

ДОСЛІДЖЕННЯ ГЛОБАЛІЗАЦІЙНИХ ПРОЦЕСІВ НА РИНКУ ЦІННИХ ПАПЕРІВ

¹⁾Ганчук А.А., ²⁾Рибчинська О.М., ²⁾Соловйов В.М.

¹⁾Київський національний економічний університет,

²⁾Криворізький економічний інститут Київського національного
економічного університету

Анотація. Проаналізовані спектральні властивості матриці взаємних кореляцій світового ринку цінних паперів (на прикладі індексів MSCI). Показано, що глобалізаційні процеси можливо відслідкувати, використовуючи компоненти вектора, який відповідає максимальному власному значенню матриці кореляцій. Встановлено також, що має місце посилення кореляцій між фондовим і нафторинками, що може стати наслідком глобальної фінансової кризи

Ключові слова: глобалізація, кореляція, фондовий ринок, нафтопродукти, власні значення, власний вектор, вейвлет, мультифрактал, сингулярність, криза

Постановка проблеми. Важливою тенденцією в розвитку світового господарства в останнє десятиліття стала глобалізація світової фінансової системи [5, 24]. Основну роль тут зіграли зміна світової валютної системи, зняття бар'єрів щодо прямих і портфельних міжнародних інвестицій, розвиток зв'язку і комп'ютерних технологій, поява нових похідних фінансових інструментів, зниження інвестиційних ризиків унаслідок підвищення відкритості конкретних компаній і загальної державної фінансової системи в країнах-одержувачах капіталу [2, 1145]. Найбільш драматичним чином наслідки зростаючої глобалізації позначаються на фондових ринках, що розвиваються, до яких відноситься і український ринок цінних паперів [4, 13]. Тому, надзвичайно важливо вміти кількісно оцінювати явище інтеграції, відслідковувати його зміни з часом.

Не зважаючи на зростаючу роль процесів глобалізації, надійні кількісні характеристики цього явища відсутні. Найбільш відомим є так званий Індекс Глобалізації Міжнародної Політики – індекс Кірні (A.T. Kearney/Foreign Policy Globalization Index) [9], який визначається з 2001 року. Індекс Кірні відстежує і оцінює для 62 країн (96% світового валового внутрішнього продукту, 85% населення світу) зміни в чотирьох ключових компонентах глобальної інтеграції: економіці, технологіях, міжнародних зв'язках і політиці.

Результати дослідження. Проаналізуємо, в якій мірі відображає рівень фінансово-економічної глобалізації даної країни аналіз взаємних кореляцій між індексами різних країн і регіонів світу [12, 397]. Головний об'єкт нашого вивчення - $N \times N$ емпірична матриця взаємних кореляцій C флуктуацій значень індексів MSCI [10]. Із системи індексів MSCI виберемо ті, які характеризують сектори розвинених країн (23 індекси) і тих, які розвиваються (26 індексів). До вибраної бази ми додали індекс фондового ринку України, який розраховується Першою Фондовою Торгівельною системою (ПФТС) [11]. Розрахунки проводились засобами спеціального програмного забезпечення, розробленого у середовищі Matlab [7, 75].

Матриця взаємних кореляцій

$$C_{ij} = \langle g_i(t)g_j(t) \rangle \quad (1)$$

знаходиться на основі нормалізованих прибутковостей, розрахованих за щоденними значеннями вибраних індексів [6, 205]

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

В (2) $G_i(t) \equiv \ln S_i(t + \Delta t) - \ln S_i(t)$ - прибутковість, $S_i(t)$ - значення індексу i в момент часу t , $\sigma_i = \sqrt{\langle G_i^2 \rangle - \langle G_i \rangle^2}$ - стандартне відхилення G_i . Дужки $\langle \dots \rangle$ означають середнє за досліджуваний проміжок часу.

З рисунку 1 видно, що має місце розподіл коефіцієнтів кореляції. Відмітимо наявність помітної додатної кореляції, яка зникає для перемішаного ряду.

Дослідимо далі спектральні властивості матриці методом випадкової матриці [14, 126]. Порівняємо їх також C з властивостями тестової матриці, сформованої з нормально розподілених, нормалізованих елементів (так званий Гаусів ортогональний ансамбль - ГОА).

