

¹⁾Ганчук А.А., ²⁾Соловйова В.В., ²⁾Соловйов В.М.

¹⁾Київський національний економічний університет

²⁾Криворізький економічний інститут Київського національного економічного університету

ПОРІВНЯЛЬНИЙ АНАЛІЗ ФОНДОВИХ РИНКІВ РОСІЇ І УКРАЇНИ ЗА ІНДЕКСАМИ РТС ТА ПФТС

Проведено порівняльний аналіз структурних і динамічних властивостей фондових ринків України і Росії. Показана можливість оцінки ефективності функціонування фондового ринку шляхом розрахунку спектру сингулярності відповідного часового ряду. Досліджено мультифрактальні властивості фондових ринків України (за індексом Першої Фондової Торгівельної Системи – ПФТС) і Росії (за індексом РТС). Встановлено, що ширина спектру сингулярності РТС більша від ПФТС, що забезпечує певні переваги російському ринку, зокрема, при управлінні портфельним ризиком

Ключові слова: часовий ряд, індекс, мультифрактальність, сингулярність, фондовий ринок, вейвлет, статистична сума, ризик, Value-at-Risk

I. Вступ. Однією з особливостей розвитку світової економіки останніх 25-30 років стало зростання ролі фондового ринку, який набрав ведучого значення в системі фінансових ринків. В наш час в цінних паперах акумульована більша частина фінансових активів розвинених країн світу.

Ринки цінних паперів є одним з ключових механізмів залучення ресурсів на цілі інвестицій, модернізації економіки, стимулювання росту виробництва. Разом з тим світові ринки цінних паперів можуть бути джерелом масштабної фінансової нестабільності, макроекономічних ризиків і соціальних потрясінь. Особливої уваги заслуговують емерджентні ринки – ринки країн, які розвиваються. Часто замість того, щоб виконувати задачу перерозподілу капіталів в реальний сектор на покриття потреб в інвестиціях, забезпечення

ринкової оцінки бізнесу формується відносно невеликий, спекулятивний, з високою часткою іноземних короткострокових інвесторів ринок, який охоплює обіг обмеженої групи цінних паперів. Вільний рух капіталів (лібералізація іноземних інвестицій на ринку державних цінних паперів і перевага офшорних розрахунків на ринку акцій) при штучно завищеній доходності фінансових активів і зафіксованому курсі національної валюти створює широкі можливості для спекулятивних розігрівів ринку і наступних значних його падінь. Олігополістична структура ринку, його інформаційні асиметрії, суперконцентрація на декількох цінних паперах зумовлюють неминучість маніпулювання цінами. Ринок корпоративних цінних паперів в основному відділений від внутрішніх інвесторів, його стан зумовлюється зовнішніми ринками і попитом спекулятивних іноземних інвесторів [1]. Як наслідок вказаних та деяких інших чинників стала світова фінансова криза 1997-1998 рр. [2].

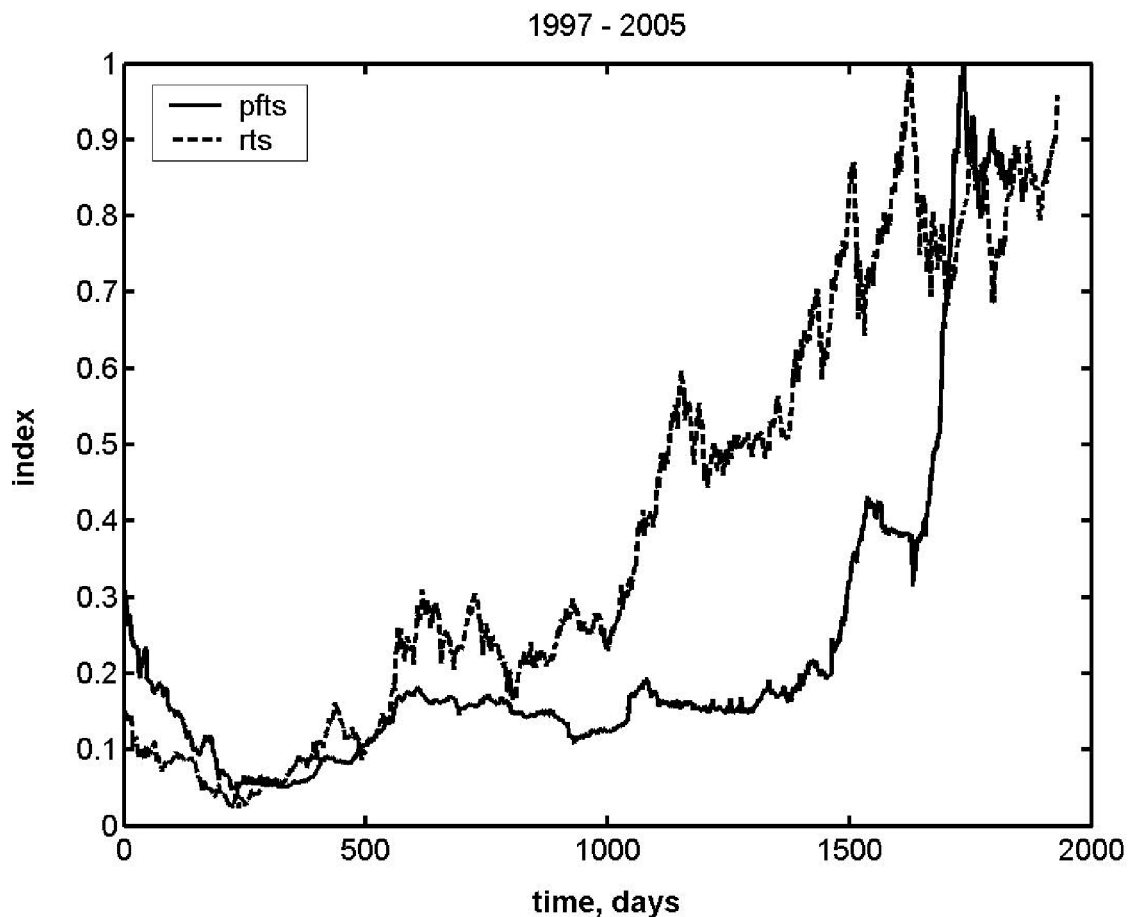


Рис. 1. Зміна з часом індексів ПФТС і РТС. Для співставлення графіки побудовані у приведеному масштабі

II. Постановка завдання. Україна є складовою світового господарства. Ступінь її «відкритості» вже досить велика і в подальшому буде зростати, а, отже, в умовах посилення процесів глобалізації стан світового фінансового ринку буде все більше впливати на фінансовий ринок України. У зв'язку з цим актуальним є теоретичне дослідження фундаментальних факторів, які впливають на фондові ринки, їх конкурентоспроможність, оцінки міжнародного досвіду ринків цінних паперів з метою формування макроекономічних стратегій в цій галузі.

