М.В. Голованенко, канд. екон. наук, доц.

ОЦІНКА СТАБІЛЬНОСТІ ПРОМИСЛОВОСТІ КРАЇН ЄС З ВИКОРИСТАННЯМ R/S АНАЛІЗУ

В статті розглянуто методику застосування R/S аналізу для визначення показника Херста на прикладі індексів промислового виробництва окремих країн ЄС. Отримані результати свідчать про можливість використання показників Херста в якості індикаторів стабільності економіки, а також як інструменту діагностування кризи.

In the article the methodic of application of R/S analysis for Hurst exponent evaluation for indexes of industrial production of EU countries is considered. The obtained results are proving the possibility of using Hurst exponent as indicator of the economic stability and the instrument of diagnostic of the crisis.

Ключові слова: фрактал, R/S аналіз, показник Херста, промислове виробництво, стабільність.

Keywords: fractal, R/S analysis, Hurst exponent, industrial production, sustainability.

Виникнення світової фінансово-економічної кризи спричинило зростання зацікавленості в інструментарії діагностування динаміки економічних систем, який дозволяв би надійно ідентифікувати загрозливі тенденції. На жаль, той факт, що масштаби кризи виявилися несподіваними як для урядів, так і для дослідників-економістів, свідчить про недостатню ефективність традиційних методів оцінки і прогнозування.

У зв'язку з цим виглядає привабливим застосування альтернативних інструментів дослідження випадкових систем, зокрема, фрактального аналізу. Становлення фрактального аналізу пов'язують з ім'ям Б. Мандельброта, який вперше запропонував використовувати термін «фрактал» для позначення природних форм, які не відповідали стандартам евклідової геометрії [1, с.13]. Істотний внесок в розвиток методики використання фрактального аналізу для дослідження економічних явищ здійснено Е. Петерсом, який займався дослідженням фондових та валютних ринків. Заслуговує на особливу увагу описана ним методика здійснення R/S аналізу [2, с.107-109; 3, с. 69-70]. Вона дозволяє за емпіричними даними оцінити значення показника Херста, а також визначити усереднену тривалість циклів, навіть якщо вони мають нестабільний період. Серед українських економістів фрактальний аналіз при дослідження фінансових ринків використовують Полшков Ю.М. [4, с.553-557], Хіміченко І.В. [5, с.107-114]. Також Погасій С.С. використовує саме метод R/S аналізу для вивчення динаміки валютного курсу гривні по відношення до долара США [6, с.477-482]. В роботі Хавалко В.М. застосовується фрактальний аналіз для моделювання динаміки регіональних економічних процесів [7, с.573-578].

В роботі Е. Петерса, крім досліджень фінансового ринку, також наведено результати R/S аналізу динаміки промислового виробництва США. Для цього автор використовував дані за 40 років з щомісячною періодичністю – з січня 1950 р. по січень 1990 р., тобто біля 480 спостережень. При цьому він, посилаючись на Е. Федера, зазначає, що результати аналізу з кількістю спостережень менше 2500 можуть бути поставлені під сумнів [2, с.109]. Все ж він проводить аналіз зі значно меншою кількістю спостережень, і результати цього аналізу можна вважати прийнятними. Проте формування ряду навіть довжиною в 40 років з щомісячною періодичністю для багатьох країн теж є проблемним. Тож виникає питання, чи не можна ще зменшити кількість спостережень без істотної шкоди для результатів аналізу. Точніше, не було відповіді на питання, як міняються значення показника Херста, обчисленні по даних різних країн за однаковий період, при зміні тривалості цього періоду. Якщо показник Херста міняється узгоджено, тоді хоча його абсолютне значення не є інформативним, проте його можна використовувати для порівняльного аналізу. Також не розкрито питання, як впливає глобальна економічна криза на значення показника Херста, оскільки протягом досліджуваного Е. Петерсом періоду такого роду явища просто не спостерігалися.