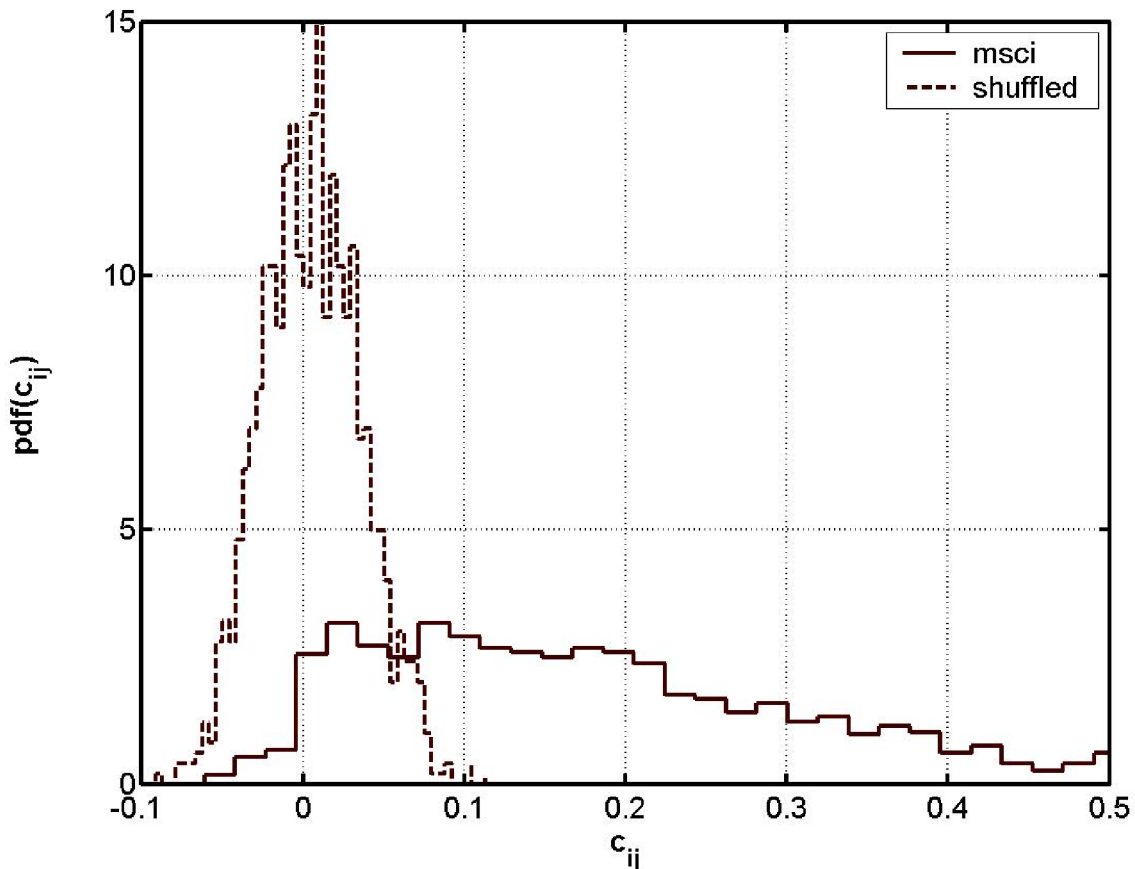


Рис. 1. Кумулятивна функція розподілу коефіцієнтів кореляції C_{ij} . Штриховою лінією зображено розподіл коефіцієнтів у випадку перемішаних (shuffled) динамічних рядів

З теорії випадкових матриць відомо, що для матриці M розмірності $T \times N$ при $N \rightarrow \infty$, $T \rightarrow \infty$ та $Q = T/N \geq 1$ розподіл $\rho(\lambda)$ щільності власних значень має вигляд

$$\rho(\lambda) = \frac{Q}{2\pi\sigma^2} \frac{\sqrt{(\lambda_{\max} - \lambda)(\lambda - \lambda_{\min})}}{\lambda}, \quad (3)$$

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

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

На рис. 2 функція розподілу власних значень λ_i емпіричної матриці порівнюється з аналогічною, знайденою для нормально розподілених значень. Різниця розподілів містить в собі певну інформацію відносно системи в цілому, до виявлення і аналізу якої ми і переходимо.

Сконцентруємо увагу на тих власних значеннях і відповідних векторах, які більші верхньої границі теорії випадкових матриць λ_{\max} . Компоненти трьох найбільших власних векторів $\lambda_1 = 12,28$, $\lambda_2 = 3,64$ і $\lambda_3 = 2,46$ подані в Таблиці.

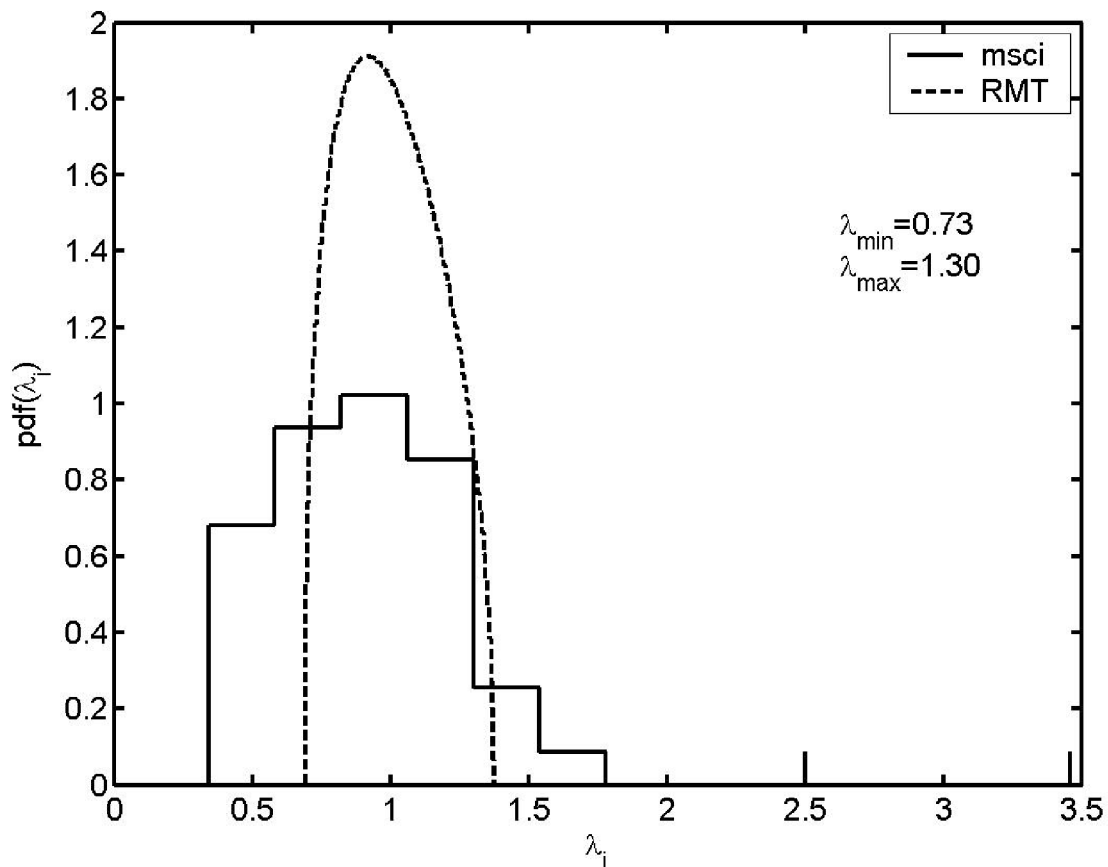


Рис. 2. Порівняння функцій розподілу власних значень матриці взаємних кореляцій для індексів MSCI і випадкової матриці

Перший цікавий результат: всі компоненти найбільшого власного вектора позитивні. Це означає, що немає індексів, антикорельованих з іншими. Оскільки власні вектори, що відповідають різним власним значенням повинні бути ортогональні між собою, інші власні вектори містять від'ємні компоненти.

