

# МАТЕМАТИЧНІ МЕТОДИ ТА МОДЕЛІ В ЕКОНОМІЦІ

УДК 336.76  
JEL Classification: F31

## ПРИЧИННИЙ ЗВ'ЯЗОК МІЖ РИНКОМ АКЦІЙ ТА ВАЛЮТНИМ КУРСОМ В УКРАЇНІ

© 2019 БЛАГУН І. І.

УДК 336.76  
JEL Classification: F31

Благун І. І.

### Причинний зв'язок між ринком акцій та валютним курсом в Україні

Метою статті є визначення наявності впливу зміни валютного курсу на стан ринку акцій України. За основний ідентифікатор стану ринку акцій було використано індекс ПФТС як фондової біржі, яка найбільш активно проводить операції з акціями в Україні. Дослідження причинного зв'язку між ринком акцій та валютним курсом спирається на зафіксовані щоденні дані біржового індексу PFTS та валютного курсу USD/UAH у період 2010–2017 рр. Для характеристики часових рядів значень біржового індексу та валютного курсу використано їх фрактальні розмірності. Для оцінки стаціонарності часових рядів біржового індексу та валютного курсу застосовувались розширений тест Діккі – Фуллера і тест Філіпса – Перона, внаслідок чого визначено, що зазначені ряди є нестаціонарними. Проведені тести стаціонарності засвідчують результати досліджень причинності за Грейнджером і Йохансеном. Виявилось, що включення запізнених змін біржового індексу PFTS у модель опису змін валютного курсу, покращує його властивості. У випадку зі значеннями індексів і валютного курсу тести вказують на двобічну причинність. В роботі для поділу сукупного ризику норм прибутковості валютного курсу на специфічний ризик і систематичний ризик, що спричиняє вплив волатильності, було використано модель Шарпа. В результаті встановлено, що однопроцентне зростання норм прибутковості індексу PFTS спричиняє середнє знецінення гривні відносно долара на 0,03 процентного пункту. Отримані результати відповідають результатам, здобутим стосовно інших ринків.

**Ключові слова:** ринок акцій, біржовий курс, валютний курс, волатильність, коінтеграція.

**DOI:** <https://doi.org/10.32983/2222-0712-2019-1-199-207>

**Рис.:** 4. **Табл.:** 4. **Формул.:** 13. **Бібл.:** 14.

**Благун Іван Іванович** – кандидат економічних наук, викладач, кафедра менеджменту і маркетингу, Прикарпатський національний університет ім. В. Стефаника (вул. Шевченка, 57, Івано-Франківськ, 76018, Україна)

**E-mail:** [blagun@email.ua](mailto:blagun@email.ua)

УДК 336.76  
JEL Classification: F31

### Благун И. И. Причинная связь между рынком акций и валютным курсом в Украине

Целью статьи является определение наличия влияния изменения валютного курса на состояние рынка акций Украины. В качестве основного идентификатора состояния рынка акций использован индекс ПФТС как фондовой биржи, которая наиболее активно проводит операции с акциями в Украине. Исследование причинной связи между рынком акций и валютным курсом опирается на зафиксированные ежедневные данные биржевого индекса PFTS и валютного курса USD/UAH в период 2010–2017 гг. Для характеристики временных рядов значений биржевого индекса и валютного курса использованы их фрактальные размерности. Для оценки стационарности временных рядов биржевого индекса и валютного курса применялись расширенный тест Дикки – Фуллера и тест Филлипса – Перона, в результате чего установлено, что указанные ряды являются нестационарными. Проведенные тесты стационарности подтверждают результаты исследований причинности по Грейнджеру и Йохансену. Установлено, что включение запоздавших изменений биржевого индекса PFTS в модель описания изменений валютного курса, улучшает его свойства. В случае со значением индексов и валютного курса тесты указывают на двустороннюю причинность. В работе для разделения совокупного риска норм доходности валютного курса на специфический и систематический риски, что обуславливает влияние волатильности, использована модель Шарпа. В результате установлено, что однопроцентный рост норм доходности индекса PFTS вызывает среднее

UDC 336.76  
JEL Classification: F31

### Blahun I. I. Causal Relationship between the Stock Market and Exchange Rate in Ukraine

The aim of the article is to reveal the presence of the impact of changes in the exchange rate on the state of the Ukrainian stock market. As the main identifier of the status of the stock market, there used the index of PFTS as the stock exchange which most actively trades in stocks in Ukraine. The study of the causal relationship between the stock market and the exchange rate is based on the recorded daily data of the PFTS index and the USD / UAH exchange rate for the period 2010–2017. To characterize the time series of the values of the stock market index and exchange rate, their fractal dimensions are used. Assessing the stationarity of the time series of the stock market index and exchange rate with the help of the augmented Dickey–Fuller test and the Phillips–Perron test has allowed to determine that these series are non-stationary. The carried out stationary tests have confirmed the results of causality studies using Granger's and Johansen's methodology. It has been established that the inclusion of lagged variables of the stock market PFTS index in the model for describing changes in the exchange rate improves its properties. In the case of the value of the indexes and exchange rate, the tests indicate bilateral causality. In the work, the Sharpe model is used to break down the cumulative exchange rate risk into specific and systematic risks, which conditions the impact of volatility. As a result, it has been found that a one percent increase in the rate of return of the PFTS index causes an average depreciation of the hryvnia to the dollar by 0.03 percentage points. The results obtained are consistent with those calculated for other markets.

