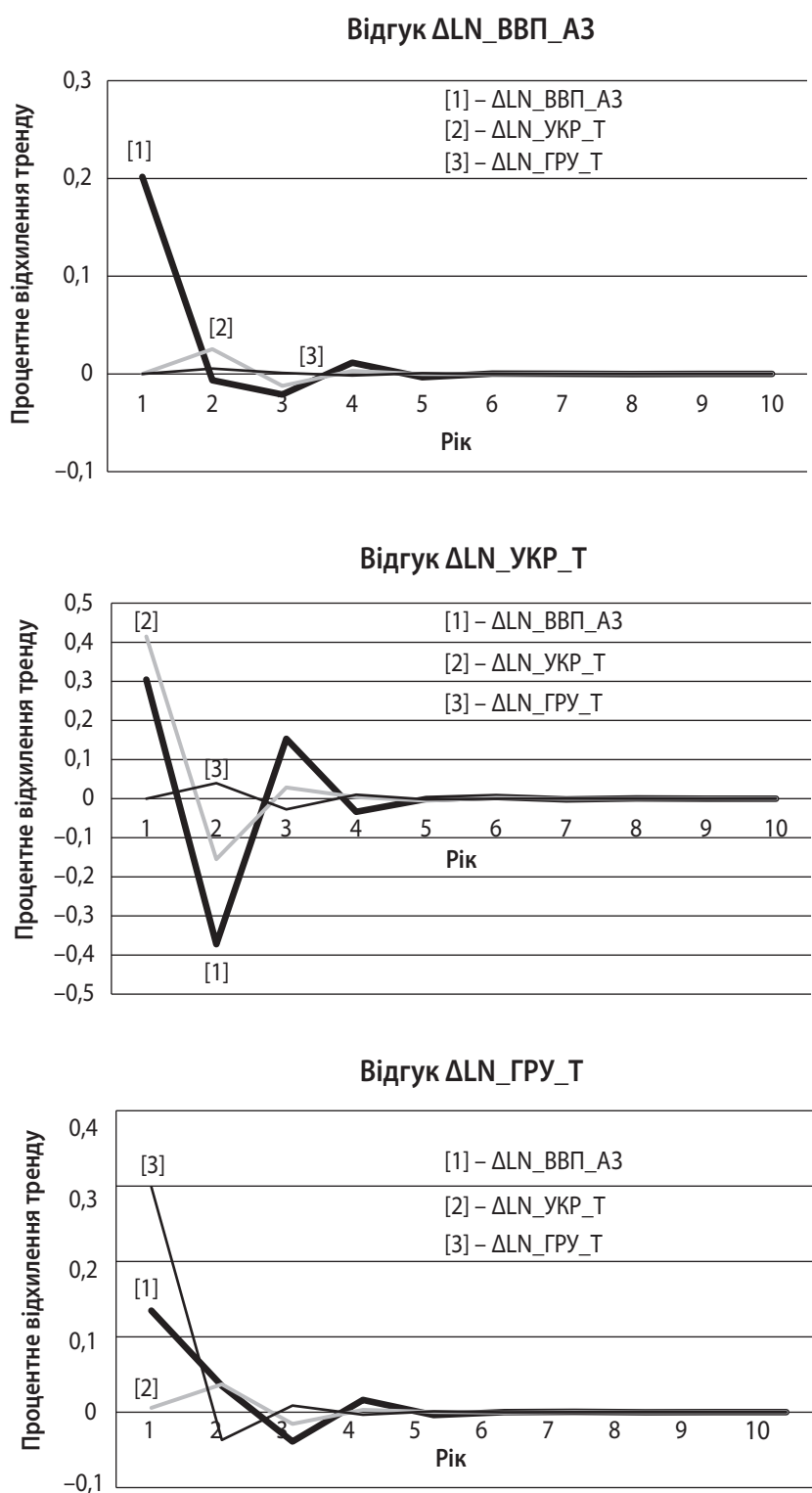


Рис. 1. Реакції імпульсних функцій відгуку

Джерело: авторська розробка.

