

/ Т. О. Колодізева, Г. Р. Руденко // Збірник статей Міжнар. науково-практичної конф. "Проблеми та шляхи вдосконалення економічного механізму підприємницької діяльності". – Харків : Вид. ХНЕУ, 2009. – С. 30–31. 10. Посилкіна О. В. Фармацевтична логістика : монографія / О. В. Посилкіна, Р. В. Сагайдак, Б. П. Громовик ; за ред. О. В. Посилкіної. – Харків : Вид-во НФаУ : Золоті сторінки, 2004. – 320 с.

Стаття надійшла до редакції
15.02.2010 р.

УДК 330.46:519.246.8

Грицюк П. М.

ДОСЛІДЖЕННЯ ПРОЯВІВ ХАОТИЧНОЇ ДИНАМІКИ У СИСТЕМІ ЗЕРНОВИРОБНИЦТВА УКРАЇНИ

Анотація. Присвячено аналізу виявлення нелінійної динаміки у рядах врожайності озимої пшениці. Головною метою досліджень є знаходження таких характеристик системи зерновиробництва, як розмірність вкладень, кореляційна розмірність та старший показник Ляпунова.

Аннотация. Посвящено анализу проявлений нелинейной динамики в рядах урожайности озимой пшеницы. Главной целью исследований является нахождение таких характеристик системы зернопроизводства, как размерность вложения, корреляционная размерность и старший показатель Ляпунова.

Annotation. This article is devoted to the analysis of nonlinear dynamics presence in winter wheat yield time series. The main target of the research is to find such characteristics of grain production system as the embedding dimension, the correlation dimension and the Lyapunov exponent.

Ключові слова: хаотична динаміка, фазовий портрет, розмірник складення, кореляційний розмірник, показник Ляпунова.

Дослідження останніх років показують, що часто поведінка економічних систем містить риси хаотичної динаміки [1–2]. Хаотична поведінка дозволяє системі здійснювати вільний вибір варіанта подальшого розвитку з цілого спектра можливих напрямків. Якщо рівноважний стан є необхідною умовою для стаціонарного існування систем, то хаотичні режими функціонування є моментами переходу в точках біфуркації у якісно новий стан, в якому система може здобути вищий рівень організації та продуктивності [3]. Вважається, що наявність нерівноважних станів та процесів самоорганізації систем є визначальною умовою для забезпечення оптимальної поведінки складних систем. Застосування методів хаотичної динаміки до дослідження часових рядів дозволяє реалізувати етап перед-модельної підготовки системи. Цей етап включає: визначення мінімальної розмірності фазового простору, яка є достатньою для побудови адекватної моделі системи; побудову фазового портрету системи; визначення кореляційної розмірності – однієї з основних характеристик

хаотичної динаміки системи; оцінка старшого показника Ляпунова, який визначає ступінь хаотичності системи та максимальний горизонт її прогнозованості. Метою даної роботи є виявлення ознак хаотичної динаміки у змінах врожайності озимої пшениці. Вихідними даними служать ряди врожайності для областей України за період 1955 – 2008 роки (дані Держкомстат України).

Побудова тренду врожайності. Для дослідження динамічних характеристик системи зерновиробництва необхідно вилучити тренд часових рядів врожайності. Спільною рисою динаміки врожайності озимої пшениці в усіх досліджуваних областях є: зростання врожайності на проміжку 1955 – 1990 роки, спадання врожайності у 90-х роках і стабілізація врожайності в останнє десятиріччя (рис. 1).