З таблиці видно, що перший (найбільший) власний вектор має сильну підтримку в Європейських і Американських секторах, тоді як його компоненти в Азіатському секторі дещо менші (але все-таки позитивні). Другий власний вектор є в значній мірі залежним від Азіатських країн, третій - від Американських країн.

Таблиця. Компоненти u_i^k власних векторів перших $k = 3$ найбільших власних значень

Країна	u_i^1	Країна	u_i^2	Країна	u_i^3
Франція	0,246	Гонконг	0,300	США	0,363
Нідерланди	0,239	Китай	0,281	Мексика	0,354
Іспанія	0,231	Корея	0,280	Бразилія	0,304
Німеччина	0,231	Сінгапур	0,273	Канада	0,274
Італія	0,223	Таїланд	0,254	Ізраїль	0,246
Великобританія	0,221	Японія	0,241	Чілі	0,210
Швеція	0,218	Тайвань	0,218	Аргентина	0,208
Швейцарія	0,211	Малайзія	0,209	Росія	0,125
Бельгія	0,201	Філіппіни	0,199	Венесуела	0,083
Норвегія	0,186	Австралія	0,198	Фінляндія	0,063
Фінляндія	0,184	Індонезія	0,197	Німеччина	0,055
Данія	0,180	Індія	0,170	Перу	0,045
Португалія	0,176	Нова Зеландія	0,145	Китай	0,027

Інше цікаве спостереження полягає у тому, що всі компоненти трьох власних векторів для деяких емерджентних ринків (Китай, Індія, Пакистан, Росія, Туреччина) є дуже маленькими. Ринки таких країн як Шрі-Ланка, Йорданія, Марокко, Україна практично не корелюють ні із світовим товариством, ні між собою. Це означає, що в першому наближенні ці індекси

взагалі не знаходяться під впливом динаміки світових індексів. У Європі, ми не спостерігали країн без такої кореляції.

Встановивши наявність додатних кореляцій на фондовому ринку, цікаво дослідити їх можливу природу, з'ясувати структурні і систематичні аспекти кореляцій [13, 193]. Матрицю кореляцій можна трансформувати в матрицю відстаней тієї ж розмірності з елементами $d_{ij} = \sqrt{2(1 - c_{ij})}$, $2 \geq d_{ij} \geq 0$. Матриця відстаней використовується для побудови мінімального остівного дерева (minimum spanning tree - MST), яке зв'язує N індексів. MST дозволяє виявити геометричні аспекти кореляцій, присутніх між парами акцій. MST – це граф з N вершинами і $N - 1$ дугами, з якого видно формування кластерів сильно корельованих індексів.

На рисунку 3 відображена самоорганізована кластеризація у системі індексів MSCI. Видно, що індекси згруповані по регіонах, формуючи чітко окреслені окремі блоки: Європейський, Американський і Азіатський кластери. Ринкові індекси Марокко, Росії, України виявилися слабо корельованими. Це свідчить їх випадкове входження до одного з трьох потужних кластерів. Порівняння результатів теорії випадкових матриць і техніки MST говорить про близькість результатів, одержаних в обох випадках.

Ми вважаємо, що спектральний метод аналізу доповнює метод MST для знаходження відновлюваних кореляцій, які містяться в матриці взаємних кореляцій. Однією з сильних сторін спектрального аналізу є те, що він дає ясний кількісний критерій, що дозволяє відділити сигнал від шуму. Також, за всього декількома великими власними значеннями і їх відповідними власними векторами, результати спектрального аналізу легше інтерпретувати і порівняти, скажімо, різні часові періоди, ніж при використуванні техніки MST.

Далі ми співставили поведінку у часі середнього значення коефіцієнта кореляції $\langle C \rangle$ і максимального власного значення λ_{\max} . Розрахунки проводились за алгоритмом рухомого вікна [7, 75]. Вибрався проміжок ряду (вікно), для якого знаходилась матриця взаємних кореляцій, її спектр та середне

значення коефіцієнтів кореляції. Потім вікно зміщувалось з деяким кроком і обчислення повторювались поки не вичерпувався весь часовий ряд.

