

РОЗДІЛ 8. МАТЕМАТИЧНІ МЕТОДИ, МОДЕЛІ ТА ІНФОРМАЦІЙНІ ТЕХНОЛОГІЇ В ЕКОНОМІЦІ

ІНСТРУМЕНТИ МОНІТОРИНГУ ФОНДОВИХ РИНКІВ INSTRUMENTS OF MONITORING OF STOCK MARKETS

Статтю присвячено проблемі розвитку методологічного апарату моніторингу процесів, що відбуваються на фондових ринках. На основі R/S-аналізу виявлено, що в передкризовий період змінюється фрактальна розмірність простору емпіричних даних, тобто змінюється природа досліджуваного об'єкта. Розмірність простору пропонується використовувати як індикатор негативної тенденції.

Ключові слова: фондові ринки, фондові індекси, показник Херста, індикатори, кризова ситуація.

Статья посвящена проблеме развития методологического аппарата мониторинга процессов, происходящих на украинском фондовом рынке. На основе R/S-анализа выявлено, что в предкризисный период меняется фрактальная размерность про-

странства эмпирических данных, то есть меняется природа исследуемого объекта. Размерность пространства предлагается использовать в качестве индикатора негативной тенденции.

Ключевые слова: фондовые рынки, фондовые индексы, показатель Херста, индикаторы, кризисная ситуация.

The article discusses the development of a methodological apparatus for monitoring the processes occurring in the Ukrainian stock market. Based on R / S analysis revealed that in the period before the crisis is changing the fractal dimension of the space of empirical data, that is changing the nature of the object. The dimension of the space is offered to use as an indicator negative trends.

Key words: stock markets, stock indices, index of Hurst, indicators, crisis.

УДК 330.42

Андрієнко В.М.

доцент кафедри економічної кібернетики і інформаційних систем
Одеський національний політехнічний університет

Постановка проблеми. У 1990–2000-х роках світова економіка зіткнулася з низкою фінансових криз, які значно вплинули на її розвиток. Ці події привели до виникнення інтересу до досліджень, присвячених визначенню показників, які можуть завчасно виявити вразливість глобальної економіки до фінансових криз. Для ефективного слідування за станом ринку з позиції кожного її учасника потрібен інструмент його моніторингу.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Існують різні точки зору на цю проблему. У роботі «Разработка опережающего индекса финансовой стабильности в РФ» [1] запропоновано систему індикаторів – провісників нестабільності на фінансовому ринку Росії, яка розроблена на основі методології «сигнального» підходу. Під сигналом розуміється вихід того чи іншого індикатора за межі порогового значення. У своїх роботах дослідники прагнуть із безлічі економічних індикаторів відібрати ті, які мають найбільшу прогностичну силу, тобто дають змогу з найбільшою ймовірністю заздалегідь виявити можливий наступ фінансової нестабільності. Граничні значення індикаторів розраховуються на підставі їх динаміки перед кризами, які вже мали місце. У такому разі порогові значення відображають специфічні проблеми в економіці країни.

Використання такої методології не дає змоги абсолютно достовірно прогнозувати наближення фінансової кризи. Водночас система індикаторів-передвісників дає шанс завчасно виявити негативні тенденції в економіці та вжити заходів щодо їх усунення.

У рамках концепції ефективного ринку розглядають волатильність ринків [2] і фактори, що впливають на волатильність. Передбачається, що кількісні оцінки факторів можуть служити індикаторами негативних ситуацій на ринках. Така методологія дає змогу оцінити конкретний внесок кожного фактора у формування кризи [3; 4]. Як інструмент відстеження змін станів ринку використовуються класичні економетричні регресивні методи аналізу і моделювання. О.А. Федорова, Ю.М. Назарова [3] наводять економетричні моделі бінарного вибору (probit и logit). Такі моделі припускають дискретну змінну F_{kt} (наступ, або відсутність кризи), яка приймає значення одиниці в разі, якщо криза відбулася в момент часу t , і значення нуля в останніх випадках. Для визначення внеску екзогенних змінних у формування кризової ситуації застосовують метод максимальної правдоподібності.