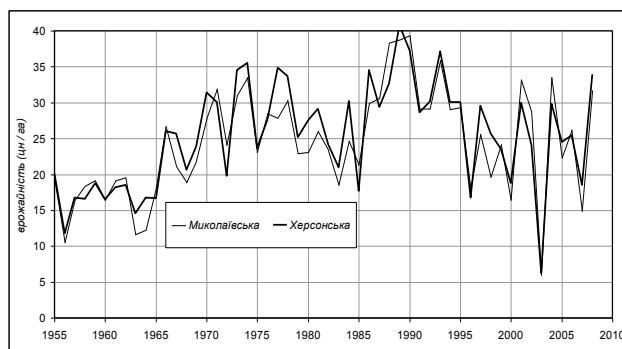


Рис. 1. Динаміка врожайності озимої пшениці у Херсонській та Миколаївській областях

Вибір тренду для описання такої динаміки не є однозначною задачею. Одним з варіантів є гармонічна модель тренду

$$trend = a_0 + a_1 \cos \frac{2\pi}{T} t + b_1 \sin \frac{2\pi}{T} t, \quad (1)$$

де $t = 1, 2, \dots, n$ – час (роки);

a_0, a_1, b_1 – коефіцієнти.

Гармонічна модель дозволяє моделювати зростання та спадання врожайності на різних часових проміжках. Аналіз залишків моделі (1) підтвердив її адекватність [4]. Параметри гармонічної моделі для кожної з областей були отримані в результаті гармонічного аналізу вихідних рядів врожайності. Після вилучення тренду були отримані стаціонарні ряди залишків, які і стали основним предметом досліджень. Перевірка відповідності закону розподілу об'єднаної вибірки залишків гармонічного тренду до нормального була здійснена за допомогою критерію згоди Пірсона і привела до відхилення гіпотези про нормальний розподіл. Причиною є "важкі хвости" в області додатних і, особливо, від'ємних значень.

Циклічна поведінка залишків. На перший погляд ряди залишків виглядають випадковими. Однак, більш глибокі дослідження дозволяють відслідкувати цикли у поведінці залишків часових рядів врожайності. Циклічна поведінка ряду є свідченням динаміки явних або прихованих чинників. Гармонічний аналіз залишків часових рядів врожайності озимої пшениці дозволяє розділити всі області на дві групи: 16 областей центрально-східного регіону України (83 % валового збору), для яких властива циклічна динаміка врожайності озимої пшениці з періодами повторень 4 роки і 16–18 років, та 9 областей західного регіону (17 %

валового збору), для яких характерна більш стохастична динаміка [5]. Подальші дослідження динамічних характеристик системи зерновиробництва проведемо на областях першої групи. Наявність стабільних і чітко виражених циклів врожайності у цих областях свідчить про переважно детермінований характер системи зерновиробництва. Близькі значення періодів циклів дозволяють розглядати ці області як єдиний статистичний ансамбль. З фізичної точки зору це відповідає проведенню 16 дослідів над одним і тим же об'єктом при стабільних зовнішніх умовах. Розмір досліджуваної вибірки ($16 \times 54 = 864$) є достатнім для отримання достовірних висновків як методами звичайної статистики, так і методами хаотичної динаміки.

Згладжування ряду залишків. Кожен часовий ряд, який продукується природною чи економічною системою, є значною мірою зашумленим. Для виявлення прихованої динаміки необхідно відфільтрувати високочастотні шуми, які є проявами стохастичної поведінки системи. Найпростішим методом фільтрування високочастотних шумів є лінійне згладжування ряду з використанням прямокутного вікна заданої ширини w . Інша назва цього методу – метод ковзного середнього. Метод ковзного середнього дозволяє виявити циклічну поведінку врожайності [5], однак він є недостатнім для більш тонких досліджень, покликаних дослідити прояви хаотичної динаміки у системі. Частотна характеристика прямокутного фільтра має низьку якість, тобто він незадовільно відфільтровує сигнали високої частоти. Опишемо причину цього явища на прикладі одного з найбільш ефективних фільтрів, яким є згортка з використанням дискретного перетворення Фур'є (ДПФ) [6].

