

Kustovska, O. V. *Metodolohiia systemnoho pidkhodu ta naukovykh doslidzhen* [Methodology for systematic approach and research]. Ternopil: Ekonomichna dumka, 2005.

Shatalova, N. I. *Trudovoy potentsial rabotnika* [Working potential employee]. Moscow: Yuniti-Dana, 2003.

Trukhin, V. I., Pokazeev, K. V., and Kunitsyn, V. E. *Obshchaia i ekologicheskaiia geofizika* [General and environmental geophysics]. Moscow: Fizmatlit, 2005.

Yatsenko, H. Yu. "Innovatsiinyi rozvytok krain emerdzhennoho typu" [Innovative development of emergent type]. <http://ua-ekonomist.com>

УДК 336.76:519.25

ПОРІВНЯЛЬНИЙ АНАЛІЗ ВІДПОВІДНОСТІ ГІПОТЕЗ ПРО СТАТИСТИЧНІ ВЛАСТИВОСТІ ПОКАЗНИКІВ ФОНДОВОГО РИНКУ РЕАЛЬНИМ СПОСТЕРЕЖЕННЯМ

ДУБНИЦЬКИЙ В. Ю., ХОДИРЕВ О. І.

УДК 336.76:519.25

Дубницький В. Ю., Ходирев О. І. Порівняльний аналіз відповідності гіпотез про статистичні властивості показників фондового ринку реальним спостереженням

У статті наведено результати порівняльного первинного аналізу базисних і ланцюгових індексів зростання, які характеризують динаміку фондового ринку. З метою визначення глибини пам'яті ринку подано автокореляційні функції цих показників. Визначено індекс Херста для показників динаміки фондового ринку. Обчислено коефіцієнт канонічної кореляції між фінансовою та реальною складовими фінансового ринку. Використовуючи критерій Фостера – Стюарта, встановлено відсутність тренда в динаміці показників, окрім показника ЗОЛОТО, який має експоненційний тренд. Не знайшла експериментального підтвердження гіпотеза Башельє в частині наявності логарифмічно-нормального розподілу відношення двох послідовних значень показників динаміки. Це ускладнює можливість використання вінеровського процесу для прогнозування показників фондового ринку на великий відрізок часу.

Ключові слова: фондовий ринок, індекс Херста, автокореляційна функція, критерій Фостера – Стюарта, гіпотеза Башельє, вінеровський процес, логарифмічно-нормальний розподіл.

Рис.: 6. **Табл.:** 7. **Формул:** 15. **Бібл.:** 11.

Дубницький Валерій Юрійович – кандидат технічних наук, старший науковий співробітник, завідувач лабораторією, Харківський інститут банківської справи Університету банківської справи Національного банку України (пр. Перемоги, 55, Харків, 61174, Україна)

E-mail: Valeriy_dubn@mail.ru

Ходирев Олександр Іванович – старший викладач, кафедра інформаційних технологій, Харківський інститут банківської справи Університету банківської справи Національного банку України (пр. Перемоги, 55, Харків, 61174, Україна)

E-mail: hodirev@khibs.edu.ua

УДК 336.76:519.25

Дубницький В. Ю., Ходырев А. И. Сравнительный анализ соответствия гипотез о статистических свойствах показателей фондового рынка реальным наблюдениям

В статье приведены результаты сравнительного первичного анализа базисных и цепных индексов роста, которые характеризуют динамику фондового рынка. С целью определения глубины памяти рынка даны автокорреляционные функции этих показателей. Определён индекс Херста для показателей динамики фондового рынка. Вычислен коэффициент канонической корреляции между финансовой и реальной составляющими финансового рынка. Используя критерий Фостера – Стюарта, установлено отсутствие тренда в динамике показателей, кроме показателя ЗОЛОТО, который имеет экспоненциальный тренд. Не найдено экспериментального подтверждения гипотезы Башелье в части наличия логарифмически нормального распределения отношения двух последовательных значений показателей динамики. Это усложняет возможность использования винеровского процесса для прогнозирования показателей фондового рынка на большой отрезок времени.

Ключевые слова: фондовый рынок, индекс Херста, автокорреляционная функция, критерий Фостера – Стюарта, гипотеза Башелье, винеровский процесс, логарифмически-нормальное распределение.

Рис.: 6. **Табл.:** 7. **Формул:** 15. **Библ.:** 11.

Дубницький Валерій Юрьевич – кандидат технических наук, старший научный сотрудник, заведующий лабораторией, Харьковский институт банковского дела Университета банковского дела Национального банка Украины (пр. Победы, 55, Харьков, 61174, Украина)

E-mail: Valeriy_dubn@mail.ru

Ходырев Александр Иванович – старший преподаватель, кафедра информационных технологий, Харьковский институт банковского дела Университета банковского дела Национального банка Украины (пр. Победы, 55, Харьков, 61174, Украина)

E-mail: hodirev@khibs.edu.ua

UDC 336.76:519.25

Dubnytskyi V., Khodyrev A. Comparative Analysis of Correspondence of Hypotheses on Statistical Properties of Stock Market Indicators with Real Observations

The article provides results of comparative primary analysis of basis and chain indices of growth, which characterise dynamics of the stock market. It identifies auto-correlation functions of these indicators in order to determine the depth of the market memory. It calculates the Hurst exponent for indicators of the dynamics of the stock market. It computes the ratio of canonical correlation between the financial and real component of the financial market. Using the Foster-Stewart criterion it establishes absence of a trend in the dynamics of indicators, with the exception of the GOLD indicator, which has an exponential trend. Bachelier hypothesis with respect to availability of logarithmically normal distribution of relation of two consecutive values of dynamics indicators did not find experimental confirmation. This complicates a possibility of use of the Wiener process for forecasting indicators of the stock market for a long period of time.

