

Процес матеріально-технічного постачання головному підприємству проміжної готової продукції (ПГП) виражається матеріальним потоком ( $MP_2$ ) і фінансовим потоком ( $FP_1$ ). Набування прав власності ( $ПВ_{2,1}$ ) визначається наданням лише права володіння ( $П_в$ ) і користування ( $П_к$ ). У цьому випадку субпідрядне підприємство не є власником отриманої сировини й матеріалів.

Відмінності між представленими бізнес-моделями допускаються на етапі взаємодії субпідрядного підприємства і постачальника: первісну закупку сировини (С) може прийняти на себе логістичний провайдер. У цьому випадку матеріальні потоки ( $MP_5$ ) і ( $MP_4$ ) опосередковано пов'язують субпідрядне підприємство і головне підприємство. Тобто логістичний провайдер формує свій опосередкований компенсаційний К-зв'язок з головним підприємством, здійснюючи зберігання і передпродажну підготовку сировини (С). При цьому він передає субпідрядному підприємству права володіння ( $П_в$ ), користування ( $П_к$ ) й розпорядження ( $П_р$ ).

Таким чином, запропоновані у роботі методи і прийоми побудови бізнес-моделей ВЛЛ з компенсаційними К-зв'язками дозволяють не тільки формалізувати опис поточних процесів, але і дають можливість системного дослідження реорганізації ланцюгів синхронно з оптимізацією таких процесів. За цих умов у виробника формується розуміння того, що разом із підвищенням ефективності традиційних логістичних підходів до управління поточними процесами необхідно керуватися сучасними інноваційними технологіями оптимізації діяльності підприємства на всіх етапах його життєвого циклу. Принципового значення набуває уявлення ВЛЛ у реальних часових параметрах формування К-зв'язків, оскільки будь-які зміни у функціональних сферах діяльності окремого підприємства відображаються на стані всіх віднесених до такого ланцюга елементів. Дослідження проблеми оптимізації ВЛЛ повинно охоплювати всі процедури, що пов'язані з проектуванням базової конфігурації її бізнес-моделі і виявлення на її основі найбільш важливих К-зв'язків та коопераційної спрямованості реорганізації цього ланцюга у цілому. Це обумовлено тим, що тільки через ефективні коопераційні відносини учасників спільної виробничо-логістичної діяльності між собою і їх сукупним оточуючим середовищем формуються та реалізуються найбільш оптимальні ВЛЛ.

**Література:** 1. Логистика : учебник / В. В. Дыбская, Е. И. Зайцев, В. И. Сергеев, А. Н. Стерлигова ; под ред. В. И. Сергеева. – М. : Эксмо, 2008. – 944 с. 2. Иванов Д. А. Логистика. Стратегическая кооперация / Д. А. Иванов. – М. : Вершина, 2006. – 176 с. 3. Нагловский С. Н. Логистика проектирования и менеджмента производственно-коммерческих систем / С. Н. Нагловский. – Калуга : Манускрипт, 2002. – 336 с. 4. Основы логистики : учебник для вузов / под ред. В. Щербакова. – СПб. : Питер, 2009. – 432 с. 5. Киппер И. Л. Встречная торговля: трансакционный менеджмент и контрактная логистика / И. Л. Киппер ; научн. ред. докт. экон. наук, профессор В. В. Щербакова. – СПб. : СПбГУЭФ, 2005. – 194 с. 6. Нос В. А. Стратегические партнерства в торговых сетях / В. А. Нос ; научн. ред. докт. экон. наук, профессор В. В. Щербакова. – СПб. : СПбГУЭФ, 2005. – 199 с. 7. Таньков К. М. Теоретичні положення менеджменту виробничо-логістичних ланцюгів в умовах формування коопераційних зв'язків / К. М. Таньков, О. В. Бахурець // Економіка розвитку. – 2010. – № 2 (54). – С. 36–39. 8. Таньков К. Н. Комплексная модель производственно-логистической системы промышленного предприятия / К. Н. Таньков, О. В. Бахурець // Бизнес Информ. – 2009. – № 10. – С. 95–99. 9. Харрисон А. Управление логистикой: Разработка стратегий логистических операций / А. Хар-

рисон, Р. Х. Ван ; пер. з англ. ; за наук. ред. О. С. Міхейцева. – Дніпропетровськ : Баланс Бізнес Букс, 2007. – 368 с. 10. Хэндфилд Р. Реорганизация цепей поставок. Создание интегрированных систем формирования ценности / Р. Хэндфилд, Э. Николс, мл. ; пер. с англ. – М. : Издательский дом "Вильямс", 2003. – 416 с.