Отже метою даної статі є вирішення таких завдань. По-перше, слід провести апробацію запропонованої Е. Петерсом методики проведення R/S аналізу на прикладі динаміки індексів промислового виробництва окремих країн ЄС. По-друге, слід оцінити, наскільки адекватними є результати розрахунку показника Херста для щомісячного ряду даних, що починається з середини 1990-х років. По-третє, слід з'ясувати, чи не існує зв'язку між значеннями показника Херста та рівнем шкоди, яку завдала криза економіці окремих країн. По-четверте, необхідно визначити, чи дозволяє R/S аналіз при використанні вибірок критично малих розмірів (до 200 спостережень) оцінювати тривалість циклічних коливань.

Вибір промисловості країн ЄС в якості інформаційної бази для проведення дослідження пояснюється такими факторами. По-перше, завдяки Євростату наявний відкритий доступ до необхідних інформаційних баз через його офіційний веб-сайт [8]. При цьому інтерфейс сайту дозволяє користувачеві формувати запит і отримувати лише необхідну йому інформацію у доволі зручному для машинної обробки форматі. По-друге, ряди динаміки індексів промислового виробництва по окремих країнах (зокрема, Німеччині, Великобританії) наявні за період, що охоплює більше, ніж 200 спостережень. Це дозволяє оцінювати стійкість обчислених значень показника Херста до зміни тривалості періоду спостережень. По-третє, динаміка індексів по окремих країнах ЄС наведена в єдиному форматі, обчислена за єдиною методикою, що зменшує імовірність помилок при порівнянні результатів аналізу для різних країн.

Для проведення необхідних обчислень обрано табличний процесор MS Excel. Це пояснюється як наявністю зручного інтерфейсу для ручної обробки даних, так і можливості використання вбудованої мови програмування VBA (Visual Basic for Applications) для автоматизації основної частини механічних обчислень.

Розглянемо алгоритм проведення R/S аналізу на основі адаптації методики, наведеної в роботі Е. Петерса [3, с. 69-70].

Отже, припустимо, ми маємо вихідний ряд індексів промислового виробництва. Позначимо їх x_t, t є [1, T], де T – загальна кількість спостережень.

Першим кроком є обчислення логарифмів відношень значення індексу поточного періоду до попереднього (для базисних індексів). Якщо індекси ланцюгові, то відношення брати непотрібно, можна просто обчислити логарифм індексу для кожного періоду. Формула[7] обчислень в разі використання вихідного ряду з базисними індексами має вигляд:

$$y_t = \log_{10}(x_t / x_{t-1}),\ t \in [2, T]. \qquad (1)$$

В результаті цієї процедури кількість спостережень зменшиться на 1 і становитиме T-1. Для зручності перепозначимо індекси отриманих логарифмів з t на i. Кількість таких змінних позначимо N, при цьому N=T-1. Отже, наш досліджуваний ряд тепер складається зі змінних y_i, де і є [1, N].

Другим кроком є початок ітераційного циклу обчислення показника $(R/S)_j$, де j – номер ітерації. Полягає цей крок у поділі загальної вибірки з N змінних на інтервали довжини M_j змінних. Кількість таких інтервалів становитиме Q_j, при цьому $Q_j=N/M_j$.

При виборі M_j слід враховувати такі обмеження. Мінімальне значення M_j не повинно бути менше 10. Таку рекомендацію наводить Е. Петерс, посилаючись на емпіричний досвід [3, с. 70]. Звичайно, при невеликих вибірках таке обмеження істотно зменшує кількість спостережень при подальшому аналізі. Тому була здійснена спроба перевірити можливість побудови підінтервалів з $M_j<10$. На жаль, слід констатувати, що при таких значеннях дійсно спостерігається ефект, за висловом Е. Петерса, «нестабільності оцінок». Отже, обмеження мінімального значення M_j є істотним.

Максимальне значення M_j не повинно перевищувати N/2, для того, щоб отримати хоча б два інтервали.

Крім обмеження мінімального та максимального значення M_j, ще існує така вимога, як кратність N до M_j, яка повинна забезпечити ціле значення кількості інтервалів Q. Іншими словами, загальна вибірка повинна бути повністю розділена на інтервали однакової довжини. На практиці, така вимога дуже сильно обмежує кількість способів розподілу загальної вибірки N на інтервали M_j. Зрештою, число N може виявитися простим, і тоді таких способів взагалі не існує. Тож виникло питання, наскільки істотним виявиться вплив ігнорування цієї вимоги на результати аналізу. Отже, було проведено аналіз, коли враховувались всі можливі значення M_j від 10 до N/2, навіть якщо вони не є дільниками N. Результат виявився незадовільним. Тобто нехтування на окремих j-х ітераціях тої частини загальної вибірки N, яка не покривалась цілим значенням інтервалу довжини M_j, істотно впливало на значення показника $(R/S)_j$, що зрештою позначалось і на показнику Херста.