Key words: stock market, Hurst exponent, auto-correlation function, Foster-Stewart criterion, Bachelier hypothesis, Wiener process, logarithmically normal distribution.

Рис.: 6. **Табл.:** 7. **Formulae:** 15. **Bibl.:** 11.

Dubnytskyi V. – Candidate of Sciences (Engineering), Senior Research Fellow, Head of the Laboratory, Kharkiv Institute of Banking of the University of Banking of the National Bank of Ukraine (pr. Peremogy, 55, Kharkiv, 61174, Ukraine)

E-mail: Valeriy_dubn@mail.ru

Khodyrev A. – Senior Lecturer, Department of Information Technologies, Kharkiv Institute of Banking of the University of Banking of the National Bank of Ukraine (pr. Peremogy, 55, Kharkiv, 61174, Ukraine)

E-mail: hodirev@khibs.edu.ua

Проблема прогнозування показників фондового ринку може бути віднесена до класичних задач економетрії. Методи розв'язання цієї задачі доволі швидко пройшли шлях від найпростіших методів обробки спостережень до досить складних як в теоретичному, так і в прикладному аспектах. Більш того, багато нових математичних методів з'явилися саме для розв'язання цієї задачі, наприклад, роботи [1, 2, 3]. Кожен з цих методів базується на своїй системі припущень, невиконання яких може призвести до похибок в прийнятті рішень. Тому оцінка відповідності основних припущень цих методів реальним спостереженням є на наш погляд, актуальною задачею.

У роботах [4, 5] показано, що в прогнозуванні індикаторів фондового ринку головна проблема – це доказ наявності тренда в зміні значень індиксів фондового ринку. Від його відсутності або наявності залежить вибір типу алгоритму прогнозування. Наприклад, якщо тренд відсутній, то обирають схему прогнозування, в основі якої покладено гіпотезу Башельє. Ця гіпотеза означає, що прогнозування співпадає з прогнозуванням значень одновимірного вінеровського процесу. Якщо ця гіпотеза відкидається, то за основу обирають ту чи іншу схему прогнозування значень часового ряду, у значеннях якого є ознаки кривої зростання.

Мета статті – аналіз відповідності реальних спостережень над даними основних індикаторів фондового ринку основним гіпотезам статистичних методів прогнозування їх значень.

На даний час існує велика кількість наукових досліджень, в яких розглянуто статистичні особливості поведінки індикаторів фондового ринку. Але ж фінансові ринки є вторинними по відношенню до ринків реальної продукції. Тому в даному дослідженні вивчалися не тільки індекси фондових ринків, а саме: ПФТС, RTS, S&P 500, DJI, NASDAQ, NIKKEI 225, але і також індекси таких системоутворюючих ринків, як ринки Золота, Алюмінію, Нафти та наявність статистичних зв'язків між ними.

Для виконання всіх статистичних розрахунків у рамках даної роботи використано систему STAT-GRAPHICS [6]. На першому етапі визначали наявність кореляції між паралельними рядами динаміки показників. Обчислювали коефіцієнти кореляції Пірсона та Спірмена. Такий порядок обробки даних обрано тому, що не всі вони мають нормальний розподіл, через це визначення пірсоновського коефіцієнта кореляції буде некоректним. Значення коефіцієнтів наведено в *табл. 1*.

У цій таблиці наведено над ризикою величина відповідного коефіцієнта кореляції, під ризикою величина його статистичної значущості – величина P_v . Якщо величина $P_v \leq 0,05$, то величину коефіцієнта кореляції вважають відмінною від нуля. Усі показники, крім показника ЗОЛОТО, у своєму розвитку взаємопов'язані, і тільки для цього показника його динаміка майже не залежить від динаміки інших показників. Для аналізу статистичних зв'язків реального та фінансового секторів економіки було обчислено коефіцієнт канонічної кореляції, який дає змогу визначити кореляцію між двома групами показників, на відміну від традиційного коефіцієнта мно-

Таблиця 1

Коефіцієнти взаємної кореляції для показників фондового ринку

Показник	ПФТС	RTS	S&P500	DJI	Nasdaq	Nikkei 225	Золото	Алюміній	Нафта
ПФТС		0,8654	0,8087	0,8251	0,7842	0,5247	0,0714	0,6507	0,4525
		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,5877	0,0000	0,0003
RTS	0,8348		0,9145	0,9158	0,8244	0,6525	0,0118	0,8794	0,6594
	0,0000		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,9286	0,0000	0,0000
S&P500	0,7683	0,8862		0,9896	0,8348	0,8102	-0,1327	0,8705	0,4644
	0,0000	0,0000		0,0000	0,0000	0,0000	0,3121	0,0000	0,0002
DJI	0,7793	0,8797	0,9882		0,8689	0,7306	-0,0215	0,8565	0,5310
	0,0000	0,0000	0,0000		0,0000	0,0000	0,8708	0,0000	0,0000
Nasdaq	0,7527	0,7301	0,7882	0,8228		0,4334	0,3190	0,7087	0,6395
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000		0,0005	0,0130	0,0000	0,0000
Nikkei 225	0,5989	0,7006	0,8000	0,7345	0,3923		-0,6505	0,6886	-0,0068
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0026		0,0000	0,0000	0,9586
Золото	0,0177	-0,1269	-0,3125	-0,2437	0,2137	-0,5886		-0,1022	0,5277
	0,8917	0,3298	0,0164	0,0612	0,1007	0,0000		0,4373	0,0000
Алюміній	0,5974	0,8460	0,8565	0,8242	0,5977	0,7461	-0,2512		0,6027
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0536		0,0000
Нафта	0,4615	0,6114	0,4028	0,4410	0,6100	0,0872	0,5329	0,5156	
	0,0004	0,0000	0,0020	0,0007	0,0000	0,5028	0,0000	0,0001	

*) Коефіцієнти кореляції Пірсона для показників фондового ринку наведено вище головної діагоналі. Коефіцієнти кореляції Спірмена наведено нижче головної діагоналі.