нує два вектори коінтеграції. Тут розраховані критерії менше критичних значень, тому нульову гіпотезу було прийнято. Таким чином, зроблено висновок, що існує один вектор коінтеграції.

Згідно [1, с. 446–475], система інтегрованого порядку 2 і коінтегрованих рядів допускає подання у формі векторної моделі корекції помилок (*vector error*

correction model – VECM) з лагом, рівним 2 і рангом 1, що виражає довготривалу рівноважну взаємозв'язок змінних і справжність їх кореляції. Виконуючи процедури Програми Eviews 8 знайдено таке рівняння корекції помилок для різниць другого порядку логарифмічних значень ВВП Азербайджану:

Декомпозиція дисперсії помилок прогнозу $\Delta LN_ВВП_АЗ$ за шоками

Рік	Стандартна похибка	$\Delta LN_ВВП_АЗ$	$\Delta LN_УКР_Т$	$\Delta LN_ГРУ_Т$	$\Delta LN_ЗАЛИШКІВ$
1	0,200260	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,213077	88,45029	0,166831	0,003996	11,37888
3	0,239997	80,24208	0,705063	4,609816	14,44304
4	0,248661	75,90669	0,677819	4,493289	18,92220
5	0,263947	68,34416	0,615722	8,116687	22,92343
6	0,272195	68,75173	0,820821	7,816624	22,61083
7	0,278522	66,09845	0,824276	9,208542	23,86873
8	0,284818	67,22421	0,894139	8,808053	23,07360
9	0,287045	66,55887	0,894754	9,462333	23,08404
10	0,290047	66,96898	0,909030	9,302865	22,81912

Джерело: авторська розробка.

Таблиця 6

Декомпозиція дисперсії помилок прогнозу $\Delta LN_УКР_Т$ по шоках

Рік	Стандартна похибка	$\Delta LN_ВВП_АЗ$	$\Delta LN_УКР_Т$	$\Delta LN_ГРУ_Т$	$\Delta LN_ЗАЛИШКІВ$
1	0,532177	24,28358	75,71642	0,000000	0,000000
2	0,710557	38,87114	58,94872	1,281564	0,898579
3	0,757328	34,43082	54,93659	4,583763	6,048831
4	0,790819	32,99794	51,22253	10,11301	5,666519
5	0,804677	31,87905	49,64426	9,773106	8,703584
6	0,815695	31,91798	48,37920	10,56300	9,139818
7	0,825332	32,74148	47,43059	10,34645	9,481484
8	0,828112	32,85057	47,11306	10,46540	9,570969
9	0,834326	33,63939	46,43873	10,41893	9,502948
10	0,834689	33,64313	46,39841	10,46152	9,496935

Джерело: авторська розробка.

Таблиця 7

Декомпозиція дисперсії помилок прогнозу $\Delta LN_ГРУ_Т$ по шоках

Рік	Стандартна похибка	$\Delta LN_ВВП_АЗ$	$\Delta LN_УКР_Т$	$\Delta LN_ГРУ_Т$	$\Delta LN_ЗАЛИШКІВ$
1	0,332262	9,378901	0,160207	90,46089	0,000000
2	0,341082	11,75263	0,338170	86,99917	0,910035
3	0,403760	28,21602	5,275526	62,74573	3,762725
4	0,408579	27,55542	6,311652	61,28454	4,848390
5	0,441666	30,37871	5,439327	54,62306	9,558909
6	0,445252	30,21529	5,368019	54,73200	9,684693
7	0,461752	30,12403	5,048652	52,28962	12,53770
8	0,466696	31,03315	5,011967	51,65704	12,29785
9	0,474653	31,32897	4,903178	50,69298	13,07486
10	0,478022	32,14874	4,863859	50,06666	12,92074

Джерело: авторська розробка.

Результати тесту Max-Eigenvalue

Гіпотеза	Альтернативні гіпотези	Статистика Max-Eigenvalue	Критичне значення 1 %	Рівень імовірності
$H_0: r = 0^*$	$H_A: r > 0$	37,98374	30,83396	0,0008
$H_0: r = 1$	$H_A: r > 1$	14,09323	23,97534	0,2480
$H_0: r = 2$	$H_A: r > 2$	7,086650	16,55386	0,3356

Джерело: авторська розробка.

