



Отримано: 25 лютого 2019 р.

Прорецензовано: 02 березня 2019 р.

Прийнято до друку: 11 березня 2019 р.

e-mail: oksanabay@ukr.net

DOI: 10.25264/2311-5149-2019-12(40)-200-206

Васильєва О. В., Максишко Н. К. Порівняльний аналіз динаміки інвестиційних інструментів у контексті гіпотези ефективного ринку. *Наукові записки Національного університету «Острозька академія». Серія «Економіка»* : науковий журнал. Острог : Вид-во НаУОА, березень 2019. № 12(40). С. 200–206.

УДК: 330.3:336.7: 519.2

JEL-класифікація: G 14

Васильєва Оксана Володимирівна,*аспірант кафедри економічної кібернетики Запорізького національного університету, м. Запоріжжя***Максишко Наталія Костянтинівна,***доктор економічних наук, завідувач кафедри економічної кібернетики
Запорізького національного університету, м. Запоріжжя*

ПОРІВНЯЛЬНИЙ АНАЛІЗ ДИНАМІКИ ІНВЕСТИЦІЙНИХ ІНСТРУМЕНТІВ У КОНТЕКСТІ ГІПОТЕЗИ ЕФЕКТИВНОГО РИНКУ

На сьогодні для розуміння та передбачення динаміки фінансових ринків існує декілька теорій (гіпотез), однією з яких є гіпотеза ефективного ринку. Проте, не існує єдиного підходу до методології комплексної діагностики відповідності конкретного ринку передумовам ефективного. У цій роботі для трьох найбільш поширених інвестиційних ринків (ринку золота, валюти та біткоїн) використано чинні методи діагностики. До результатів діагностики застосовано порівняльний аналіз, що дозволило, по-перше, виявити найбільш дієві підходи оцінки відповідності кожного з ринків ефективному, та, по-друге, дослідити характерні риси кожного ринку, найбільш відмінності і спільні риси, що є важливою практичною інформацією для ухвалення інвестиційних рішень.

Ключові слова: гіпотеза ефективного ринку, порівняльний аналіз, ринок золота, ринок валюти, біткоїн.

Васильєва Оксана Владимировна,*аспірант кафедри економічної кібернетики Запорізького національного університету, г. Запоріжжя***Максишко Наталія Константиновна,***доктор економічних наук, завідувач кафедри економічної кібернетики
Запорізького національного університету, г. Запоріжжя*

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ДИНАМИКИ ИНВЕСТИЦИОННЫХ ИНСТРУМЕНТОВ В КОНТЕКСТ ГИПОТЕЗЫ ЭФФЕКТИВНОГО РЫНКА

В данный момент для понимания и предвидения динамики финансовых рынков существует несколько теорий (гипотез), одной из которых является гипотеза эффективного рынка. Однако не существует единого подхода к методологии комплексной диагностики соответствия конкретного рынка предпосылкам эффективного. В этой работе для трех наиболее распространенных инвестиционных рынков (рынка золота, валюты и Биткойна) осуществлено применение существующих методов диагностики. К результатам диагностики применен метод сравнительного анализа, что позволило, во-первых, выявить наиболее действенные подходы оценки соответствия каждого из рынков эффективному, а во-вторых, исследовать характерные черты каждого рынка, наибольшие различия и вообще, что является важной практической информацией при принятии инвестиционных решений.

Ключевые слова: гипотеза эффективного рынка, сравнительный анализ, рынок золота, валютный рынок, Биткойн.

Oksana Vasylieva,*PhD student, Department of Economic Cybernetics, Zaporizhzhia National University, Zaporizhzhia***Nataliia Maksyshko,***Doctor of Sciences in Economics, Professor, Head of Department of Economic Cybernetics,
Zaporizhzhia National University, Zaporizhzhia*