[7] Логарифм в цій та інших формулах не обов'язково десятковий, може бути натуральний тощо

Тому для забезпечення хоча б мінімальної кількості спостережень для подальшого обчислення показника Херста предметом оптимізації стало значення N. Тобто підбиралось таке значення N*, яке незначно менше від N, але має значну кількість дільників. На практиці це означає незначне зменшення загальної вибірки, проте дозволяє реалізовувати цей алгоритм при «невдалих» значеннях N (тобто, якщо N – просте число, або має лише один чи два дільники).

Третій крок передбачає обчислення середнього значення для кожного інтервалу довжини M_j, отриманого на попередньому кроці. Позначимо q – номер інтервалу M_j, що розглядається, q є [1, Q]. Тоді формула[8] для обчислення середнього значення по інтервалу q матиме вигляд:

$$E_q = \frac{1}{M} \sum_{i=M\cdot(q-1)+1}^{M\cdot q} y_i \,. \qquad (2)$$

Іншими словами, E_q обчислюється як середньоарифметичне значення по y_i, які належать до q-го інтервалу.

На четвертому кроці для кожного інтервалу q обчислюються змінні z_{qk}, які являють собою накопичені відхилення y_i від E_q в межах кожного q-го інтервалу. Формула для їх обчислення має вигляд:

$$z_{qk} = \sum_{i=M\cdot(q-1)+1}^{M\cdot(q-1)+k} (y_i - E_q), \;\; \forall k \in [1, M] \,. \qquad (3)$$

На п'ятому кроці обчислюється розмах R_q по кожному q-му інтервалу за формулою:

$$R_q = \max_k z_{qk} - \min_k z_{qk} \,. \qquad (4)$$

На шостому кроці обчислюється для кожного інтервалу q стандартне відхилення за формулою:

$$S_q = \sqrt{\frac{1}{M} \sum_{i=M\cdot(q-1)+1}^{M\cdot q} (y_i - E_q)^2} \,. \qquad (5)$$

На сьомому кроці обчислюється значення показника R/S для j-ої ітерації, який являє собою усереднений нормований розмах накопичених відхилень. Формула має вигляд:

$$(R/S)_j = \frac{1}{Q_j} \sum_{q=1}^{Q} \frac{R_q}{S_q} \,. \qquad (6)$$

Ітерація j завершена. Далі переходимо до кроку 2, з метою обрати наступне (більше) значення M_j з врахуванням наведених вище обмежень на значення M_j. Якщо збільшення довжини інтервалу M_j неможливе, тоді переходимо до восьмого кроку, на якому оцінюється значення показника Херста. Вихідною формулою для цього є таке співвідношення:

$$\log_{10}(R/S)_j = \log_{10}(c) + H \cdot \log_{10}(M_j), \qquad (7)$$

де c – певна константа, H – показник Херста.

[8] В цій та подальших формулах M_j записується без індексу j

Для оцінки показника Херста за формулою (7) слід побудувати рівняння однофакторної лінійної регресії, де незалежною змінною буде $\log_{10}(M_j)$, а залежною змінною – $\log_{10}(R/S)_j$. В такому випадку оцінкою показника H буде коефіцієнт при незалежній змінній в рівнянні регресії, що визначає кут нахилу прямої, а координата перетину з віссю ординат (вона ж вільний член рівняння регресії) буде оцінкою $\log_{10}(c)$.

Розглянемо застосування вказаної процедури на основі інформаційних даних по країнах ЄС. Для аналізу було відібрано індекси промислового виробництва країн ЄС в цілому, а також таких країн-членів ЄС, як Німеччина, Великобританія, Франція, Італія, Польща та Греція. Вибір перших чотирьох країн пояснюється тим, що це провідні економічно розвинуті країни, які складають ядро ЄС з самого початку його формування. Польщу обрано як приклад постсоціалістичних країн, які досить вдало здійснили євроінтеграцію на практиці. Вона може слугувати прикладом того, якою могла б бути динаміка розвитку України за умови послідовної й консолідованої реалізації внутрішньої та зовнішньої політики. Грецію обрано як країну, на якій глобальна економічна криза позначилась в найбільш сильний спосіб (звичайно, серед інших країн ЄС).