Таблиця 9

Результати Trace-тесту

Гіпотеза	Альтернативні гіпотези	Trace-статистика	Критичне значення 1 %	Рівень імовірності
$H_0: r = 0^*$	$H_A: r > 0$	59,16362	49,36275	0,0006
$H_0: r = 1$	$H_A: r > 1$	21,17988	31,15385	0,1720
$H_0: r = 2$	$H_A: r > 2$	7,086650	16,55386	0,3356

Джерело: авторська розробка.

$$\begin{aligned} \Delta(\Delta LN_ВВП_A3) = & -0,0904087547356 \cdot (\Delta LN_ВВП_A3(-1)) + 0,0506256133227 \cdot \Delta LN_УКР_T(-1) - \\ & (0,34) \\ & - 3,39328543712 \cdot \Delta LN_ГРУ_T(-1) - 0,265412275366 \cdot \Delta LN_ЗАЛИШКІВ(-1) - 0,0156540712535) - \\ & (0,39) \quad (0,09) \\ & - 0,270128380903 \cdot \Delta(\Delta LN_ВВП_A3(-1)) - 0,739200447724 \cdot \Delta(\Delta LN_ВВП_A3(-2)) + \\ & + 0,020367403405 \cdot \Delta(\Delta LN_УКР_T(-1)) - 0,0423208958268 \cdot \Delta(\Delta LN_УКР_T(-2)) - \\ & - 0,161521723161 \cdot \Delta(\Delta LN_ГРУ_T(-1)) - 0,0714700218773 \cdot \Delta(\Delta LN_ГРУ_T(-2)) + \\ & + 0,0194415568114 \cdot \Delta(\Delta LN_ЗАЛИШКІВ(-1)) - 0,0174702303393 \cdot \Delta(\Delta LN_ЗАЛИШКІВ(-2)) + \\ & + 0,0170954314078, \end{aligned} \quad (3)$$

де в круглих дужках під коефіцієнтами вказані стандартні помилки оцінки,

$\Delta(\cdot) = \Delta_t(\cdot)$; $\Delta(-i) = \Delta_{t-i}(\cdot)$; $t = \underline{1,3}$, «» – позначена відповідна змінна.

Вище при реалізації тесту Грейнджера про причинність було показано, що між змінними мають місце зворотні зв'язки. У програмних процедурах Eviews 8, виконуючи аналогічні процедури, неважко отримати моделі корекції помилок для інших змінних:

В отриманому коінтеграційному співвідношенні: $коінт_t \equiv \Delta LN_ВВП_A3_t + 0,0506256133227 \cdot \Delta LN_УКР_T_t - 3,39328543712 \cdot \Delta LN_ГРУ_T_t - 0,265412275366 \cdot \Delta LN_ЗАЛИШКІВ_t$

проведено нормалізацію коінтегруючого вектора β (1; 0,0506256133227; -3,39328543712; -0,265412275366).

Коефіцієнт при $\Delta LN_ВВП_A3_t$ дорівнює одиниці, яка показує, що її вплив на рівновагу великий, значний вплив на темп зростання ВВП Азербайджану