COMPARATIVE ANALYSIS OF INVESTMENT INSTRUMENTS DYNAMICS IN THE CONTEXT OF THE EFFICIENT MARKET HYPOTHESIS

At present, there are several theories (hypotheses) for understanding and predicting the dynamics of the financial markets. One of the theories is the Efficient Market Hypothesis (EMH). The main assumption of the EMH is that prices follow the random route and that there is independence between past and future increments of prices. However, there is no single approach to the methodology that verifies the fulfillment of this requirement. The paper utilizes daily gold price data, currency pair EUR / USD and Bitcoin from January 2012 to October 2018 to test for the weak-form efficiency of the following markets using several statistical tools namely – constructing regression equations and checking them for statistical significance;



checking for auto-correlation; Durbin–Watson Test, Breusch–Godfrey serial correlation LM-test, Augmented Dickey–Fuller Unit Root test (ADF test) and Runs test. The comparative analysis was applied to the obtained results. This allowed not only to identify the most effective approaches to assessing the adequacy of each of the markets, but also to explore the characteristics, the biggest differences and common features of these markets that are important practical information for making investment decisions. In conclusion, it was found that the most effective tool for establishing autocorrelation between events was the Brousha–Godfrey test: firstly, this test was the most sensitive, secondly, it provides an opportunity not only to establish the presence of autocorrelation, but also to determine its order. A recent study found that the most promising for technical analysis is the Bitcoin cryptocurrency market, since it allows to establish connections between the previous and next prices (there is 6–10 order autocorrelation). This is the basis for a more detailed study of the retrospective data Bitcoin dynamics to predict future prices. Gold and currency markets EUR/USD, in contrast, fully correspond to the hypothesis of an efficient market in a weak form. Therefore, making investment decisions in these markets, it would be preferable to use tools of fundamental analysis.

Key words: Weak-form efficiency, Efficient Market Hypothesis, gold market, currency market, Bitcoin.

Постановка проблеми. Ключове завдання кожного інвестора – вибрати серед різноманіття інвестиційних ринків найкращий. У сучасному світі особливого розвитку та поширення набули фінансові ринки. Фінансові ринки – це складні економічні системи, тому розуміння, опис і передбачення їх поведінки важливе, але непросте завдання для науковців. Для визначення передумов і пояснення поведінки ринків було запропоновано декілька гіпотез. Тривалий час однією з провідних економічних теорій залишалася гіпотеза ефективного ринку (англ. Efficient Market Hypothesis, ЕМН). Незважаючи на її критику [1], появу і розвиток у 90-х роках ХХ сторіччя альтернативних гіпотез (гіпотеза фрактального ринку, гіпотеза когерентного ринку), гіпотеза ефективного ринку і нині є підґрунтям для практичного застосування багатьох інструментів дослідження та прогнозування.

Термін «гіпотеза ефективного ринку» запропонував Юджин Фама у своїй публікації [2]. Сутність гіпотези ефективного ринку полягає у тому, що за нею вся суттєва для ринку інформація негайно й повною мірою відбивається на ринковій курсовій вартості фінансового інструмента. Це визначення доволі загальне, тому було виділено три форми ефективного ринку: слабку, середню (або напівсильну) та сильну. Слабка форма вилучає прибуткову торгівлю на основі минулих цін, бо вважають, що всю попередню інформацію ринок уже врахував і наступні зміни відбуваються тільки під впливом нової інформації. Середня форма поширює висновки з гіпотези на публічну інформацію. Згідно з сильною формою ефективності біржова ціна містить усю інформацію, наявну у трейдерів (і загальнодоступну, і приватну), тому навіть за наявності унікальної інсайдерської інформації економічний агент не може отримати прибутковості, більшу за загальну прибутковість ринку. Варто зазначити, що навіть прихильники ЕМН заперечують існування на реальних фінансових ринках сильної форми гіпотези ефективного ринку. А в роботі [3] встановлено, що напівсильна форма характерна лише для декількох найрозвинутіших фондових ринків.

У цій роботі будемо досліджувати наявність тільки слабкої форми ефективного ринку. Основою гіпотези в слабкій формі є передумова випадкового блукання ціни з незалежними й однаково розподіленими приростами. Саме цю передумову і перевіряють дослідники, щоб довести ефективність того чи того ринку. Але тут виникає певна колізія: наразі не існує єдиного підходу до методології комплексної діагностики ринків. У різних дослідженнях використовують різні статистичні інструменти і методи, які можуть давати суперечливі результати.