жинної кореляції, що визначає тісноту зв'язку між одним показником і групою інших. Результати обчислень наведено в *табл. 2*.

Таблиця 2

Визначення канонічної кореляції між показниками фондової та реальної частини ринку

№ з/п	Власні числа	Канонічна кореляція	Показники якості			
			Лямбда Уїлкса	Хі-квадрат	D.F.	P-Value
1	0,943033	0,971099	0,00550678	280,896	18	0,0000
2	0,870213	0,932852	0,0966662	126,171	10	0,0000
3	0,255191	0,505165	0,744809	15,9099	4	0,0031

З наведених в *табл. 2* даних можна зробити висновок, що існує дуже тісний зв'язок (коефіцієнт канонічної кореляції дорівнює 0,971) між реальним і фінансовим секторами фондового ринку. Це також можна побачити на *рис. 1*, на якому наведено залежність між узагальненими змінними, що характеризують ці сектори ринку.

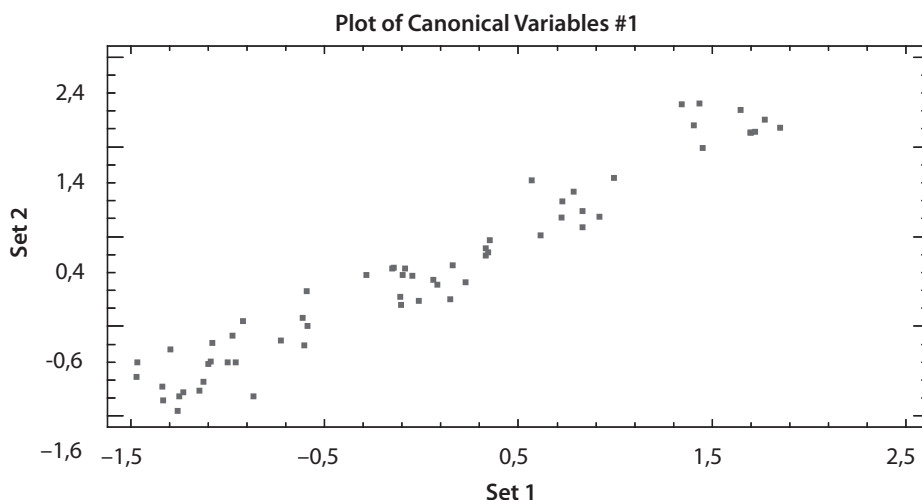


Рис. 1. Залежність між фондовою (Set 1) і реальною (Set 2) частинами ринку

Внаслідок прийнятих методик визначення показника фондового ринку, які розглянуто в даній роботі, відрізняються своїми абсолютними значеннями на три порядки. Наприклад, у січні 2007 р. показник НАФТА мав значення 54,6, у той час, як показник DJI мав значення 12512,59. У зв'язку з тим, що основною метою дослідження є сумісний статистичний аналіз показників, далі будемо розглядати відносні показники темпу зростання, значення яких наведено на *рис. 2*, *рис. 3*. За початок обліку обрано січень 2007 р. Такий прийом дає можливість порівнювати динаміку зміни показників незалежно від їх абсолютних значень.

З наведених *рис. 2, 3* можна зробити висновок, що темпи зростання реального сектора ринку більш сталі, ніж аналогічні показники фінансового сектора, що свідчить про відірваність реального сектора від фінансового.

Для перевірки можливості прогнозування показників фондового ринку необхідно перевірити наявність тренда в їх динаміці.

У роботі [7] визначено, що будь-який засіб оцінювання можливості прогнозування зміни в часі економічних показників потребує врахування фрактальних властивостей їх часового ряду. У роботі [8] наведено алгоритм визначення показника Херста, який характеризує ці властивості. Результати розрахунків наведено в *табл. 3*.

Таблиця 3

Числові значення коефіцієнта Херста для основних показників фондового ринку

Показник	ПФТС	RTS	S&P 500	DJI	NASDAQ	NIKKEI 225	Золото	Алюміній	Нафта
Показник Херста	0.696	0.705	0.7195	0.7214	0.7018	0.7304	0.7243	0.7064	0.6548

З огляду на отримані коефіцієнти складається враження про наявність чітко виражених трендів у змінах абсолютних значень для усіх показників.

Але ж, як виявилось, візуально тільки зміна показника ЗОЛОТО (*рис. 4*) має тренд.

Згідно з рівнянням:

$$Au = \exp(6.431 + 0.162 t_n), \quad (1)$$

де Au – величина індексу ЗОЛОТО, t_n – порядковий номер місяця, $t_n = 1, 2, \dots 6$.

Якість отриманого рівняння добра, скоригований коефіцієнт детермінації майже 93%.

Інші індикатори мають графіки, аналогічні графіку показника RTS, зображеному на *рис. 5*.