Перед обчисленням частотного спектра необхідно вибрати відрізок сигналу, на якому буде обрахований спектр. Довжина відрізка повинна бути степенем двійки (це необхідно для реалізації швидкого перетворення Фур'є – ШПФ). В іншому випадку, сигнал необхідно доповнити нулями до потрібної довжини. При обчисленні спектра вказаним чином є можливим такий небажаний ефект. При розкладі функції в ряд Фур'є вважається, що функція є періодичною, з періодом, який дорівнює розміру ШПФ. Обчислюється спектр саме такої функції (а не тієї, з якої ми вибрали шматок). При цьому на границях періодів така функція буде мати розриви (оскільки вихідна функція не була періодичною). А розриви у функції сильно відображаються на її спектрі, спотворюючи його.

Для покращення частотної характеристики фільтра використовують зважуючі коефіцієнти, які плавно зменшують до нуля досліджуваний сигнал на краях вікна. Такі зважуючі вікна мають форму, схожу на гауссіан. Зважуюче вікно пересувають вздовж абсциси по всій часовій області спостереження сигналу. Вибрана для аналізу ділянка сигналу домножується на вагове вікно, яке ліквідує розриви функції при "зациклюванні" даної ділянки сигналу. "Зациклювання" відбувається при дискретному перетворенні Фур'є, бо алгоритм ДПФ базується на припущенні, що функція є періодичною. Ядром згортки служить гаусівська функція

$$K(x, w) = \exp(-x^2 / w), \quad (2)$$

де x – елементи часового ряду;

w – параметр, що визначає півширину часового вікна.

Значення параметра w визначає силу ефекту згладжування. Для ефективного виділення циклів необхідно використовувати фільтр із шириною вікна, яка становить близько половини тривалості гіпотетичного циклу. У

своїх дослідженнях автор використав два фільтри на основі згортки з ДПФ: один – із значенням параметра згладжування $w = 4.5$ (відповідає ширині вікна 9 років); другий – з параметром $w = 1.0$ (відповідає ширині вікна 2 роки). Перший фільтр стирає цикли з періодом 4 роки, але ефективно виділяє цикли з періодом 16 – 18 років (рис. 2). Другий фільтр ефективно виділяє цикли з періодом 4 роки. Як видно з рис. 3, ці цикли не є регулярними. Інколи цикл ледве проявляється, інколи його період замість чотирьох років становить три роки. Алгоритми фільтрування були реалізовані автором з використанням пакета Mathematica.

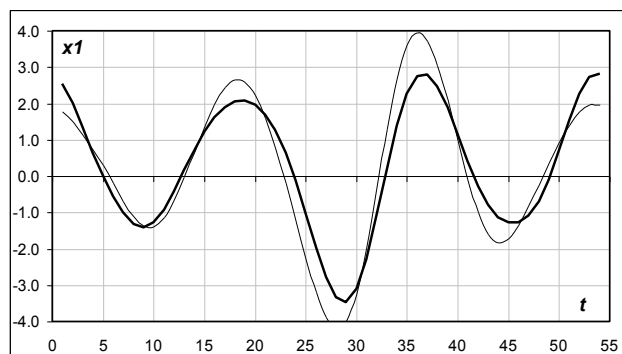


Рис. 2. Згладжені ряди залишків для Херсонської та Миколаївської областей. $w = 4.5$

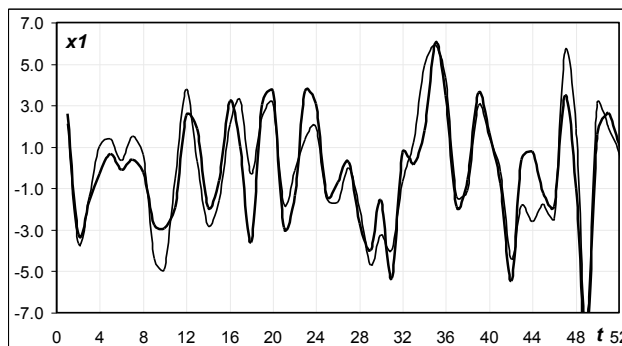


Рис. 3. Згладжені ряди залишків для Херсонської та Миколаївської областей. $w = 1.0$