Реальні економічні системи – це складні об'єкти, тому характеристику їх стану важко звести до ідеалізованої теоретичної структури. Застосування інструментів компаративного аналізу дозволяє визначити, наскільки один ринок краще описується ЕМН, ніж інший. Тобто використовуючи порівняльний аналіз, можна не просто визначити, чи відповідає конкретний ринок гіпотезі ефективного ринку, але й зрозуміти ступінь його відповідності та характерні риси, що відрізняють його від інших фінансових ринків і від ідеальної теоретичної моделі.

Аналіз останніх досліджень та публікацій. Традиційно склалося, що найчастіше об'єктом перевірки на відповідність передумовам інформаційної ефективності були фондові ринки різних країн. Це підтверджують дослідження, присвячені фондовим ринкам країн, що входять до G20 [3], Китаю [4], Індії [5], Бразилії [6], Оману [7], Нігерії [8], Саудівської Аравії [9], країн Південної Азії [10], України [11] та інших країн [12]. У роботі [13] поряд з аналізом фондового ринку Росії перевірено на інформаційну ефективність ринок депозитів. Поряд з аналізом фондових ринків науковці вивчають інформаційну ефективність валютних ринків різних країн [14, 15, 16]. Наявність великої кількості робіт з цієї теми свідчить про актуальність та широке обговорення характеру динаміки фінансових ринків у контексті гіпотези ефективного ринку. До того ж, на нашу думку, існує потреба порівняння декількох різних фінансових ринків у межах однієї роботи, що дозволить інвестору під час вибору інвестиційного



інструменту отримати нові знання щодо кожного ринку та виявити конкурентні переваги конкретного інструмента.

Метою роботи – здійснити порівняльний аналіз фінансових ринків методами статистичного аналізу та перевірити відповідність досліджуваних інвестиційних інструментів гіпотезі ефективного ринку.

Завдання. На прикладі трьох інвестиційних ринків із застосуванням різних статистичних методів провести їх перевірку на ефективність, визначити найбільш чутливі інструменти діагностики, порівняти результати, визначити спільні та відмінні характеристики трьох ринків через фокус гіпотези ефективного ринку.

Виклад основного матеріалу. Для порівняльного аналізу було обрано три об'єкти інвестицій: ринок дорогоцінних металів (на прикладі ринку золота), валютний ринок Forex (валютна пара EUR/USD) та ринок криптовалют (біткоїн).

Найбільш традиційним з представлених ринків є ринок золота: це один із найдавніших об'єктів інвестування, який в умовах цифрової економіки трансформувався в сучасний високотехнологічний фінансовий інструмент.

Валютний ринок Forex, хоч і виник порівняно нещодавно, однак став доволі звичним і розповсюдженим у контексті глобалізованої економіки.

Третій фінансовий ринок представлений найбільш суперечливим феноменом сьогодення – криптовалютою, найпоширеніша з-поміж яких – біткоїн.

Таким чином, об'єкт аналізу – щоденні значення ціни золота, валютної пари та біткоїна за період із січня 2012 р. по жовтень 2018 р. Уведемо позначення для розглядуваних часових рядів (ЧР):

$V_i = \{v_i(t)\}, i \in \{Z, F, B\}$ – ЧР ціни відповідного інвестиційного інструмента, де Z – золото; F – валютна пара EUR/USD, B – криптовалюта біткоїн, $v_i(t)$ – ціна у день t.

Графічне представлення динаміки ціни наведено на рисунку 1:

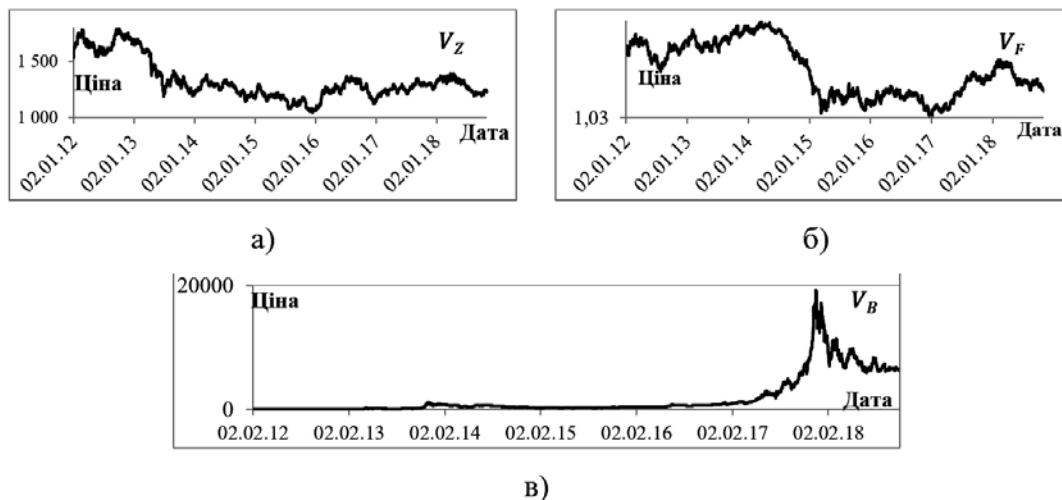


Рис. 1 Динаміка ціни за період із січня 2012 р. по жовтень 2018 р.:
а) золота (); б) валютної пари EUR/USD (); в) біткоїн ()

Для оцінки незалежності подій (значень ЧР) застосуємо такі методи статистичного аналізу: побудова регресійних рівнянь і перевірка їх на статистичну значущість; перевірка на наявність автокореляції; критерій Дарбіна-Уотсона та тест Бройши-Годфрі; розширений тест Дікі-Фуллера і тест на випадковий характер змін ціни (runs test).

Розглянемо методологію та результати застосування кожного методу більш детально.

1. Один із простих тестів, що перевіряє зв'язок між подіями, є дослідження регресійних рівнянь виду:

$$v_t - v_{(t-1)} = a + b(v_{(t-1)} - v_{(t-2)}) + e_t, \quad (1)$$

де $v_t, v_{(t-1)}, v_{(t-2)}$ – ціни для періодів $t, t-1, t-2$ відповідно.

Висновок щодо ефективності ринку роблять під час перевірки на статистичну значущість за t-статистикою Стьюдента коефіцієнта b та коефіцієнта детермінації R^2 . Якщо значущість цих показників не підтверджується, приймають гіпотезу про випадковий характер часових рядів приросту цін. Розраховані значення t-статистики Стьюдента коефіцієнта b та коефіцієнта детермінації R^2 наведено в таблиці 1. Згідно зі статистичними таблицями за довірчої ймовірності 0,95 критерій Стьюдента становить 1,97.



Таблиця 1

Перевірка статистичної значущості регресійних рівнянь приростів цін інвестиційних інструментів

	t-статистика	R ²	Висновок
Приріст ціни Z -0,37 <1,97		0,0005	Прирости цін – незалежні між собою події
Приріст ціни F	0,82 <1,97	0,0026	Прирости цін – незалежні між собою події
Приріст ціни B	1,02 <1,97	0,003	Прирости цін – незалежні між собою події

Джерело: розраховано автором.

Згідно з тестом побудови регресійних рівнянь гіпотеза щодо незалежності подій для розглянутих інструментів та ринків підтверджується.

2. Іншим методом перевірки гіпотези ефективного ринку та дослідження впливу попередніх цін на наступні є перевірка їх на автокореляцію. Наявність автокореляції свідчить про існування пам'яті в часових рядах (попередні значення ціни впливають на наступні), відсутність – про випадковий характер ряду.

Для дослідження часових рядів на автокореляцію будемо розглядати останній рік досліджуваного періоду – з 01.11.2017 р. по 31.10.2018 р.

Результати тестів на автокореляцію наведено на рисунку 3:

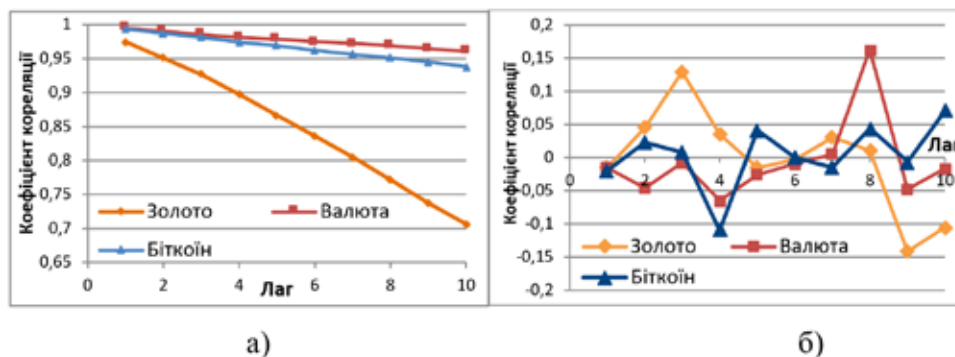


Рис. 3. Графічне представлення функції кореляції часових рядів за період із 01.11.2017 р. по 31.10.2018 р: а) ціни; б) прибутковості

З рисунку 3 можна побачити, що коефіцієнти автокореляції першого рівня для цін всіх обраних інструментів близькі до одиниці (для валюти й біткоїна більш ніж 0,99, для ціни золота – 0,974), що свідчить про зв'язок між подіями, причому в разі збільшення величини лагу сила зв'язку послаблюється. Найбільше це помітно в зниженні коефіцієнта кореляції ціни золота.

Автокореляція прибутковості близька до нуля, що свідчить про відсутність лінійного зв'язку між прибутковістю з лагом від одного дня до десяти днів. Закономірності в посиленні чи послабленні зв'язку в залежності від часового періоду також не встановлено.

3. Для перевірки наявності автокореляції розроблено декілька статистичних тестів, які активно використовують для діагностування слабкої форми ефективності ринку. Наприклад, у роботах [10, 11, 12] для визначення наявності автокореляції першого порядку застосовують критерій Дарбіна-Уотсона. Критерій Дарбіна-Уотсона має вигляд:

$$dw = \frac{(\sum_{t=2}^T (\Delta v_t - \Delta v_{(t-1)})^2)}{(\sum_{t=1}^T \Delta v_t^2)}, \quad (2)$$

де Δv_t – приріст ціни інвестиційного інструмента в час t , T – кількість подій.

Варто зазначити, що критерій Дарбіна-Уотсона визначає автокореляцію лише першого порядку та має такі передумови, як нормальність помилок ε та сильна екзогенність ($E(\varepsilon_t | X) = 0$).

Значення критерію перебуває в діапазоні від 0 до 4. Якщо розраховане значення dw перебуває в інтервалі $2 \pm 0,22$ за рівня значущості $\alpha = 0,05$, то автокореляція в дослідженому ряді відсутня.

Альтернативним тестом, що перевіряє часові ряди на наявність автокореляції, є тест Бройша-Годфрі (LM-тест), що має низку переваг над критерієм Дарбіна-Уотсона. Визначення автокореляції не обмежене лише рівнем першого порядку, крім того, для тесту Бройша-Годфрі відсутні передумови нормальності помилки й екзогенності. Нульова гіпотеза – це гіпотеза про відсутність автокореляції заданого порядку.

Для реалізації тесту Бройша-Годфрі будують таку допоміжну регресію:

$$e_t = v^T \beta + \sum_{i=1}^p a_i e_{(t-i)} + \varepsilon_t, \quad (3)$$



де e_t – МНК-залишки початкової моделі в час t .

Далі за допомогою LM-статистики перевіряють гіпотезу про рівність нулю всіх коефіцієнтів рівняння (3). Результати застосування цих тестів наведено в таблиці 2.

Таблиця 2

Результати застосування критерію Дарбіна-Уотсона та тесту Бройша-Годфрі

	dw	p-value LM-тест (1)	p-value LM-тест (10)	
Золото (Z)	2,01	0,215	0,1165	автокореляція відсутня
Валютна пара EUR/ USD (F)	2,06	0,141	0,4	автокореляція відсутня
Біткоїн (B)	1,88	0,57	3,8e-06	автокореляція першого порядку відсутня, наявна автокореляція 10-го порядку

Джерело: розраховано автором.

Згідно з тестом Дарбіна-Уотсона для жодного з досліджуваних рядів нульова гіпотеза щодо відсутності автокореляції не спростовується.