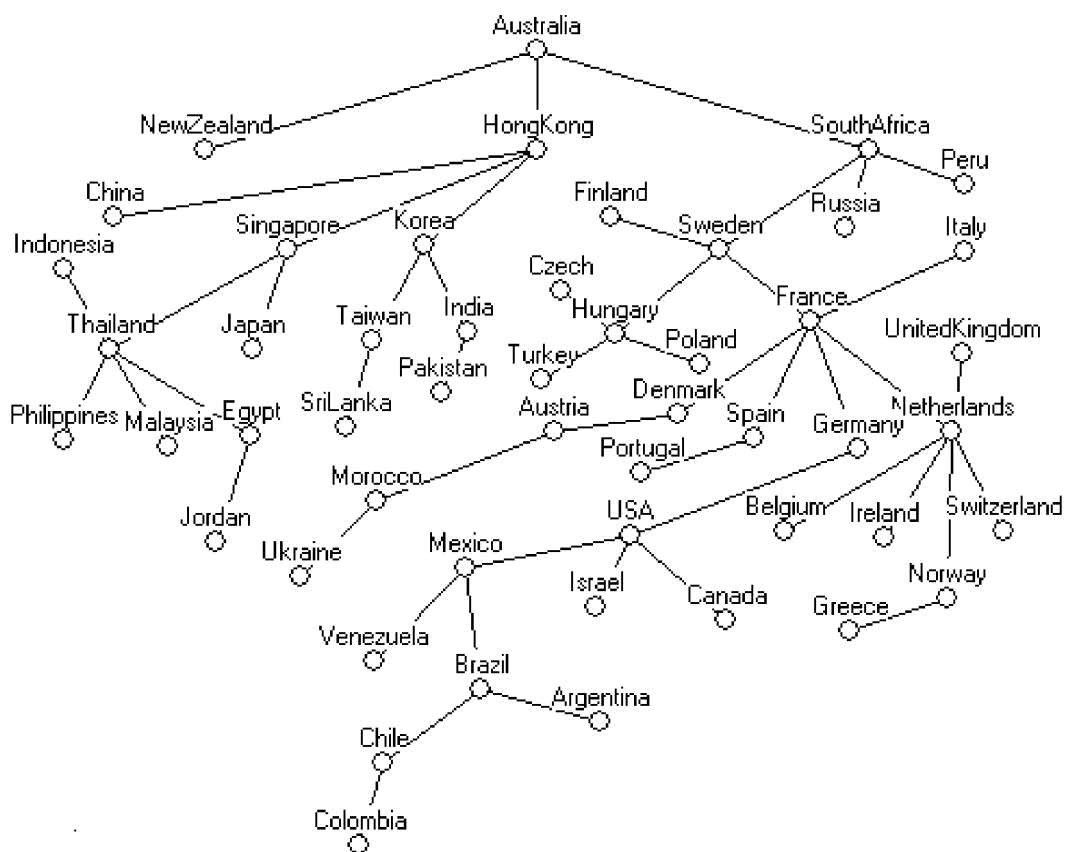


Рис. 3. Мінімальне остівне дерево побудоване на основі матриці взаємних кореляцій між індексами MSCI. Україна представлена індексом ПФТС

З рисунку 4 видно, настільки точно динаміка λ_{\max} відслідковує кореляційні (глобалізаційні) властивості системи. Виходячи з цього, можна припустити, що компоненти власного вектора максимального власного значення можуть служити мірою рівня глобалізації відповідної країни.

Ця точка зору проілюстрована на рис. 5, де компонент найбільшого власного значення розрахований як функція позиції країни за індексом Кірні. Можна бачити чітку кореляцію між рейтингом країни і компонентом максимального власного вектора. Якщо $\langle C \rangle$ відслідковує глобалізаційні тенденції, то її поведінка з часом очевидно вказує на глобалізаційний тренд. Такі тренди дійсно мають місце. Причому не тільки на ринку MSCI (рис. 6).

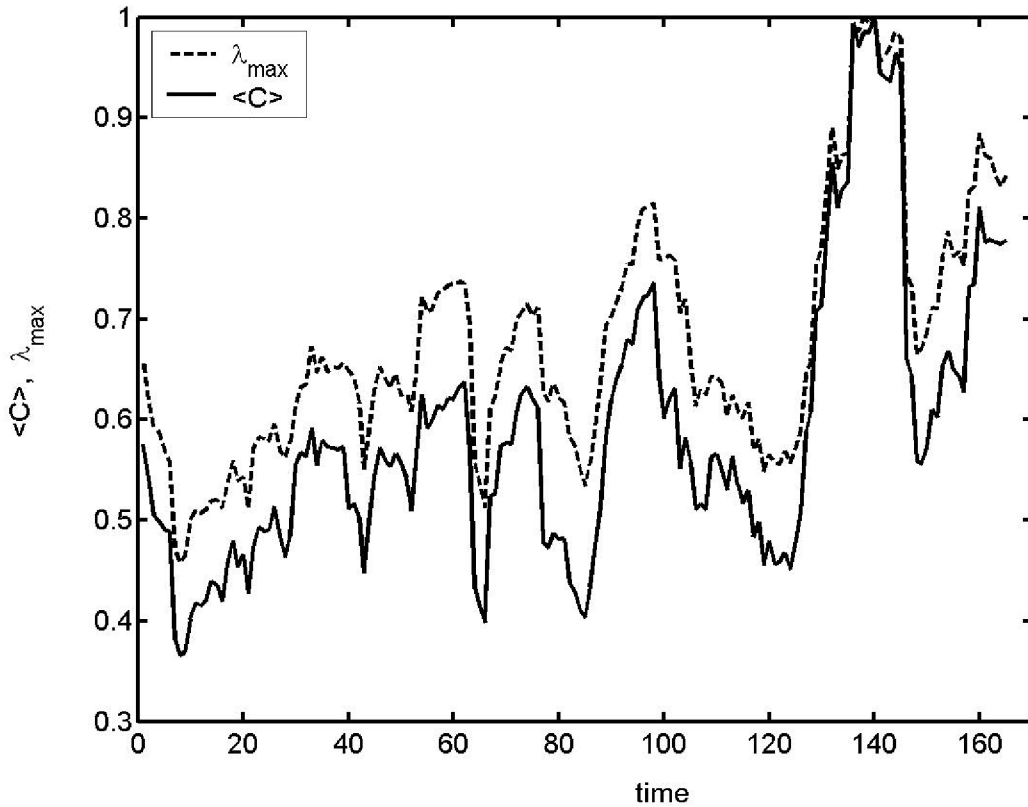


Рис. 4. Динаміка середнього коефіцієнта кореляції і максимального власного значення для ринку MSCI. Довжина вікна 100, а крок 10 днів