Згідно з другим поглядом часовий ряд розглядають як деяку послідовність, породжену детермінованим трендом, обтяжену випадковою складовою. Для перевірки цього необхідно встановити наявність тренда в послідовності значень, яку досліджують. З цією метою було використано критерій Фостера – Стюарта [9], який використовується для перевірки тренда як середніх, так і дисперсій. Нульова гіпотеза H_0 , справедливості якої перевіряє цей критерій, – наявність тренда.

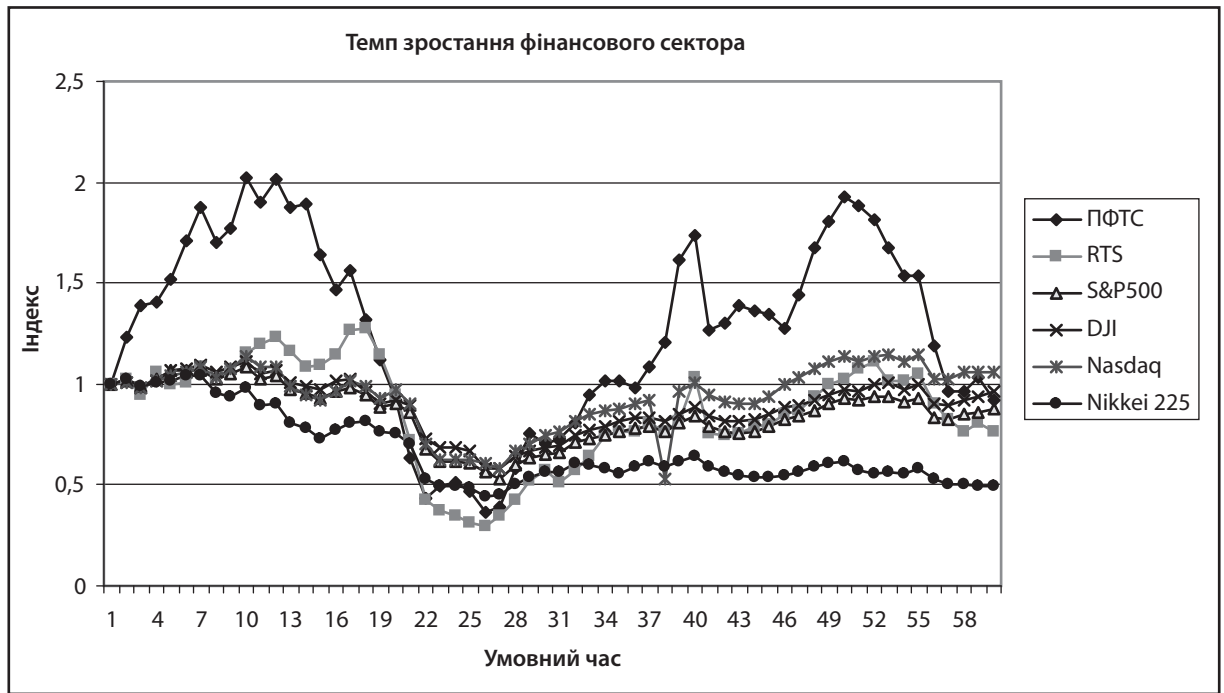


Рис. 2. Темпи зростання показників фінансового сектора фондового ринку

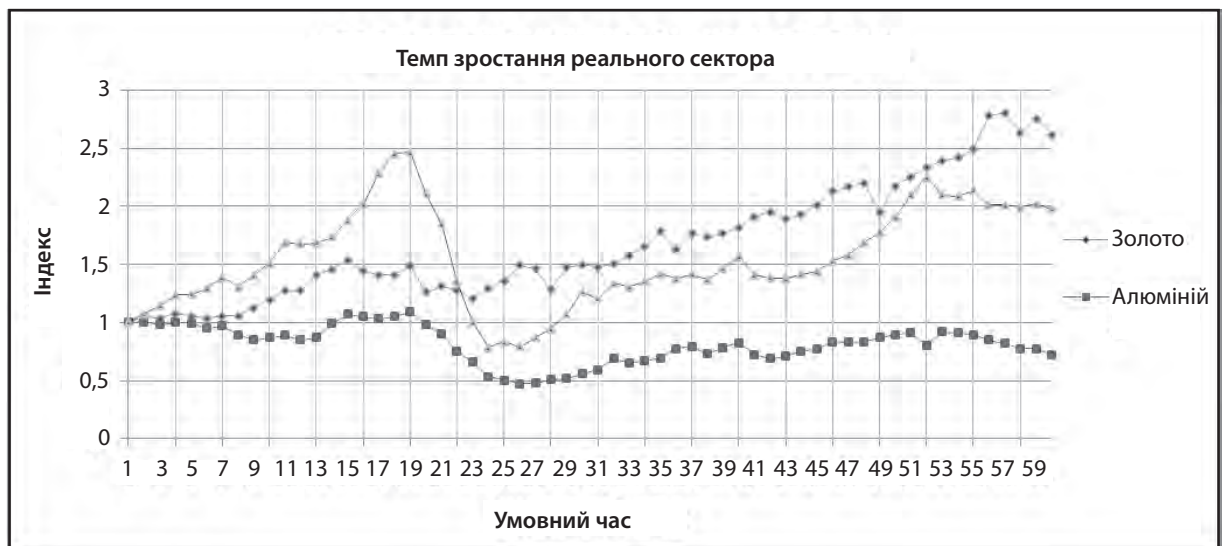


Рис. 3. Темпи зростання показників реального сектора фондового ринку



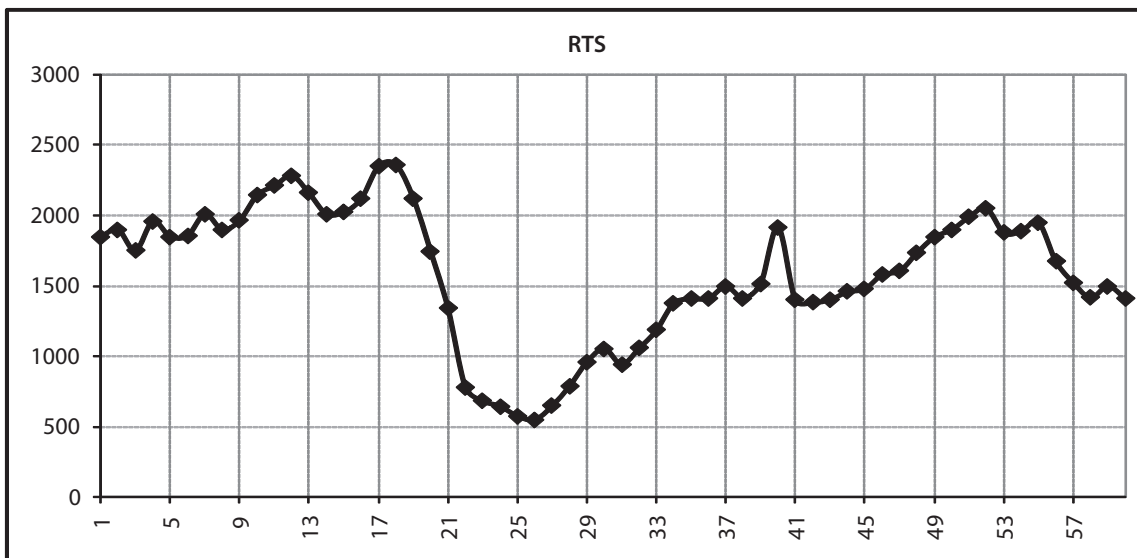


Рис. 5. Графік зміни відносних значень показника RTS

Статистики критерію мають вигляд:

$$S = \sum_{i=2}^n S_i; \quad d = \sum_{i=2}^n d_i, \quad (2)$$

де

$$d_i = u_i - l_i; \quad S_i = u_i + l_i; \quad (3)$$

якщо $x_i > x_{i-1}, \dots, x_1$, то $u_i = 1$, в іншому випадку $u_i = 0$, якщо $x_i < x_{i-1}, \dots, x_1$, то $l_i = 1$, в іншому випадку $l_i = 0$.

Статистика S використовується для перевірки тренда в дисперсіях, статистика d – для виявлення тренда в середніх.

Очевидно, що

$$0 \leq S \leq n-1 \quad \text{і} \quad -(n-1) \leq d \leq n-1. \quad (4)$$

При відсутності тренда величини

$$t = \frac{d}{f} \quad \text{і} \quad \tilde{t} = \frac{S - f^2}{l}, \quad (5)$$

де

$$l = \sqrt{2 \ln n - 3.4253}, \quad (6)$$

$$f = \sqrt{2 \ln n - 0.8456} \quad (7)$$

мають розподіл Стюдента з $\nu = n$ ступенями вільності. Формули для f та l застосовуються при $n > 50$, їх значення при $n < 50$ наведені в таблиці.