В роботі В.М. Андриєнко [4] проведено дослідження Українського фондового індексу ПФТС на основі регресійно-факторного аналізу. Вдалося виділити найбільш значущі макроекономічні показники, що впливають на динаміку ринкового індексу (індексу споживчих цін (інфляції) и курсу гривні відносно долара). Отримана регресійна модель дає змогу прогнозувати значення індексу ПФТС:

1) зростання курсу гривні до долара на один пункт може привести ПФТС до збільшення на 185,92 п.;

2) зростання інфляції на 1% приведе до зниження індексу на 34,32 п.

Таким чином, модель дає можливість відстежувати вихід індексу ПФТС за межі критичного значення, за якого настає кризове явище.

Оскільки ситуація на ринку швидко змінюється, то класичні економетричні методи не можуть використовуватися на тривалому часовому горизонті. Для того щоб модель адекватно відповідала ситуації, її потрібно будувати заново. Крім того, економетричні методи потребують спрощень та ідеалізацій, тому не в змозі ефективно досліджувати складні нелінійні системи.

В дослідженні В.М. Андриенко [5] показано, що ринки є складними динамічними системами, тому для аналізу динамічних і структурних характеристик ринків доцільне застосування методів нелінійного аналізу на основі синергетики та еконофізики [6–8]. Для цього використовується апарат теорії випадкових матриць, мультифрактального та вейвлет-аналізу, методи аналізу рекурентних діаграм, ентропійні методи тощо. Наприклад, показано, що *мультифрактальний спектр* фінансових рядів даних проявляє специфічну поведінку при кризових ситуаціях [6]. Напередодні кризи він звужується, а екстремум зміщується до нуля. На основі рекурентного аналізу, на прикладі котирувань фондового індексу S&P500, зроблено висновок про те, що найбільш інформативною мірою для моніторингу ринку є *ламінальність* досліджуваних даних [7]. Л.П. Яновским запропоновано методіку на основі гіпотези про зростання *кореляційної розмірності*, що дає змогу класифікувати фінансові крахи на два основних типи та ідентифікувати наявність фінансової «бульбашки», а також методіку оцінки ступеня «детермінованості ряду», яка дає змогу визначати частку випадкової і детермінованої компоненти у структурі ряду [9]. На експериментальних розрахунках показано, що суттєве зменшення відсотка випадкового хаосу може бути симптомом «надування бульбашки» і, як наслідок, фінансової кризи.

У статті В.М. Андриенко [5] застосована математична теорія хаосу для визначення структури й оцінки складності часового ряду щоденних значень за період 1997–2013 рр. на момент закриття торгів Українського фондового індексу ПФТС. Обчислені основні характеристики хаотичного руху: *кореляційна розмірність* – $n \leq 2 \cdot 2 + 1 = 5$ та *ентропія Колмогорова* – за $n=5$ дорівнює $K_2 \approx 6,11 > 0$. Значення характеристик свідчать про те, що ПФТС є складною динамічною системою, в якій міститься хаотичний складник. Отже, на досить великому часовому горизонті її поведінка стає непередбачуваною.

Постановка завдання. Метою цієї статті є аналіз динаміки та характеристик Українського фондового індексу ПФТС у передкризові періоди.

Виклад основного матеріалу дослідження. Якщо прийняти, що український ринок не випад-

ковий, а хаотичний, то мірою його мінливості виступає *фрактальна розмірність*. Фрактальна розмірність часового ряду визначає ступінь його зазубленості. Пряма лінія має фрактальну розмірність, рівну одиниці ($D=1$), а білий гаусівський шум – $D=1.5$. За значення $1.5 < D < 2$ часовий ряд більш зазублений, ніж білий гаусівський шум, тобто має більше інверсій. Статистика такого ряду не обов'язково знаходиться в межах нормального розподілу.