Для ідентифікації динамічного хаосу у системі необхідно провести комплексне дослідження згладжених рядів залишків, яке включає побудову фазового портрета системи, обчислення розмірності вкладення D , кореляційної розмірності d_c та старшого ляпуновського показника L_1 . При цьому довжина часового ряду повинна складати близько 103 елементів. Доступні нам ряди залишків містять лише 54 елементи. Однак наявність циклів приблизно однакової тривалості дозволяє розглядати кожен ряд як декілька витків фазової траєкторії. Для подальших досліджень автор використовує частково укорочені ряди залишків, які містять по 52 елементи, оскільки такий відрізок ряду містить три цикли (три витки фазової траєкторії) середньою тривалістю 17 років і 13 циклів (13 витків) середньою тривалістю 4 роки. Тобто в нашому розпорядженні буде 48 витків середньої довжини та 208 витків короткої довжини (832 елементи). Згідно з ергодичним принципом такий набір часових рядів можна розглядати як аналог одного часового ряду протяжністю 832 елементи.

Відновлення фазового портрету системи зерновиробництва. Перш за все необхідно встановити мінімальну розмірність вкладення фазового простору, в який можна занурити реальний атрактор динамічної системи без втрати його топологічних властивостей. Для цього, зазвичай, використовують методику Паккарда [7], відому під назвою "метод затримок". Для відновлення фазової траєкторії системи за рядом спостережень однієї змінної x_i необхідно сформувати послідовність D -вимірних векторів Y_i за тим же принципом, що і в задачах автореєсії

$$Y_n = (X_n, X_{n-\tau}, \dots, X_{n-(D-1)\tau})^T. \quad (3)$$

Різні значення часового лагу τ дозволяють розглядати фазовий портрет системи під різними кутами зору. У нашому розпорядженні є не один часовий ряд $\{X_i\}$, а матриця (X_{ij})

$$\begin{pmatrix} X_{11} & X_{21} & \dots & X_{m1} \\ X_{12} & X_{22} & \dots & X_{m2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ X_{1n} & X_{2n} & \dots & X_{mn} \end{pmatrix}. \quad (4)$$

Більшість чисельних методів хаотичної динаміки використовує поняття близькості фазових векторів. Для визначення відстані між векторами зазвичай використовується евклідове визначення відстані. Визначаючи відстань, ми будемо проводити аналіз пар векторів, перший з яких формується на основі k -ї позиції i -го стовпця матриці (X_{ij})

$$Y_{ik} = (X_{i,k}, X_{i,k-\tau}, \dots, X_{i,k-(D-1)\tau})^T, \quad (5)$$

а другий – на основі l -ї позиції j -го стовпця матриці (X_{ij})

$$Y_{jl} = (X_{j,l}, X_{j,l-\tau}, \dots, X_{j,l-(D-1)\tau})^T. \quad (6)$$

Для оцінки мінімальної розмірності вкладення автор використав метод "фальшивих сусідів" [8]. При збільшенні розмірності фазового простору в результаті появи нових ненульових координат відбувається збільшення відстані між двома точками фазового простору. Необхідно підібрати таке число D , щоб при реконструкції фазового простору розмірності D не існувало б векторів – "близьких сусідів" – таких, що при переході до розмірності $D+1$ відстань між ними значно збільшується. Як критерій вибираємо середнє значення коефіцієнта збільшення відстані k між групою векторів – "найближчих сусідів". Кількість "найближчих сусідів" автор змінював у межах від 100 до 150, а отримані результати усереднював. Перед проведенням розрахунків необхідно згладити часові ряди залишків. Залежно від ширини вікна згладжування будуть отримані різні результати. При використанні фільтра із значенням $w=4.5$ автор отримав значення розмірності вкладення $D=4$ (рис. 4).