В [3] ми провели порівняльний аналіз особливостей фондових ринків України і США. З огляду на певну множину спільних рис, тісноту економічних зв'язків на ринках цінних паперів України і Росії, результати аналогічного аналізу ми наводимо у даній роботі.

Розрахунки проводились для баз даних Першої Фондової Торгівельної Системи (ПФТС – www.kinto.com) і Російської Торгівельної Системи, який розраховується російським індексним агентством РТС (РТС – www.rts.ru). Сьогодні вказані індекси розраховуються на основі даних про ціни 441 (ПФТС) і 239 (РТС) акцій відповідно з 10.03.1997 і 01.09.1995 рр. (рис. 1). Для дослідження кореляційних властивостей ринків з набору акцій було відібрано 47 (ПФТС) і 57 (РТС) найбільш ліквідних з них.

III. Результати. Дослідження розподілу цінових флуктуацій значної кількості фінансових активів (див., наприклад, [4] для огляду) вказує, що вони розподілені не за нормальним законом, а мають ненульові ймовірності при малих значеннях цін. Такі розподіли називають розподілами з довгими (або «важкими») хвостами. В таких хвостах розташовані відносно рідкі, але дуже важливі явища типу криз і крахів, знехтувати якими в більшості випадків не можна

Введемо логарифмічну зміну ціни (в англомовній літературі „return”-прибутковість) акції $i = 1, \dots, N$ за проміжок часу Δt

$$G_i(t) \equiv \ln S_i(t + \Delta t) - \ln S_i(t), \quad (1)$$

де $S_i(t)$ - ціна акції i . Нормалізуємо (1):

$$g_i(t) = \frac{G_i(t) - \langle G_i \rangle}{\sigma_i}. \quad (2)$$

$\sigma_i = \sqrt{\langle G_i^2 \rangle - \langle G_i \rangle^2}$ - стандартне відхилення G_i . Дужки $\langle \dots \rangle$ означають середнє за досліджуваний проміжок часу. На рис.2. зображені нормалізовані прибутковості (2) для ПФТС і РТС. З рисунку видно, що мають місце значно більші від ± 3 значення нормалізованих прибутковостей (максимальні і мінімальні значення див. в таблиці), які б мали місце у випадку розподілу за Гаусом.

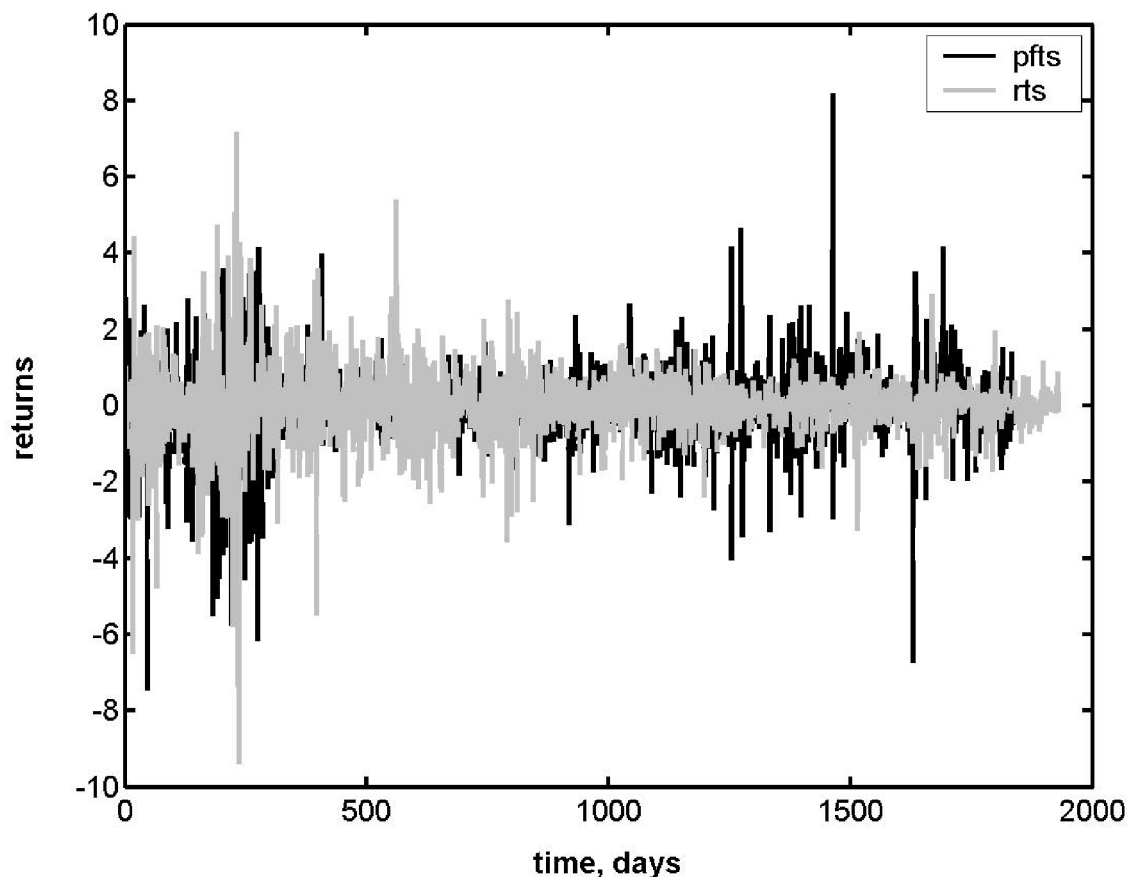


Рис. 2. Динаміка нормалізованих прибутковостей для фондових індексів ПФТС і РТС

На рис.3 зображена кумулятивна функція розподілу нормалізованих прибутковостей для індексів ПФТС і РТС в порівнянні з нормальним розподілом. Основні характеристики розподілу наведено в таблиці. Видно, що розподіли індексів (1) мають від'ємну асиметрію, (2) значний (в порівнянні з нормальним) ексцес, (3) «важкі хвости», причому, якщо у РТС довшим є хвіст зліва (переважає критична збитковість), то у ПФТС навпаки – переважають додатні критичні відхилення.