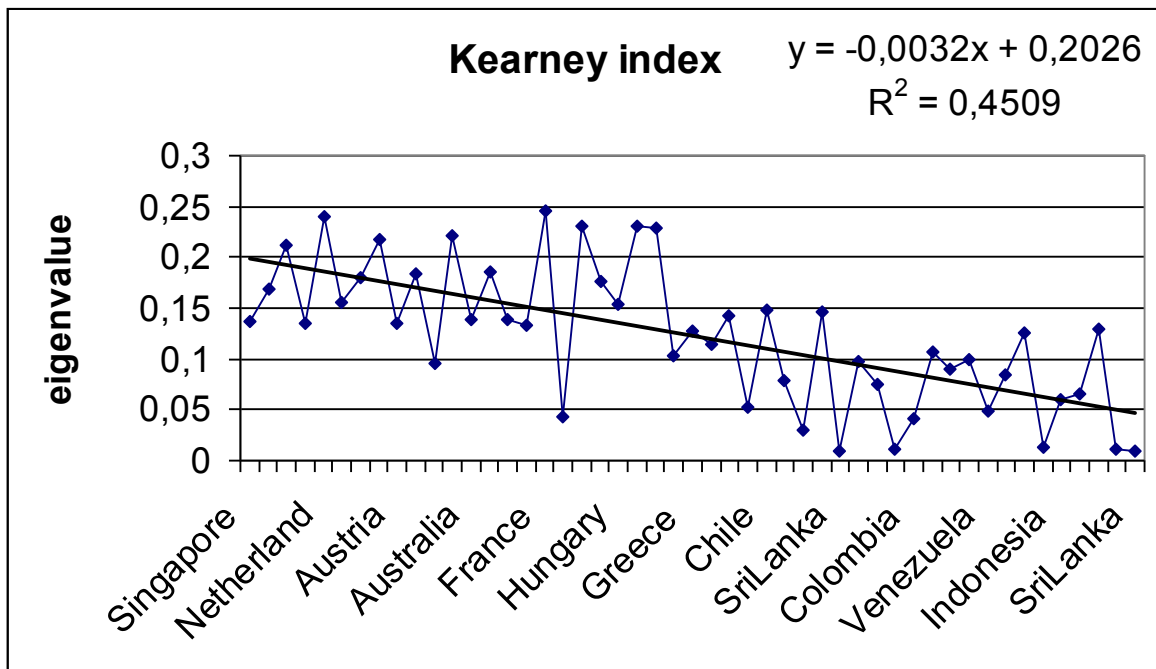


Рис. 5. Компонент максимального власного вектора як функція позиції країни за індексом Кірні

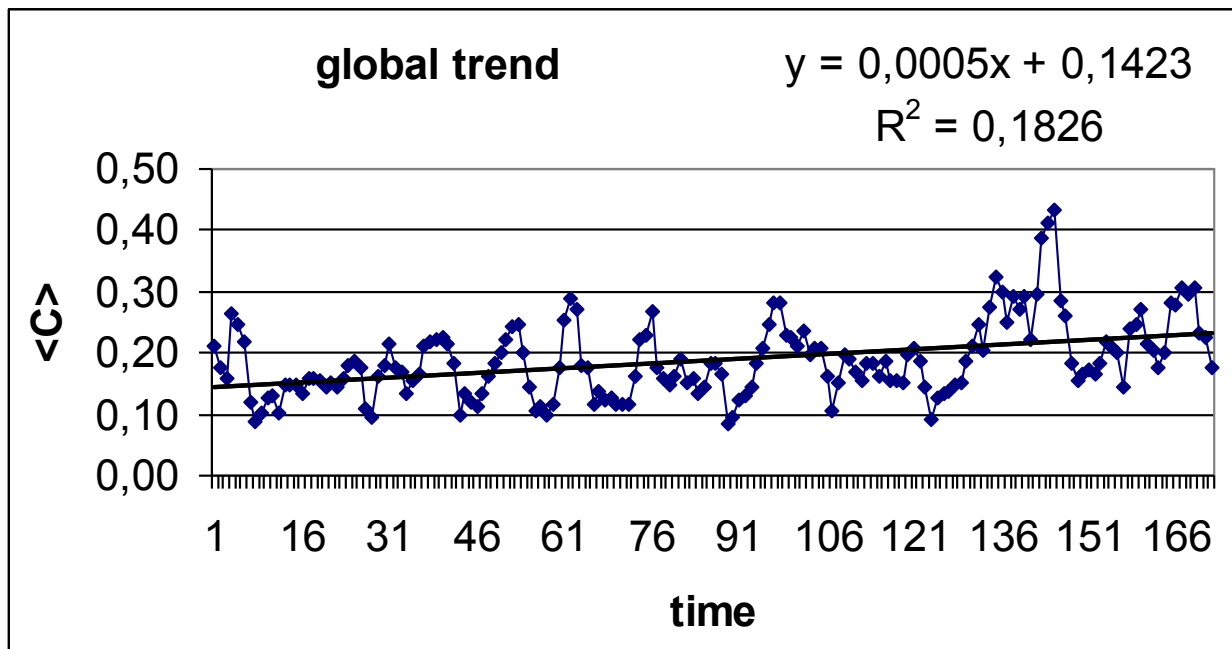


Рис. 6. Динаміка кореляційних властивостей системи індексів MSCI

В умовах зростання глобалізаційних тенденцій на світовому фінансовому ринку надзвичайно важливо забезпечити ефективну диверсифікацію різноманітних портфелів [14, 165]. Відомо, що портфельний ризик зменшуються, якщо акції, які входять до портфеля, відносяться до не пов'язаних між собою активів. В останні роки, наприклад, для портфельних інвесторів надзвичайно привабливим є енергоринок. Це пов'язано із постійним зростанням цін на енергоносії, що змушує включати активи енергокомпаній до своїх портфелів. У цьому випадку портфельні ризики можуть сильно зрости, якщо існує помітна кореляція між ринками енергоресурсів і фінансовими ринками.

Лева частина енергетичного ринку знаходиться в «зоні підвищеного ризику» (зокрема, країни Перської затоки). Часті стрибки цін (нафтові шоки) призводять до підвищеної волатильності цього ринку. Криза на ринку енергоресурсів може потягнути за собою корельовані з ним ринки і спричинити глобальну фінансову кризу. За таких умов важливим питанням є дослідження взаємозв'язку ринку енергоресурсів і фондового ринку, а також визначення основних характеристик цих ринків з метою уможливлення прогнозування характеру їх поведінки при певних умовах. Для цього був проведений

комплексний аналіз поведінки індексів цін на нафту (Amex Oil Index – XOІ) і світового фондового ринку (за даними індексів MSCI).