Стаття надійшла до редакції  
15.10.2010 р.

УДК 519.865.7

Грицюк П. М.

## ДИНАМІЧНА МОДЕЛЬ ПРОГНОЗУВАННЯ НЕСТАЦІОНАРНИХ ПРОЦЕСІВ В АГРОПРОМИСЛОВОСТІ

*Анотація.* Розглянуто систему зерновиробництва як систему, що знаходиться під регулярним зовнішнім впливом. Побудовано математичну модель динаміки врожайності, яка дозволяє здійснювати середньострокове прогнозування.

*Анотация.* Рассмотрена система зернопроизводства как система, находящаяся под регулярным внешним влиянием. Построена математическая модель динамики урожайности, позволяющая осуществлять среднесрочное прогнозирование.

*Annotation.* The grain production system as a system being under regular influence is examined. The mathematical model of yield dynamics which allows to carry out the medium-term forecasting is built.

*Ключові слова:* математична модель, динаміка врожайності, часовий ряд, прогнозування.

Моделювання економічної динаміки є ефективним інструментом управління агропромисловим комплексом України. Найчастіше для економічного моделювання використовують стандартні економетричні методи. Однак такий підхід не в змозі відтворити коливання, притаманні динаміці аграрного сектору. Передпрогнозний аналіз показав [1 – 2], що часові ряди врожайності є антиперсистентними і володіють ефектом циклічності. Це дає підстави сподіватися на розробку ефективних моделей зерновиробництва, які "вловлюють" ефекти детермінованої поведінки рядів врожайності.

У роботах [3 – 4] показана можливість побудови динамічної моделі системи, яка знаходиться під регулярним зовнішнім впливом, на підґрунті часових рядів параметрів системи. Однак на даний час є дуже мало робіт, в яких реалізована така методика і, напевно, жодної в галузі аграрного виробництва. Цим зумовлена актуальність теми досліджень.

Метою статті є дослідження можливості побудови динамічної моделі зерновиробництва. Завдання полягає у побудові диференціального рівняння коливань врожайнос-

ті на базі відповідних часових рядів та використанні його для прогнозування врожайності.

**Фактори, які спричинюють циклічність урожайності.**

Як було показано у попередніх роботах автора [1 – 2], урожайність озимої пшениці в областях України терпить квазіциклічні зміни з середніми періодами у 4 роки та 16 – 18 років. Природною основою динаміки врожайності є динаміка родючої здатності ґрунту, вологості ґрунту та його температури. Родюча здатність ґрунту в даний період часу перебуває у прямій залежності від урожайності за минулий період. Висока урожайність виснажує ґрунт і зменшує родючу здатність. Низька урожайність дає змогу ґрунту відпочити і відновити свою родючу здатність. Система "родючість – урожайність" є системою типу "хижак – жертва" [5] і є однією з причин циклічності урожайності.

Іншою причиною можуть служити циклічні зміни метеорологічних факторів для даного регіону. Неприятливі погодні умови значно негативно впливають на врожайність зернових. Найбільш частим несприятливим фактором є посуха у критичний період вегетації (травень). Посуха повторюється з приблизним періодом 3 – 4 роки. Найбільш посушливими за останні 35 років є 1972, 1975, 1979, 1981, 1983, 1986, 1994, 1995, 1996, 1999, 2003 роки [6]. Втрати від несприятливих погодних умов можуть досягати до 50 % урожаю, проявляються випадковим чином і не можуть бути змодельовані в рамках динамічної моделі.

Крім метеорологічних факторів, на врожайність впливають економічні фактори (ціни на зерно, добрива, засоби захисту від шкідників, техніку, паливно-мастильні матеріали) та політичні фактори (протекціонізм, торговельні війни, політичні заяви тощо), які також проявляються стохастично.

**Передмодельна підготовка часового ряду врожайності.** Для побудови динамічної моделі процесу потрібно мати згладжений стаціонарний ряд, якому відповідає невелика розмірність вкладення. Розглянемо часовий ряд урожайності озимої пшениці Херсонської області. Для досягнення стаціонарності необхідно змодельувати і вилучити тренд. У ролі тренда використаємо гармоніку з періодом  $T = 83.7$  року [1]. Після вилучення тренда отримується стаціонарний ряд залишків, який і виступає основним об'єктом моделювання. Наступним кроком є згладжування, метою якого є фільтрування стохастичних високочастотних шумів. Згладжування було виконано з використанням дискретного перетворення Фур'є [7] при значенні параметра ширини вікна  $\psi = 4.5$  (рис. 1).