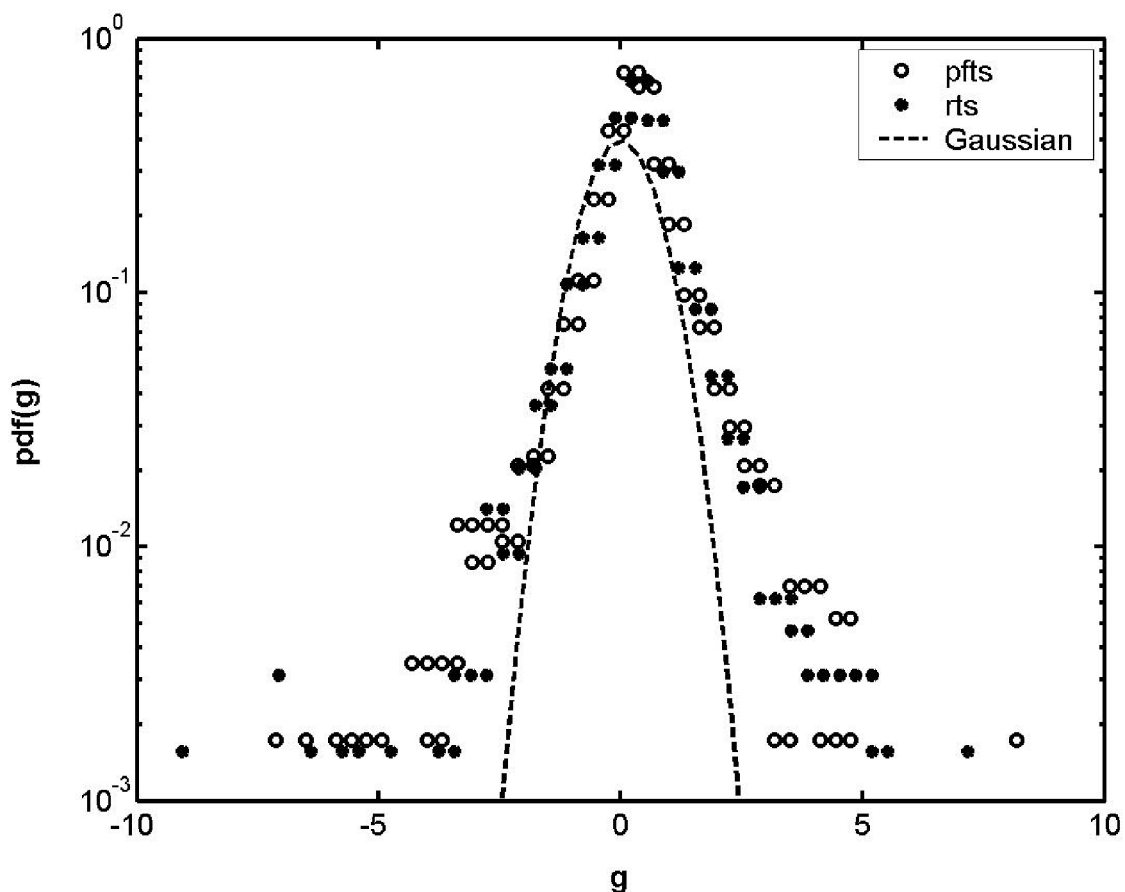


Рис. 3. Кумулятивні функції розподілу флуктуацій значень індексів ПФТС і РТС у порівнянні з функцією нормального розподілу (функцією Гауса). Графік побудовано у напівлогарифмічному масштабі

Таблиця. Статистичні характеристики цінкових флуктуацій індексів ПФТС (pfts) і РТС (rts). Наведені також аналогічні дані відносно національних валют: української гривні (uah) і російського карбованця (rub). As, Ex – асиметрія і

ексцес розподілу прибутковостей; g_{\min}, g_{\max} - мінімальне і максимальне значення нормалізованих прибутковостей; H, α - коефіцієнти Херста для прибутковостей і їх модулів; Cros – точка кросоверу

	As	Ex	g_{\min}	g_{\max}	H	α	Cros
pfts	-0,48	12,71	-7,44	8,19	0,59	0,70; 0,98	100
rts	-0,68	15,17	-9,39	7,18	0,46	0,86	-
uah	3,28	49,13	-7,9	14,38	0,54	0,62; 0,97	60
rub	0,91	333,21	-22,09	24,53	0,47	0,70; 1,46; 0,70	20; 60

Звернемо увагу на значення коефіцієнтів Херста. Російський ринок є антиперсистентним, тоді як український – слабо персистентним. Це вказує на різні кореляційні і фрактальні властивості. Автокореляційні функції, які зображені на рис. 4, підтверджують сказане. Їх поведінка свідчить про дещо різні механізми формування ціни на досліджуваних ринках [5].