$$\begin{aligned} \Delta(\Delta LN_УКР_T) = & -0,233217756667 \cdot (\Delta LN_ВВП_A3(-1)) + 0,0506256133227 \cdot \Delta LN_УКР_T(-1) - \\ & - 3,39328543712 \cdot \Delta LN_ГРУ_T(-1) - 0,265412275366 \cdot \Delta LN_ЗАЛИШКІВ(-1) - 0,0156540712535) - \\ & - 0,961626950221 \cdot \Delta(\Delta LN_ВВП_A3(-1)) - 2,55753023597 \cdot \Delta(\Delta LN_ВВП_A3(-2)) - \\ & - 1,06641823054 \cdot \Delta(\Delta LN_УКР_T(-1)) - 0,286017986354 \cdot \Delta(\Delta LN_УКР_T(-2)) - \\ & - 0,403195340504 \cdot \Delta(\Delta LN_ГРУ_T(-1)) - 0,050620592405 \cdot \Delta(\Delta LN_ГРУ_T(-2)) - \\ & 0,0114979495096 \cdot \Delta(\Delta LN_ЗАЛИШКІВ(-1)) - 0,0240790766911 \cdot \Delta(\Delta LN_ЗАЛИШКІВ(-2)) + 0,0729281144544. \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \Delta(\Delta LN_ГРУ_T) = & 0,541606064226 \cdot (\Delta LN_ВВП_A3(-1)) + 0,0506256133227 \cdot \Delta LN_УКР_T(-1) - \\ & - 3,39328543712 \cdot \Delta LN_ГРУ_T(-1) - 0,265412275366 \cdot \Delta LN_ЗАЛИШКІВ(-1) - 0,0156540712535) - \\ & - 0,107411240036 \cdot \Delta(\Delta LN_ВВП_A3(-1)) - 0,331538791635 \cdot \Delta(\Delta LN_ВВП_A3(-2)) + \\ & + 0,0274493350108 \cdot \Delta(\Delta LN_УКР_T(-1)) + 0,110173484951 \cdot \Delta(\Delta LN_УКР_T(-2)) + \\ & + 0,444064330926 \cdot \Delta(\Delta LN_ГРУ_T(-1)) + 0,237738121847 \cdot \Delta(\Delta LN_ГРУ_T(-2)) + \\ & 0,105953442539 \cdot \Delta(\Delta LN_ЗАЛИШКІВ(-1)) + 0,0597363921104 \cdot \Delta(\Delta LN_ЗАЛИШКІВ(-2)) + 0,0177343610901. \end{aligned} \quad (5)$$

має і торговий оборот з Грузією, натомість торговий оборот з Україною відіграє меншу роль.

У векторі корекції помилок α $(-0,090409; -0,233218; 0,541606)$ перший компонент виражає значний повільний рух до рівноваги, другий – повільний рух до рівноваги, причому для першого термін повного усунення відхилення $1 : 0,09 = 11,11$ року, а для другого компонента цей термін буде $1 : 0,23 = 4,33$ року; третій і четвертий компоненти означають, що коригуюча система помітно сходиться з рівноважної траєкторії, у цих випадках ендегенна змінна зміниться на величину, що перевищує рівноважну планку, а регресорам треба піднятися, щоб надлишок ендегенного фактора зник.

Усі коефіцієнти в матриці параметрів при векторі других різниць лагових значень ендегенної змінної $\Delta(\Delta LN_ЗАЛИШКІВ_t)$, крім $\Delta(\Delta LN_ЗАЛИШКІВ_{t-1})$ і $\Delta(\Delta LN_ЗАЛИШКІВ_{t-2})$, значення яких невеликі, є статистично незначущими, і рівняння для $\Delta(\Delta LN_ЗАЛИШКІВ_t)$ можуть бути опущені для практичного використання.

Модель (4), (5) статистично коректна, оскільки попередні етапи її побудови забезпечують виконання стаціонарності її змінних.

Адекватність побудованої моделі помилок (3), (4), (5) оцінюється за результатами спільного аналізу залишків (помилки) трьох регресійних рівнянь. Перевірені гіпотези: про взаємну незалежність залишків за допомогою тесту множників Лагранжа (*VAR Residual Serial Corellation LM Tests*); про спільний нормальний розподіл випадкових помилок за допомогою тесту Жака – Бера (*Jarque – Bera*); про сталість дисперсії залишків за допомогою перевірки тесту Уайта (*White*) (*Heteroscedasticity Tests: No Gross Terms*). Для прийняття рішення використані еквівалентні форми критеріїв, які являють собою порівняння умов значущості ϵ і P -значення.