А. Ейнштейн, вивчаючи броунівський рух, виявив, що відстань, яку проходить випадкова частинка, збільшується пропорційно кореню

квадратному з часу, за який вона проходить цю відстань:

$$S = \sqrt{T}, \quad (1)$$

де S – пройдена відстань, T – час, за який пройдена відстань S .

У фінансовій економіці ця формула використовується для перерахунку волатильності σ на період часу T по відомій волатильності за період τ .

$$\sigma(T) = \sigma(\tau) \sqrt{\frac{T}{\tau}} \quad (2)$$

Ця формула припускає, що дисперсія доходів фондових активів збільшується як квадратний корінь із часу. На жаль, формула (2) невірна практично для всіх фінансових ринків і не описує їх істотні властивості: наявність пам'яті і схильність до великих викидів. Ці властивості можуть бути враховані в моделі фрактальної природи ринків. Фрактальна модель стверджує, що ринки самоподібні на різних часових масштабах, а волатильності, обчислені на базі різних часових інтервалів, співвідносяться одна з одною за формулою:

$$\sigma(T) = \sigma(\tau) \cdot \left(\frac{T}{\tau}\right)^H \quad (3)$$

Показник ступеня H називається показником Херста. Фрактальна розмірність D зв'язана з показником Херста простим співвідношенням $D+H=2$. Зниження H тягне збільшення фрактальної розмірності. На практиці це означає, що зростає число інверсій в емпіричних даних, тобто динаміка ринків стає менш стійкою і більш непередбачуваною.

Досліджуємо зміну фрактальної розмірності в передкризові періоди Українського фондового індекса ПФТС на основі R/S -аналізу. Створений Херстом R/S -аналіз [10] передбачає обчислення оцінки показника Херста H і перевірку статистичної гіпотези H_0 – часовий ряд є випадковим.

Херст виявив більш загальну форму рівняння (3), вона має вигляд:

$$R / S = cn^H, \quad (4)$$

де c – константа, $S = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (X_j - \bar{X}_n)^2}$ – стандартне відхилення ряду,

$R = \left[\max_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) - \min_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) \right]$ – розмах часткових сум відхилень значень ряду X_j від його середнього значення,

$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ – середнє значення ряду, H – показник Херста.

Значення R/S змінює масштаб у міру збільшення приросту часу n згідно зі значенням степеневої функції, рівної n^H , тобто діапазон збільшується за степеневим законом. Це називається масштабуванням із степеневою залежністю, що є характерною рисою фракталів. Логарифмуючи рівність (4), отримуємо рівняння прямої в координатах $(\ln(R/S), \ln n)$:

$$\log(R/S) = \log c + H \log(n), \quad (5)$$

Оцінку показника Херста знаходять з емпіричного рівняння лінійної регресії. Для цього обчислюють розмах R/S для підпоследовностей різної довжини вихідного ряду. Потім за методом найменших квадратів знаходять оцінку параметра H у прямої (5).

Перевірка гіпотези здійснюється за допомогою статистики V_n [10], яка обчислюється за формулою:

$$V_n(q) = \frac{R}{\sigma_n \sqrt{n}}, \quad (6)$$

де

$$\sigma_n^2 = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (X_j - \bar{X}_n)^2 + \frac{2}{n} \sum_{j=1}^q \varpi_j(q) \left(\sum_{i=j+1}^n (X_i - \bar{X}_n)(X_{i-j} - \bar{X}_n) \right),$$

$$\varpi_j(q) = 1 - \frac{j}{q+1}, q < n.$$

Параметр q вважають рівним цілій частині числа:

$$k_n = \left(\frac{3n}{2} \right)^{1/3} \left(\frac{2\rho}{1-\rho^2} \right)^{2/3}, \quad (7)$$

де ρ – оцінка коефіцієнта автокореляції першого порядку часового ряду.