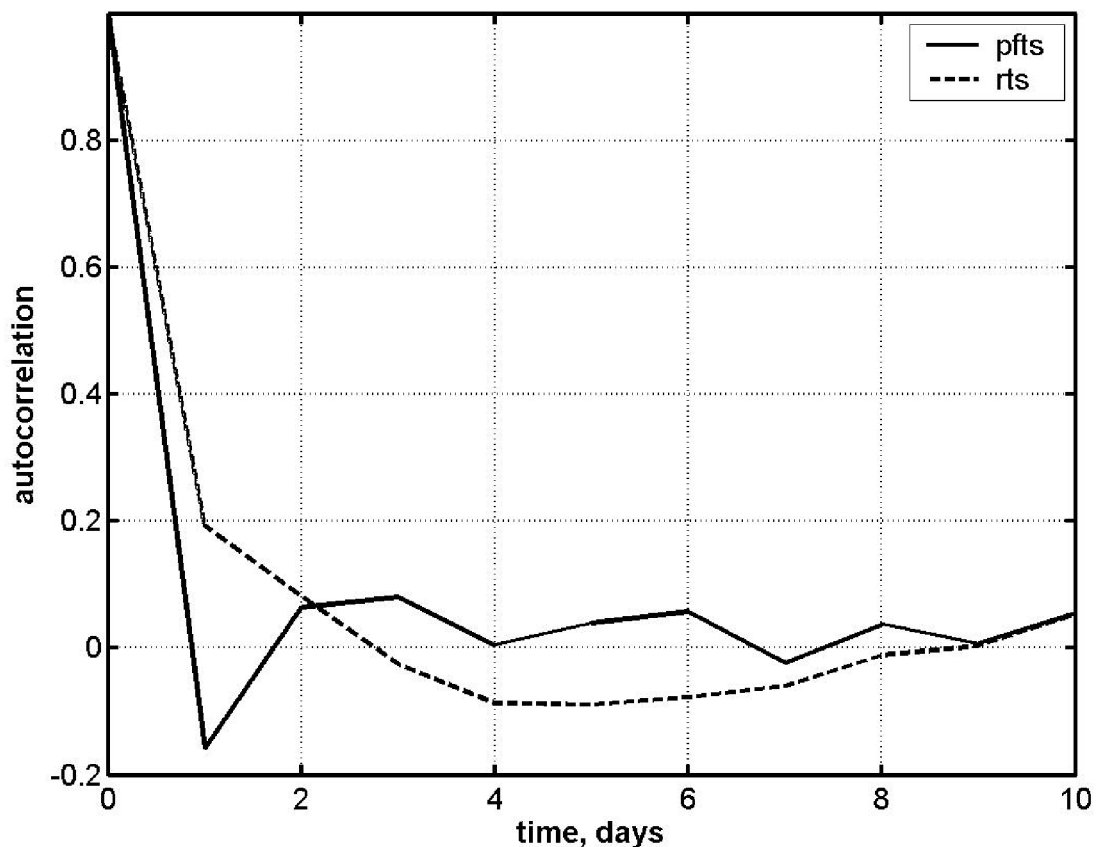


Рис. 4. Поведінка функцій автокореляцій для індексів ПФТС і РТС.

Методом теорії випадкових матриць [4,6] ми дослідили кореляційні і спектральні властивості фондових ринків України і Росії. З рис. 5 видно, що ринок Росії є більш корельованим, ніж вітчизняний, що вказує на значно більший вплив процесів самоорганізації [6] на російському ринку.

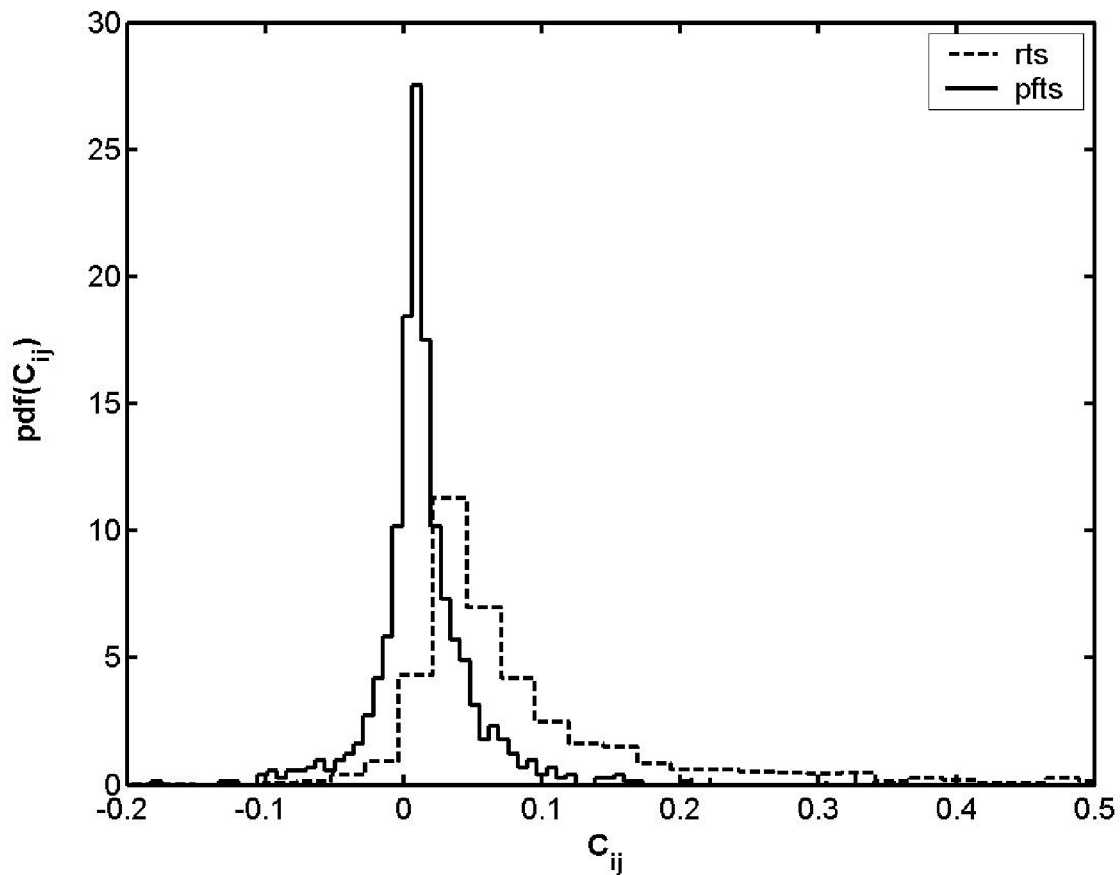


Рис. 5. Кумулятивна функція розподілу коефіцієнтів взаємної кореляції c_{ij} між акціями i та j . Зміщення середнього значення в бік додатних величин свідчить про більшу корельованість російського ринку акцій

Дослідження спектральних властивостей матриці взаємних кореляцій C_{ij} і порівняння з такими ж для випадкової матриці дозволяє виявити відмінності між ними, які спричинені нетривіальними взаємодіями і виникаючими синергіями [4, 6, 11].