Нами були проведені дослідження парної кореляції індексів світового фондового ринку з індексом цін на нафту (Amex Oil Index – XOІ). Парна кореляція розраховувалася наступним чином: вибиралося вікно довжиною 100 днів, порівнювалися два відрізка динамічного ряду і знаходилося значення коефіцієнта парної кореляції для цього відрізка часу. Потім вікно зміщувалося на одне значення і процедура розрахунку повторювалася.

Отримані результати показують, що до 2001 року кореляція між вибраними індексами зменшувалась. Але, починаючи з 2001 року і приблизно до кінця 2002 року відбувалося поступове підвищення взаємних кореляцій між фондовими ринками Америки і Європи і ринком енергоресурсів (рис. 8). Характерною при цьому є дата початку зростання кореляцій – 11 вересня 2001 року – дата відомого шоку для світових фінансових ринків. Для країн Азії та Росії і України відсутні помітні кореляції фондових ринків з ринком енергоресурсів (рис. 7).

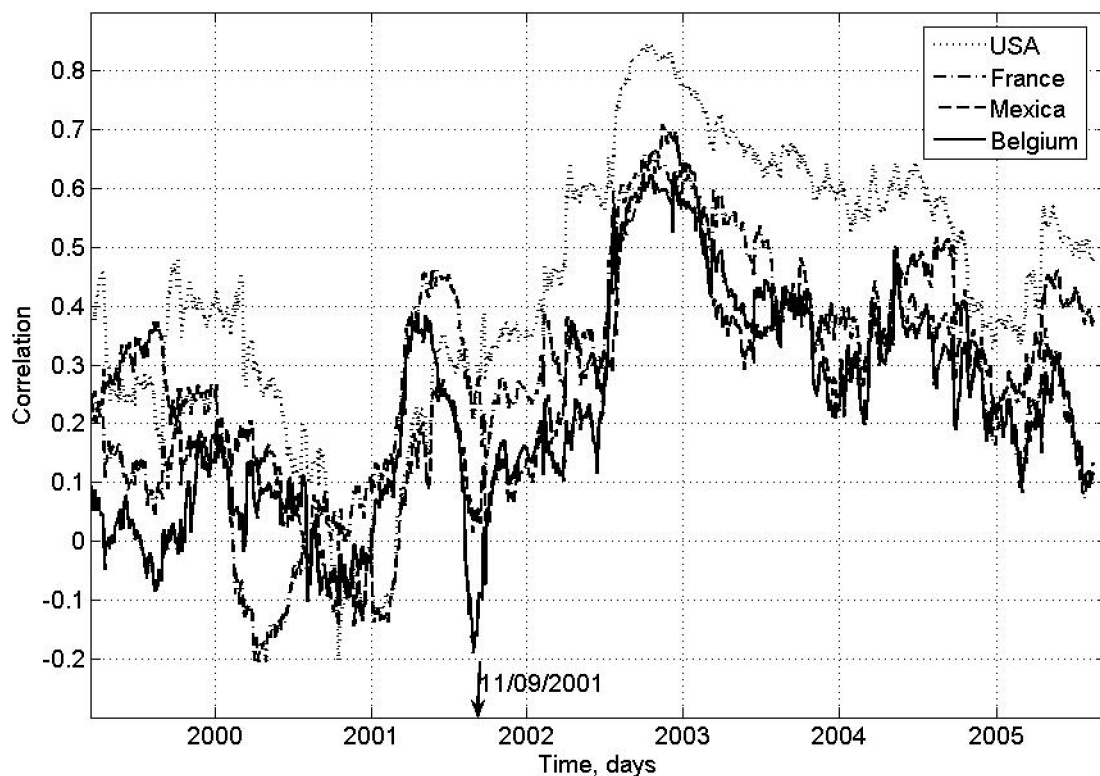


Рис. 7. Поведінка у часі парних кореляцій між вибраними індексами MSCI і індексом XOІ