обесценение гривны к доллару на 0,03 процентного пункта. Полученные результаты соответствуют результатам, полученным относительно других рынков.

**Ключевые слова:** рынок акций, биржевой курс, валютный курс, волатильность, коинтеграция.

**Рис.:** 4. **Табл.:** 4. **Формул.:** 13. **Библ.:** 14.

**Благун Иван Иванович** – кандидат экономических наук, преподаватель, кафедра менеджмента и маркетинга, Прикарпатский национальный университет им. В. Стефаника (ул. Шевченко, 57, Ивано-Франковск, 76018, Украина)

**E-mail:** blagun@email.ua

**Keywords:** stock market, stock price, exchange rate, volatility, co-integration.

**Fig.:** 4. **Tbl.:** 4. **Formulae:** 13. **Bibl.:** 14.

**Blahun Ivan I.** – Candidate of Sciences (Economics), Lecturer, Department of Management and Marketing, Precarpathian National University named after V. Stefanyk (57 Shevchenko Str., Ivano-Frankivsk, 76018, Ukraine)

**E-mail:** blagun@email.ua

Сучасний розвиток світового ринку акцій характеризується високою турбулентністю. Він супроводжується періодично то похваленнями, то сповільненнями, при цьому розвиток ринку в розрізі ринків країн з різним рівнем економіки є абсолютно різним. На стан ринку акцій, як і власне на дохідність акцій, значний вплив має валютний курс. Зазначимо, що більшою мірою це стосується ринків акцій країн з ринками, що розвиваються, та граничними ринками. Залежність курсу національної валюти від світових валют, а також розмір економіки країни, її інтегрованість у світовий економічний і фінансовий простір відіграють вагомий роль у формуванні ринку акцій, оскільки валютний курс є важливим фактором впливу на потоки капіталу між економіками. Його сприятливі модифікації дозволяють отримати прибуток від інвестування, а невигідні зміни можуть призвести до збитковості, здавалося б, вигідних інвестицій. Крім того, сама валюта може бути предметом інвестування. Саме тому важливим є визначення залежності між станом ринку акцій та станом валютного ринку, який може бути розглянутий як частина грошового ринку.

Варто зазначити, що зв'язок між курсом валют і цінами на акції є предметом зацікавленості багатьох науковців. Проте результати їхніх досліджень – неоднозначні. Так, автори Кел С., Арслане Ф. та Арслане Н. [1] здійснили моделювання впливу відхилення курсу валюти від базової ставки та процентної ставки доходності акцій на фондовому ринку на прикладі щоквартальних спостережень (період з 1972 по 2009 рр.) чотирьох двосторонніх номінальних валютних курсів – курсу долара в розрізі його співвідношення до курсу австралійського долара, канадського долара, японської єни та британського фунту стерлінгів. Крім того, в модель були введені ряд макроекономічних показників, таких як грошова маса, темпи інфляції, ціни на акції, процентні ставки. В результаті проведених розрахунків автори дійшли висновку, що взаємозв'язок між базовими економічними показниками та номінальними валютними курсами може змінюватись залежно від того, дооцінені чи недооцінені валюта та акції учасниками ринку. В роботі Малінта Перера [2] на прикладі Шрі-Ланки на основі моделі множинної регресії проаналізовано наявність кореляційних зв'язків між курсом національної валюти та індексів цін на акції місцевих компаній за період з 2002 по 2014 рр. Отримані результати засвідчили, що зміна валютного курсу має суттєвий вплив в цілому на весь національний ринок акцій, тому автор рекомендує при здійсненні інвестицій в акції здійснювати прогнозування їх доходності з урахування коливань валютного курсу.

Дослідження, проведені М. Раджарші [3] на прикладі країн Південної Африки, за період, що охоплює 1979–2014 роки (час після заміни Бретон-Вудської угоди на Ямайську валютну систему, яка передбачає вільну конвертацію валют), показали наявність зв'язку між реальним ефективним валютним курсом і загальною сумою транзакцій, здійснених з акціями.

Стосовно ситуації в азієських країнах щодо наявності зв'язку між розвитком ринку акцій та волатильністю валютного курсу, то також проводились подібні дослідження, зокрема, в роботі Джебран Х. та Ікбал А. [4] проаналізовано стан фондового ринку та валютного ринку на прикладі Пакистану, Китаю, Гонконгу та Шрі-Ланки та виявлено асиметричний перебіг волатильності між ринками. Але при цьому зазначено, що трансмісія волатильності спостерігається з боку фондового ринку у бік валютного.

Варто також зазначити, що ця проблема не є новою і дослідження по ній відбуваються досить тривалий час. Наприклад, Бахміні-Оское та Зограбян проаналізували довгострокові зв'язки між цінами на акції і валютним курсом на основі місячних даних S&P 500 та ефективного курсу долара за 1973–1988 рр. Учені дійшли висновку, що за короткий період часу між цими змінними існує двосторонній причинний зв'язок, але довгострокових зв'язків між ними знайдено не було [5].

Дослідження зв'язку між курсом валют і цінами на акції для дев'яти азієських країн (Японія, Гонконг, Тайвань, Сінгапур, Таїланд, Малайзія, Корея, Індонезія та Філіппіни) провели Амаре та Мохсін [6]. Вони використали місячні дані від січня 1980 року до червня 1998 року. Дослідники зазначили, що довгостроковий зв'язок між цінами на акції та валютним курсом проявляється тільки у випадку Сінгапуру та Філіппін, а відповідальність за відсутність коінтеграції між згаданими змінними поклали на упущення деяких суттєвих змінних. Після введення у рівняння коінтеграції процентної ставки автори виявили коінтеграцію між цінами на акції, валютними курсами та процентною ставкою для шести із дев'яти країн.