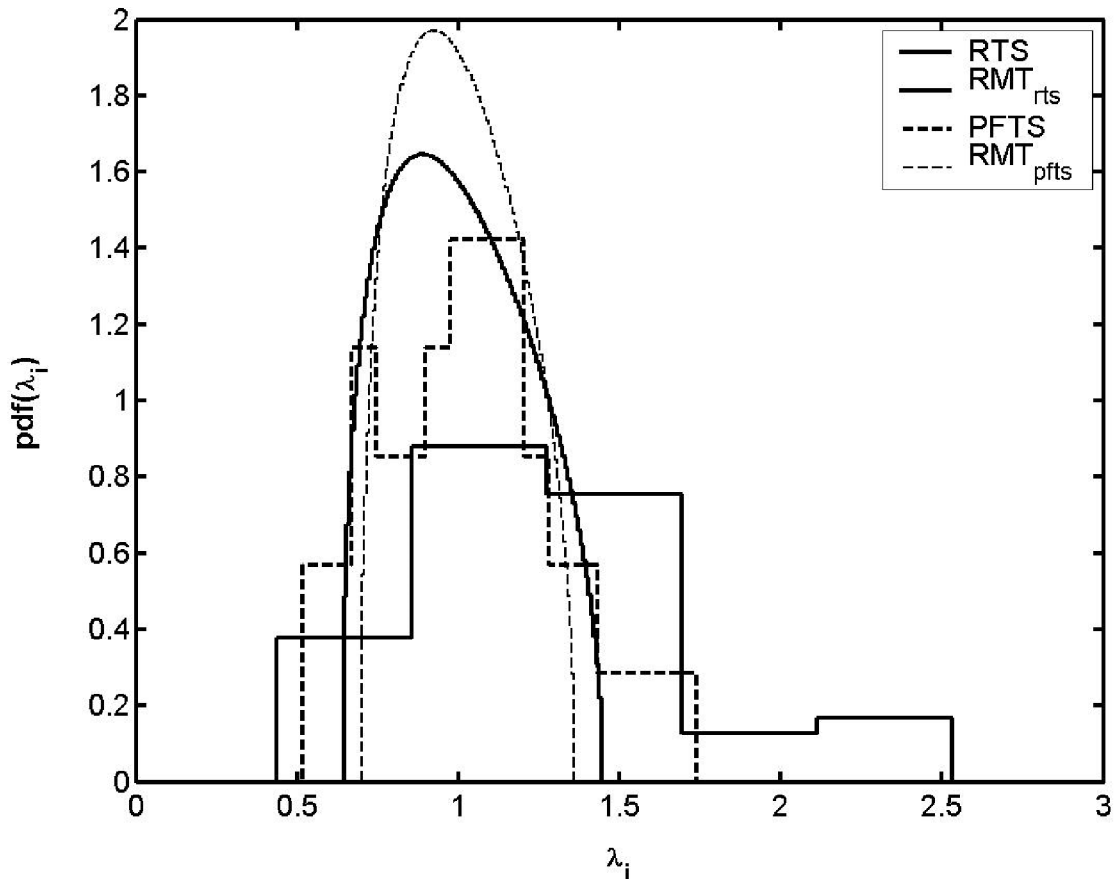


Рис. 6. Порівняння функцій розподілу pdf елементів c_{ij} матриць крос-кореляцій (3) для фондових ринків Росії і України. Гістограма, яка побудована суцільною лінією відноситься до РТС, суцільна крива – результат розрахунку за формулою (4) теорії випадкових матриць. Штрихові лінії відносяться до ПФТС

Ми порівняли далі спектральні властивості матриці C з властивостями тестової матриці, сформованої з нормально розподілених, нормованих елементів (так званий Гаусів ортогональний ансамбль - ГОА), які добре відомі. Позначимо через $\rho(\lambda)$ щільність власних значень

$$\rho(\lambda) = \frac{1}{N} \frac{dn(\lambda)}{d\lambda}. \quad (3)$$

$n(\lambda)$ - кількість власних значень, менших від λ . З теорії випадкових матриць відомо [4, 6], що для випадкової матриці M розмірності $T \times N$ при $N \rightarrow \infty$, $T \rightarrow \infty$ та $Q = T/N \geq 1$ розподіл $\rho(\lambda)$ має вигляд

$$\rho(\lambda) = \frac{Q}{2\pi\sigma^2} \frac{\sqrt{(\lambda_{\max} - \lambda)(\lambda - \lambda_{\min})}}{\lambda}, \quad (4)$$

$$\lambda_{\min}^{\max} = \sigma^2 (1 + 1/Q \pm 2\sqrt{1/Q}),$$

де $\lambda \in [\lambda_{\min}, \lambda_{\max}]$, а $\sigma^2=1$ – нормалізована варіація матриці M .

З рис. 6 видно, що більш ніж 90% власних значень співпадають з такими ж для ГОА, але є й такі, що лежать поза межами границь методу RMT. Особливо це стосується власних значень, які розташовані при $\lambda > \lambda_{\max}$. Саме ці значення вказують на ті відмінності від випадкової системи, які формуються само організованим чином. Як видно з рис. 6 кількість таких значень у РТС перевищує відповідну кількість у ПФТС.

Останнім часом стало зрозуміло [7,8], що більшість динамічних рядів проявляють мультифрактальні властивості. Тому ми провели такі дослідження для індексів РТС і ПФТС. Визначимо узагальнену кореляційну функцію q -го порядку як

$$R_q(t) = \left\langle \left| S(t_0 + t) - S(t_0)^q \right|^q \right\rangle^{1/q}, \quad (5)$$

де $S(t)$ - ціна активу, а середнє береться по усім значенням часу t_0 . $R_q(t)$ проявляє степеневу поведінку

$$R_q(t) \propto t^{H_q}, \quad (6)$$

і визначає ієрархію показника H_q , який називається узагальненим коефіцієнтом Херста. Еволюція системи називається мультифрактальною, якщо ієрархія H_q змінюється із зміною q . Для $q=2$ маємо випадок обмеженого Броунівського руху, який характеризується добре відомим показником Херста: $0 < H_2 < 1$. Простий шлях для визначення присутності мультифрактальності є аналіз спектра мультифрактальності $\tau(q) = qH_q - 1$. Для монофракталів $\tau(q)$ залежить лінійно від q . Інакше маємо справу з мультифракталом.