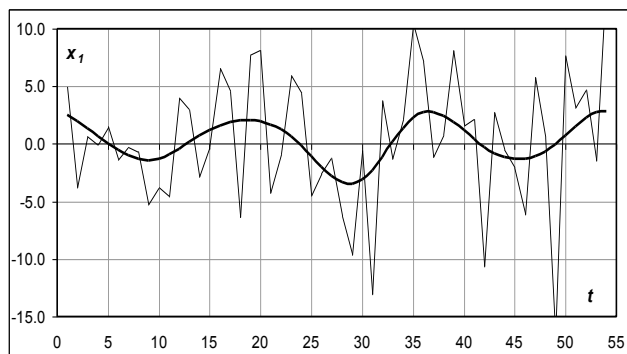


Рис. 1. Ряд залишків (тонка лінія) та згладжений ряд залишків (жирна лінія) урожайності озимої пшениці для Херсонської області

Проведені автором дослідження показали, що даному згладженому ряду залишків відповідає розмірність вкладення  $D = 4$  [8]. Основними характеристиками стаці-

онарного випадкового процесу  $x(t)$  є кореляційна функція  $\rho_x(\tau)$ ,  $\tau = t_i - t_j$ :

$$\rho_x(\tau) = M[X(t)X(t + \tau)] = \frac{\langle x(t)x(t + \tau) \rangle - \langle x(t) \rangle^2}{\langle x^2(t) \rangle - \langle x(t) \rangle^2}, \quad (1)$$

та функція спектральної щільності  $S_x(\omega)$ :

$$S_x(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \rho_x(\tau) e^{-i\omega\tau} d\tau. \quad (2)$$

Розглянемо систему, яка знаходиться під регулярним дискретним впливом деяких факторів. Для спектральної щільності такої системи характерні чітко виражені максимуми. Як приклад розглянемо математичну модель неавтономного осцилятора Тоди, який знаходиться під регулярним зовнішнім впливом [3]:

$$\frac{d^2x}{dt^2} + r \frac{dx}{dt} + 1 - e^{-x} = \varphi(t). \quad (3)$$

$$\text{Тут } \varphi(t) = A \left( \exp\left(-\left(\frac{\tau(t)}{\sigma}\right)^2\right) - \exp\left(-\left(\frac{\tau(t+T/2)}{\sigma}\right)^2\right) \right),$$

$$\tau = (t - t_0) \bmod T - \frac{T}{2}.$$

Періодограма (залежність спектральної щільності від періоду коливань) осцилятора Тоди подана на рис. 2. Вона характеризується одним, чітко вираженим максимумом, який відповідає періоду зовнішньої дії. Періодограма спектральної щільності згладженого ряду залишків урожайності озимої пшениці (рис. 3) також характеризується одним піком, який відповідає періоду циклічності 18 років. Це дає підстави припускати можливість моделювання динаміки врожайності рівнянням типу (3).