Детально зв'язок між курсом валют та цінами на акції досліджує Мішра А., роблячи акцент на впливі цін акцій на валютний курс [7]. Біржовий бум може спричинити іноземний капітал через збільшення попиту на національну валюту. Зворотна ситуація може трапитись у випадку ведмежого ринку, коли інвестори продаватимуть свої акції з метою уникнення подальших втрат, а також обмінюватимуть гроші на іноземну валюту, щоб вийти з країни. Такий сценарій

приведе до депреціації місцевої валюти. Як наслідок, зростання (падіння) ціни на акції може спричинити апреціацію (депреціацію) валютного курсу. Вивчення взаємозв'язку між обмінним курсом «ранд / долар США» і цінами на акції у Південно-Африканській республіці та США здійснив Окран [8]. Він не виявив довгострокової залежності між цими змінними і підтвердив результати Яу та Нега, отримані внаслідок аналогічного дослідження зв'язків між індексами та валютним курсом на Тайвані і в Японії [9].

Однак автор показав, що короткостроковий зв'язок між індексами ринку ПАР та США відбувається за допомогою валютного курсу. Отже, коли кошти вилучаються через погані настрої інвесторів, вони завжди суттєво впливають на обмінний курс. Звідси виходить, що рівень курсу залежить від ситуації на біржах, тому індекс S&P 500 потрібно враховувати як пояснювальну змінну при моделюванні курсу «ранд / долар США».

Дослідження стосовно восьми номінальних біржових індексів і номінальних валютних курсів для Португалії, Іспанії, Греції, Польщі, Чехії, Словенії та Угорщини провів Ісламі [10]. Він підтвердив наявність довгострокового і короткострокового зв'язку тільки у Польщі. У решті країн мали місце виключно короткострокові зв'язки. Напрямок причинного зв'язку однозначно вказував на вплив біржового індексу на валютний курс для усіх країн.

Зв'язок між цінами на акції та валютним курсом може мати далекосяжні наслідки. За Кхалідом і Кавайєю, потужна депреціація азійських валют призвела до депресії на ринках акцій [11]. Усвідомлення існування цього зв'язку між ринками акцій та валют може дозволити вжити запобіжних заходів проти поширення кризи.

Стосовно вітчизняного ринку, то такі дослідження є вкрай незначними, зокрема, можна виокремити роботи Тіверіадської Л. В., Якименко А. М. [12]. Значна кількість публікацій, присвячена проблемам розвитку фондового ринку України, в тому числі з урахуванням коливань валютного курсу, належить Пластуну О. Л. [13; 14].

Враховуючи, що в Україні відбуваються наразі зміни в регулюванні як фондового ринку в цілому, так і ринку акцій зокрема, а також значний вплив макроекономічних параметрів на формування валютного курсу, в роботі за мету поставлено визначення наявності впливу зміни валютного курсу на стан ринку акцій України. За основний ідентифікатор стану ринку акцій було використано індекс ПФТС як фондової біржі, яка найбільш активно проводить операції з акціями в Україні.

Дослідження причинного зв'язку між ринком акцій та валютним курсом спирається на зафіксовані щоденні дані біржового індексу PFТС та валютного курсу USD/UAN у період 2010–2017 рр.

Для характеристики часових рядів значень біржового індексу та валютного курсу використовуємо їх фрактальні розмірності  $MPP$ .

Якщо припустити, що довжина часового ряду  $N$ , то площу, яку займає ряд, можна визначити як:

$$P = N \cdot (Y_{\max} - Y_{\min}), \quad (1)$$

де  $N$  – довжина часового ряду;

$Y_{\max}$  та  $Y_{\min}$  найбільше і найменше значення ряду.

Після поділу часового ряду на  $m$  частин ( $m \in N, m \geq 2$ ) площа буде представлена рівнянням:

$$p = \frac{N}{m} \cdot (Y_{\max_1} - Y_{\min_1}) + \frac{N}{m} \cdot (Y_{\max_2} - Y_{\min_2}) + \dots + \frac{N}{m} \cdot (Y_{\max_m} - Y_{\min_m}). \quad (2)$$

Між  $p$  та  $P$  є нерівність:

$$p \leq P. \quad (3)$$

Повторюючи дію перерозподілу наступних фрагментів ряду, з кожним кроком виявляється, що сума площ після поділу є не більшою, ніж сума первинних площ. Це означає, що за будь-якого первинного поділу на  $k$  частин площа, яку займатиме графік часового ряду, становитиме:

$$P_k = \frac{N}{k} \sum_{i=1}^k (Y_{\max_i} - Y_{\min_i}), \quad (4)$$

а при поділі на  $mk$  частин:

$$P_{mk} = \frac{N}{mk} \sum_{i=1}^{mk} (Y_{\max_i} - Y_{\min_i}). \quad (5)$$

Між  $P_k$  та  $P_{mk}$  є нерівність:

$$P_{mk} \leq P_k. \quad (6)$$

Цілком очевидно, що:

$$P_{mk} \leq m \cdot \frac{P_k}{m}. \quad (7)$$

Рівність можлива тільки для тих графіків часових рядів, які повністю заповнюють свою площину. Якщо ряд матиме форму простої лінії (котра зростає), то між  $p$  і  $P$  буде рівність:

$$P_{mk} = 1 \cdot \frac{P_k}{m}. \quad (8)$$

Для будь-якого ряду, натомість, характерно:

$$P_{mk} = MPP \cdot \frac{P_k}{m}, \quad (9)$$

причому  $MPP$  буде тим більшим, чим більш нерівною буде форма траєкторії часового ряду, тобто чим частіше у ряді відбуватиметься зміна тренду на протилежний. Своєю чергою, значення  $MPP$  буде тим ближче до мінімального, чим форма ряду буде більш наближена до прямої, тобто чим менше у ряді відбуватимуться зміни тренду на протилежний.