На час проведення аналізу на сайті Євростату по зазначеному переліку країн були доступні дані з січня 1995 р. по грудень 2009 р. За довший проміжок часу відсутні дані по Польщі та Греції. З врахуванням того, що дані наведені зі щомісячною періодичністю, всього наявно 180 спостережень. Отже, T=180. Оскільки індекси є базисними, то застосовуємо формулу (1) для відношення індексів, в результаті чого число спостережень зменшується до 179 (N=179). Це число (179) є простим, тобто воно не має дільників взагалі. Тому знаходимо близькі до нього числа, що мають максимальну кількість дільників. В число претендентів попадають 176 та 168. Перше з них має 5 дільників, друге 8. Якщо обирати перший варіант, то це означає, що втрачається всього три спостереження і ряд буде починатись з травня 1995 року (ще одне спостереження втрачається через перехід до відношень індексів). В другому випадку втрати будуть більшими і ряд почнеться з січня 1996 р. Оскільки метою дослідження, зокрема, є перевірка стабільності результатів, то було прораховано обидва варіанти. Крім того, для аналізу реакції показника Херста на подальше скорочення розмірів ряду було обрано ще один варіант – 120 спостережень, який має таку ж кількість дільників, як і 168. Для випадку 120 спостережень ряд має починатися з січня 2000 року. Такий варіант цікавий ще і тим, що з 2000 р. в Україні відбувся перехід з галузевої класифікації на класифікацію по видах економічної діяльності, що могло дещо позначиться на індексах промислового виробництва. Тож якщо мати на увазі перспективи аналізу даних по Україні, то найбільш точний з інформаційної точки зору є саме варіант з початку 2000 р.

На рис. 1 показано для ілюстрації, як оцінюється значення показника Херста для щомісячного індексу промислового виробництва країн ЄС з початку 1996 р. по грудень 2009 р.

Як видно на рис. 1, на осі X відображається логарифм довжини інтервалів M_j, на які розбивається загальна вибірка на j-й ітерації. На осі Y відображається логарифм усередненого нормованого розмаху $(R/S)_j$, який обчислюється за формулою (6) на j-й ітерації. В результаті апроксимації отриманих 8 точок лінійним рівнянням регресії, отримується показник H, як коефіцієнт при незалежній змінній X. В наведеному на рис. 1 рівнянні цей коефіцієнт дорівнює 0,8413.

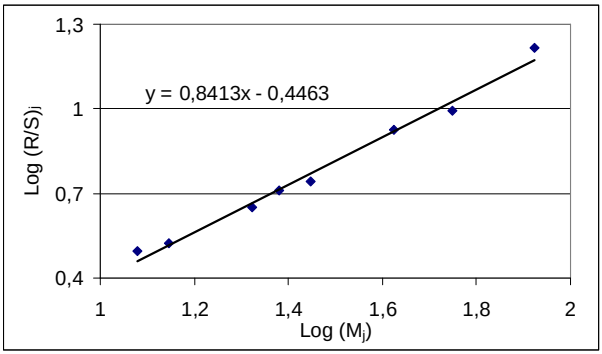


Рис. 1. Оцінка показника Херста для ЄС (27 країн) на основі ряду зі 168 спостережень.

Узагальнені результати оцінки показника Херста для трьох обраних варіантів кількості спостережень наведені в табл. 1. Технічний параметр «кількість дільників» показує на основі якої кількості точок будувалося рівняння регресії, що дало можливість оцінити показник H.