Кореляційні тести LM не виявляють жодних проблем ($p = 0,8713$ був вище $0,05$), авторегресійний тест Уайта на гетероскедастичність не виявив гетерогенної проблеми ($p = 0,4110$, що вище $0,05$). Тест Жака – Бера показав, що залишки багатовимірно нормальні ($p = 0,8003$ вище $0,05$) і компоненти асиметрії відповідно рівні $-0,833171$; $-0,335252$; $-0,764138$ з відповідними ймовірностями $0,1191$; $0,5305$; $0,1528$, а ексцеси компонент $3,991224$; $3,244348$; $3,799928$ з ймовірностями $0,3538$; $0,8192$; $0,4543$ означають порівняльне поліпшення з відповідними величинами з табл. 1.

Виходячи з цих оцінок можна зробити висновок про те, що векторна модель корекції помилок (3), (4), (5) є адекватною.

ВИСНОВКИ

Проведений коінтеграційний аналіз взаємного впливу ВВП Азербайджану й обороту зовнішньої

торгівлі цієї країни з Україною та Грузією дозволяє сформулювати ряд висновків:

1. Об'єднуючи в одному рядку статистичний довгостроковий і динамічний короткостроковий зв'язок між змінними, співвідношення (3) і (4) дозволяють виміряти відхилення від рівноваги в разі появи шоків і швидкість його відновлення, а також сходження коригуючої системи з рівноважної траєкторії.
2. Визначено вклади в дисперсію помилок прогнозу на шоки зміни власної дисперсії результативного чинника та дисперсії інших змінних.
3. Загалом можна констатувати, що модель визначена належним чином і результати можуть бути використані для вироблення конкретних заходів при проведенні динамічного аналізу ефективного державного регулювання експортно-імпорتنних операцій між трьома країнами та балансування взаємної торгівлі Азербайджану з Україною та Грузією.
4. Грузії слід активізувати зовнішньоторговельну політику, спрямовану на зміну структури на користь чистого експорту зовнішньоторговельного обороту з Україною та Азербайджаном.
5. Для поліпшення інтеграційних торговельних зв'язків між трьома країнами необхідно збільшити показник значущості взаємної торгівлі товарами.
6. Запропоновані оцінки можуть бути використані для визначення значущих факторів взаємодії в динаміці тристоронніх торговельних відносин та оцінки тенденції зростання відкритості економік цих країн у регіональному контексті. Проведений аналіз дозволяє виявити ряд стійких і нестійких особливостей, що вказують на можливість моделювання обґрунтованих прогностичних сценаріїв подальших взаємовигідних торговельно-економічних зв'язків у членстві проекту ГУАМ в умовах українсько-російської та грузинсько-російської військово-політичної й економічної кризи. ■

БІБЛІОГРАФІЯ

1. Verbeek M. A Guide to Modern Econometrics. John Wiley & Sons, 2017. 520 p.
2. Azərbaycan Respublikasının Dövlət Statistika Komitəsinin. URL: www.stat.gov.az
3. National Statistics Office of Georgia. URL: www.geostat.ge/ka
4. Державна служба статистики України. URL: www.ukrstat.gov.ua
5. Hall P. On Bootstrap Confidence Intervals in Nonparametric Regression. *Annals of Statistics*. 1992. Vol. 20. Iss. 2. P. 695–711. DOI: 10.1214/aos/1176348652
6. Berk K. N., Carey P. Data Analysis with Microsoft Excel™: Updated for Office 2007. 3rd ed., Duxbury Press, 2009. 608 p.