Якщо у системі координат на осі  $x$  зберігатимуться значення  $P/m$ , а на осі  $y$  – значення  $p$ , то значення  $MPP$  буде коефіцієнтом регресії лінійної функції, оціненої без вільного виявлення для точок  $(P/m; p)$ , і буде виражене за допомогою рівняння:

$$MPPm = \frac{\sum p \frac{P}{m}}{\sum \left(\frac{P}{m}\right)^2}. \quad (10)$$

Визначене таким чином значення  $MPPm$  може бути трактоване як розмірність «рваності» часових рядів або як фрактальна розмірність часових рядів. При практичному за-

стосуванні для даних фінансових ринків на основі значення фрактальної розмірності можна зробити висновки щодо інвестиційного ризику.

Дослідження причинного зв'язку між ринком акцій та валютним курсом спирається на зафіксовані щоденні дані біржового індексу PFTS та валютного курсу USD/UAN у період 2010–2017 рр.

На рис. 1 репрезентовано формування значень досліджуваних часових рядів. Зв'язок між значенням біржового індексу PFTS і валютним курсом USD/UAN характеризується високою міцністю, вимірюється коефіцієнтом лінійної кореляції Пірсона (становить  $r = -0,57$ ) і відповідає теорії. У 2010–2013 рр. зміна індексу PFTS не суттєво впливала на валютний курс, який залишався практично незмінним. Від 2014 року індекс змінювався незначно, проте гривня стрімко знецінювалась. Така поведінка спричинена частково падіннями на світових біржах, капітал «не мав куди подітись».

На рис. 2 подано формування норм прибутковості досліджуваних часових рядів, а у табл. 1 – їхні основні описові характеристики. Середні зміни значення біржового індексу PFTS були від'ємними, на відміну від валютного курсу, і водночас їх супроводжувала помітно більша диференціація.

На рис. 2 явище більшої диференціації норм прибутковості індексу PFTS розглядається як більша «загубленість». Інвестиційні ризики, що вимірюються стандартним відхиленням норм прибутковості, для біржового індексу PFTS є більшими, ніж для курсу валют – 1,42 % та 1,04 % відповідно.

Однак, зважаючи на очікування щодо волатильності, то у випадку курсу валют можуть з'явитись скоріше неочікувані короткострокові зміни, ніж посередні. Для біржового індексу більша змінність є природною і очікуваною.

Проявом цього виступає менша розмірність MPP (розрахована для  $m = 3$ ) для ряду норм прибутковості ва-

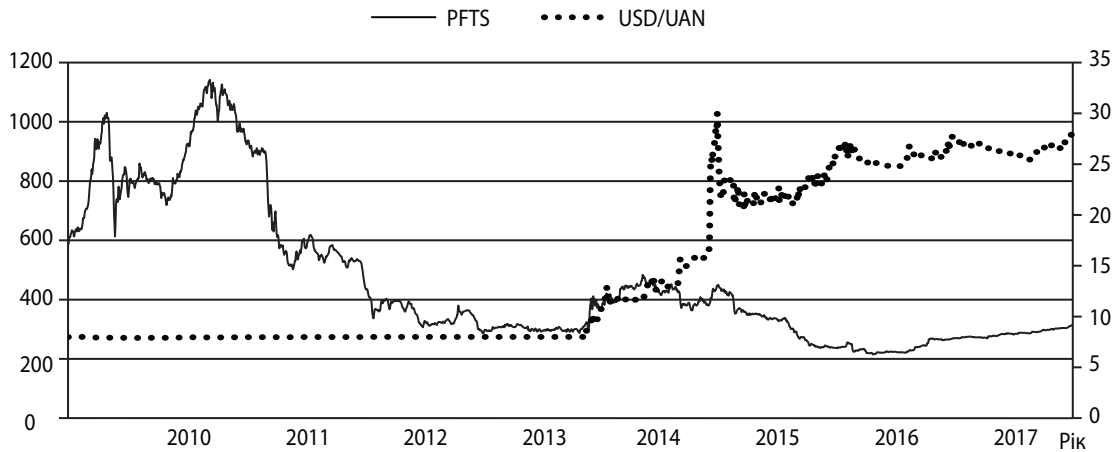


Рис. 1. Формування значення біржового індексу PFTS та валютного курсу USD/UAN у 2010–2017 рр.