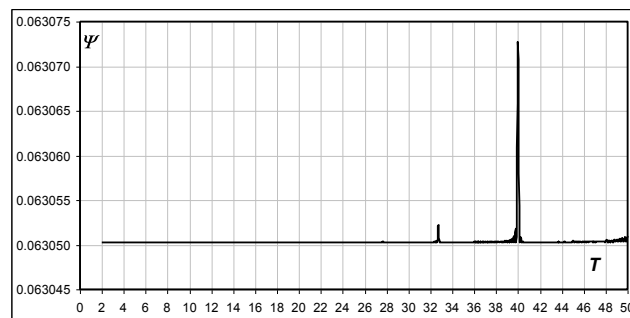


Рис. 2. Періодограма осцилятора Тоди

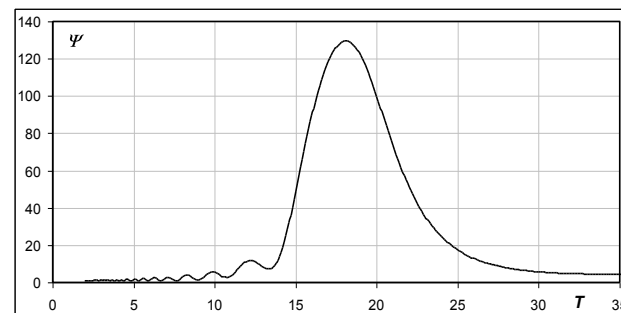


Рис. 3. Періодограма ряду залишків урожайності озимої пшениці

**Гармонічний аналіз ряду залишків.** Приймаючи гіпотезу про гармонічний характер циклів, для моделювання динаміки врожайності можна використати полігармонічну модель [1 – 2]. В основі моделі лежить припущення про те, що детрендована функція врожайності є сумою декількох гармонік і випадкового чинника (шуму). У загальному вигляді детермінована частина полігармонічної моделі має вигляд:

$$x_t^* = a_0 + \sum_{i=1}^m a_i \cos(\omega_i t) + \sum_{i=1}^m b_i \sin(\omega_i t), \quad (4)$$

де  $x_t^*$  – модельні значення врожайності;  
 $a_i, b_i$  – амплітуди  $i$ -ї гармоніки;  
 $\omega_i = 2\pi / T_i$  – циклічна частота;  
 $T_i$  – період гармоніки;  
 $t$  – поточний час;  
 $m$  – кількість значущих гармонік.

Для виявлення значущих гармонік необхідно виконати гармонічний аналіз згладженого ряду залишків. Результати гармонічного аналізу (таблиця) показують, що найбільш важливими є перші три гармоніки. Саме вони описують детерміновану складову процесу. Інші гармоніки, амплітуди яких є набагато меншими, описують шумовий фон. Той факт, що амплітуди всіх гармонік перевищують стандартне відхилення залишків, свідчить про їх статистичну значущість. Модель (4) можна безпосередньо використовувати для прогнозування врожайності. У даній роботі результати гармонічного аналізу використовуються для побудови правої частини моделі типу (3).

Таблиця

**Гармонічний аналіз згладженого ряду залишків урожайності**

Період (роки)	Амплітуда (ц/га)	Стандартне відхилення залишків (ц/га)
18.1	2.24	0.65
12.8	0.73	0.26
35.6	0.47	0.42
10	0.26	0.18
17.6	0.16	0.14
8.9	0.12	0.11

**Методика реконструкції динамічної моделі.** Існує два підходи до побудови математичних моделей:

1. Побудова лінійних стохастичних моделей (моделі авторегресії та ковзної середньої). Цей напрям отримав спеціальну назву "ідентифікації систем". Найбільш завершеного вигляду цей підхід набув у роботах Дж. Бокса і Г. Дженкінса, які запропонували модель ARIMA [9].

2. Побудова нелінійних динамічних моделей. Ця методика отримала назву "реконструкція динамічних систем". Основним методом побудови динамічних математичних моделей систем є диференціальні рівняння. Динамічна модель дозволяє однозначно передбачити стан системи у довільний момент часу за її початковим станом. Зазвичай при побудові модельних диференціальних рівнянь, слідуючи принципу "від загального до часткового", виходять з фундаментальних законів, яким підкоряються модельовані об'єкти. Перевагою такого класичного підхо-

ду є цілком прозорий фізичний зміст змінних та параметрів і те, що класична методика багаторазово апробована в різних галузях науки й техніки.

Проте у багатьох реальних випадках невідомо, чи існує адекватна модель і як її слід будувати. Часто динамічна математична модель не може бути побудована в силу складності системи, або ж через недостатню кількість даних, які характеризують еволюцію системи. У таких випадках використовують підхід, основою якого є обробка наявних часових рядів параметрів  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , які є відображенням минулої поведінки об'єкта [3; 4]. Якщо доступними є значення лише одного параметра, спочатку необхідно "відновити" часовий ряд векторів станів системи у фазовому просторі розмірності  $D$ . Цю процедуру називають реконструкцією фазової траєкторії. Одним з часто використовуваних методів є метод послідовного диференціювання, згідно з яким координатами вектора стану в момент часу  $t_i$  є послідовні часові похідні спостережуваної величини  $x(t_i)$  у цей момент:

$$\begin{aligned} x_1(t_i) &= x(t_i), \\ x_2(t_i) &= \frac{dx_1(t_i)}{dt}, \\ &\dots \\ x_D(t_i) &= \frac{d^{D-1}x_1(t_i)}{dt^{D-1}} = F(x, t). \end{aligned} \quad (5)$$

Реконструкція математичної моделі у вигляді системи диференціальних рівнянь відбувається за такою схемою.

