

**Монетарна глобалізація**

Їлмаз Онур АРІ,
Фйона ЗЕНЕЛІ

**ВІД ГРОШОВИХ ПЕРЕКАЗІВ
ДО ПРОДОВОЛЬЧОГО КОШИКА:
АНАЛІЗ ВЗАЄМОЗВ'ЯЗКУ
МІЖ ГРОШОВИМИ ПЕРЕКАЗАМИ,
ПРОДОВОЛЬЧОЮ БЕЗПЕКОЮ
ТА ЕКОНОМІЧНИМ ЗРОСТАННЯМ
У ТУРЕЧЧИНІ**

Резюме

Зв'язок між грошовими переказами з-за кордону, продовольчою безпекою та зростанням економіки є комплексним і важливим елементом економічного розвитку суспільства. Метою дослідження є вивчення причинно-наслідкових зв'язків між вищезгаданими поняттями відповідно до економіки Туреччини. Період дослідження охоплює 1974–2018 рр., а як часові ряди використано щорічні дані про *Грошові перекази*, *Споживання калорій* (як проксі для продовольчої безпеки) та *Економічне зростання*. Для виявлення причинності використовуються такі методи, як тест на одиничний корінь Зівота-

© Їлмаз Онур Арі, Фйона Зенелі, 2024.

Арі Їлмаз Онур, доцент, доктор економічних наук, Факультет економіки та адміністративних наук / Кафедра міжнародного бізнесу і торгівлі, Байбуртський Університет, Байбурт, Туреччина. ORCID: 0000-0001-7634-2531. Емейл: onurari@bayburt.edu.tr
Зенелі Фйона, науковий співробітник, доктор філософії, Факультет харчових та сільськогосподарських наук / Кафедра екології та екологічної політики, Міланський університет, Мілан, Італія. ORCID: 0000-0003-3036-5169. Емейл: fjona.zeneli@unimi.it

Ендрюса (ZA), тест Тода-Ямамото (TY), тест Брайтунга-Кенделона (BCG) і тест Хатемі-Джі (Hatemi-J), які оцінюють її напрямок. Головні результати дослідження складаються з таких пунктів: (i) наявність коінтеграції другого рангу між рядами, відсутність лінійної причинності в часовій області (тест TY); (ii) наявність спектральної причинності (тест BCG) від *Споживання калорій до Зростання економіки* (надалі: *Зростання*) лише в середньому періоді на рівні значущості 10%, а також (iii) наявність асиметричної причинності між *Грошовими переказами* і *Зростанням* за позитивних змін, від *Зростання до Споживання калорій* за негативних змін і від *Споживання калорій до Грошових переказів* за позитивних змін відповідно на рівні значущості 1,5 та 1%. Вищезгадані результати нададуть законотворцям важливі відомості щодо комплексного характеру взаємозв'язків грошових переказів з-за кордону, продовольчої безпеки й економічного зростання, що допоможе їм у розробці ефективних стратегій щодо подолання бідності, впровадження сталого розвитку та інклюзивного зростання.

Ключові слова:

продовольча безпека, грошові перекази, економічне зростання, країни, що розвиваються, асиметрична причинність.

Класифікація за JEL: F24, C22, Q18.

2 рисунки, 8 таблиць, 52 джерела літератури.

Постановка проблеми

Міжнародні міграційні процеси відіграють важливу роль у глобальному світі, оскільки вони спричиняють значні економічні, соціальні й культурні наслідки як для країн, що «надсилають», так і для країн, що приймають мігрантів (Abduvaliev & Bustillo, 2019). Особисті перекази (готівкою або в товарній формі) і компенсації (гроші від сезонних та інших довго- чи короткострокових робіт за кордоном), які надсилають на батьківщину мігранти, що живуть і

працюють у розвинених країнах, називаються грошовими переказами з-за кордону (*remittances*) (Kumar *et al.*, 2017). Вони є своєрідними економічними ін'єкціями для країн з високим показником еміграції, особливо під час економічної рецесії, коли саме емігранти стають важливим джерелом доходу для їхніх сімей, котрі залишилися на батьківщині (Hua *et al.*, 2019).

Основними очікуваннями від грошових переказів вважається (i) сприяння підвищенню рівня доходів і заощаджень громадян у приймаючій країні, (ii) збільшення інвестицій у реальний та людський капітал, (iii) зменшення рівня бідності й усунення валютного дефіциту держави. Однак очікування не завжди справджуються. Якщо сім'ї, які отримують подібні грошові перекази, мають низький рівень доходів й водночас високий рівень споживання продукції, то цей ресурс, як правило, використовується саме для покриття потреб споживання, а не на інвестиції або інші види діяльності, орієнтовані на економічне зростання. Таким чином, хоча доходи зростають завдяки додатковим ресурсам, норма заощаджень не збільшується, відповідно очікувані інвестиції й прогнозоване економічне зростання не відбуваються. Водночас надходження грошових переказів зміцнює національну валюту, роблячи її ціннішою, що здешевлює імпорт, негативно впливаючи на показники експорту (Biçen, 2017).

За даними Світового банку, потоки фінансових транзакцій, що їх здійснюють емігранти, між країнами особливо зросли у 2000-х роках. Вони все ще збільшуються в геометричній прогресії. У багатьох країнах грошові перекази значно зросли як у кількісному відношенні, так і в їхній частці від ВВП. Згідно з прогнозами Світового банку, очікується, що у 2022 р. надходження грошових переказів до країн, що розвиваються, досягне позначки в 630 млрд дол. США. Варто зазначити, що в п'ятірку найбільших країн-реципієнтів у 2021 р. входили країни, що розвиваються (Індія, Мексика, Китай, Філіппіни та Єгипет) (World Bank, 2022).

Продовольча безпека є важливою складовою системи безпеки людини, а безпосередній доступ до продовольства для домогосподарств є фундаментальним правом людини. Продовольчу безпеку можна поділити на дві основні категорії: стабільність і доступність. Оскільки важко виміряти ефект впливу екологічних потрясінь на продовольчу стабільність, перевага надається саме доступності продуктів харчування. Споживання калорій є одним із її компонентів і часто використовується в емпіричному аналізі (Szabo *et al.*, 2022).

Продовольча небезпека може стримувати економічний прогрес країн, що розвиваються, різними способами, наведеними нижче (Ogundari & Aromolaran, 2017):

- зменшення тривалості життя, що знижує продуктивні роки, які очікуються від новонароджених дітей;

- зниження стійкості до хвороб, що зменшує доступний робочий час;
- перешкоджання інтелектуальному та фізичному розвитку дітей, що зменшує їхній потенціал продуктивності у дорослому віці.

Таким чином, продовольча безпека сприяє розвитку людського капіталу.

Незважаючи на згаданий раніше факт щодо підвищення спроможності домогосподарств справлятися з ризиками, покращити власний рівень життя та харчування з допомогою грошових переказів з-за кордону (Mabrouk & Mekni, 2018; Das, 2021), існують поширені переконання, що одержувачі подібних переказів будуть більш схильні до нездорового харчування і придбання їжі швидкого приготування, ніж ті, хто не отримує доходу від них (Zezza, 2011; Szabo *et al.*, 2022). Люди змінюють свої моделі харчової поведінки зі зростанням доходу, простежується збільшення споживання їжі за межами дому, а також частіше споживання їжі швидкого приготування, що є суттєвим фактором підвищення рівня ожиріння (Drewnowski & Specter, 2004). Зростання доходів, урбанізація, зміна умов життя в країнах, що розвиваються, глобалізація виробництва продуктів харчування та ринків збуту впливають на рівень ожиріння серед населення. У країнах, що розвиваються (Мексика, Китай і Таїланд) ризик ожиріння доволі високий у верствах населення з високим соціально-економічним статусом. Причинами зростання випадків ожиріння в групах осіб з низьким рівнем доходу є відповідно низький рівень доходів, а також надання переваги нездоровій їжі з більшим вмістом калорій і низькими цінами, а також зростання обсягів її споживання. Представники цієї верстви населення прагнуть розширити частку витрат на харчування в межах наявного доходу. У такому разі відбувається збільшення маси тіла і простежується поступове виникнення ожиріння (Sipahi, 2021).