У результаті застосування тесту Бройша-Годфрі встановлено, що для часових рядів прибутковості золота і валюти відсутня автокореляція аж до 10-го порядку. Щодо прибутковості біткоїна, то для встановлення порядку, за якого з'являється автокореляція, потрібно провести додаткові розрахунки. Значення p-value тесту Бройша-Годфрі наведено в таблиці 3:

Таблиця 3

Результати застосування тесту Бройша-Годфрі до часового ряду біткоїна для встановлення автокореляції другого-десятого порядку

Порядок автокореляції	P-value тесту Бройша-Годфрі
2	0.7651
3	0.845
4	0.6888
5	0.05592
6	0.001304
7	0.0004642
8	0.0005381
9	0.0007106
10	3.802e-06

Джерело: розраховано автором.

З таблиці можна побачити, що автокореляція з'являється за шостого порядку та вище (для рівня значущості 0,01). Тобто для часового ряду біткоїна не виконується передумова незалежності подій.

4. Широко застосовують тести на виявлення одиничного кореня (unit root tests), зокрема тест Дікі-Фуллера (ADF-тест) [7, 8, 12]. ADF-тест – це один із групи тестів, що перевіряє наявність одиничного кореня. За методологією тесту Дікі-Фуллера перевіряють на рівність одиниці значення коефіцієнта в авторегресійному рівнянні першого порядку, що у спрощеному вигляді (без константи, тренду та без лагів перших різниць ЧР) дорівнює:

$$v_t = av_{(t-1)} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

де v_t – часовий ряд, ε – помилка.

Якщо $a = 1$, то приймають нульову гіпотезу, що y_t – нестационарний, інтегрований ряд першого порядку. Перевірка на наявність одиничного кореня передбачає не тільки нестационарність часового ряду, а і його інтегрованість першого порядку. Інтегрованим рядом першого порядку називають такий нестационарний часовий ряд, різниця першого порядку від якого є стаціонарним часовим рядом.

При $|a| \neq 1$ вважають, що ряд стаціонарний. Однак тут треба зауважити, що при $|a| < 1$ ряд справді стаціонарний, але випадок, коли $|a| > 1$ не розглядають, бо вважають, що економічні системи не можуть мати такий «вибуховий» характер динаміки та внаслідок своєї інерційності не можуть змінюватися такими темпами в короткий проміжок часу.

Розширений тест Дікі-Фуллера відрізняється від звичайного тим, що до рівняння (4) додаються лаговані значення приросту змінної. Застосуємо розширений тест Дікі-Фуллера до часових рядів ціни та прибутковості аналізованих фінансових інструментів за допомогою програмного середовища R. Результати тесту наведено в таблиці 4.



Таблиця 4

Результати застосування розширеного тесту Дікі-Фуллера (ADF-тест)

	Показник Дікі-Фулера	Ляг	p-value	Підтвердження H0 при $\alpha = 0,01$
Ціна за період із 01.11.2017 р. по 31.10.2018 р.				
Золото (Z)	-3,44	6	0,049	+ (- при $\alpha = 0,05$)
Валютна пара EUR/USD (F)	-2,66	6	0,3	+
Біткоїн (B)	-2,71	7	0,279	+
Ціна за період з 01.01.2012р. по 31.10.2018 р.				
Золото (Z)	-1,73	11	0,69	+
Валютна пара EUR/USD (F)	-2,21	11	0,49	+
Біткоїн (B)	-4,42	13	0,01	-
Прибутковість за період із 01.11.2017 р. по 31.10.2018 р.				
Золото (Z)	-10,96	11	<0,01	-
Валютна пара EUR/USD (F)	-9,83	11	<0,01	-
Біткоїн (B)	-7,83	13	<0,01	-
Прибутковість за період із 01.09.2017 р. по 31.10.2018 р.				
Золото (Z)	-6,38	6	<0,01	-
Валютна пара EUR/USD (F)	-6,06	5	<0,01	-
Біткоїн (B)	-5,67	7	<0,01	-

Джерело: розраховано автором.

У результаті застосування розширеного тесту Дікі-Фуллера до часових рядів фінансових інструментів встановлено, що динаміка ціни золота та валюти є нестационарними рядами при рівні значущості 0,01. Однак, варто зазначити, що для ціни золота за останній рік дослідження при рівні значущості 0,05 гіпотеза щодо нестационарності відхиляється.