Порівняємо мультифрактальні властивості індексів РТС і ПФТС. Дослідження будемо проводити засобами інструментів, розроблених в

середовищі комп'ютерної математики MATLAB. Нами розроблено такий інструмент на базі підсистеми FRACLAB (www.inria.com). В основу покладено вейвлет-перетворення вихідного сигналу [9].

Вейвлети використовуються в тих випадках, коли при дослідженні складного сигналу нас цікавить не тільки просте перерахування його характерних частот (масштабів), але й відомості про локальні координати, при яких ці частоти себе проявляють. Вейвлет-перетворення сигналу зводиться до його розкладу по базису локалізованої функції (вейвлета) шляхом масштабних змін та переносів. У термінах вейвлет-коефіцієнтів фрактальність проявляється через степеневу залежність вищих моментів коефіцієнтів при зміні масштабу.

Розглянемо суму Z_q q -х моментів коефіцієнтів вейвлет-перетворення на різних масштабах j

$$Z_q(j) = \sum_k |d_{j,k}|^q. \quad (7)$$

Сума (7) обчислюється для максимальних значень модулів вейвлет-коефіцієнтів. Можна показати, що у випадку фрактального сигналу ця сума повинна вести себе як

$$Z_q(j) \propto 2^{j[\tau(q)+q/2]}, \quad (8)$$

тобто

$$\log Z_q(j) \propto j \left[\tau(q) + \frac{q}{2} \right]. \quad (9)$$

Отже, необхідною умовою того, що сигнал являється самоподібним є лінійна залежність логарифма статистичної суми $\log Z_q(j)$ від номера рівня j . Якщо ця вимога задовольняється, то залежність функції τ від рангу моменту q вказує на те, чи є даний сигнал моно- чи мультифрактальним. Тобто, якщо властивості скейлінгу сигналу однорідні вздовж всього сигналу, то мова йде про монофрактальний сигнал. Це проявляється в лінійній залежності $\tau(q)$. Функцію $\tau(q)$ можна розглядати у якості масштабно-незалежної міри фрактального

сигналу. Функція $\tau(q)$ зв'язана перетворенням Лежандра з функцією мультифрактального спектру $f(\alpha)$:

$$f(\alpha) = q \frac{d\tau}{dq} - \tau. \quad (10)$$

Іншими словами, побудувавши в подвійному логарифмічному масштабі залежність статистичної суми (partition function) від масштабу (scale), як показано на рис.7, і знайшовши кут нахилу, одержуємо функцію $\tau(q)$ (справа внизу рисунку). Перетворення Лежандра дає функцію мультифрактального спектру (spectrum) $f(\alpha)$ (справа зверху).

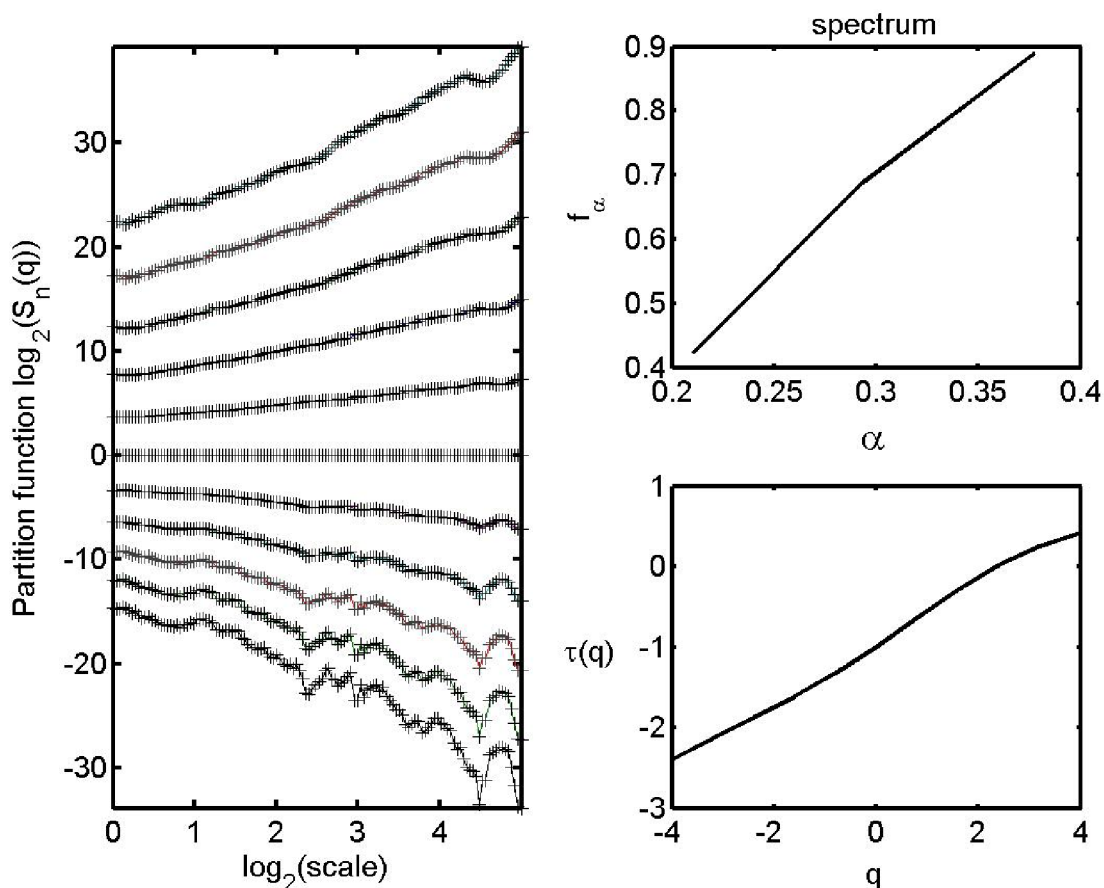


Рис. 7. Розрахунки статистичної суми, мультифрактального спектру $\tau(q)$ і спектру сингулярності $f(\alpha)$ для індексу ПФТС.