Джерело: авторська розробка

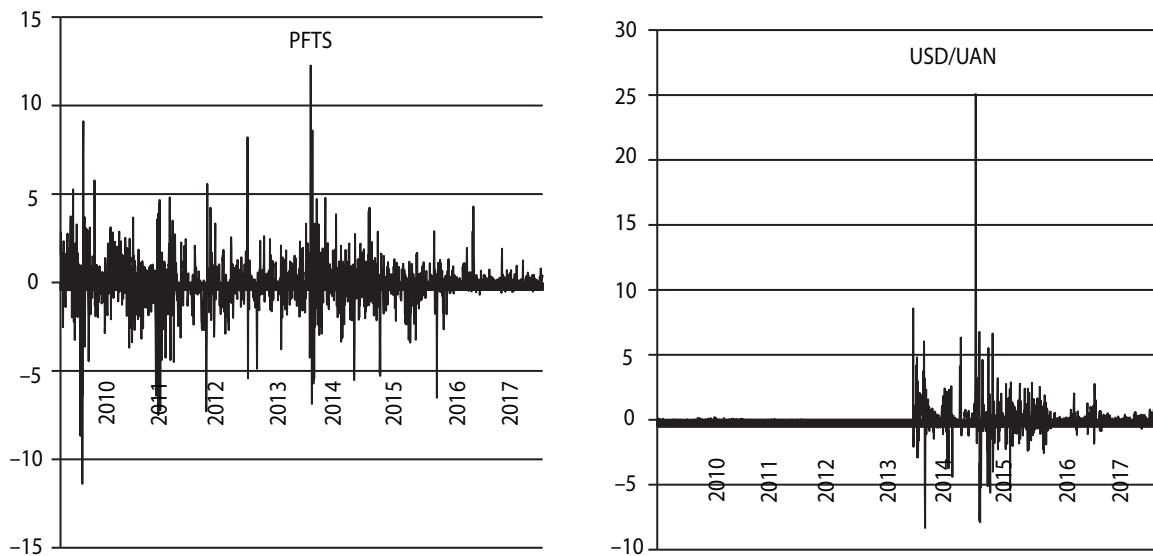


Рис. 2. Норми прибутковості біржового індексу PFTS та валютного курсу USD/UAN у 2010–2017 рр.

Джерело: авторська розробка

Ключові описові характеристики часових рядів норм прибутковості біржового індексу PFTS та валютного курсу USD/UAN

Норми прибутковості	Описові характеристики			
	Середнє значення	Стандартне відхилення	Коефіцієнт волатильності	MPP
PFTS	-0,03135	1,424987	50,38	1,306951
USD/UAN	0,063401	1,043531	36,89	1,221245

Джерело: авторська розробка

лютного курсу, ніж для ряду норм прибутковості індексу PFTS.

Негативну кореляцію між нормами прибутковості індексу PFTS та валютного курсу наведено на рис. 3. За результатами моделі Шарпа, однопроцентне зростання норм прибутковості індексу PFTS спричиняє середнє знецінення гривні відносно долара на 0,03 процентного пункту. Сила залежності, вимірювана коефіцієнтом кореляції Пірсона, становила у цьому випадку -0,57.

Модель Шарпа була використана для поділу сукупного ризику норм прибутковості валютного курсу на специфічний ризик і систематичний ризик, що спричиняє вплив волатильності. Сукупний ризик склав 0,000109, причому практично вся його частка (99,8 %) припадає на специфічний ризик.

Оцінку стаціонарності проведено за допомогою рядів логарифмів значень, використано тести ADF (розширений тест Діккі – Фуллера) і PP (тест Філіпса – Перона) (табл. 2).

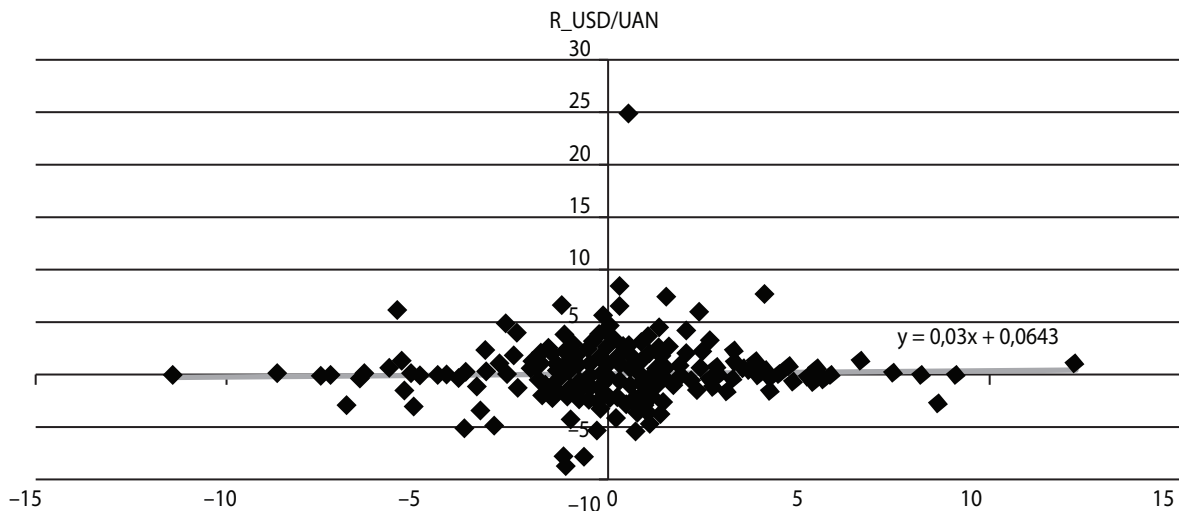


Рис. 3. Кореляційний зв'язок норм прибутковості біржового індексу PFTS і валютного курсу USD/UAN – модель Шарпа

Джерело: авторська розробка

Отримані результати стаціонарності відповідають очікуванням. Ряди значень виявились нестационарними.