Таблиця 1. Значення показників Херста (H) по країнах ЄС

Країна	Кількість спостережень		
	N=176	N=168	N=120
ЄС (27 країн)	0,86	0,84	0,84
Німеччина	0,75	0,73	0,72
Греція	0,47	0,53	0,45
Польща	0,66	0,61	0,73
Франція	0,74	0,72	0,72
Італія	0,72	0,73	0,75
Великобританія	0,75	0,69	0,67
Кількість дільників	5	8	8

Джерело: власні розрахунки на основі даних Євростату [8]

Прокоментуємо наведені в табл. 1 результати. По-перше, слід зазначити, що теоретично допустимі значення показника Херста коливаються в межах діапазону від 0 до 1. При цьому важливим є той факт, як співвідноситься отримане значення показника H з числом 0,5. Якщо воно більше 0,5, то такий ряд називається персистентний і характеризується наявністю довготривалої пам'яті. Аналіз індексів промислового виробництва США, проведений Е. Петерсом, показав, що значення показника H дорівнює 0,91 [2, с.123]. Це означає, що динаміка даного індексу характеризується персистентністю, як і для більшості інших економічних індикаторів, досліджуваних даним автором.

Отже, для нашого дослідження очікуваними були значення показника H, що теж більше 0,5. Як видно з табл. 1, більшість отриманих значень дійсно істотно вище 0,5. Виключення становлять результати, отримані для Греції. Як видно з табл. 1, значення показника Херста для Греції в залежності від кількості врахованих в обчисленнях спостережень коливається біля 0,5. З теоретичної точки зору значення показника H, яке дорівнює 0,5, означає, що досліджуваний ряд являє собою випадковий процес, подібний до броунівського руху.

Як зазначалося, Греція не випадково була включена до переліку аналізованих країн, як приклад економік, які виявилися нестійкими до негативного впливу глобальної економічної кризи. Тому той факт, що отримане для неї значення показника Херста менше, ніж для всіх інших країн, а також близьке до 0,5, свідчить про перспективність використання цього показника як своєрідного індикатора стабільності економіки.

Також характерно, що максимальне значення показника H отримано для індексу промислового виробництва по країнах ЄС в цілому. Це служить додатковим підтвердженням гіпотези, що більше значення цього показника свідчить про більшу стабільність, оскільки в даному випадку спрацьовує ефект диверсифікації. До подібних висновків приходить і Е. Петерс, коли порівнює результати R/S аналізу динаміки акцій окремих компаній та фондового індексу. Значення показника H для фондового індексу виявляється вищим, ніж для акцій окремих компаній.

Для економічно потужних країн значення показника Херста вийшло доволі високим, хоча відставання показника H кожної окремої країни від ЄС в цілому становило більше 10%. Те, що ці значення значно поступаються результату Е. Петерса, отриманому для США, може бути пояснено двома факторами. Перше – це різниця в охоплених часових періодах та кількості спостережень. Друге – це можлива певна відмінність в методиці. Оскільки, судячи з тексту наведеної ним програми для здійснення R/S аналізу, перед здійсненням основної процедури аналізу ряд даних проходить додаткову обробку. А саме, відфільтровуються автокореляції першого порядку.

Цікавим результат обчислення показника H виявився для Польщі. Перш ніж його проаналізувати, зазначимо, що з точки зори статистичної достовірності результати, отримані для 5 дільників, є найменш точними. Оскільки в даному випадку оцінка показника H здійснювалась на основі регресії, побудованій всього по 5 точках, чого,

звичайно, замало. Отже, ці результати наведені просто для ілюстрації того, що коливання показника H при зміні кількості спостережень[9] дійсно мають місце, але вони не носять радикального характеру. Тобто, наприклад, високоперсистентний ряд (зі значенням H близьким до 1) не перетворюється на антиперсистентний (з H<0,5) або навпаки. Але оцінювати стабільність показника H краще на основі порівняння результатів для 168 та 120 спостережень, які отримані на основі регресії з однаковою кількістю точок (8).