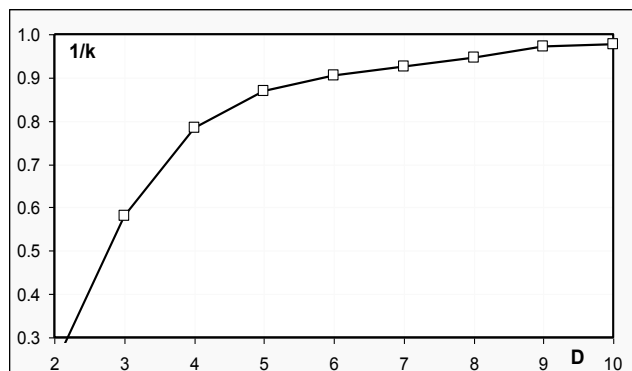


Рис. 4. Визначення мінімальної розмірності вкладення D при $w=4.5$

Саме при цьому значенні розмірності вкладення значення коефіцієнта розтягування наближається до одиниці, тобто розтягування практично припиняється. При використанні фільтра із значенням $w=1.0$ було отримано значення розмірності вкладення $D=6$.

Використаємо методику Паккарда, модифіковану автором для випадку групи коротких часових рядів, для відновлення фазової траєкторії системи за матрицею спостережень (X_{ij}) . Фазовий портрет будується в системі координат $X_1 - X_2$ (X_1 і X_2 – значення врожайності розділені інтервалом τ) і становить набір шістнадцяти відрізків фазової траєкторії, кожен з яких містить цілу кількість циклів з близькими значеннями тривалості циклу. Відповідні витки фазової траєкторії будуть розташовані по сусідству і такий фазовий портрет буде практично таким же, як і портрет, отриманий з єдиного часового ряду. На рис. 5 зображено фазовий портрет системи зерновиробництва, отриманий із ряду залишків, згладжених при $w=4.5$. Поведінка фазової траєкторії системи демонструє яскраво виражену циклічність. Це є підтвердженням детермінованої динамічної поведінки рядів врожайності озимої пшениці у групі виділених областей.

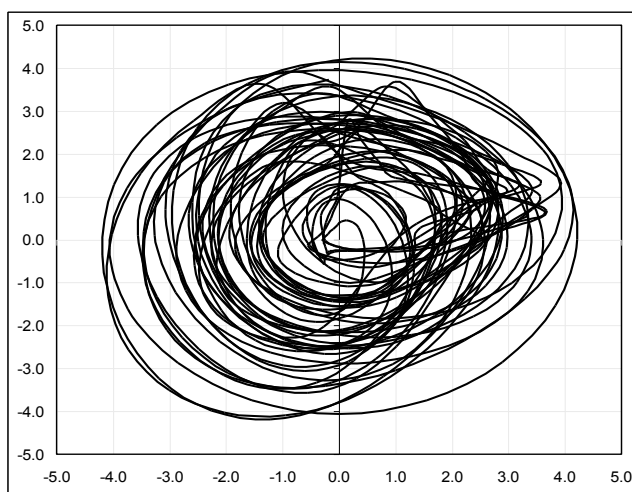


Рис. 5. Двовимірний фазовий портрет системи зерновиробництва. Параметр затримки $\tau=4$, параметр згладжування $w=4.5$

Оцінювання кореляційної розмірності. Для випадкових процесів залежність кореляційної розмірності від розмірності простору вкладення D є монотонно зростаючою [9]. Насичення залежності $d_c(D)$ є ознакою динамічної поведінки системи. Для визначення d_c використовують процедуру Грассбергера – Прокаччі [10]. Згідно із цією процедурою за значення кореляційної розмірності приймають результат насичення залежності $d_c(D)$ за умови, якщо воно відбувається при не дуже великих значеннях розмірності простору вкладення D . В основі процедури визначення кореляційної розмірності лежить поняття кореляційного інтеграла $C_D(r)$:

$$C_D(r) = \frac{1}{N^2} \sum_{i,j=1}^N \Theta(r - |y_{ik} - y_{jl}|). \quad (7)$$

Для побудови фазових векторів y_{ik} та y_{jl} автор використав ряди залишків врожайності, згладжені при $w = 1.0$. При малих r кореляційний інтеграл має вигляд [9]

$$C_D(r) = Ar^d \quad (8)$$

або, після логарифмування,

$$\ln C_D(r) = \ln A + d \ln r. \quad (9)$$

Згідно з рівнянням (9) на графіку залежності $\ln(C_D)$ від $\ln r$ повинна бути прямолінійна ділянка, яка є свідченням самоподібної геометрії фазової траєкторії системи. Будемо збільшувати розмірність простору вкладення D . Починаючи з деякого значення D показник степеня d перестає змінюватися (в межах похибки обчислень). Остаточне значення кореляційної розмірності d визначають із графіка як середнє значення нахилу прямолінійної ділянки графіка, який відповідає розмірності вкладення D , при якій настає насичення.