Проведені тести стаціонарності засвідчують результати досліджень причинності за Грейнджером та Йохансеном (табл. 3). Виявилось, що включення запізнених змін біржового індексу PFTS у модель опису змін валютного курсу покращує його властивості. У випадку зі значенням індексів і валютного курсу тести вказують на двобічну причинність, однак значення досліджуваних часових рядів є нестационарними, а це означає, що потужність тесту Грейнджера є лише приблизною.

Зазначимо, що два процеси  $X_t$  та  $Y_t$  є коінтегрованими порядку  $d, b$ , тобто  $X_t Y_t \sim CI(d, b)$ ,  $d \geq b > 0$ , якщо [8]:

- 1) вони є інтегрованими цього самого порядку  $d$ ;
- 2) наявна лінійна комбінація  $u_t = \alpha_1 X_t + \alpha_2 Y_t$ , яка є інтегрованою порядку  $d - b$ .

Вектор параметрів  $[\alpha_1, \alpha_2]$  називається коінтеграційним вектором.

З економічної точки зору найбільш цікава ситуація, за якої ряди, трансформовані із застосуванням коінтеграційного вектора, є стаціонарними. Якщо процеси  $X_t$  та  $Y_t$  є інтегрованими порядку один ( $I(1)$ ), і їхня лінійна комбінація може бути представлена як:

$$Y = \alpha X, \tag{11}$$

то це рівняння може трактуватись як рівняння, що описує довгострокову рівновагу процесів  $X_t$  та  $Y_t$ . Довгострокова рівновага незалежна від часу, тому у рівнянні опущено нижній індекс  $t$ .

Для двох процесів виникають такі можливості стосовно прояву коінтеграції [9, с. 125]:

- 1)  $X_t \sim I(1)$ ,  $Y_t \sim I(0)$ , тоді  $\varepsilon_t \sim I(1)$ , і процеси некоінтегровані;

Таблиця 2

**Тести стаціонарності логарифмованих часових рядів біржового індексу PFTS  
і валютного курсу USD/UAH**

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on PFTS		
Null Hypothesis: PFTS has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 16 (Automatic - based on t-statistic, lagpval=0,1, maxlag=25)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller Test statistic	-1,202672	0,6755
Test critical values:	1 % level	-3,433487
	5 % level	-2,862812
	10 % level	-2,567494
Phillips-Perron Unit Root Test on PFTS		
Null Hypothesis: PFTS has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1,011452	0,7512
Test critical values:	1 % level	-3,433460
	5 % level	-2,862800
	10 % level	-2,567487
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on USD_UAN		
Null Hypothesis: USD_UAN has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 23 (Automatic - based on t-statistic, lagpval=0,1, maxlag=25)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller Test statistic	0,233281	0,9747
Test critical values:	1 % level	-3,433499
	5 % level	-2,862817
	10 % level	-2,567496
Phillips-Perron Unit Root Test on USD_UAN		
Null Hypothesis: USD_UAN has a unit root		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0,000529	0,9574
Test critical values:	1 % level	-3,433460
	5 % level	-2,862800
	10 % level	-2,567487

*Джерело: власні обчислення (з використанням програми Eviews)*

Тести причинності індексу PFTS і валютного курсу USD/UAN

Pairwise Granger Causality Tests					
Sample: 1 1977					
Lags: 2					
Null Hypothesis:			Obs	F-Statistic	Prob.**
USD_UAN does not Granger Cause PFTS			1975	3,61175	0,0272
PFTS does not Granger Cause USD/UAN				1,25558	0,2851
Johansen Cointegration Test					
Sample (adjusted): 6 1977					
Included observations: 1972 after adjustments					
Trend assumption: Linear deterministic trend					
Series: PFTS USD_UAN					
Lags interval (in first differences): 1 to 4					
Unrestricted Countegration Rank Test (Trace)					
Hypothesized			Trace	0,05	
№ of CE(s)		Elgenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None		0,000963	1,943414	15,49471	0,9957
At most 1		2,25E-05	0,044365	3,841466	0,8331
Trace test indicates no cointegration at the 0,05 level					
*denotes rejection of the hypotesis at the 0,05 level					
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values					

Джерело: власні обчислення (з використанням програми Eviews)

- $X_t \sim I(0), Y_t \sim I(1)$ , тоді  $\varepsilon_t \sim I(1)$ , і процеси некоінтегровані;
- $X_t \sim I(0), Y_t \sim I(1)$ , тоді  $\varepsilon_t \sim I(1)$ , і процеси некоінтегровані, а якщо  $\varepsilon_t \sim I(0)$ , то процеси є коінтегрованими;
- $X_t \sim I(0), Y_t \sim I(0)$ , тоді  $\varepsilon_t \sim I(0)$ , і процеси некоінтегровані, оскільки коінтеграція не має сенсу.

Для дослідження коінтеграції часових рядів використовують ті самі тести, що і для дослідження рівня інтеграції рядів, а саме тести ADF або PP. У цьому випадку вони застосовуються для залишків коінтеграційного рівняння:

$$Y_t = \alpha_1 X_t + \varepsilon_t, \tag{12}$$

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \varepsilon_t$$

або

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \alpha_2 X_{2t} + \dots + \alpha_k X_{kt} + \varepsilon_t. \tag{13}$$

Процедура тестування коінтеграції часових рядів  $Y_t, X_t$  відбувається таким чином [9, с. 127–129]:

- Тестування рівня інтеграції часових рядів  $Y_t, X_t$  за допомогою відповідних тестів (наприклад, ADF, PP).
- Визначення коінтеграційного рівняння.
- Оцінка значущості параметрів коінтеграційного рівняння.
- Визначення залишків коінтеграційного рівняння.