Тож, якщо порівнювати результати для 168 та 120 спостережень, то можна зробити висновок, що значення показника H для провідних країн або взагалі не змінилось (ЄС в цілому, Франція), або змінилось незначно (Німеччина, Італія, Великобританія). Для Греції воно зменшилось, а для Польщі – істотно збільшилось. Якщо врахувати, що 168 спостереженням відповідає період часу з січня 1996 р., а 120 – з січня 2000 р., то такий перехід означає не просто зміну кількості спостережень, а й часового горизонту аналізу. Меншій кількості спостережень відповідає коротший часовий горизонт, якій враховує менш віддалені в часі періоди. Отже, збільшення Польщею показника H для періоду з 2000 р. порівняно з періодом з 1996 р. може інтерпретуватись як тенденція до зростання стабільності промисловості даної країни. Тут слід додатково підкреслити, що стабільність, пов'язана з показником Херста не означає відсутність коливань, їх незначну амплітуду або ще щось в цьому роді. Ця стабільність може ще інтерпретуватись як «трендостійкість», «стабільність тенденцій». І гіпотетично можна стверджувати, що показник Херста є, крім іншого, індикатором стійкості до криз. Втім, таке твердження, звичайно, потребує додаткового обґрунтування.

Взагалі слід зазначити, що для вирішення задачі обчислення значення показника Херста існують і більш прості методи, для яких не треба застосовувати таку досить громіздку ітеративну процедуру, а можна просто скористатися певною єдиною формулою. Проте було обрано саме таку методику, оскільки вона цікава деякими додатковими можливостями, крім власне обчислення показника H. До таких можливостей відноситься оцінка тривалості неперіодичних циклів (визначення періоду втрати «довгострокової пам'яті»), а також оцінка стабільності значення показника Херста. На жаль, слід констатувати, що вирішити задачу оцінки циклічності на основі короткого з точки зору вимог R/S аналізу ряду спостережень дійсно неможливо.

Проведений аналіз дозволяє зробити такі висновки.

Оцінка показників Херста для рядів динаміки промислового виробництва країн ЄС показала принципову можливість обчислення цього показника в умовах обмеженого розміру інформаційних масивів (для кількості спостережень менше 200). При цьому абсолютне значення цього показника може бути поставлено під сумнів, але його використання для цілей порівняння економік різних країн цілком можливе і виправдане.

[9] Точніше при зміні кількості дільників, оскільки варіанти з 176 та 168 спостережень за довжиною вихідного ряду різняться менш, ніж на 5%, а за кількістю точок для побудови регресії – майже вдвічі (8 проти 5).

Характер співвідношення показника Херста ЕС в цілому та окремих країн підтверджує гіпотезу стосовно того, що більше значення даного показника відповідає більш стійким економікам та свідчить про стабільність виявлених тенденцій.

Аномально низьке значення показника Херста, обчислене для Греції, дозволяє висловити гіпотезу про можливість його використання в якості індикатора стійкості до кризи.

Можливості оцінки тривалості циклічних коливань з використанням R/S аналізу на основі рядів даних з кількістю спостережень біля 200 не виявлено.

Перспективи подальших досліджень полягають в перевірці виявлених закономірностей з використанням даних ширшого кола країн, які зазнали втрат внаслідок економічної кризи, зокрема, України.

Література:

1. Мандельброт Б. Фрактальная геометрия природы. – М.: Институт компьютерных исследований, 2002. – 656 с.
2. Петерс Э. Хаос и порядок на рынках капитала. Новый аналитический взгляд на циклы, цены и изменчивость рынка: Пер. с англ. – М.: Мир, 2000. – 333 с.
3. Петерс Э.Э. Фрактальный анализ финансовых рынков: применение теории хаоса в инвестициях и экономике. – М.: Интернет-трейдинг, 2004. – 304 с.
4. Полшков Ю.Н. Моделирование поведения международных фондовых рынков с помощью фрактального анализа // Проблемы развития внешнеэкономических связей и привлечения иностранных инвестиций: региональный аспект. – Донецк, 2004. – Ч.2. – С.553-557.
5. Химиченко И.В. Фрактальный анализ финансовых рынков // Моделювання та інформаційні технології. – К., 2008. – Вип. 48. – С.107–114.
6. Погасий С.С. Исследование динамики валютного курса гривны к доллару США методом R/S-анализа // Економіка: проблеми теорії та практики. – Д., 2003. – Вип.182, т.2. – С.477–482.
7. Хавалко В.М. Інформаційно-фрактальні засоби моделювання складних економічних процесів в регіоні // Соціально-економічні дослідження в перехідний період. – Львів, 2000. – Вип.16. – С.573–578.
8. Офіційний сайт Євростату - http://nui.epp.eurostat.ec.europa.eu.