З рисунку 7 видно, що у випадку ПФТС ми маємо справу з мультифракталом. Аналогічна ситуація спостерігається і у випадку РТС. Оскільки динамічний ряд змінюється з часом, будуть змінюватись і відповідні

спектри $\tau(q)$ і $f(\alpha)$. Ми дослідили цей процес, реалізувавши наступний алгоритм рухомого вікна. Виберемо відрізок часового ряду довжиною l (вікно) і розрахуємо спектри мультифрактальності і сингулярності. Перенесемо вікно на h_l часових одиниць (крок вікна) вправо і повторимо розрахунки. Процедура повторюється вздовж усього динамічного ряду. На рис.8 зображені результати досліджень для ширини спектру сингулярності α для індексу РТС.

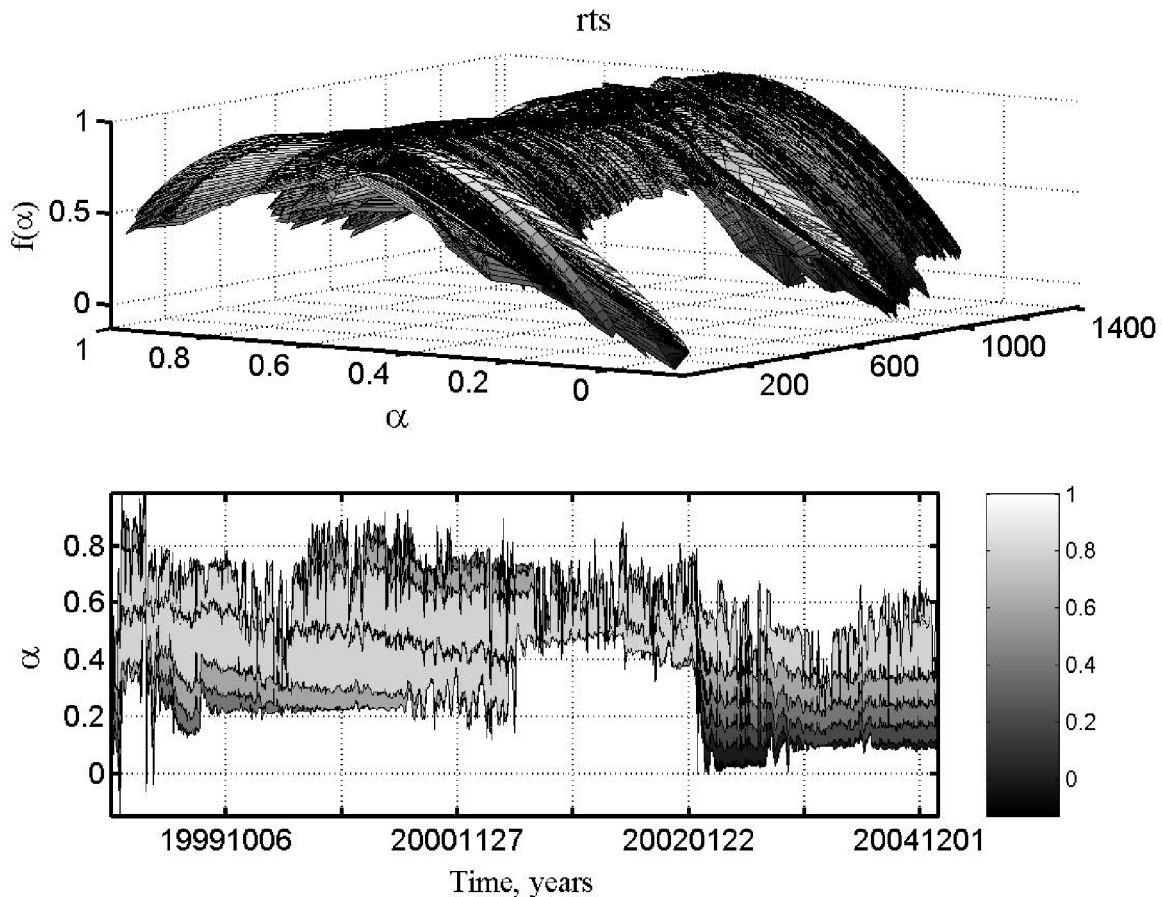


Рис. 8. Спектр сингулярності (верхня частина рисунку) і його проекція на площину $\alpha - Time$ (нижня частина рисунку)

Порівняння спектрів сингулярності зручніше провести для величини $\Delta\alpha = \alpha_{\max} - \alpha_{\min}$, яка характеризує ширину спектру. Тоді із рисунку 9 видно, що на протязі майже всього проміжку часу ширина спектру сингулярності у РТС більша, ніж у ПФТС. Про це свідчать і середні значення $\Delta\alpha$.