7. Johnson R. R. A Guide to Using Eviews with Using Econometrics: A Practical Guide. University of San Diego, 2015. 86 p.
8. 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. С. 98–105.
9. Чеботарёва Н. Н., Файзулина Ю. В. Анализ экспорта и импорта товаров и услуг в Украине. *Научный результат. Серия «Экономические исследования»*. 2016. Т. 2. № 1. С. 57–63.
DOI: <https://doi.org/10.18413/2409-1634-2016-2-1-57-63>
10. Moroz S., Nagyova L., Bilan Yu., Polakova Z. The current state and prospects of trade relations between Ukraine and the European Union: The Visegrad vector. *Economic Annals-XXI*. 2017. Vol. 163. Iss. 1–2. P. 14–21.
DOI: <http://ea21journal.world/index.php/ea-v163-03>
11. Калюжна Н. Г. Зовнішньоторговельна інтеграція України в умовах поглиблення міждержавних конфліктів. *Проблеми економіки*. 2020. № 1. С. 27–35.
DOI: <https://doi.org/10.32983/2222-0712-2020-1-27-35>
12. Оруджев Э. Г., Ализаде А. Р. Коинтеграция торговых-экономических отношений между Азербайджаном и Украиной. *Journal of Contemporary Applied Mathematics*. 2020. Vol. 10. No. 1. P. 83–97. URL: <http://journalcam.com/wp-content/uploads/2020/05/100110.pdf>
13. Orudzhev E., Alizade A. Cointegration analysis of the impact of Azerbaijan and Ukraine GDPs on the trade turnover between these countries. *Journal of International Studies*. 2021. Vol. 14. No. 3. P. 274–290.
DOI: <https://doi.org/10.14254/2071-8330.2021/14-3/18>
14. Ковтун Т. Д., Матвієнко А. П. Актуальні тренди міжнародної торгівлі товарами та особливості зовнішньої торгівлі України. *Бізнес Інформ*. 2019. № 9. С. 28–35.
DOI: <https://doi.org/10.32983/2222-4459-2019-9-28-35>
15. Балюк Ю. С. Фактори розвитку експортно-імпоротної діяльності вітчизняних промислових підприємств. *Бізнес Інформ*. 2021. № 7. С. 91–100.
DOI: <https://doi.org/10.32983/2222-4459-2021-7-91-100>
16. Балюк Ю. С. Сучасні стратегії експортно-імпоротної діяльності промислових підприємств та їх обґрунтування. *Бізнес Інформ*. 2022. № 5. С. 100–107.
DOI: <https://doi.org/10.32983/2222-4459-2022-5-100-107>
17. Дёгтев А. С., Маргоев А. Р., Токарев А. А. Экономика Грузии в пространстве противоречий региональных держав. *Вестник МГИМО-Университета*. 2016. № 2. С. 219–233.
DOI: <https://doi.org/10.24833/2071-8160-2016-2-47-219-233>
18. Силагадзе А. Глобальные тенденции и некоторые вопросы экономики Грузии постсоветской эпохи // Материалы конференции «Феномен рыночного хозяйства: от истоков до наших дней. Партнерство в условиях риска и неопределенности» (г. Самарканд – Карши, 1–5 апреля 2020 г.). Самарканд, 2020. С. 381–394.
DOI: <https://doi.org/10.34754/EP.2020.8.8.79304>
19. International Monetary Fund. URL: <http://www.imf.org/external/Publs/ft/weo/2017/weodata/weoselagr.aspx>