Автор провів згладжування залишків при значенні параметра $w = 1.0$, що дозволило залишити як цикли тривалістю 16 – 18 років, так і цикли тривалістю 4 роки у досліджуваних рядах. Послідовно збільшуючи значення розмірності вкладення D , автор отримав насичення залежності $d_c(D)$ при розмірності вкладення $D \geq 6$ (рис. 6).

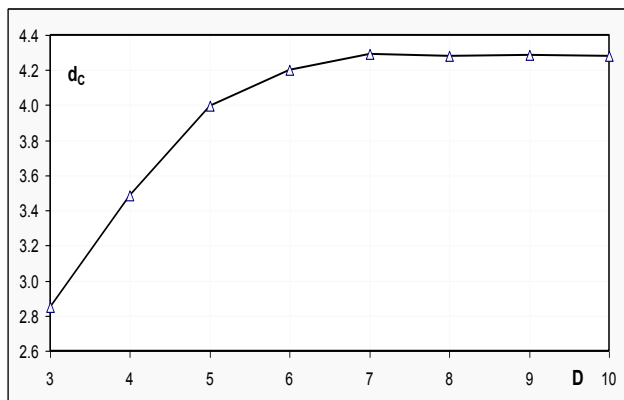


Рис. 6. Залежність кореляційної розмірності d_c від розмірності вкладення D

Автором було отримане значення кореляційної розмірності $d_c = 4.30 \pm 0.06$. Для порівняння наведемо розраховане автором [11] значення кореляційної розмірності системи сонячної активності $d_c = 2.16$. Як бачимо, розмірність системи зерновиробництва є набагато вищою від розмірності системи сонячної активності та інших систем, для яких є характерною поведінка типу "динамічний хаос" [9].

Визначення показника Ляпунова. Важливим показником динамічного хаосу є старший показник Ляпунова L_1 . Позитивне значення показника свідчить про розбігання фазових траєкторій, що є однією з основних ознак хаотичної динаміки системи. Для розрахунку показника Ляпунова за даними часових рядів використовують методику Вольфа [12]. Необхідний ряд, який містить 832 елементи, був отриманий автором методом послідовного об'єднання відрізків згладжених фазових траєкторій ($w = 1.0$), які відповідають різним областям досліджуваної групи. У результаті комп'ютерних розрахунків автор отримав оцінку $L_1 = 0.038$. Розрахунки були проведені для розмірностей вкладення $D = 3 \div 15$. Насичення оцінки показника відбувається при розмірності фазового простору $D = 10 \div 15$ (рис. 7). При розрахунках автором були використані такі параметри: довжина циклу Q – 17 точок часового ряду; час еволюції початкового вектора, який з'єднує дві точки на сусідніх витках траєкторії, – 5 точок. Час затримки τ змінювався в межах

$$Q/D \leq \tau \leq Q/(D-1) \quad (10)$$

і отримані результати усереднювалися. Отримане додатне значення показника Ляпунова служить ознакою наявності хаотичної динаміки у системі і дозволяє оцінити максимальний горизонт прогнозованості врожайності терміном 25 років.