Асимптотичний розподіл статистики V_n збігається з розподілом випадкової величини V – розмахом броунівського моста на одиничному інтервалі. Области прийняття гіпотези H_0 на різних рівнях значущості наведені в табл. 1.

Гіпотеза приймається на відповідному рівні значущості, якщо статистика V_n потрапляє в будь-який з інтервалів таблиці. В іншому разі можна вважати, що з імовірністю $1-\alpha$ має місце довгострокова залежність.

R/S -аналіз є простим процесом, але він вимагає обробки великої кількості даних (>1000). Для коротких рядів Херст [10] запропонував формулу для оцінки величини H за значенням R/S :

$$H = \log(R/S) / \log(n/2), \quad (8)$$

де n – кількість спостережень.

У цій формулі передбачається, що у співвідношенні (2) константа $c=1/2$. Цей емпіричний закон має тенденцію перебільшувати H , коли $H>7$, і, навпаки, применшувати, якщо $H<0.4$. Однак для коротких рядів, де регресія неможлива, цей емпіричний закон може бути використаний як розумне наближення.

Класифікація рядів за значеннями показника Херста така:

1) $0.5 < H \leq 1$ – таке значення вказує на те, що ряду притаманна персистентна властивість. Ряд характеризується *ефектами довгострокової пам'яті і має схильність дотримуватися трендів*. Якщо ряд зростає (спадає) в попередній період, то, ймовірно, він буде зберігати таку тенденцію ще деякий час у майбутньому. Трендостійкість поведінки збільшується за наближення H до одиниці. Персистентний часовий ряд – найбільш розповсюджений тип, що зустрічається в природі, а також в економіці і на фондових ринках. Такий ряд називають *дрібним броунівським рухом, або узагальненим броунівським рухом, або фракталом*. Ринок фрактальний;

2) $0 < H \leq 0.5$ – означає антиперсистентність, ряд міняє напрям руху частіше, ніж випадковий ряд. Точки ряду – спостереження – залежні, кожна з них несе пам'ять про попередні події. Ринок нестійкий. Чим ближчі значення H до нуля, тим менш стійка є динаміка цін (за підйомом слідує падіння, і навпаки);

3) $H = 0.5$ – таке значення відповідає випадковому ряду. Спостереження випадкові і незалежні. Такий процес повністю позбавлений пам'яті і представляє собою систему випадкових блукань. Таке спостерігається, якщо ринок стагнує, немає жодних рухів або вони циклічні із занадто великою частотою коливань;

Таблиця 1

Область прийняття гіпотези H_0 для статистики V_n

Рівень значущості α	0,005	0,025	0,05	0,1	0,2	0,3	0,4
Інтервал прийняття гіпотези	0,721 - 2,098	0,809 - 1,862	0,861 - 1,747	0,927 - 1,620	1,018 - 1,473	1,090 - 1,374	1,157 - 1,294

4) $H > 1$ – дуже рідке явище. Виникають незалежні стрибки амплітуди, розподілені за Леві.

У табл. 2 наведено значення показника Херста, волатильності і статистики V_n для Українського індексу ПФТС за щоденними значеннями індексу на момент закриття торгів за період 2002–2013 рр.

Дані таблиці свідчать про те, що індекс ПФТС переважно проявляє персистентні властивості (показник Херста $H > 0.5$), а в передкризовому 2007 р. відбувається зміна властивостей індексу ($H < 0.5$), він стає антиперсистентним. Трендостійкість змінюється невизначеністю. Статистика V_n також може бути індикатором змін у часовому ряді, вона зростає і вказує на те, що індекс набуває нові властивості. Аналогічна ситуація спостерігається і в 2003 р. перед Помаранчевою революцією і в 2013 р. Тобто український ринок реагує на негативні зміни в економіці значним збільшенням флуктуацій.