Якщо $|t|, |\tilde{t}| > \frac{t_{1+\alpha}}{2}$, то з довірчою вірогідністю α

нульова гіпотеза H_0 існування тренда приймається, в іншому випадку гіпотеза H_0 відкидається. Результати розрахунків наведено в *табл. 4, табл. 5*.

З наведених даних можна зробити висновок, що для деяких абсолютних показників динаміки фондового ринку тренд математичного сподівання існує, але наявність тренда середньоквадратичного відхилення не дає можливості використання традиційних методів прогнозування. Для відносних показників тренд відсутній як для середніх значень, так і для середньоквадратичного відхилення.

Для аналізу внутрішньої структури часових рядів було обчислено автокореляційні функції, які дають можливість визначити глибину пам'яті часового ряду. На *рис. 6* наведено графік автокореляційної функції часового ряду показника ПФТС. На *рис. 6* прийняті такі умовні позначення. Вздовж осі абсцис відкладено шага

Таблиця 4

Перевірка наявності тренда за критерієм Фостера – Стюарта для абсолютних значень числових рядів

Показник	d	s	d/f	Наявність тренда середніх величин	(S-f^2)/L	Наявність тренда дисперсій
ПФТС	3	11	1,107093	НІ	1,675978	НІ
RTS	0	16	0	НІ	3,967454	ТАК
S&P500	7	17	2,583216	ТАК	4,425749	ТАК
DJI	5	17	1,845155	НІ	4,425749	ТАК
Nasdaq	1	19	0,369031	НІ	5,342339	ТАК
Nikkei 225	11	15	4,05934	ТАК	3,509159	ТАК
Золото	24	25	8,856742	ТАК	8,09211	ТАК
Алюміній	-7	13	-2,58322	НІ	2,592568	ТАК
Нафта	14	16	5,166433	ТАК	3,967454	ТАК

Перевірка наявності тренда за критерієм Фостера – Стюарта для відносних значень числових рядів