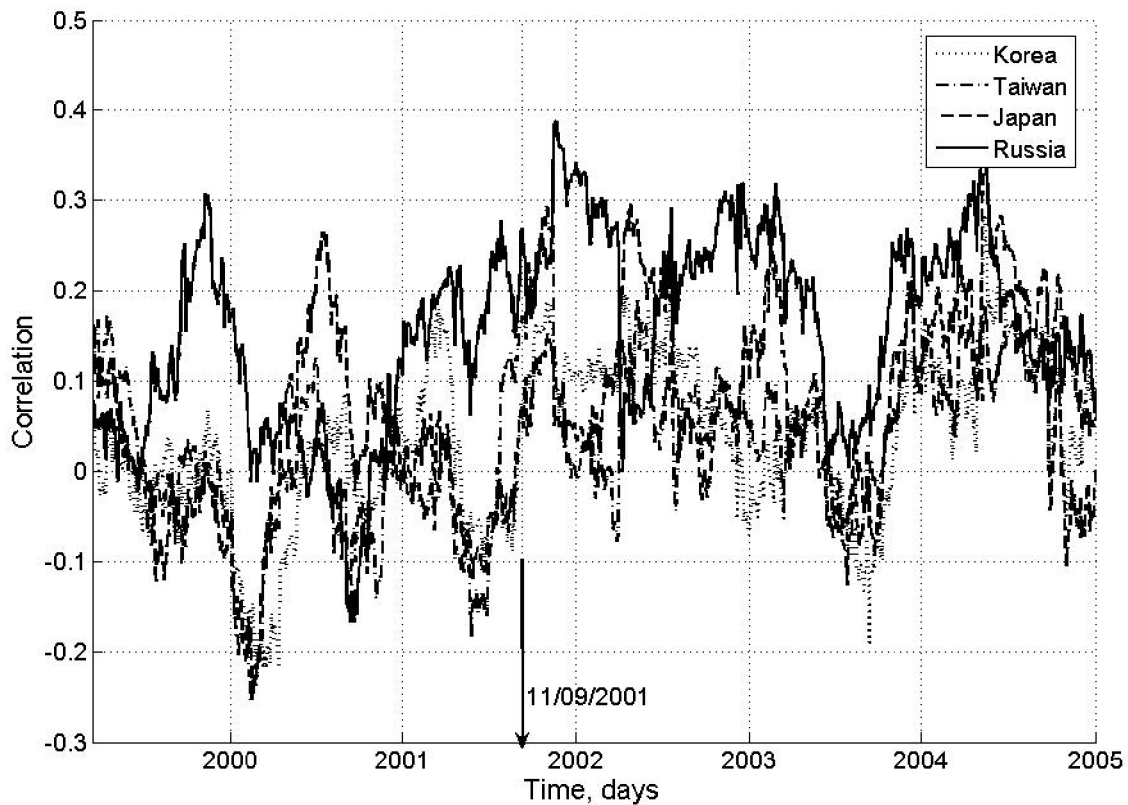


Рис. 8. Поведінка у часі парних кореляцій між індексами країн Азії, Росії і індексом ХОІ

Далі був використаний мультифрактальний аналіз [1, 1145]. Для побудови мультифрактального спектра здійснюється перетворення Лежандра від змінних $\{q, \tau(q)\}$ до змінних $\{\alpha, f(\alpha)\}$ [8, 234]

$$\alpha = \frac{d\tau}{dq},$$

$$f(\alpha) = q \frac{d\tau}{dq} - \tau. \quad (4)$$

Щоб можна було відслідкувати розвиток процесу у часі розрахунок мультифрактального спектра здійснювався наступним чином: від початку вихідного ряду бралось вікно довжиною 256 днів, для якого знаходилася функція $f(\alpha)$, потім вікно зміщувалося з певним кроком і розрахунок повторювався. Результати розрахунків для індексів ХОІ і MSCI зображені на рисунках 9 і 10.

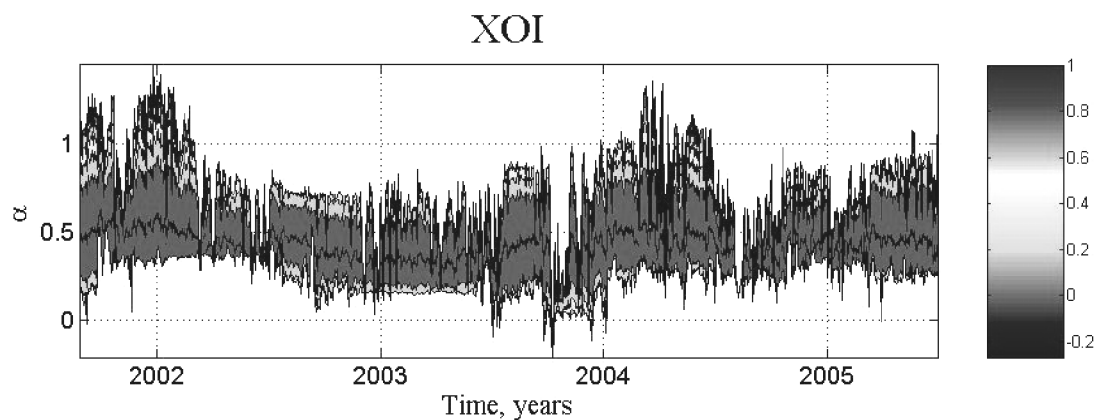


Рис. 9. Мультифрактальний спектр індексу XOI.

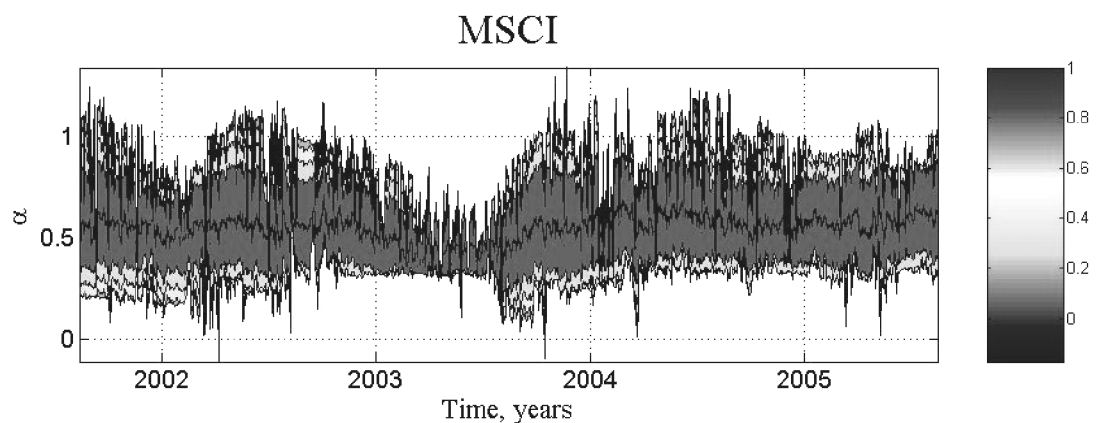


Рис. 10. Мультифрактальний спектр індексу MSCI.

Широкий мультифрактальний спектр індексу фондового ринку свідчить про здоровий розвиток процесів на даному ринку [8, 235]. Взагалі широкий мультифрактальний спектр для даного ринку є закономірним, бо фондовий ринок являється ринком з класичною конкуренцією.

Але на фоні загальної позитивної картини різке стиснення мультифрактального спектру фондового ринку, яке почалося на початку 2003 і продовжувалося до середини 2003 року вказує на наявність кризових явищ. Важливим і цікавим фактом являється те, що саме в цей період спостерігається досягнення найвищих парних кореляцій між фондовим ринком і енергоринком.

Для ринку енергоресурсів вузький мультифрактальний спектр являється наслідком втручання в природний процес формування цін на енергоресурси з боку країн, які являються головними експортерами нафти, а також напруженою ситуацією в країнах Перської затоки.