Якщо порівняти з такими розвиненими країнами, як Польща, Україна, Румунія чи Росія, то Туреччина посіла четверте місце у світі в 2018 р. за найвищим показником споживання калорій (3 711 ккал на особу), незважаючи на низький рівень доходів домогосподарств від грошових переказів з-за кордону (Our World in Data, 2021). З цих міркувань, представникам влади Туреччини необхідно розуміти, як споживання калорій впливає на економічне зростання і чи впливають грошові перекази заробітчани, що надходять до країни, на споживчі витрати населення.

Огляд літератури

Взаємозв'язок грошових переказів з-за кордону та продовольчої безпеки

У багатьох наукових працях досліджено і доведено, що грошові перекази впливають на економічний розвиток, особливо в країнах, що розвиваються, а також на раціон і якість харчування населення (Sadiddin *et al.*, 2019; Taylor & Castelhana, 2016; Thow *et al.*, 2016; Regmi & Paudel, 2017; Mabrouk & Mekni, 2018). Навколо цієї теми точаться широкі дискусії, а висновки подібних досліджень слугують корисним інструментом для формування політичних стратегій, пов'язаних з продовольчою безпекою, міграцією та економічним розвитком.

У науковій літературі відомі дослідження, у яких вивчається зв'язок між грошовими переказами і продовольчою безпекою. Якщо перші публікації в цій галузі стосувалися теоретичних аспектів загальних наслідків міграції, то в пізніших роботах науковці емпірично досліджували вплив національних та міжнародних грошових переказів на споживання калорій. Наприклад, Zezza *et al.* (2011) вперше теоретично довели, що сприяння потокам грошових переказів і зниження витрат на міграцію максимізує позитивний вплив на продовольчу безпеку та безпеку харчування в країнах, що розвиваються. Akçay & Karasoy (2017) дослідили причинно-наслідковий зв'язок між грошовими переказами та споживанням калорій в Алжирі за період з 1970 по 2008 рр., використовуючи коінтеграційні тести Йохансена та Юселиуса, підхід до тестування меж ARDL та тест причинності Грейнджера, заснований на векторній моделі корекції помилок. Вони виявили довгостроковий, сприятливий і суттєвий вплив грошових переказів на споживання калорій. З допомогою комплексного дослідження фермерських домогосподарств, Babatunde (2018) дійшов висновку, що домогосподарства в штаті Квара, Нігерія, які отримують подібні грошові перекази, є кращими з точки зору загального доходу, калорійності харчування, забезпеченості мікроелементами побуту та якості харчування у дітей. Ogunniyi *et al.* (2020) проаналізували панельні дані для 15 країн Африки на південь від Сахари у період 1996–2015 рр., щоб з'ясувати вплив грошових переказів на продовольчу і харчову безпеку. У результаті дослідження виявлено, що фінансові надходження мають значний і сприятливий вплив на середню вартість виробництва продуктів харчування. Крім того, як зауважили науковці, грошові перекази сприяють підвищенню середнього рівня енергетичної цінності раціону харчування за шкалою SSA (Адміністрація соціального забезпечення США). На основі даних опитувань сільських домогосподарств у рамках дослідження CONEVAL 2013 і 2015 рр. Mora-Rivera & Van Gameren (2021) виявили, що як внутрішні, так і міжнародні фінансові транзакції суттєво впливають на продовольчу безпеку в Мексиці. Das (2021) застосував аналіз часових рядів з метою вивчення зв'язку між споживанням кало-

рій і грошовими переказами в Бангладеші у період 1976–2013 рр. Автор дослідив довгострокову коінтеграцію між грошовими переказами, споживанням калорій за допомогою методу коінтеграції Йохансена та тесту на причинність Toda-Ямамото. Більше того, результати цього тесту підтвердили існування в Бангладеші односпрямованого причинно-наслідкового зв'язку між грошовими переказами і споживанням калорій. McFarlane et al. (2022) застосували аналіз функції імпульсного відгуку й тест причинності Грейнджера на Ямайці в період з 1976 по 2019 рр. і дійшли висновку, що грошові перекази мають позитивний довгостроковий вплив на споживання калорій. Вчені також помітили, що на Ямайці простежується двонаправлений причинно-наслідковий зв'язок Грейнджера між споживанням калорій і грошовими переказами. В ще одному цікавому дослідженні Vo (2023) проаналізував вплив внутрішньої міграції на продовольчу безпеку, використовуючи дані про рівень життя домогосподарств В'єтнаму. Автор статті виявив, наскільки внутрішня міграція у В'єтнамі збільшує споживання калорій і витрати на продукти харчування. В останньому дослідженні Jayaweera & Verma (2024) проаналізували тему впливу мігрантів і грошових переказів на споживання продуктів харчування, використовуючи дані про доходи і витрати домогосподарств у 2016–2017 рр. Вони дійшли висновку, що і мігранти, і грошові перекази позитивно впливають на споживання калорій та витрати на продукти харчування. Однак вони стверджують, що грошові перекази сприяють споживанню нездорової їжі, а мігранти, навпаки, стимулюють споживання здорової.

Незважаючи на усі вищезгадані фактори, Mabrouk & Mekni (2018) проаналізували цей зв'язок на основі панельних даних за період 1990–2013 рр. в африканських країнах. У рамках дослідження перевірено вплив грошових переказів на продовольчу безпеку за чотирма параметрами: наявність, доступ, використання та стабільність. Автори виявили наявність позитивного зв'язку між доступом, стабільністю та використанням, але негативний – між доступом та наявністю продовольства.

Взаємозв'язок грошових переказів з-за кордону та економічного зростання

Грошові перекази впливають на економічне зростання трьома способами. По-перше, вони можуть знижувати вартість капіталу в країні-реципієнті. Це сприяє стабілізації економіки та зменшенню волатильності. По-друге, оскільки грошові перекази замінюють трудовий дохід, існує ймовірність їхнього негативного впливу на рівень зайнятості населення. Третій ефект полягає у впливі грошових переказів на зростання TFP, що змінює ефективність інвестицій. Сучасні макроемпіричні дослідження грошових переказів стосуються насамперед зростання, бідності, нестабільності виробництва та нерівності (Barajas et al, 2009; Salahuddin & Gow, 2015).