- Тестування рівня інтеграції залишків за допомогою відповідних тестів (наприклад, ADF, PP).

Для логарифмованих часових рядів валютного курсу та біржового індексу PFTS було визначено рівняння коінтеграції і здійснено оцінку стаціонарності залишків цього рівняння (табл. 4).

Залишки рівняння виявились нестационарними, що свідчить про ймовірність відсутності проявів довгострокової рівноваги між досліджуваними змінними. На графіку залишків (рис. 4) можна помітити, що протягом розгляданого періоду змінні поведились нестабільно відносно одна одної, також існувала ймовірність значного відхилення від цієї рівноваги.

**Висновки.** Отримані результати відповідають результатам, здобутим стосовно інших ринків. Складно очікувати на прояв істотного довгострокового зв'язку між валютним курсом і біржовим індексом. Біржовий ринок – важлива складова усієї економіки, проте це тільки один із багатьох факторів формування валютного курсу; у цьому випадку упущено ряд інших чинників, зокрема, ситуація на інших світових біржах, процентні ставки або ж стан платіжного балансу. Введення цих змінних у рівняння коінтеграції могло б змінити отримані результати.

Окрім того, враховуючи потенційні зміни у сфері валютного регулювання та його лібералізацію з боку Національного банку України, в подальшому буде доцільно провести спостереження, чи вплинуть ці зміни на взаємодію

Таблиця 4

## Рівняння коінтеграції і тести коінтеграції біржового індексу PFTS і валютного курсу USD/UAH

Dependent Variable: PFTS				
Method: Least Squares				
Sample: 1 1977				
Included observations: 1977				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
USD_UAN	2,24133	0,013429	166,9063	0,0000
R-squared	-10,746163	Mean dependent var		6,009741
Adjusted R-squared	-10,746163	S.D. dependent var		0,452674
S.E. of regression	1,551434	Akaike info criterion		3,716742
Sum squared resid	4756,1270	Schwarz criterion		3,719569
Log likelihood	-3672,999	Hannan-Quinn criter.		3,717781
Durbin-Watson stat	0,000301			
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on USD_UAN				
Null Hypothesis: USD_UAN has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 23 (Automatic - based on t-statistic, lagpval=0,1, maxlag=25)				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller Test statistic			0,010866	0,9584
Test critical values:	1 % level		-3,433499	
	5 % level		-2,862817	
	10 % level		-2,567496	
Phillips-Perron Unit Root Test on USD_UAN				
Null Hypothesis: USD_UAN has a unit root				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
			Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic			-0,056554	0,9521
Test critical values:	1 % level		-3,433460	
	5 % level		-2,862800	
	10 % level		-2,567487	

Джерело: власні обчислення (з використанням програми *Eviews*)

ринку акцій та валютного курсу, а також визначити вектор цієї взаємодії.

## ЛІТЕРАТУРА

1. Kal S., Arslaner F., Arslaner N. The dynamic relationship between stock, bond and foreign exchange markets. *Economic Systems*. 2015. No. 39 (4). P. 592–607.

DOI.org/10.1016/j.ecosys.2015.03.002

2. Perera M. The Effect of Foreign Exchange Market Returns on Stock Market Performance in Sri Lanka. URL: [https://www.researchgate.net/publication/286451582\\_The\\_Effect\\_of\\_Foreign\\_Ex](https://www.researchgate.net/publication/286451582_The_Effect_of_Foreign_Ex)

change\_Market\_Returns\_on\_Stock\_Market\_Performance\_in\_Sri\_Lanka

3. Rajarshi M. Stock market and foreign exchange market integration in South Africa. *World Development Perspectives*. 2017. No. 6. P. 32–34.

DOI.org/10.1016/j.wdp.2017.05.001

4. Jebran K., Iqbal A. Dynamics of volatility spillover between stock market and foreign exchange market: evidence from Asian Countries. *Financial Innovation*. 2016. No. 2 (3). P. 1–20.

DOI: 10.1186/s40854-016-0021-1

5. Bahmani-Oskoeee M., Sohrabian A. Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollar. *Applied Economics*. 1992. No. 24. P. 459–464.



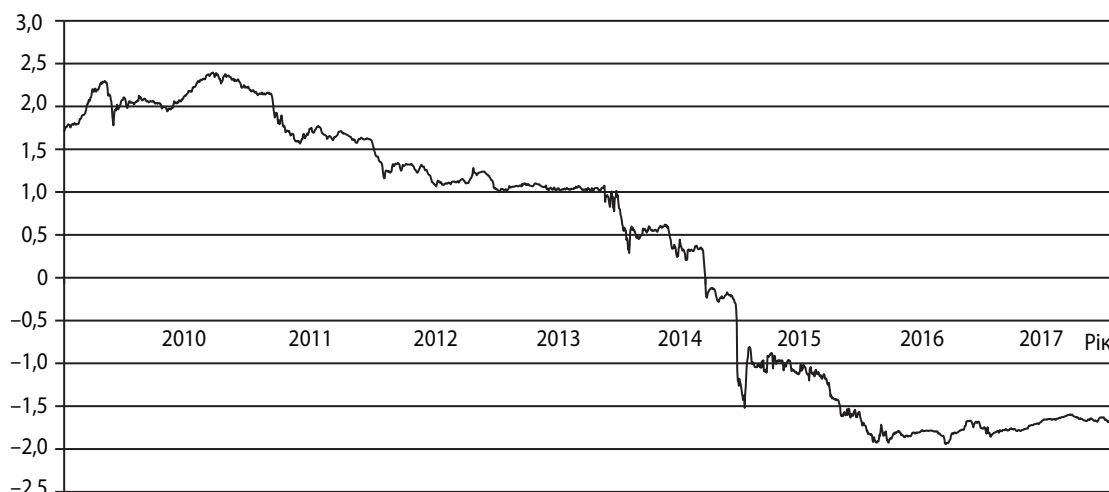


Рис. 4. Залишки рівняння коінтеграції біржового індексу PFTS і валютного курсу USD/UAH

Джерело: авторська розробка

6. Amare T., Mohsin M. Stock prices and exchange rates in leading Asian economies: short run versus long run dynamics. *Singapore Economic Review*. 2000. No. 45 (2). P. 165–181.