REFERENCES

- Azerbaijan Respublikasinin Dövlət Statistika Komitəsinin. www.stat.gov.az
- Baliuk, Yu. S. "Faktory rozvytku eksportno-importnoi diialnosti vitchyznianskykh promyslovykh pidpriemstv" [The Factors of Development of Export-Import Activity of Domestic Industrial Enterprises]. *Biznes Inform*, no. 7 (2021): 91-100.
DOI: <https://doi.org/10.32983/2222-4459-2021-7-91-100>
- Baliuk, Yu. S. "Suchasni stratehii eksportno-importnoi diialnosti promyslovykh pidpriemstv ta yikh obgruntuvannia" [Modern Strategies of the Export-Import Activity of Industrial Enterprises, a Substantiation]. *Biznes Inform*, no. 5 (2022): 100-107.
DOI: <https://doi.org/10.32983/2222-4459-2022-5-100-107>
- Berk, K. N., and Carey, P. *Data Analysis with Microsoft Excel™: Updated for Office 2007*. Duxbury Press, 2009.
- Chebotareva, N. N., and Fayzulina, Yu. V. "Analiz eksporta i importa tovarov i uslug v Ukraine" [Analysis of Exports and Imports of Goods and Services in Ukraine]. *Nauchnyy rezultat. Seriya «Ekonomicheskiye issledovaniya»*, vol. 2, no. 1 (2016): 57-63.
DOI: <https://doi.org/10.18413/2409-1634-2016-2-1-57-63>
- Degtev, A. S., Margoyev, A. R., and Tokarev, A. A. "Ekonomika Gruzii v prostranstve protivorechiy regionalnykh derzhav" [Economy of Georgia in the Space of Contradictions of Regional Powers]. *Vestnik MGIMO-Universiteta*, no. 2 (2016): 219-233.
DOI: <https://doi.org/10.24833/2071-8160-2016-2-47-219-233>
- Derzhavna sluzhba statystyky Ukrainy. www.ukrstat.gov.ua
- Golovan, D. V. "Dinamika struktury vneshney torgovli i mezhdunarodnaya strategiya ekonomicheskogo razvitiya Ukrainy" [Dynamics of Foreign Trade Structure and International Strategy of Economic Development of Ukraine]. *Ekonomika ta upravlinnia pidpriemstvamy mashynobudivnoi haluzi: problemy teorii ta praktyky*, no. 3 (2012): 98-105.
- Hall, P. "On Bootstrap Confidence Intervals in Nonparametric Regression". *Annals of Statistics*, vol. 20, no. 2 (1992): 695-711.
DOI: [10.1214/aos/1176348652](https://doi.org/10.1214/aos/1176348652)
- International Monetary Fund. <http://www.imf.org/external/Publs/ft/weo/2017/weodata/weoselagr.aspx>
- Johnson, R. R. *A Guide to Using Eviews with Using Econometrics: A Practical Guide*. University of San Diego, 2015.
- Kaliuzhna, N. H. "Zovnishnyytorhovelnia intehratsiia Ukrainy v umovakh pohlyblennia mizhderzhavnykh konfliktiv" [International Trade Integration of Ukraine in the Context of Deepening Interstate Conflicts]. *Problemy ekonomiky*, no. 1 (2020): 27-35.
DOI: <https://doi.org/10.32983/2222-0712-2020-1-27-35>
- Kovtun, T. D., and Matviienko, A. P. "Aktualni trendy mizhnarodnoi torhivli tovaramy ta osoblyvosti zovnishnoyi torhivli Ukrainy" [The Current Trends in the International Trade in Goods, the Features of Ukraine's Foreign Trade]. *Biznes Inform*, no. 9 (2019): 28-35.
DOI: <https://doi.org/10.32983/2222-4459-2019-9-28-35>
- Moroz, S. et al. "The current state and prospects of trade relations between Ukraine and the European Union: The

- Visegrad vector". *Economic Annals-XXI*, vol. 163, no. 1-2 (2017): 14-21.
DOI: <http://ea21journal.world/index.php/ea-v163-03>
- National Statistics Office of Georgia. www.geostat.ge/ka
- Orudzhev, E. G., and Alizade, A. R. "Kointegratsiya torgovo-ekonomicheskikh otnosheniy mezhdru Azerbaydzhanom i Ukrainoy" [Cointegration of Trade and Economic Relations between Azerbaijan and Ukraine]. *Journal of Contemporary Applied Mathematics*, vol. 14, no. 3 (2020): 274-290. <http://journalcam.com/wp-content/uploads/2020/05/100110.pdf>
- Orudzhev, E., and Alizade, A. "Cointegration analysis of the impact of Azerbaijan and Ukraine GDPs on the trade turnover between these countries". *Journal of International Studies*, vol. 14, no. 3 (2021): 274-290.
DOI: <https://doi.org/10.14254/2071-8330.2021/14-3/18>
- Silagadze, A. "Globalnyye tendentsii i nekotoryye voprosy ekonomiki Gruzii postsovetskoy epokhi" [Global Trends and Some Issues of the Georgian Economy in the Post-Soviet Era]. *Fenomen rynochnogo khozyaystva: ot istokov do nashikh dney. Partnerstvo v usloviyakh riska i neopredelennosti*. Samarkand, 2020. 381-394.
DOI: <https://doi.org/10.34754/EP.2020.8.8.79304>
- Verbeek, M. *A Guide to Modern Econometrics*. John Wiley & Sons, 2017.