Поточні дослідження зазвичай демонструють сприятливий зв'язок між грошовими переказами й економічним зростанням. Наприклад, Pradhan et al. (2008), використовуючи дані 39 країн з 1980 по 2004 рр., виявили, що грошові

перекази позитивно впливають на економічне зростання за допомогою моделей з фіксованим ефектом. Ari & Özcan (2011) дослідили вплив грошових переказів на економічне зростання 30 країн, що розвиваються, за період 1996–2009 рр., застосовуючи динамічний аналіз панельних даних. Вони дійшли висновку, що між транзакціями та зростанням простежується позитивний зв'язок. Eggoh et al. (2019) за допомогою панельної регресії згладженого переходу (Panel Smooth Transition Regression, PSTR) та узагальненого методу моментів (Generalized Method of Moments, GMM) дійшли позитивних висновків. Зокрема, автори виявили, що грошові перекази мають значний позитивний вплив на економічне зростання в країнах, що розвиваються. Izevbigie et al. (2021) вивчили вплив грошових переказів на економічне зростання країн Західної Африки за допомогою методу GMM за період 2007–2019 рр. На думку науковців, надходження грошових переказів має вагомий і сприятливий ефект на зростання економіки в цих країнах. Derken et al. (2021) оцінили взаємозв'язок між грошовими переказами й зростанням у Хорватії з I-го кварталу 2000-го до II-кварталу 2020-го років. Результати засвідчили про існування односпрямованого причинно-наслідкового зв'язку між грошовими переказами та економічним зростанням, а також те, що такі фінансові транзакції відіграють певну роль в економіці Хорватії. Нещодавно, використовуючи підхід ARDL-зв'язаного тесту, Chaudhary (2022) виявив, зокрема, позитивний вплив грошових переказів на ВВП Непалу.

Хоча більшість досліджень вказують на сприятливий вплив грошових переказів у країнах, що розвиваються, попередні висновки були непослідовними і не завжди підтверджують це припущення (Piteli et al, 2019). Chami et al. (2003) виявили негативний зв'язок між двома, згаданими раніше, факторами у рамках дослідження, проведеного у 113 країнах. Siddique et al. (2010) розглянули зв'язок між грошовими переказами та економічним зростанням у трьох різних державах: Бангладеші, Індії та Шрі-Ланці. Вони використали тест причинності Грейнджера, аби продемонструвати, що збільшення кількості грошових переказів не сприяє економічному зростанню в Індії, натомість робить це у Бангладеші. За період 1971–2010 рр. Feeny et al. (2014) не виявили статистично значущого зв'язку між грошовими переказами й економічним зростанням у великій вибірці з 136 країн, що розвиваються. Використовуючи методологію панельних даних, Sevinç et al. (2016) дослідили залежність між грошовими переказами та економічним зростанням у країнах, що розвиваються. Згідно з дослідженням міграція негативно впливає на економічне зростання в Туреччині, Ірані, Габоні, Белізі, Коста-Ріці й Мексиці, однак сприятливо впливає на зростання в Алжирі, Ботсвані, Китаї, Парагваї, Еквадорі та Перу. Chirila & Chirila (2017) проаналізували вплив грошових переказів на економічне зростання в Румунії. Вони застосували причинно-наслідковий підхід Грейнджера, тест Toda-Ямамото і зауважили, що грошові перекази не є причиною економічного зростання Румунії за Грейнджером. Chowdhury & Dey (2022) застосували тест причинності Грейнджера на основі VECM і визначили, що грошові перекази не мали причинно-наслідкового

зв'язку як у короткостроковій, так і в довгостроковій перспективі для Бангладешу в період з 1976 по 2016 рр.

Продовольча безпека й економічне зростання

Відома дуже мала кількість наукових праць, в яких досліджено продовольчу безпеку й економічне зростання. Так, Dube & Phiri (2015) проаналізували асиметричний вплив коінтеграції між харчуванням та зростанням у Південній Африці протягом 1961–2013 рр. Науковці виявили позитивний двосторонній причинно-наслідковий зв'язок. Ogundari & Aromolaran (2017) використовували динамічний панельний тест причинності на основі GMM системи Бланделла-Бонда для дослідження зв'язку між харчуванням і економічним зростанням у країнах Африки на південь від Сахари. Вони встановили довгостроковий і короткостроковий двосторонній причинно-наслідковий зв'язок між харчуванням і регіональним зростанням економіки. Використовуючи аналіз часових рядів, Ghosh (2018) дослідив напрямок причинно-наслідкового зв'язку між економічним зростанням та споживанням калорій в Індії. Згідно з висновками, економічне зростання спричиняє збільшення споживання харчових продуктів, водночас це споживання не сприяє економічному зростанню в Індії. Використовуючи щоквартальні дані, які охоплюють період з 1990 по 2013 рр., Raji (2020) виявив зворотний причинно-наслідковий зв'язок між споживанням калорій та економічним зростанням у Нігерії.

Метою дослідження є аналіз зв'язків між продовольчою безпекою, економічним зростанням і грошовими переказами з-за кордону в Туреччині. Це перша праця, у якій розглянуто взаємодію вищезазначених факторів на макроекономічному рівні в Туреччині. Таким чином, відсутність подібних досліджень на вказану тематику лише підвищує цінність праці, а тема потребує подальшого емпіричного вивчення.

Методологія

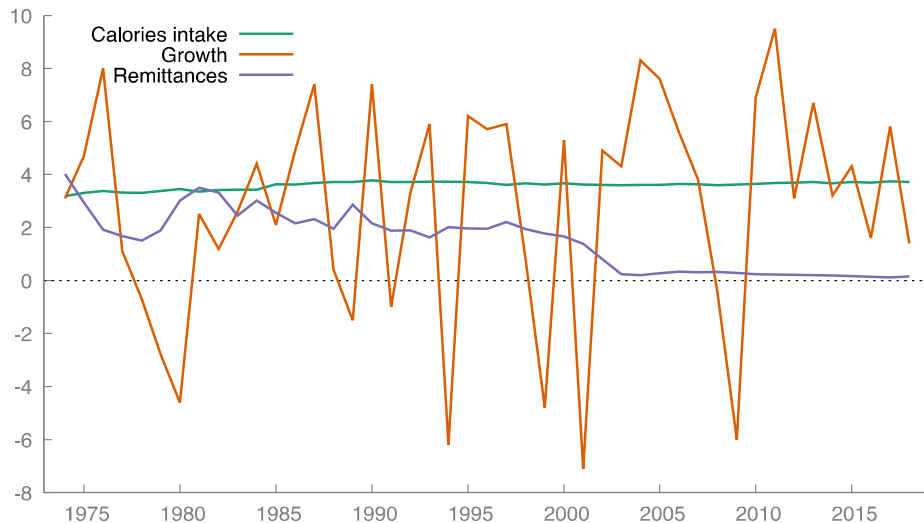
Споживання калорій відображає добову норму на душу населення в кілокалоріях, що є показником продовольчої безпеки. Грошові перекази – це надходження від заробітчан до ВВП Туреччини. Економічне зростання представлено зростанням ВВП на душу населення. Набір статистичних даних охоплює період з 1974 по 2018 рр.; доступність СІ-даних (CI data) обмежує його обсяг. Дані про грошові перекази й економічне зростання отримані від Світового банку, а інформація про продовольчу безпеку – від Продовольчої і сільськогосподарської організації ООН (FAO). Для побудови рядів використані щорічні показники за період 1974–2018 рр., а для визначення, оцінки й формалізації типу взаємозв'язків між змінними застосовані різні методи побудови часових рядів з використанням коінтеграції та причинно-наслідкового підходу.

Результати дослідження

Згідно з рис. 1, *Споживання калорій* стабільне протягом усього періоду дослідження. Відсоток *Грошових переказів* від ВВП знижується і має нестабільну динаміку до 2000 р., після цього його поведінка майже незмінна. *Зростання* є найбільш мінливою змінною, що графічно демонструє стаціонарну поведінку протягом обраного періоду дослідження.

Рисунок 1

Споживання калорій, зростання і грошові перекази в період з 1974 по 2018 рр. у Туреччині



Джерело: розроблено авторами на основі даних від World Bank та FAO.

Потоки *Грошових переказів* скоротилися на початку 1980-х років через військовий переворот, однак у другій половині 80-х років вони стабілізувалися. Згодом, після економічної кризи 1994 р., поступово зростали у другій половині 1990-х років. Після великого землетрусу (1999 р.) *Грошові перекази* різко зменшились. Економічна та фінансова кризи в листопаді 2000 р. та лютому 2001 р.