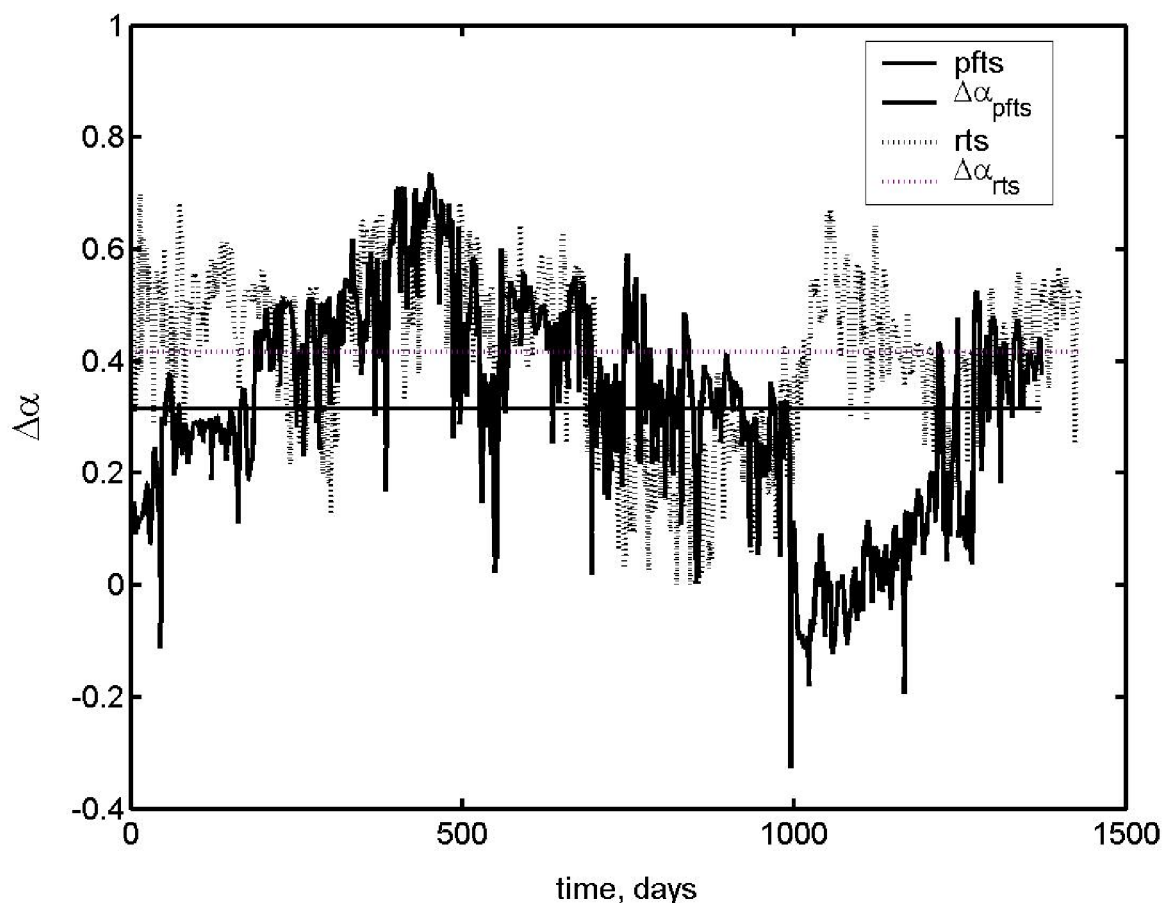


Рис. 9. Зміна з часом ширини спектру мультифрактальності для індексів РТС і ПФТС. Прямі лінії вказують на середні значення $\Delta\alpha$

Висновки. Таким чином, проведено моделювання нелінійних властивостей динамічних рядів, які відповідають індексам фондових ринків України і Росії. Встановлено, що разом із спільними властивостями, мають місце і суттєві відмінності. Вони вказують на позитивну динаміку розвитку фондового ринку Росії у порівнянні з вітчизняним. Дослідження мультифрактальних властивостей дозволяє виявити нову міру складності сигналу, яку ми назвали мірою ефективності. Такою мірою може слугувати ширина спектру мультифрактальності $\Delta\alpha$. Зменшення цієї величини вказує на наявність процесів, які мають деструктивний характер: організаційна перебудова, деградація, застійні явища тощо. Зміну ефективності з часом слід враховувати, наприклад, при формуванні і диверсифікації портфеля. Виявляється, що більш ефективні активи мають менші інвестиційні ризики [10, 13].

1. Миркин Я.М. Рынок ценных бумаг России: воздействие фундаментальных факторов, прогноз и политика развития. – М.: Альпина Паблишер, Финансовая академия при Правительстве РФ, 2002. – 623 с.
2. Сорнетте Д. Как предсказывать крахи финансовых рынков: критические события в комплексных финансовых системах // М.: Интернет-трейдинг, 2003.- 400 с.
3. Соловйов В.М., Соловйова В.В., Нагібас А.О. Порівняльний аналіз динаміки фондових ринків розвинених країн і країн з перехідною економікою // Вісник Криворізького технічного університету. Збірник наукових праць. – Кривий Ріг: КТУ, 2005, вип.. 7. – С.266 – 269
4. Plerou V., Gopikrishnan P., Rosenow B., Amaral L.A.N., Guhr T., Stanley H.E. Random matrix approach to cross correlations in financial data // Phys.Rev.E 2002, v.65, N 12. –P.126-142
5. Дербенцев В.Д., Соловйов В.М., Шарапов О.Д. Дослідження довготривалої пам'яті фінансово-часових рядів // Науковий зб. «Моделювання та інформаційні системи в економіці» - К.: КНЕУ, 2005, вип..72. –С.5-17
6. Дербенцев В.Д., Соловйов В.М., Шарапов О.Д. Моделювання явищ самоорганізації в фінансово-економічних системах // Економіко-математичне моделювання. Вісник ТАНГ.Вип.14.- Тернопіль: ТАНГ, 2003, №3. - С.104-110
7. Mandelbrot B.B., Fisher A., Calvet L. A multifractal model of asset returns // Cowles foundation discussion paper 1164. – Yale University, New Haven, 1997
8. Eisler Z., Kertesz J., York S.-H., Varabasi A.-L. Multiscaling and non-universality in fluctuations of driven complex systems // Europhys. Lett., 2005, v.69, N 4.-P. 664-670
9. Дремин И.М., Иванов О.В., Нечитайло В.А. Вейвлеты и их использование // Успехи физических наук. 2001, т.171, №5.-С.465-501
10. Соловйов В.М., Нечаев В.П., Нагібас А.О. Мультифрактальность бизнес-архитектур и управление риском сетевых предприятий // Труды Международной научной школы МА БР-2005 «Моделирование и анализ

безопасности и риска в сложных системах» -СПб.: ГОУ ВПО «СПбГУАП», 2005.-С.234-239

11. Шарапов О.Д., Соловйова В.В., Нагібас А.О. Нелінійна динаміка фондового ринку України // Зб.наук.праць "Економіка: проблеми теорії і практики" - Дніпроп.: ДНУ, 2004, в.197. - С.1311-1319

12. Сердюк О.А., Соловйов В.М., Кононенко В.В. Передвісники критичних та кризових явищ в складних фінансово-економічних системах // Зб.наук.праць"Економіка: проблеми теорії і практики" - Дніпроп.: ДНУ, 2004, в.197. - С.1304-1310

13. Ганчук А.А., Дербенцев В.Д., Соловйов В.М. Мультифрактальність світового фондового ринку // Зб.наук.праць "Економіка: проблеми теорії і практики" - Дніпроп.: ДНУ, 2005 (прийнятий до друку)