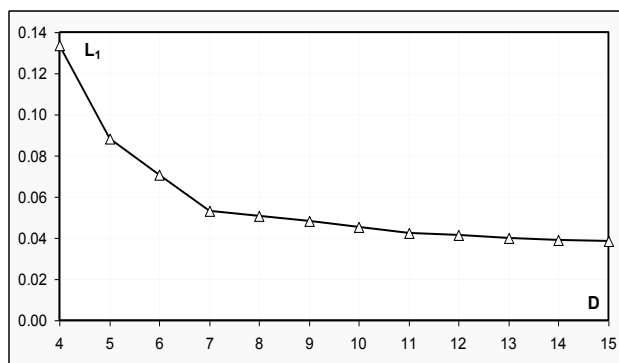


Рис. 7. Залежність оцінки показника Ляпунова L_1 від розмірності вкладення D

Узагальнюючи проведені дослідження можна зробити такий висновок. Отримані значення розмірності вкладення $D = 4 \div 6$, скінченне значення кореляційної розмірності $d_c = 4.30$ та додатне значення старшого показника Ляпунова $L_1 = 0.038$. Усі ці результати є ознаками наявності хаотичної (у динамічному розумінні) поведінки врожайності. Однак високі значення кореляційної розмірності та розмірності вкладення, близьке до нуля значення L_1 (при $L_1 = 0$ динамічна система має граничний цикл і динамічний хаос відсутній [9]) не дозволяють зробити однозначний висновок про наявність хаотичної

динаміки в системі зерновиробництва України. Тому питання про характер динаміки врожайності озимої пшениці (звичайна чи хаотична) залишається відкритим і потребує додаткових досліджень.

Література: 1. Занг В. Б. Синергетическая экономика. Время и перемены в нелинейной экономической теории / В. Б. Занг. – М.: Мир, 1999. – 335 с. 2. Петерс Э. Хаос и порядок на рынках капитала / Э. Петерс. – М.: Мир, 2000. – 333 с. 3. Хакен Г. Синергетика. Иерархия неустойчивости в самоорганизующихся системах и устройствах / Г. Хакен; пер. с англ. – М.: Мир, 1985. – 423 с. 4. Грицюк П. М. Аналіз, моделювання та прогнозування динаміки врожайності озимої пшениці в розрізі областей України / П. М. Грицюк. – Рівне: НУВГП, 2010. – 350 с. 5. Грицюк П. М. Динаміка врожайності зернових: прогнози і ризику / П. М. Грицюк // Економіка України. – 2009. – № 11. – С. 42–52. 6. Лукин А. Введение в цифровую обработку сигналов / А. Лукин. – М.: МГУ, 2002. – 45 с. 7. Geometry from a time series / N. H. Packard, J. P. Crutchfield, J. D. Farmer & R. S. Shaw // Phys. Rev. Lett. – 1980. – № 45(9). – Pp. 712–716. 8. Kennel M. B. Determining embedding dimension for phase-space reconstruction using a geometrical construction / M. B. Kennel, R. Brown, H. D. I. Abarbanel // Phys. Rev. A. – 1992. – Vol. 45. – № 6. – Pp. 3403–3411. 9. Кузнецов С. П. Динамический хаос / С. П. Кузнецов. – М.: Физматлит, 2006. – 356 с. 10. Grassberger P. Measuring the strangeness of strange attractors / P. Grassberger, I. Procaccia // Physica D. – 1983. – V.9. – #1. – Pp. 189–208. 11. Грицюк П. М. Комплексний аналіз динаміки сонячної активності / П. М. Грицюк // Искусственный интеллект. – 2008. – № 1. – С. 85–91. 12. Determining Lyapunov exponents from a time series / A. Wolf, J. B. Swift, H. L. Swinney, J. A. Vastano // Physica. – 1985. – V. 16D. – Pp. 285–317.

Стаття надійшла до редакції
03.03.2010 р.

УДК 005.915

Пономаренко О. Е.

ТЕОРЕТИЧНІ АСПЕКТИ ФІНАНСОВОЇ БЕЗПЕКИ ПІДПРИЄМСТВ

Анотація. Розглянуто питання, присвячені проблемі фінансової безпеки підприємств; визначення даної економічної категорії, запропоновані різними науковцями. Виділені основні категорії, що використовуються в рамках даної проблеми. На основі аналізу літературних джерел запропоновано визначення фінансової безпеки підприємства. Виділені основні, з погляду автора, групи показників, що характеризують рівень фінансової безпеки підприємства.