призвели до значного скорочення виробництва й рівня зайнятості населення. Це підриває довіру мігрантів до економіки, змушуючи їх переказувати кошти нелегальними каналами або просто не робити цього взагалі, принаймні з метою інвестування. Після кризи 2001 р. відбулося значне скорочення потоку *Грошових переказів* від заробітчанин. Це може бути пов'язано з демографічними змінами в соціологічній структурі, діловими навичками емігрантів. Також, ймовірно, третє покоління турецьких мігрантів у Західній Європі не розглядає можливість надсилення коштів на батьківщину. Крім того, протягом останніх років вони все більше займаються підприємництвом. Така тенденція призвела до скорочення *Грошових переказів* у другій половині 2000-х і на початку 2010-х років.

Також можна визначити, як кризові роки (а саме: військовий переворот 1980 р., економічна криза 1994 р., землетрус у Стамбулі 1999 р., криза 2001 р., світова фінансова криза 2008 р.) призвели до різкого зниження темпів *Зростання*. Хоча Туреччина швидко оговталася від наслідків глобальних подій 2008 р. і досягла високих темпів економічного розвитку, в середині 2010-х років вона зіткнулася з економічними та політичними проблемами, а макроекономічні труднощі (низький рівень іноземних інвестицій, безробіття й інфляція) все ще виникають.

Таблиця 1

Підсумкова статистика для рядів

Змінні	Obs.	Значення	Похибка	Коефіцієнт асиметрії	Коефіцієнт ексцесу	Мін.	Макс.	Критерій Jarque-Bera
Ряди								
Споживання калорій	45	3.592	.148	-1.112	3.072	3.187	3.775	9.298***
Зростання	45	2.773	4.150	-.745	2.847	-7.1	9.5	4.213
Грошові перекази	45	1.508	1.114	.185	1.978	.122	4.01	2.217
Ряд як змінна (t/t-1)								
Споживання калорій	44	1.003	.0158	.943	5.488	.9698201	1.061	17.88***
Зростання	44	.588	2.956	2.236	14.587	-6	15	282.9***
Грошові перекази	44	.957	.228	.279	4.518	.2878412	1.589	4.796*

Примітка: *p < 0.1, ** p < 0.05, ***p < 0.01.

Джерело: розрахунки авторів.

Табл. 1 ілюструє першу описову інформацію про наш ряд. *Зростання* демонструє більшу волатильність, ніж решта пунктів. Це привело до високих значень коефіцієнта ексцесу; асиметрична поведінка рядів відображена значеннями коефіцієнта асиметрії, тест Jarque-Bera показує ненормальний розподіл ряду споживання калорій, причому для всіх рядів, якщо розглядаємо їхню зміну як величини.

Таблиця 2

Коефіцієнти кореляції Пірсона для рядів

	Ряди		
	Споживання калорій	Економічне зростання	Грошові перекази
Споживання калорій	1		
Економічне зростання	0.1226	1	
Грошові перекази	-0.5117***	-0.1930	1

Примітка: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Джерело: розрахунки авторів.

У табл. 2 як додатковий елемент до табл. 1 наведені значення кореляційного тесту Пірсона (Pearson correlation test) для наших рядів. Окрім негативної, сильної кореляції між споживанням калорій та грошовими переказами, для решти рядів значущої кореляції за період дослідження не виявлено.

Методи

Використовуючи часові ряди, для продовження аналізу спочатку потрібно визначити їхню (не)стаціонарність. Стаціонарність перевіряється за допомогою різноманітних тестів на одиничний корінь. Розширений тест Дікі-Фуллера ADF (Dickey & Fuller, 1984) та тест Філіпса-Перрона PP (Phillips & Perron, 1988) широко використовуються в науковій літературі для визначення статусу стаціонарності ряду. Через свій обмежений розмір і функціонал обидва тести можуть виявитись неефективними для невеликої вибірки даних (DeJong et al., 1992). Крім того, вони не враховують наявність структурних розривів у наших рядах. Тест Зівота-Ендрюса ZA (Zivot-Andrews, 1992) на одиничний корінь застосовується додатково, як модифікована версія оригі-

нального тесту Перрона. У такому випадку основним було припущення про невідому точку розриву. Вони запропонували три моделі. Використаємо ту, яка допускає одноразову зміну тренда нахилу ряду.

Таблиця 3

ADF, PP, ZA тести одиничного кореня для рядів

	ADF статистика в рівнях	ADF статистика у першій різниці	PP статистика в рівнях	PP статистика у першій різниці	ZA статистика в рівнях	ZA статистика у першій різниці
Споживання калорій	-1.834 (0.6883)	-5.574*** (0.0000)	-2.459 (0.3490)	-8.516*** (0.0000)	-3.199 [1988]	-8.869*** [1988]
Зростання	-4.580*** (0.0011)	-7.263*** (0.0000)	-6.468*** (0.0000)	-12.669*** (0.0000)	-6.599*** [1981]	-7.580*** [1983]
Грошові перекази	-3.251* (0.0746)	-5.016*** (0.0002)	-3.438** (0.0465)	-5.886*** (0.0000)	-3.859 [1983]	-5.851*** [2004]

Примітка: у дужках наведено р-значення, в квадратних дужках – дати розривів; *, **, *** – рівень значущості відповідно для 10, 5 та 1%.

Джерело: розрахунки авторів.

Використовуючи три тести на одиничний корінь (розширений тест ADF, PP і ZA), перевірили ряди на стаціонарність. Результатом є I(0) та I(1).

Таблиця 4

Результати тесту Йохансена (з урахуванням тренда нахилу) для рядів

Макс. ранг	Критичне значення 5%	LR-слід
0	34.55	57.2276
1	18.17	20.0344
2	3.74	3.2738*

Примітка: *обраний ранг.

Джерело: розрахунки автора.

За допомогою тесту Йохансена (Johansen, 1991) отримали коінтеграцію другого порядку для наших рядів. Існує два рівняння коінтеграції; наші ряди рухаються разом у довгостроковому періоді. Наявність коінтеграції між ними дає змогу застосувати модель VECM з векторною корекцією помилок і спробувати оцінити певну довгострокову та короткострокову причинно-наслідкову залежність, а також формалізувати довгострокові зв'язки між рядами за допомогою рівнянь.

Toda-Yamamoto (1995) розробили метод, який дає змогу оцінити наявність причинно-наслідкового зв'язку Granger (1969) між змінними за допомогою векторної авторегресії (VAR) $(k + d_{\max})$ зі збільшеним лагом. Оскільки наші ряди мають вигляд $I(1)$ та $I(0)$, буде використано метод перевірки причинності ТУ, який дає змогу працювати з рівневими значеннями рядів. Після визначення довжини лага (k) та максимального ступеня інтеграції (d_{\max}) моделі створюємо VAR $(k + d_{\max})$ модель і проводимо тест. Рівняння тесту на причинність Toda-Yamamoto (1995) мають такий вигляд:

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{2i} X_{t-i} + \varepsilon_{1t}, \quad (1)$$

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{2i} Y_{t-i} + \varepsilon_{2t}. \quad (2)$$

Гіпотези перевіряємо за допомогою критерію Вальда:

$$H_0: \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{2i} = 0, X_{t-1} \text{ does not Granger cause } Y_t,$$

$$H_a: \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \beta_{2i} \neq 0, X_{t-1} \text{ does Granger cause } Y_t,$$

$$H_0: \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{2i} = 0, Y_{t-1} \text{ does not Granger cause } X_t,$$

$$H_a: \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{2i} \neq 0, Y_{t-1} \text{ does Granger cause } x_t.$$

Відхилення нульової гіпотези дає нам інформацію про причинно-наслідковий зв'язок Грейнджера між рядами. Як додаток до тесту ТУ застосуємо спектральний тест причинності Breitung & Candelon (2006). Цей підхід дає змогу розкласти загальний зв'язок між змінними на суму причинно-наслідкових зв'язків. Тест, накладаючи лінійні обмеження на параметри векторної авторегресійної (VAR) моделі, дає змогу простежити причинність у будь-якій частоті (в перекладі на період) між рядами.