Показник	d	s	d/f	Наявність тренда середніх величин	(S-f ²)/L	Наявність тренда дисперсій
ПФТС	4	8	1,476124	НІ	0,301093	НІ
RTS	1	11	0,369031	НІ	1,675978	НІ
S&P500	1	6	0,369031	НІ	-0,6155	НІ
DJI	1	9	0,369031	НІ	0,759388	НІ
Nasdaq	1	11	0,369031	НІ	1,675978	НІ
Nikkei 225	0	8	0	НІ	0,301093	НІ
Золото	0	8	0	НІ	0,301093	НІ
Алюміній	2	14	0,738062	НІ	3,050863	НІ
Нафта	3	9	1,107093	НІ	0,759388	НІ

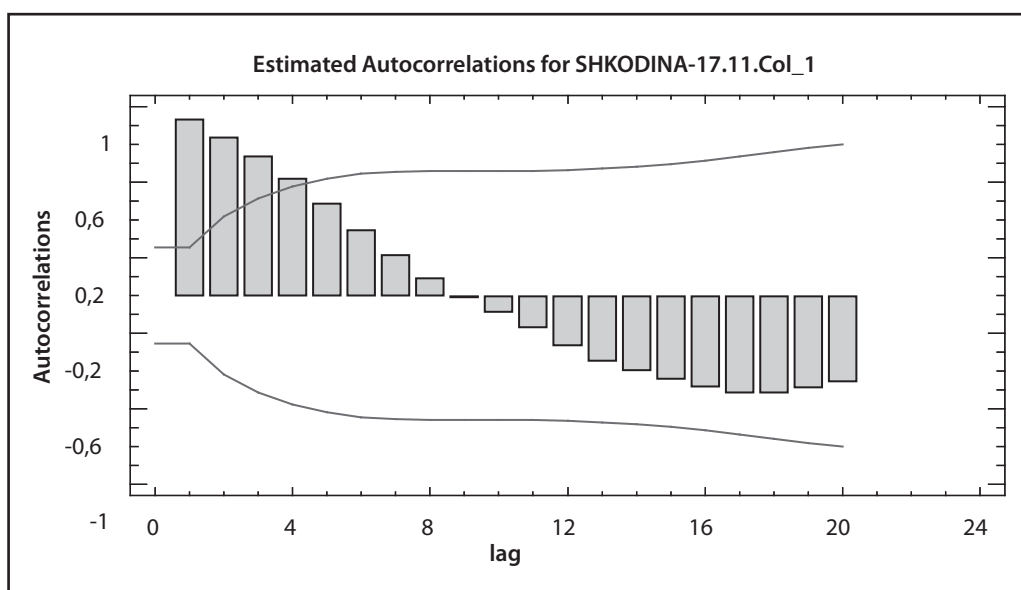


Рис. 6. Графік автокореляційної функції показника ПФТС

зсуву даних (лаг даних), вздовж осі ординат відкладено значення коефіцієнта кореляції, який відповідає даному лагу, дані які обмежені ризиками вважають статистично незначущими. Відповідні розрахунки наведено в табл. 6.

Таблиця 6

Визначення глибини пам'яті ринку

Індикатори фондового ринку	ПФТС	RTS	S&P 500	DJI	NASDAQ	NIKKEI 225	Золото	Алюміній	Нафта
Глибина пам'яті ринку	4	3	4	4	4	4	5	3	3

З табл. 6 видно, що найбільша пам'ять ринку в золота, тобто цей показник найбільш стійкий до зовнішніх подразнень. Це означає, що для статистичного прогнозування відповідних показників не має сенсу вивчати залежність на поточне значення ряду даних, які мають більший лаг, ніж той, який визначено в табл. 6.

У роботі [10] було викладено методику прогнозування показників фондового ринку на основі рівняння одновимірного випадкового блукання, – так звана гіпотеза Башельє. Згідно з цією гіпотезою відношення

$$u = \ln \left(\frac{S_t}{S_{t-1}} \right) \quad (8)$$

має логарифмічно нормальний розподіл. У цьому виразі S_t -значення показника у час t , S_{t-1} – значення відповідного показника на попередньому кроці. Ця гіпотеза, незважаючи на свою зовнішню простоту, має достатньо непрості наслідки. По-перше, ця умова подає процес змін у вигляді одновимірного броунівського процесу, який має сталу середню величину, тобто прогнозування на великому інтервалі не має математичного змісту, а на короткому – економічного.

Пошук законів розподілу відношення типу (8) для усіх розглянутих у роботі показників фондового ринку показав, що це відношення розподілено згідно із законами Лапласа, логістичного, розподілу найменшого значення, Вейбулла, відомості про які наведено в роботі

[11]. Необхідно звернути увагу на те, що нормальний закон розподілу в цьому переліку відсутній.

Щільність закону Лапласа має вигляд:

$$f(x) = \frac{\lambda}{2} \exp(-\lambda|x - \mu|), \lambda > 0, -\infty < x < \infty, \quad (9)$$

де μ – математичне сподівання, його оцінкою є середнє значення m , λ – параметр масштабу. Параметри цього закону розподілу визначають таким чином:

$$\mu = m, \sigma^2 = \frac{2}{\lambda^2}. \quad (10)$$

У виразі (10) σ^2 – дисперсія випадкової величини (8).