Таким чином, можна констатувати, що показник Херста здатний уловлювати приховані процеси

в статистичних даних фондових індексів. Існує ймовірність визначення виникнення нестабільної ситуації в економіці за зміни динаміки показника Херста, а фрактальна розмірність статистичних даних фондових ринків може бути використана як індикатор кризової ситуації в економіці.

Висновки з проведеного дослідження. На підставі викладеного матеріалу можна стверджувати, що для відстеження оперативної інформації про ситуацію на ринку цінних паперів необхідне створення системи моніторингу фондового ринку на основі комплексної методики аналізу динаміки фондових ринків. Така методика повинна передбачати застосування математичних методів, сучасних аналітичних та інформаційних технологій для виявлення прихованих закономірностей та обчислення набору різноманітних показників, які кількісно вимірюють різні характеристики емпіричних даних у процесах динаміки ринку.

Таблиця 2

Характеристики емпіричних даних Українського індексу ПФТС

Рік	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Показник Херста	0,44	0,38	0,59	0,57	0,53	0,49	0,56	0,65	0,60	0,52	0,61	0,48
Волатильність	0,41	0,48	3,07	1,45	2,70	12,02	20,16	8,82	6,73	13,99	5,68	1,32
Статистика V_n	1,0474	1,0291	0,8783	1,0635	0,7590	0,9002	0,8736	0,8966	1,0787	0,9750	0,9463	1,0324

БІБЛІОГРАФІЧНИЙ СПИСОК:

1. Разработка опережающего индекса финансовой стабильности в РФ / Институт экономической политики им. Е.Т. Гайдара, группа «Открытие Капитал» [Электронный ресурс]. – Режим доступа : www.otkritie.com.
2. Bloom N. The Impact of Uncertainty Shocks // *Econometrica*. – 2009. – Vol. 77. – № 3. – С. 623–685.
3. Федорова Е.А., Назарова Ю.Н. Финансовые индикаторы кризисной ситуации Российского фондового рынка / Е.А. Федорова, Ю.Н. Назарова // *Аудит и финансовый анализ*. – 2009. – № 6. – С. 442–446.
4. Андриенко В.М. Оценка влияния макроэкономических показателей на динамику фондового индекса ПФТС / В.М. Андриенко // *Соціально-економічні проблеми і держава*. – 2013. – Вип. 1(8). – С. 31–43 [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://sepd.tntu.edu.ua/images/stories/pdf/2013/13avmfup.pdf>.
5. Андриенко В.М. Интеллектуальный анализ фондовых рынков / В.М. Андриенко, В.А. Андриенко, А.Ш. Тулякова // *Ефективна економіка*. – 2012. – № 54–58. [Електронний ресурс]. – Режим доступу :

- http://www.economynayka.com.ua/index.php?.nomer_data=4&year_data=2012.
6. Соловьёва В.В., Тулякова А.Ш. Использование мультифракталов в анализе фондовых рынков / В.В. Соловьёва, А.Ш. Тулякова // *Інформаційні технології та моделювання в економіці: на шляху до міждисциплінарності* : [монографія]. – Черкаси, 2013. – С. 130–140.
7. Піскун О.В. Застосування рекурентного аналізу для моніторингу фондових ринків / О.В. Піскун // *Економічний форум*. – 2012. – № 2. – С. 155–163.
8. Синергетичні та еконофізичні методи дослідження динамічних та структурних характеристик економічних систем : [монографія] / В.Д. Дербенцев [та ін.]. – Черкаси, 2010.
9. Яновский Л.П. Анализ состояния финансовых рынков на основе методов нелинейной динамики / Л.П. Яновский, Д.А. Филатов // *Экономический анализ: теория и практика*. – 2005. – № 17(50). – С. 5–16.
10. Петерс Э. Фрактальный анализ финансовых рисков / Э. Петерс. – М., 2004. – 304 с.