Асиметричний тест причинності Hatemi-J (2012) оцінює причинно-наслідковий зв'язок між змінними, розділяючи зміни у значеннях на позитивні та негативні компоненти. Його розроблено через припущення щодо симетричних тестів причинності, а саме: про однаковий вплив позитивних і негативних шоків у ряді, який є недостатнім для пояснення причинно-наслідкового зв'язку між змінними. Модель випадкових блукань, створена для розрізнення негативних і позитивних шоків у рядах Hatemi-J (2012) y_{1t} та y_{2t} , має такий вигляд:

$$y_{1t} = y_{1,t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}, y_{2t} = y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}. \quad (3)$$

де: $t = 1, 2, \dots, T$ задані в моделі, $y_{1,0}$ і $y_{2,0}$ – початкові значення, ε_{1t} і ε_{2t} – коефіцієнти похибки білого шуму. У тесті негативні й позитивні шоки виражаються так:

$$\varepsilon_{1t}^- = \min(\varepsilon_{1t}, 0), \varepsilon_{2t}^- = \min(\varepsilon_{2t}, 0); \varepsilon_{1t}^+ = \max(\varepsilon_{1t}, 0), \varepsilon_{2t}^+ = \max(\varepsilon_{2t}, 0). \quad (4)$$

Отже, знаходимо $\varepsilon_{1t} = \varepsilon_{1t}^+ + \varepsilon_{1t}^-$, та $\varepsilon_{2t} = \varepsilon_{2t}^+ + \varepsilon_{2t}^-$; рівняння набувають такого вигляду:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= y_{1,t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t (\varepsilon_{1i}^+ + \varepsilon_{1i}^-), \\ y_{2t} &= y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t (\varepsilon_{2i}^+ + \varepsilon_{2i}^-). \end{aligned} \quad (5)$$

Коли негативні та позитивні шоки в ряді розглядаються кумулятивно, то бачимо, що:

$$y_{1t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^-, y_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+, y_{2t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^-, y_{2t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+. \quad (6)$$

Першим методом оцінювання довгострокових взаємозв'язків між нашими рядами є підбір векторної моделі корекції помилок (Vector Error Correction Model, VECM) (ряди виявилися нестационарними та коінтегрованими).

Таблиця 5

Результати VECM

	D. Споживання калорій	D. Зростання	D. Грошові перекази
Умови виправлення похибок			
α_1	-0.1381646**	-3.929673	1.502237***
α_2	0.0003758	-.9987927***	-.0196019
EC1 = Спож. калорій	-0.2382398*** x Гр.	перекази	-0.0235137 x Час – 2.74907
EC2 = Зростання	+0.171219 x Гр.	перекази	-0.0487816 x Час -1.713907

Примітка: оптимальна довжина лага $p = 1$, ранг коінтеграції $r(2)$, * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
Джерело: розрахунки авторів.

Два довгострокові зв'язки між змінними формалізуються за допомогою рівнянь EC1 та EC2. У першому рівнянні довгостроковий коефіцієнт дорівнює -0,238, що означає: зміна в 1% у *Споживанні калорій* є реакцією на зміну в

0,24% в *Грошових переказах*. У другому довгостроковому рівнянні цей коефіцієнт дорівнює +0,171, відповідно зміна в 1% у *Зростанні* є реакцією на зміну 0,17% у *Грошових переказах*. *Споживання калорій* є екзогенною змінною для *Грошових переказів*. На це вказує значущий ЕС-коефіцієнт у рівнянні для *Грошових переказів* (1,5023***). Значущі ЕС-значення в першому рівнянні (-0,1382) – це коригувальний компонент (значущість на рівні 5%), який демонструє поступове виправлення похибки попереднього року або відхилення для довгострокової рівноваги (long-run equilibrium) протягом поточного року зі швидкістю збіжності 13,8%, у другому рівнянні швидкість збіжності становить 99,9%, а в третьому – 150%.

У табл. 6 наведено результати тесту на каузальність ТУ для $p = 1$ лагів на основі інформаційного критерію Акаїке (1969) AIC. За допомогою цього тесту не виявлено лінійних причинно-наслідкових зв'язків на рівнях 1, 5 та 10% відповідно.

Таблиця 6

Тест причинності ТУ для рядів

Напрямок причинності	Критерій хі-квадрат	Результат
Спож. калорій \nrightarrow Зростання	0.00386 (0.950)	Немає лінійної причинності
Зростання \nrightarrow Спож. калорій	0.38538 (0.535)	Немає лінійної причинності
Спож. калорій \nrightarrow Грошові перекази	0.00016 (0.990)	Немає лінійної причинності
Грошові перекази \nrightarrow Спож. калорій	1.9756 (0.160)	Немає лінійної причинності
Зростання \nrightarrow Грошові перекази	0.57752 (0.447)	Немає лінійної причинності
Грошові перекази \nrightarrow Зростання	0.25726 (0.612)	Немає лінійної причинності

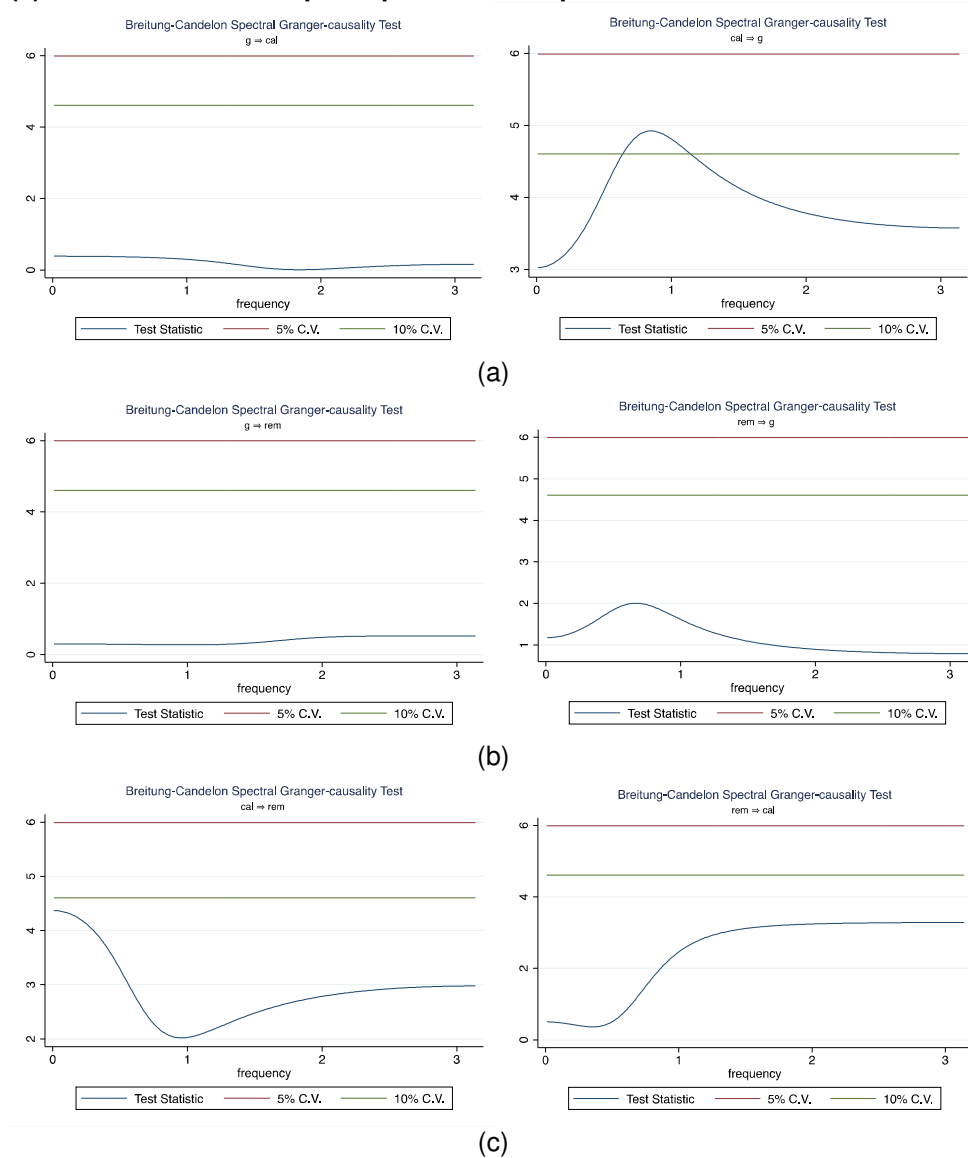
Примітка: У дужках наведені р-значення; *, **, *** – рівень значущості відповідно для 10, 5 і 1 %; \nrightarrow відсутність нульової гіпотези причинності Грейнджера.