Щодо ціни біткоїна, то результати тесту для останнього року і за весь досліджуваний період різняться. Якщо розглядати останній рік періоду, то гіпотеза нестационарності підтверджується, а за весь період – відхиляється. Це можна пояснити методологією тесту, згідно з якою потрібно вилучити ряди з «вибуховим» характером змін. Але саме біткоїн демонструє експоненційний характер динаміки та підпадає під виняток тесту.

Результати ADF-тесту для ЧР прибутковостей фінансових інструментів свідчать про стаціонарність рядів. Це ще раз засвідчує інтегрованість часових рядів цін, бо за своєю суттю ЧР прибутковості є різницями першого порядку від ціни.

Отже, здобуті результати підтверджують, що динаміка прибутковості всіх трьох інвестиційних інструментів – стаціонарний процес на кшталт «білого шуму», що відповідає передумовам гіпотези ефективного ринку. Для динаміки ціни золота і валюти, крім нестационарності, притаманна ще така статистична якість, як інтегрованість першого порядку. Тобто динаміка ціни не може бути стохастичним процесом, як, наприклад, білий шум. Але може бути результатом «випадкових блукань». Часовий ряд ціни біткоїна внаслідок періоду експоненційного зростання не придатний для діагностування тестами на наявність одиничного кореня через припущення, що коефіцієнт авторегресійного рівняння (4) не може бути більший за одиницю. Однак тестування біткоїна в період стабілізації динаміки підтверджує нестационарність ряду ціни.

5. Один із найпоширеніших методів перевірки ринку на ефективність – це тест на випадковий характер змін ціни (runs test) [3, 5, 7, 8, 11, 12]. Суть цього тесту складається з перетворення ряду на послідовність 0 та 1, де 0 – зменшення ціни щодо попереднього значення, 1 – збільшення ціни. Далі цей ряд аналізують на випадковий характер змін ціни. Результати тесту наведені в таблиці 5.

Таблиця 5

Результати застосування тесту випадковий характер змін ціни (run test)

	R	n0	n1	n	z	p-value	Висновок
Золото (Z)	796	771	841	1612	-0,47	0,318	випадковий характер змін підтверджується
Валютна пара (F)	846	803	804	1607	2,07	0,98	випадковий характер змін підтверджується
Біткоїн (B)	1100	1319	882	2201	1,86	0,97	випадковий характер змін підтверджується

Джерело: розраховано автором.

Як можна побачити з результатів run test, для всіх трьох фінансових ринків спостерігаємо випадковий характер змін ціни, що є однією з характеристик ефективного ринку.

Висновки. Підсумовуючи результати застосування різних методів перевірки, можна зазначити, що ЧР ціни валюти і золота – це інтегровані часові ряди першого порядку, а припущення щодо відповід-



ності їх динаміки випадковим блуканням не відхиляється. Також були проведені тести на перевірку незалежності між подіями, що активно використовують прибічники теорії ефективного ринку для підтвердження цієї гіпотези в слабкій формі. Застосування зазначених тестів до часових рядів золота та валюти показало однозначні результати: жодним із тестів не вдалося заперечити гіпотезу незалежності подій часових рядів, що задовольняє головну передумову гіпотези ефективного ринку. Однак, треба зазначити, що ці результати можуть бути показником недосконалості зазначених тестів, що не дозволяють установлювати складні нелінійні зв'язки, притаманні реальним складним економічним системам.

Застосування наведених вище тестів до часового ряду біткоїна продемонстрували аналогічні результати, за винятком тесту Бройша-Годфри. Завдяки зазначеному тесту вдалося виявити автокореляцію змін ціни біткоїна та визначити її порядок (встановлена наявність автокореляції 6–10 порядку). Отже, можна зробити висновок, що найбільш ефективним інструментом для встановлення зв'язків між подіями є тест Бройша-Годфри: по-перше, він виявився найбільш чутливим, по-друге, надає можливість не тільки встановити наявність автокореляції, але й визначити її порядок.