7. Mishra A. Stock market and foreign exchange market in India: are they related? *South Asia Economic Journal*. 2004. No. 5 (2). P. 209–232.

8. Ocran M. K. South Africa and United States stock prices and the rand/dollar exchange rate. *SAJEMS*. 2010. No. 13 (3). P. 362–375.

9. Yau H. Y., Nieh C. C. Interrelations among stock prices of Taiwan and Japan and the NTD/Yen exchange rate. *Journal of Asian Economics*. 2006. No. 17. P. 535–552.

10. Islami M. Interdependence Between Foreign Exchange Markets and Stock Markets in Selected European Countries. *Schumpeter Discussion Papers*. 2008-007.

11. Khalid M., Kawai M. Was financial market contagion the source of economic crisis in Asia?: evidence using multivariate VAR model. *Journal of Asian Economics*. 2003. No. 14. P. 131–156.

12. Тиверіадська Л. В., Якименко А. М. Сучасний стан та перспективи розвитку фондового ринку України. *Економічний простір*. 2017. № 128. С. 143–154

13. Caporale G., Gil-Alana L., Plastun A. Searching for inefficiencies in exchange rate dynamics. *Computational Economics*. 2017. No. 49 (3). P. 405–432

14. Пластун О.Л. Інформаційна неефективність фінансових ринків: надреації та недореації // Проблеми і перспективи розвитку фінансово-кредитної системи України : матеріали II Всеукр. наук.-практ. конф. Суми, 23 листоп. 2017 р. СумДУ. С. 175–179.

## REFERENCES

Amare, T., and Mohsin, M. "Stock prices and exchange rates in leading Asian economies: short run versus long run dynamics". *Singapore Economic Review*, no. 45 (2) (2000): 165-181.

Bahmani-Oskooee, M., and Sohrabian, A. "Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollar". *Applied Economics*, no. 24 (1992): 459-464.

Caporale, G., Gil-Alana, L., and Plastun, A. "Searching for inefficiencies in exchange rate dynamics". *Computational Economics*, no. 49 (3) (2017): 405-432.

Islami, M. "Interdependence Between Foreign Exchange Markets and Stock Markets in Selected European Countries". *Schumpeter Discussion Papers* (2008-2007).

Jebbran, K., and Iqbal, A. "Dynamics of volatility spillover between stock market and foreign exchange market: evidence from Asian Countries". *Financial Innovation*, no. 2 (3) (2016): 1-20.

DOI:10.1186/s40854-016-0021-1

Kal, S., Arslaner, F., and Arslaner, N. "The dynamic relationship between stock, bond and foreign exchange markets". *Economic Systems*, no. 39 (4) (2015): 592-607.

DOI.org/10.1016/j.ecosys.2015.03.002

Khalid, M., and Kawai, M. "Was financial market contagion the source of economic crisis in Asia?: evidence using multivariate VAR model". *Journal of Asian Economics*, no. 14 (2003): 131-156.

Mishra, A. "Stock market and foreign exchange market in India: are they related?" *South Asia Economic Journal*, no. 5 (2) (2004): 209-232.

Ocran, M. K. "South Africa and United States stock prices and the rand/dollar exchange rate". *SAJEMS*, no. 13 (3) (2010): 362-375.

Perera, M. "The Effect of Foreign Exchange Market Returns on Stock Market Performance in Sri Lanka". [https://www.researchgate.net/publication/286451582\\_The\\_Effect\\_of\\_Foreign\\_Exchange\\_Market\\_Returns\\_on\\_Stock\\_Market\\_Performance\\_in\\_Sri\\_Lanka](https://www.researchgate.net/publication/286451582_The_Effect_of_Foreign_Exchange_Market_Returns_on_Stock_Market_Performance_in_Sri_Lanka)

Plastun, O. L. "Informatsiina neefektyvnist finansovykh rynkiv: nadreaktsii ta nedoreaktsii" [Informational inefficiency of financial markets: super reactions and underreactions]. *Problemy i perspektyvy rozvytku finansovo-kredytnoi systemy Ukrainy*. Sumy: SumDU, 2017. 175-179.

Rajarshi, M. "Stock market and foreign exchange market integration in South Africa". *World Development Perspectives*, no. 6 (2017): 32-34.

DOI.org/10.1016/j.wdp.2017.05.001

Tiveriadaska, L. V., and Yakymenko, A. M. "Suchasnyi stan ta perspektyvy rozvytku fondovoho rynku Ukrainy" [Current state and prospects of the Ukrainian stock market development]. *Ekonomichnyi prostir*, no. 128 (2017): 143-154.

Yau, H. Y., and Nieh, C. C. "Interrelations among stock prices of Taiwan and Japan and the NTD/Yen exchange rate". *Journal of Asian Economics*, no. 17 (2006): 535-552.