Джерело: власні розрахунки авторів.

Такі самі результати впливають із тесту спектральної причинності BC.

Рисунок 2

Тест Breitung-Candelon на спектральну причинність Грейнджера між:
(a) Споживанням калорій і Зростанням;
(b) Зростанням та Грошовими переказами;
(c) Споживанням калорій і Грошовими переказами



Джерело: розрахунки авторів.

Лише за 10% значущості виявлено спектральну причинність між *Споживанням калорій* та *Економічним зростанням*, за частоти $\omega = 1$, що представляє середній період. У табл. 7 детально зроблено підсумки тесту спектральної причинності BC для всіх шести вибраних частот.

Таблиця 7

**Частотна область, за результатами тесту причинності
Breitung – Candelon для різних частот**

Напрямок причинності	Довготривалий		Середньотривалий		Короткотривалий	
	$\omega = 0.01$	$\omega = 0.05$	$m = 1$	$m = 1.5$	$m = 2$	$m = 2.5$
Спож. калорій \nrightarrow	3.0238	3.0336	4.8109*	4.1323	3.7812	3.6307
Зростання	(0.2205)	(0.2194)	(0.0902)	(0.1267)	(0.1510)	(0.1628)
Зростання \nrightarrow	0.3870	0.3868	0.2980	0.0932	0.022	0.1145
Спож. калорій	(0.8241)	(0.8241)	(0.8616)	(0.9545)	(0.9888)	(0.9444)
Спож. калорій \nrightarrow	3.2837	4.3594	2.0272	2.4768	2.7841	2.9244
Грошові перекази	(0.1936)	(0.1131)	(0.3629)	(0.2899)	(0.2486)	(0.2317)
Грошові перекази	0.5027	0.4976	2.4602	3.1145	3.2406	3.2732
\nrightarrow Спож. калорій	(0.7777)	(0.7797)	(0.2923)	(0.2107)	(0.1978)	(0.1946)
Зростання \nrightarrow	0.2957	0.2957	0.2757	0.3335	0.4827	0.5221
Грошові перекази	(0.8625)	(0.8626)	(0.8712)	(0.8464)	(0.7856)	(0.7703)
Грошові перекази	1.1726	1.1801	1.6137	1.0878	0.8927	0.8159
\nrightarrow Зростання	(0.5564)	(0.5543)	(0.4463)	(0.5805)	(0.6400)	(0.6650)

Примітка: $p = 3$ автоматично; у дужках наведені p -значення, *, **, *** – рівень значущості відповідно для 10, 5 та 1%; \nrightarrow відсутність причинності Грейнджера в цьому напрямку.

Джерело: розрахунки авторів.

Оскільки не виявлено жодних лінійних причинно-наслідкових зв'язків, для визначення наявності чи відсутності асиметричної причинності між рядами застосовуємо відповідний тест Hatemi-J (2012). Розглянувши розкладання ряду на позитивні та негативні компоненти, розпочинаємо тест і отримуємо результати (табл. 8).

Таблиця 8

Результати асиметричної причинності рядів

Напрямок причинності	Критерій Вальда	10% CV	5% CV	1% CV
Спож. калорій (+) до Зростання (+)	0.067	3.340	5.132	11.631
Спож. калорій (-) до Зростання (-)	1.641	11.659	17.322	41.639
Спож. калорій (+) до Грошові перекази (+)	63.617***	13.223	22.070	52.558
Спож. калорій (-) до Грошові перекази (-)	0.178	2.912	4.417	9.218
Зростання (+) до Спож. калорій (+)	0.005	3.173	4.781	9.567
Зростання (-) до Спож. калорій (-)	33.786**	14.863	21.013	57.242
Зростання (+) до Грошові перекази (+)	1.390	13.160	19.293	38.251
Зростання (-) до Грошові перекази (-)	2.800	14.782	21.037	58.212
Грошові перекази (+) до Зростання (+)	43.944***	12.917	19.040	34.349
Грошові перекази (-) до Зростання (-)	2.812	14.546	20.470	38.183
Грошові перекази (+) до Спож. калорій (+)	3.151	14.165	21.593	47.079
Грошові перекази (-) до Спож. калорій (-)	0.248	3.047	4.619	10.725

Примітка: *, **, *** позначає значущість на рівнях значущості 10, 5 і 1% відповідно. CV позначає критичне значення; (+) і (-) вказують на позитивні та негативні зміни. Джерело: розрахунки авторів.

У результаті, за 1% простежується асиметричний причинно-наслідковий зв'язок між позитивними змінами у *Грошових переказах* до позитивних змін у *Зростанні*, тобто збільшення *Грошових переказів*, за Грейнджером, викликає збільшення показників *Економічного зростання*. Якщо 5%, то виникає асиметрична причинність між негативними змінами *Зростання* і негативними змінами *Споживання калорій* відповідно. Це означає, що зниження *Зростання*, за Грейнджером, спричиняє зменшення показників *Споживання калорій*. І останнє – це асиметричний причинно-наслідковий зв'язок між позитивними змінами *Споживання калорій* та позитивними змінами у показниках *Грошових переказів* із значущістю 1%. Такий результат доводить, що збільшення *Споживання калорій*, за Грейнджером, зумовлює збільшення показників *Грошових переказів*.

Висновки

У дослідженні на основі використання методології коінтеграції, лінійної та асиметричної причинності розглянуто складний взаємозв'язок грошових переказів з-за кордону, продовольчої безпеки й економічного зростання у контексті економічної реальності Туреччини. Результати дають змогу зробити кілька важливих висновків. По-перше, виявлено коінтеграцію між рядами, яка вказує на одночасний рух макрозмінних у довгостроковій перспективі, що потребує формування комплексної політики щодо представленого зв'язку. Синхронізований рух протягом тривалих періодів підкреслює важливість врахування сукупного впливу макрозмінних на процес створення політичної стратегії. З огляду на це законотворці повинні надавати пріоритет ініціативам, котрі інтегрують такі фактори, з метою забезпечення сталого та інклюзивного економічного розвитку.