Порівняльний аналіз інвестиційних інструментів установив, що, незважаючи на позитивні результати переважної частини застосованих тестів на випадковий характер змін ціни, найбільш перспективним для технічного аналізу є ринок криптовалюти біткоїн, оскільки вдалося встановити залежність між попередніми та наступними цінами. Це слугує підставою для більш детального вивчення динаміки ретроспективних даних для прогнозування майбутніх значень ціни. Ринки золота і валютної пари EUR/USD навпаки повністю відповідають гіпотезі ефективного ринку в слабкій формі, тому під час ухвалення інвестиційних рішень варто віддавати перевагу фундаментальному аналізу.

У перспективі подальших досліджень здобуті результати можна використати як складник інформаційної системи підтримки інвестиційних рішень, що передбачатиме компаративний аналіз як результатів статистичних методів, використаних у цій роботі, так і результатів фрактального аналізу [17].

Література:

1. Fama E. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*. 1970. Vol. 25 (2). P. 383–417.
2. Петерс Э. Фрактальный анализ финансовых рынков: применение теории хаоса в инвестициях и экономике. Москва: Интернет-трейдинг, 2004. 304 с.
3. Gümüş F., Zeren F. Analyzing the efficient market hypothesis with the Fourier unit root test: evidence from G-20 countries. *Ekonomski horizonti*. September – December 2014. Vol. 16. № 3. P. 225–237.
4. Niblock, S. & Sloan, K. Are Chinese stock markets weak form efficient? Paper presented at the 12th Finsa-Melbourne Centre for Financial Studies, Banking and Finance Conference, Melbourne, Victoria, 24th-25th September, 2007.
5. Gupta N., Gedam A. Testing of Efficient Market Hypothesis: a study on Indian Stock Market. *Journal of Business and Management*. 2014. Vol. 16. Iss. 8. P. 28–38.
6. Chen, C. & Metghalchi, M. Weak form market efficiency: Evidence from the Brazilian stock market. *International Journal of Economics and Finance*. 2012. Vol. 4. No. 7. P. 22–32.
7. Ananzeh, I. E. N. Testing the weak form efficient market hypothesis: Empirical evidence from Jordan. *International Business and Management*. 2014. Vol. 4. No. 2. P. 119–123.
8. Onyemachi Maxwell Ogbulu. Weak-form market efficiency, estimation interval and the Nigerian stock exchange: empirical evidence. *International Academy of Business Review*. Fall 2016. Vol. 3. No.1. P. 42–61.
9. Hokroh M. An Application of the Weak Form of the Efficiency Hypothesis on the Saudi Arabia Stock Market after Tadawul. *Asian Journal of Finance & Accounting*. 2013. Vol. 5. No. 1. P. 386–395.
10. Nisar S., Hanif M. Testing Weak Form of Efficient Market Hypothesis: Empirical Evidence from South-Asia. *World Applied Sciences Journal*. 2012. No. 17(4). P. 414–427.
11. Парандій О., Філонов О. Гіпотези ефективного ринку та випадкових блукань на фондовому ринку України. *Формування ринкових відносин в Україні*. 2013. № 7–8 (146–147). С. 30–37.
12. Lazăr D. Testing efficiency of the stock market in emerging economies. URL: <http://steconomiceuoradea.ro/anale/volume/2007/v2-statistics-and-economic-informatics/24.pdf>.
13. Иванченко И.С. Методы тестирования эффективности финансового рынка. *Финансовая аналитика: проблемы и решения*. 2015. № 21 (255). С. 58–68.
14. Çiçek, M. A Cointegration Test for Turkish Foreign Exchange Market Efficiency. *Asian Economic and Financial Review*. 2014. № 4(4). С. 451–471.
15. Ibrahim J., Ghani H. A., & Salleh S. I. M. Weak Form of Foreign Exchange Market in the Organisation for Economic Cooperation and Development Countries: Unit Root Test. *International Journal of Business and Management*. 2011. № 6(6). P. 115–122.
16. Aron J. Foreign Exchange Market Efficiency Tests in South Africa. *Centre for the Study of African Economies*. 1997. Department of Economics, Oxford University Press Southern Africa (Pty) Ltd.
17. Максишко Н. К. Оцінювання системних характеристик економічної динаміки на базі результатів комплексного фрактального аналізу. *Вісник ЗНУ. Економічні науки*. 2011. № 2(10). С. 119–129.