Порівняльний аналіз спектра сингулярності двох ринків, а саме, різниці максимального і мінімального значень α , дозволяє більш наглядно проаналізувати зміну ширини мультифрактального спектру цих ринків

$$\Delta S = \alpha_{\max} - \alpha_{\min} . \quad (5)$$

Результат порівняння зображено на рис. 11.

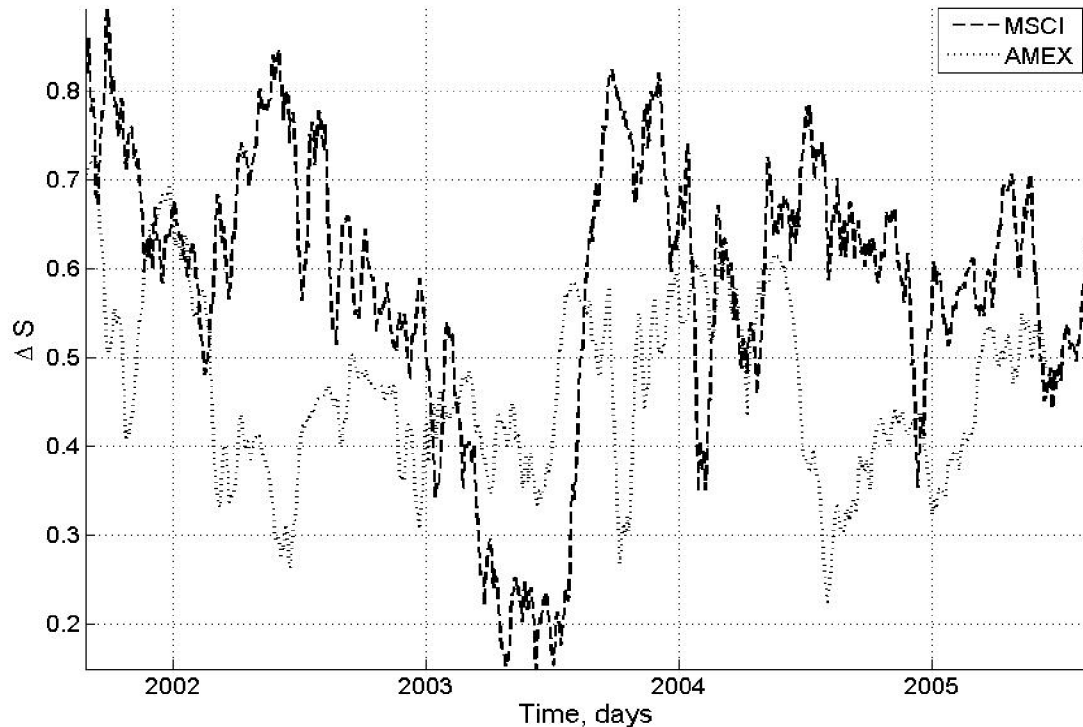


Рис. 11. Порівняльний аналіз спектра сингулярності індексів фондового ринку (MSCI) і ринку енергоресурсів (XOI).

Використання вейвлет-аналізу дозволило дослідити поведінку ринків на різних частотах.

Висновки. Таким чином, процеси глобалізації можна відслідковувати, аналізуючи матрицю взаємних кореляцій активів, які характеризують вибрані країни чи регіони. Фільтрація випадкових взаємодій відбувається методом випадкової матриці. Значимі кореляції місять інформацію як про самоорганізовану кластерну структуру світового ринку, так і про видимі тренди розвитку світової економічної системи. Проведений аналіз показав, що фінансовий ринок являється вразливим до кризових ситуацій на енергоринку. І навіть при відсутності значних кореляцій між цими ринками фондовий ринок, у зв'язку з притаманною йому високою персистентністю, обов'язково відчує з

часом кризи ринку енергоресурсів і відповідним чином на неї зреагує. Вкладання ж коштів в активи енергокомпаній в умовах кризового становища має невиправдано високий ризик.

Література

1. Астафьева Н.М. Вейвлет-анализ: основы теории и примеры применения // Успехи физических наук. 1996, т.166, №11.-С.1145-1170
2. Ганчук А.А., Соловйов В.М. Особливості нелінійної динаміки світового фондового ринку // Ринок цінних паперів України, 2005, №5-6.-С.65-71
3. Дербенцев В.Д., Соловйов В.М., Сердюк О.А. Передвісники критичних явищ в складних економічних системах // Моделирование нелинейной динамики экономических систем, 2005, №1 –Донецк: ДонНУ.-С.5-13
4. Козлов Н.Б. Формирование рынка ценных бумаг в постсоциалистических странах.- М.: ИМЭПИ РАН, 2002.-316с.
5. 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.
6. Соловйов В.М., Сердюк О.А., Нагібас А.О. Моделювання процесів самоорганізації в фінансово-економічних системах // Вісник Східноукраїнського національного університету ім.Володимира Даля, 2003, №7(65).-С.205-212
7. Соловйов В.М., Соловйова В.М. Кореляційні, спектральні і структурні властивості фондового ринку України // Міжвідомчий наук. збірник “Моделювання та інформаційні системи в економіці” – Київ: КНЕУ, 2005, вип.72, с.75-86
8. Соловйов В.М., Нечаєв 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
9. www.etkearney.com

10.<http://www.msci.com>

11.<http://www.kinto.com>

12.Maslov S. Measures of globalization based on cross-correlations of world financial indices // Physica A, 2001, v.301.-P.397-406

13.R.N. Mantegna, Hierarchical structure in financial markets, Eur. Phys. J., 1999, v.25. P. 193–197

14.Plerou, V., Gopikrishnan P., Rosenow B., Amaral N.L.A., Guhr T., Stanley H.E. // Physical Review E, 2002, v. 65, P.066126-066179

31.10.2005 р.

Ганчук А.А.

Рибчинська О.М.

Соловйов В.М.