По-друге, в аналізі виявлено відсутність лінійного причинно-наслідкового зв'язку в часовій області TU , що вказує на неспроможність історичних значень однієї змінної ефективно прогнозувати поведінку інших, кидаючи виклик традиційним підходам до прогнозування. Відповідно, законотворці повинні визнати обмеженість лінійних моделей причинно-наслідкового зв'язку й дослідити альтернативні методи прогнозування, котрі враховують складну динаміку між грошовими переказами, продовольчою безпекою та економічним зростанням. У цьому контексті важливо розробити адаптивну політику, яка враховувала би нелінійну причинність у мінливих економічних реаліях. Крім того, у дослідженні виявлено слабкий (на рівні 10%) причинно-наслідковий зв'язок між споживанням калорій і економічним зростанням протягом середнього періоду в спектральній частотній області BCG . Це важливе відкриття підкреслює актуальність політики харчової безпеки, оскільки попередні моделі споживання калорій, як видається, впливають на майбутні тенденції зростання економіки в певних часових рамках. Законотворці повинні надавати пріоритет втручанням, спрямованим на покращення доступу до поживних продуктів харчування та подолання дефіциту харчування, особливо в періоди, коли попередні моделі споживання калорій суттєво впливають на майбутні тенденції зростання. Узгоджуючи політику у сфері харчування з економічними цілями, законотворці можуть підвищити рівень резистентності і продуктивності населення, сприяючи сталому економічному зростанню. Трансформуючи частоту в місяці, можна отримати інформацію про часову динаміку цього взаємозв'язку, пропонуючи політикам цінну інформацію про час і ефективність стратегій втручання.

За допомогою тесту асиметричної причинності Hatemi-J виявлено асиметричний зв'язок між позитивними змінами в грошових переказах і позитивними змінами в економічному зростанні, демонструючи моделі розподілу грошових переказів турецьких мігрантів. Такий результат вказує на викорис-

тання коштів не лише на споживання, а й на продуктивну інвестиційну діяльність, що потенційно може стимулювати економічне зростання й розвиток. Так, протягом останніх років підприємництво набуло поширення серед турецьких мігрантів. Політики повинні використовувати цей висновок для розробки стратегії, яка заохочувала би продуктивну інвестиційну діяльність, профінансовану за рахунок припливу грошових переказів з-за кордону. Варто розглянути і впровадити податкові пільги, кращу інфраструктуру для нових підприємців (колишніх або теперішніх турецьких мігрантів), юридичну підтримку і допомогу для нових стартапів. Сприяючи тому, щоб одержувачі цих коштів могли інвестувати в освіту, підприємництво й інфраструктуру, політики можуть використати трансформаційний потенціал грошових переказів з метою стимулювання інклюзивного економічного зростання і розвитку.

Головний висновок роботи полягає в усвідомленні того, що через складність взаємозв'язку між грошовими переказами, продовольчою безпекою та економічним зростанням законотворці повинні застосовувати цілісний підхід, який визнає наявність таких факторів і надає пріоритет ініціативам, спрямованим на сприяння сталому та інклюзивному економічному розвитку, а також на підвищення резистентності, продуктивності й добробуту окремих осіб та громад у Туреччині.

Додаток А

Таблиця А1

Результати тестів на стійкість VECM-моделі.

Тест LM	Тест JB	Критерій стійкості власних значень
Перевірено	Перевірено	Перевірено

Примітка: тест Лангранжа з множником LM, нульова гіпотеза прийнята: відсутність автокореляції на рівні 5% за критерієм Jarque-Bera, нульова гіпотеза не відхиляється: залишки симетричні.

Джерело: розрахунки авторів.

Список використаної літератури

- Abduvaliev, M., & Bustillo, R. (2019). Impact of remittances on economic growth and poverty reduction amongst CIS countries. *Post-Communist Economies*, 32(4), 525–546. <https://doi.org/10.1080/14631377.2019.1678094>
- Akaike, H. (1969). Fitting autoregressive models for prediction. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 21, 243–347. <https://doi.org/10.1007/BF02532251>
- Akçay, S., & Karasoy, A. (2017). Remittances and calorie consumption nexus in Algeria. *International Migration*, 55(4), 103–117. <https://doi.org/10.1111/imig.12348>
- Arı, A., Özcan, B. (2011). Relationship Between Workers' Income and Economic Growth: Dynamic Panel Data Analysis. [In Turkish]. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 38, 101–117. <https://dergipark.org.tr/en/pub/erciyesiibd/issue/5895/77894>.
- Babatunde, R. O. (2018). Impact of remittances on food security and nutrition of migrant's household: evidence from Nigeria. *30th International Conference of Agricultural Economists*, Vancouver, Canada. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.276986>
- Barajas, A., Chami, R., Fullenkamp, C., Gapen, M. & Montiel, P. (2009). Do workers' remittances promote economic growth? *International Monetary Fund (Working Papers)*, 09(153), 22. <https://doi.org/10.5089/9781451873009.001>
- Biçen, Ö. F. (2017). Remittances, Institutional Structure and Growth. [In Turkish]. *Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(4), 239–264. <https://doi.org/10.18026/cbayarsos.373080>
- Breitung, J., & Candelon, B. (2006). Testing for short- and long-run causality: A frequency-domain approach. *Journal of Econometrics*, 132(2), 363–378. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.02.004>
- Chami, R., Fullenkamp, C., & Jahjah, S. (2003). Are immigrant remittances flows a source of capital for development? *International Monetary Fund (Working Papers)*, 03(189). <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2003/wp03189.pdf>.
- Chaudhary, S. K. (2022). Remittances, Economic Growth, and Investment Nexus: Evidence from Nepal. *NRB Economic Review*, 34(1), 1–23. https://www.nrb.org.np/contents/uploads/2022/04/vol-34_art1.pdf.
- Chirila, V., & Chirila, C. (2017). The analysis of Romania's external migration and of the causality between remittances and Romania's economic growth.

- Amfiteatru Economic*, 19(46), 696–710. <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/169099/1/aej-v19-i46-p696.pdf>.
- Chowdhury, F. Y., & Dey, S. (2022). Causal Link Between Export, Import, Remittance, and Economic Growth in Bangladesh. *Asian Journal of Economics and Finance*, 4(3), 331–345. <https://doi.org/10.47509/AJEF.2022.v04i03.05>
- Das, A. (2021). On remittances and calorie intake in Bangladesh. *Applied Economics Letters*, 29(17), 1594–1598. <https://doi.org/10.1080/13504851.2021.1948959>
- DeJong, D. N., Nankervis, J. C., Savin, N. E., & Whiteman, C. H. (1992). Integration Versus Trend Stationary in Time Series. *Econometrica*, 60(2), 423–433. <https://doi.org/10.2307/2951602>
- Depken, C. A., Radić, M. N., & Paleka, H. (2021). Causality between foreign remittance and economic growth: empirical evidence from Croatia. *Sustainability*, 13(21), 12201. <https://doi.org/10.3390/su132112201>
- Drewnowski, A., & Specter, S. E. (2004). Poverty and obesity: the role of energy density and energy costs. *The American Journal of Clinical Nutrition*, 79(1), 6–16. <https://doi.org/10.1093/ajcn/79.1.6>
- Dube, W., & Phiri, A. (2015). Nutrition and economic growth in South Africa: a threshold co-integration approach. *Journal of Economic Studies*, 42(1), 138–156. <https://doi.org/10.1108/JES-08-2013-0116>
- Eggoh, J., Bangake, C., & Semedo, G. (2019). Do remittances spur economic growth? Evidence from developing countries. *The Journal of International Trade and Economic Development*, 28(4), 391–418. <https://doi.org/10.1080/09638199.2019.1568522>
- Feeny, S., Iamsiraroj, S., & McGillivray, M. (2014). Remittances and Economic Growth: Larger Impacts in Smaller Countries? *The Journal of Development Studies*, 50(8), 1055–1066. <https://doi.org/10.1080/00220388.2014.895815>
- Ghosh, S. (2018). India: nutrition intake and economic growth, a causality analysis. *Development Studies Research*, 5(1), 69–82. <https://doi.org/10.1080/21665095.2018.1468791>
- Hatemi-J, A. (2012). Asymmetric causality tests with an application. *Empirical Economics*, 43(1), 447–456. <https://doi.org/10.1007/s00181-011-0484-x>
- Huay, C. S., Winterton, J., Bani, Y., & Matemilola, B. T. (2019). Do remittances promote human development? Empirical evidence from developing countries. *International Journal of Social Economics*, 46(10), 1173–1185. <https://doi.org/10.1108/IJSE-12-2018-0673>