Щільність закону логістичного розподілу має вигляд:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma} \cdot \frac{\exp(z)}{[1 + \exp(z)]^2}, z = \frac{x - \mu}{\sigma}, \mu = m. \quad (11)$$

Закон розподілу найменшого значення має вигляд:

$$f(x) = \frac{1}{\beta} \exp\left[\frac{x - m_0}{\beta} - \exp\left(\frac{x - m_0}{\beta}\right)\right], -\infty < x < \infty, \quad (12)$$

де m_0 – мода розподілу, β – параметр масштабу

$$m = m_0 - 0.5772\beta, \sigma^2 = 1.6449\beta^2.$$

Закон розподілу Вейбулла має вигляд:

$$f(x) = \frac{\alpha}{\beta} x^{\alpha-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\alpha\right], \quad (13)$$

де α – параметр форми, β – параметр масштабу

$$m = \frac{\beta}{\alpha} \Gamma\left(\frac{1}{\alpha}\right), \quad (14)$$

$$\sigma^2 = \frac{\beta^2}{\alpha} \left[2\Gamma\left(\frac{2}{\alpha}\right) - \frac{1}{\alpha} \Gamma\left(\frac{1}{\alpha}\right)^2\right]. \quad (15)$$

Результати вибору законів розподілу відношен-ня (8) та оцінки параметрів цього розподілу наведено в табл. 7.

Аналізуючи отримані результати маємо, що гіпотеза Башельє для обраних індикаторів фондового ринку не виконана.

ВИСНОВКИ

1. Проведено первинний аналіз показників, які характеризують динаміку фондового ринку.

2. Обчислено автокореляційні функції показників фондового ринку та глибина пам'яті ринку (інтервалу автокореляції).

3. Обчислено коефіцієнт канонічної кореляції між фінансовою та реальною складовими фінансового ринку.

4. Встановлено відсутність тренда в динаміці показників, окрім показника ЗОЛОТО, який має експоненційний тренд.

5. Не знайшла експериментального підтвердження гіпотеза Башельє в частині наявності логарифмічно-нормального розподілу відношення двох послідовних значень показників динаміки. Це ставить під сумнів можливість використання вінеровського процесу для прогнозування показників фондового ринку на великий відрізок часу. ■

Подяки. Автори висловлюють подяку канд. екон. наук, доценту Харківського інституту банківської справи Університету банківської справи Національного банку України (м. Київ). І. В. Шкодіній за надання даних і плідну участь під час обговорення результатів роботи.

ЛІТЕРАТУРА

1. **Bachelier, L.** Theory of Speculation (Translation of 1900 French edn), in: P.H. Cootner (Ed.), The Random Character of Stock Market Prices, The MIT Press, Cambridge, 1964, pp. 17–78.

2. **Wiener, N.** Differential-space, J. Math. Phys. Math. Inst. Technol. 2 (1923) 131–174.

3. **Ширяев А. Н.** Основы стохастической финансовой математики : в 2 т. Т. 1: Факты. Модели / А. Н. Ширяев. – М. : ФАЗИС, 1998. – 512 с.

Таблица 7

Результати перевірки гіпотези Башельє

Закон розподілу	Індикатор фондово-го ринку	Оцінка числових характеристик за вибірковими даними		Оцінка параметрів закону розподілу методом моментів
		Середнє значення, m	Середньоквадратичне відхилення, s	
Логістичний	ПФТС	2,225	0,149	m = 1,998; s = 0,151
	Алюміній	1,994	0,073	m = 1,997; s = 0,073
Лапласа	RTS	1,995	0,126	m = 2,015; λ = 11,572
	S&P 500	1,997	0,052	m = 2,012; λ = 27,809
	NASDAQ	2,001	0,122	m = 2,0109; λ = 17,045
Вейбулла	DJI	1,999	0,048	α = 51,779; β = 2,021
	NIKKEI225	1,987	0,061	α = 40,339; β = 2,014
	Золото	2,016	0,058	α = 40,853; β = 2,042
Найменшого значення	Нафта	2,011	0,064	m ₀ = 2,050; β = 0,065

4. Теория статистики с основами теории вероятностей / Под ред. И. И. Елисеевой. – М. : ЮНИТИ-ДАНА, 2001. – 446 с.
5. **Ширяев А. Н.** Вероятностно-статистические модели эволюции финансовых индексов / А. Н. Ширяев // Обозрение прикладной и промышленной математики. – 1995. – Т. 2. – Вып. 4. – С. 527 – 555.
6. Решение экономических задач на компьютере / [А. В. Каплан, В. Е. Каплан, М. В. Мащенко, Е. В. Овечкина]. – М. : ДМК Пресс, 2008. – 600 с.
7. **Найман Э.** Расчёт показателя Херста с целью выявления трендовости (персистентности) финансовых рынков и макроэкономических индикаторов / Э. Найман // Экономист. – 2009. – № 10. – С. 25 – 29.
8. **Дубницький В. Ю.** Прогнозування індикаторів фондового ринку з урахуванням фрактальних властивостей часового ряду спостережень / В. Ю. Дубницький, І. В. Шкодін // Бизнес Информ. – 2012. – № 3. – С. 187 – 190.
9. **Кобзарь А. И.** Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников / А. И. Кобзарь. – М. : ФИЗМАТЛИТ, 2006. – 816 с.
10. **Рэй Кристина И.** Рынок облигаций. Торговля и управление рисками / И. Рэй Кристина. – М. : ДЕЛО, 1999. – 600 с.
11. **Вадзинский Р. Н.** Справочник по вероятностным распределениям / Р. Н. Вадзинский. – СПб. : Наука, 2001. – 295 с.