Аннотация. Рассмотрены вопросы, посвященные проблеме финансовой безопасности предприятий. Определения данной экономической категории, предложенные различными учеными. Выделены основные категории, используемые в рамках данной проблемы. На основе анализа литературных источников предложено определение финансовой безопасности предприятия. Выделены основные, с точки зрения автора, группы показателей, характеризующие уровень финансовой безопасности предприятия.

Annotation. The questions devoted to the problem of financial safety of enterprises are considered. The determinations of this economic category, offered by different scientists, are considered. The basic categories used within the framework of this problem are selected. On the basis of analysis of literary sources, determination of financial safety of enterprise is offered. Basic, from author's point of view, groups of indexes, enterprises characterizing financial strength security are selected.

Ключові слова: фінансова безпека підприємства, об'єкт фінансової безпеки, суб'єкт фінансової безпеки, предмет фінансової безпеки, загрози, індикатори рівня фінансової безпеки.

На сучасному етапі розвитку економіки з огляду на процеси глобалізації та загострення конкуренції питання безпеки економічної системи набуває актуальності. Необхідно зазначити, що у науковій літературі теоретичні аспекти економічної безпеки є порівняно новим напрямом дослідження. При цьому, акцент ставиться на розвиненні теми економічної безпеки держави. Що стосується фінансової безпеки, то вона розглядається авторами [1 – 4] як складова частина економічної безпеки, при цьому існує декілька підходів до розкриття змісту економічної безпеки підприємства в цілому та фінансової зокрема. Таке розкриття фінансової безпеки є адекватним, оскільки фінансова діяльність є складовою частиною діяльності економічної системи, але в умовах розвитку фінансових ринків та глобалізаційних процесів в економіці питання фінансової безпеки та управління нею актуалізується та потребує окремої уваги. При цьому, фінансова складова діяльності підприємств підкреслює своє важливе місце протягом останнього часу, коли негативними наслідками глобалізаційних процесів виступає криза світової фінансової системи. Таким чином, актуальність статті полягає у розробці та розвитку важливої у сучасних умовах проблеми удосконалення забезпечення фінансової безпеки підприємства, яка виступає основою для сталого розвитку як окремого підприємства, так і взагалі держави.

Проблемі фінансової безпеки підприємств приділяли увагу такі науковці: О. І. Барановський, І. О. Бланк, М. М. Ермошенко, Є. В. Молдавська, В. В. Шелест, Г. В. Козаченко, В. П. Пономарьов, О. М. Ляшенко, Н. Лоханова, О. В. Ареф'єва, Н. А. Гринюк [1 – 14] та ін. Треба підкреслити, що вищезазначені науковці більшою мірою акцентують увагу на антикризовому управлінні фінансовою безпекою підприємства та нівелиують при цьому питання фінансової безпеки підприємства, що не перебуває у стані кризи. Проте відзначаються значні розбіжності між авторами, як у визначенні самої фінансової безпеки, так і у виділенні основної групи показників її оцінки. Дана стаття націлена на розробку проблеми забезпечення фінансової безпеки підприємства та її оцінки на основі аналізу існуючих підходів. Треба зазначити, що розробки у даній сфері актуалізуються у сучасних умовах, коли наявним є вплив глобалізаційних процесів на фінансовий стан суб'єктів господарювання. Визначені процеси створюють висококонкурентне та ризиковане зовнішнє середовище і разом з цим посилюють зв'язок між станом окремого підприємства та держави в цілому.

З огляду на зазначене вище, метою даного дослідження є аналіз літературних джерел, присвячених питанню забезпечення фінансової безпеки підприємства, удосконалення понятійного апарату фінансової безпеки підприємства та системи аналізу її рівня.

Таким чином, наукова новизна статті полягає в удосконаленні визначення фінансової безпеки підприємств