- Izevbigie, J. N., Arodoye, N. L., & Omo-Ikirodah, B. (2021). Remittances, Trade Balance, and Economic Growth in West Africa Sub-Region. *Sriwijaya International Journal of Dynamic Economics and Business*, 5(3), 229–244. <https://doi.org/10.29259/sijdeb.v5i3.229-244>
- Jayaweera, R., & Verma, R. (2024). Food security: The impact of migrants and remittances in Sri Lanka. *Discover Food*, 4(1). <https://doi.org/10.1007/s44187-023-00070-8>
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551–1580. <https://doi.org/10.2307/2938278>
- Kumar, R. R., Stauvermann, P. J., Patel, A., & Prasad, S. (2017). The Effect of Remittances on Economic Growth in Kyrgyzstan and Macedonia: Accounting for Financial Development. *International Migration*, 56(1), 95–126. <https://doi.org/10.1111/imig.12372>
- Mabrouk, F., & Mekni, M. M. (2018). Remittances and Food Security in African Countries. *African Development Review*, 30(3), 252–263. <https://doi.org/10.1111/1467-8268.12334>
- McFarlane, A., Das, A., Brown, L., & Campbell, K. (2022). The remittance-food security dynamics in Jamaica. *Applied Economics*, 54(53), 6202–6215. <https://doi.org/10.1080/00036846.2022.2061901>
- Mora-Rivera, J., & van Gameren, E. (2021). The impact of remittances on food insecurity: Evidence from Mexico. *World Development*, 140, 105349. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.105349>
- Ogundari, K., & Aromolaran, A. (2017). Nutrition and economic growth in sub-Saharan Africa: a causality test using panel data. *International Journal of Development Issues*, 16(2), 174–189. <https://doi.org/10.1108/IJDI-12-2016-0076>
- Ogunniyi, A. I., Mavrotas, G., Olagunju, K. O., Fadare, O., & Adedoyin, R. (2020). Governance quality, remittances, and their implications for food and nutrition security in Sub-Saharan Africa. *World Development*, 127, 104752. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2019.104752>
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75(2), 335–346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Piteli, E. E., Buckley, P. J., & Kafouros, M. (2019). Do Remittances to Emerging Countries Improve Their Economic Development? Understanding the Contingent Role of Culture, *Journal of International Management*, 25(4), 100675. <https://doi.org/10.1016/j.intman.2019.05.002>

- Pradhan, G., Upadhyay, M., & Upadhyaya, K. (2008). Remittances and economic growth in developing countries. *The European Journal of Development Research*, 20(3), 497–506. <https://doi.org/10.1080/09578810802246285>
- Raji, R. (2020). Nutrition Intake, Health Status, Education and Economic Growth: A Causality Investigation. *Econometric Research in Finance*, 5(2), 79–102. <https://www.erfin.org/journal/index.php/erfin/article/view/91>.
- Regmi, M., & Paudel, K. (2017). Food security in a remittance-based economy, *Food Security*, 9(4), 831–848. <https://doi.org/10.1007/s12571-017-0705-z>
- Said, S.E., & Dickey, D.A. (1984). Testing for unit root in autoregressive – moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599–607. <https://doi.org/10.1093/biomet/71.3.599>
- Sadiddin, A., Cattaneo, A., Cirillo, M., & Miller, M., (2019). Food insecurity as a determinant of international migration: Evidence from Sub-Saharan Africa, *Food Security*, 11, 515–530. <https://doi.org/10.1007/s12571-019-00927-w>
- Salahuddin, M., & Gow, J. (2015). The Relationship between Economic Growth and Remittances in The Presence of Cross-Sectional Dependence. *The Journal of Developing Areas*, 49(1), 207–221. <https://doi.org/10.1353/jda.2015.0007>
- Sevinç, H., Bozkurt, E., Künü, S., & Sevinç, D. E. (2016). Economic Growth-Migration Nexus: An Analysis Based on Developing Countries. [In Turkish]. *International Conference on Eurasian Economies*, 398–403. <https://www.avekon.org/papers/1715.pdf>.
- Siddique, A., Selvanathan, E. A., & Selvanathan, S. (2012). Remittances and Economic Growth: Empirical Evidence from Bangladesh, India and Sri Lanka. *The Journal of Development Studies*, 48(8), 1045–1062. <https://doi.org/10.1080/00220388.2012.663904>
- Sipahi, B.B. (2021). Effect of Socioeconomic Factors on Obesity in Turkey and its Income Related Inequality. [In Turkish]. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 76(2), 547–573. <https://doi.org/10.33630/ausbf.822558>
- Szabo, S., Ahmed, S., Wiśniowski, A., Pramanik, M., Islam, R., Zaman, F., & Kuwornu, J. K. (2022). Remittances and food security in Bangladesh: an empirical country-level analysis. *Public Health Nutrition*, 25(10), 2886–2896. <https://doi.org/10.1017/S1368980022001252>
- Taylor, J., & Castelhana, M. (2016). Economic impacts of migrant remittances. M.J. White (Ed.), *International Handbook of Migration and Population Distribution*, Springer, Dordrecht, 6, 525–541. https://doi.org/10.1007/978-94-017-7282-2_24

- Thow, A.M., Fanzo, J., & Negin, J. (2016). A Systematic Review of the Effect of Remittances on Diet and Nutrition. *Food and Nutrition Bulletin*, 37(1), 42–64. <https://doi.org/10.1177/0379572116631651>
- Toda, H.Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225–250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- World Bank (May 12, 2022). *Remittances to Reach \$630 billion in 2022 with Record Flows into Ukraine*. (Retrieved in September 2022). <https://www.worldbank.org/en/news/press-release/2022/05/11/remittances-to-reach-630-billion-in-2022-with-record-flows-into-ukraine>.
- Food and Agriculture organisation of the United Nations FAO. (Retrieved in August 2022). <https://www.fao.org/home/en/>.
- Our World in Data. *Daily supply of calories per person*. (Retrieved in September 2022). <https://ourworldindata.org/grapher/daily-per-capita-caloric-supply>.
- Vo, D.H. (2023). Does domestic migration adversely affect food security? Evidence from Vietnam. *Heliyon*, 9(3), e13789. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e13789>
- Zeza, A., Carletto, C., Davis, B., & Winters, P. (2011). Assessing the impact of migration on food and nutrition security. *Food Policy*, 36(1), 1–6. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2010.11.005>
- Zivot, E., & Andrews, D.W.K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251–270. <https://doi.org/10.1080/07350015.1992.10509904>

Отримано: 24 червня 2024 р.

Рецензовано: 26 серпня 2024 р.

Рекомендовано до друку: 2 вересня 2024 р.