REFERENCES

Dubnytskyi, V. Yu., and Shkodina, I. V. "Prohnozuvannia indyktoriv fondovoho rynku z urakhuvanniam fraktalnykh vlastyvostei chasovoho riadu sposterezhen" [Forecasting stock

- market indicators based on fractal properties of time series observations]. *Biznes Inform*, no. 3 (2012): 187-190.
- Kaplan, A. V., Kaplan, V. E., and Mashchenko, M. V. *Reshenie ekonomicheskikh zadach na kompiutere* [The solution of economic problems on a computer]. Moscow: DMK Press, 2008.
- Kobzar, A. I. *Prikladnaia matematicheskaia statistika* [Applied Mathematical Statistics]. Moscow: FIZMATLIT, 2006.
- Bachelier, L. *Theory of Speculation* (Translation of 1900 French edn), in: P.H. Cootner (Ed.), *The Random Character of Stock Market Prices*, The MIT Press, Cambridge, 1964, pp. 17-78.
- Wiener, N. *Differential-space*, *J. Math. Phys. Math. Inst. Technol.* 2 (1923) 131-174.
- Naiman, E. "Raschët pokazatelia Khersta s tseliu vyavleniya trendovosty (persystentnosty) fyansovykh rynkov y makroekonomycheskykh undykatorov" [The calculation of the Hurst exponent to identify trendiness (persistence) of the financial markets and the macroeconomic indicators]. *Ekonomist*, no. 10 (2009): 25-29.
- Rey Kristina, I. *Rynok obligatsiy. Torgovlia i upravlenie riskami* [The bond market. Trading and risk management]. Moscow: DELO, 1999.
- Shiriaev, A. N. *Osnovy stokhasticheskoy finansovoy matematiki* [Essentials of Stochastic Finance]. Moscow: FAZIS, 1998.
- Shiriaev, A. N. "Veroiatnostno-statisticheskie modeli evolutsii finansovykh indeksov." [Probabilistic and statistical models of the evolution of financial indices]. *Obozrenie prikladnoy i promyshlennoy matematiki*, vol. 2, no. 4 (1995): 527-555.
- Teoriia statistiki s osnovami teorii veroiatnostey* [Theory of Statistics with the basics of probability theory]. Moscow: YUNITI-DANA, 2001.
- Vadzinskiy, R. N. *Spravochnik po veroiatnostnym raspredeleniyam* [Handbook of probability distributions]. St. Petersburg: Nauka, 2001.

УДК 330.101.52:336.76

МОДЕЛЮВАННЯ ДОХОДНОСТЕЙ ФОНДОВИХ ІНДЕКСІВ МЕТОДАМИ ВЕЙВЛЕТ-АНАЛІЗУ

КРАВЕЦЬ Т. В.

УДК 330.101.52:336.76

Кравець Т. В. Моделювання доходностей фондових індексів методами вейвлет-аналізу

У статті розглядаються характерні особливості європейських фондових індексів та проводиться їх порівняльний аналіз. Мета дослідження полягає в локалізації та опису кризових ефектів за часом і масштабом у динаміці індексів за допомогою вейвлет-перетворення. Такий підхід дозволяє виявити кластери фондових індексів і вивчити їх загальні та індивідуальні особливості. Для прогнозування динаміки індексів використовується комбінування методів вейвлет-перетворення, нейронних мереж і SSA.

Ключові слова: економічна криза, доходності фондових індексів, дискретне вейвлет-перетворення, нейронні мережі, SSA-метод.

Рис.: 5. **Формул:** 1. **Бібл.:** 11.

Кравець Тетяна Вікторівна – кандидат фізико-математичних наук, доцент, доцент кафедри економічної кібернетики, Київський національний університет ім. Т. Шевченка (вул. Володимирська, 60, Київ, 01601, Україна)

E-mail: tankravets@univ.kiev.ua

УДК 330.101.52:336.76

Кравец Т. В. Моделирование доходностей фондовых индексов методами вейвлет-анализа

В статье рассматриваются характерные особенности европейских фондовых индексов, и проводится их сравнительный анализ. Цель исследования заключается в локализации и описания кризисных эффектов по времени и масштабу в динамике индексов с помощью вейвлет-преобразования. Такой подход позволяет выявлять кластеры фондовых индексов и изучить их общие и индивидуальные особенности. Для прогнозирования динамики индексов используется комбинирование методов вейвлет-преобразования, нейронных сетей и SSA.

Ключевые слова: экономический кризис, доходности фондовых индексов, дискретное вейвлет-преобразование, нейронные сети, SSA-метод.

Рис.: 5. **Формул:** 1. **Библ.:** 11.

Кравец Татьяна Викторовна – кандидат физико-математических наук, доцент, доцент кафедры экономической кибернетики, Киевский национальный университет им. Т. Шевченко (ул. Владимирская, 60, Киев, 01601, Украина)

E-mail: tankravets@univ.kiev.ua

UDC 330.101.52:336.76

Kravets T. V. Modelling Profitabilities of Stock Indices Using Methods of Wavelet Analysis

The article considers specific features of European stock indices and conducts their comparative analysis. The goal of the study lies in localisation and description of crisis effects by time and scale in the dynamics of indices with the help of the wavelet transformation. This approach allows revelation of clusters of stock indices and study of their common and individual specific features. Combination of the wavelet-transformation, neural networks and SSA methods is used for forecasting dynamics of indices.

Key words: economic crisis, profitabilities of stock indices, discrete wavelet transformation, neural networks, SSA-method.

Pic.: 5. **Formulae:** 1. **Bibl.:** 11.

Kravets Tatiana V. – Candidate of Sciences (Physics and Mathematics), Associate Professor, Associate Professor of the Department of Economic Cybernetics, Kyiv National University named after T. Shevchenko (vul. Volodymyrska, 60, Kyiv, 01601, Ukraine)

E-mail: tankravets@univ.kiev.ua