На першому етапі, використовуючи отриману раніше оцінку розмірності вкладення, вибирається розмірність  $D$  моделі, а також вигляд функції  $F(x, t)$ . Функція повинна адекватно відображати динаміку циклічного зовнішнього впливу на систему. Вище було відмічено, що розмірність системи зерновиробництва можна оцінити як  $D = 4$ . У даній статті розглядається спрощений варіант моделювання динаміки врожайності для тривимірного фазового простору ( $D = 3$ ). Можна навести два аргументи, які дають підставу для такого спрощення. По-перше, рівнянням коливного процесу є диференціальне рівняння другого порядку, яке містить три параметри – функцію, її першу і другу похідні. Іншими словами, розмірність такої моделі  $D = 3$ . По-друге, автокореляційна функція згладженого ряду залишків показує сильну авторегресійну залежність функції врожайності від перших двох лагових змінних, що також є аргументом на користь тривимірної моделі.

На другому етапі часовий ряд розділяється на навчальну (більша частина ряду) і контрольну вибірки. Перша служить основою для побудови моделі, друга призначена для оцінювання моделі. На третьому етапі шукану функцію  $F$  представляють за допомогою вибраних на першому етапі базисних функцій і знаходять значення коефіцієнтів, які забезпечать найкращу відповідність моделі експериментальним даним. На четвертому етапі результати прогнозування, отримані на базі отриманої моделі, порівнюють з даними контрольної вибірки. При цьому оцінюють якість отриманої моделі використовуючи критерії, що визначаються метою моделювання. Протестовану мо-

дель можна використовувати для реального моделювання та прогнозування динаміки врожайності.

Побудуємо математичну модель динаміки врожайності у вигляді системи звичайних диференціальних рівнянь:

$$\frac{dx_1}{dt} = x_2, \quad \frac{dx_2}{dt} = x_3, \dots, \quad \frac{dx_{D-1}}{dt} = f(x_1, x_2, \dots, x_{D-1}) + g(t). \quad (6)$$

Функція  $g(t)$  моделює зовнішню періодичну дію, функція  $f(x_1, x_2, \dots, x_{D-1})$  – авторегресійну залежність врожайності. Стандартним методом представлення функції  $f(x_1, x_2, \dots, x_{D-1})$  є поліном такого вигляду [3]:

$$f(x_1, x_2, \dots, x_{D-1}) = \sum_{l_1, l_2, \dots, l_{D-1}}^K c_{l_1, l_2, \dots, l_{D-1}} \prod_{j=1}^{D-1} x_j^{l_j}, \quad \sum_{j=1}^{D-1} l_j \leq K, \quad (7)$$

де  $K$  – максимальний степінь полінома.

Для представлення функції  $g(t)$  використовують суму декількох гармонік із частотами, які є кратними до основної частоти  $\omega = \frac{2\pi}{T}$ . У більш складних випадках, якими є реальні природно-економічні системи для представлення  $g(t)$  використовують декілька основних гармонік із частотами  $\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_m$  та їхні субгармоніки:

$$g(t) = \frac{a_0}{2} + \sum_{j=1}^{k_1} (a_j \cos(\omega_j t) + b_j \sin(\omega_j t)) + \dots + \sum_{j=1}^{k_m} (a_j \cos(\omega_m j t) + b_j \sin(\omega_m j t)). \quad (8)$$

**Підгонка параметрів моделі.** Відповідно до описаної вище схеми процедура побудови моделі буде складатися з таких кроків:

- За згладженим рядом залишків урожайності  $\{x_i\}$

розрахувати часові ряди похідних  $\left\{ \frac{dx(t_i)}{dt} \right\}, \left\{ \frac{dx^2(t_i)}{dt^2} \right\}$ .

- Побудувати функцію, яка апроксимує залежність

$\left\{ \frac{dx^2(t_i)}{dt^2} \right\}$  від  $x$  і  $t$ .

- Перевірити ефективність побудованої моделі на тестовій вибірці.

Першу задачу розв'язують шляхом чисельного диференціювання. Для цього використовують стандартні формули першого та другого порядку:

$$\frac{dx_i}{dt} = x_{i+1} - x_i, \quad (9)$$

$$\frac{dx_i}{dt} = \frac{x_{i+1} - x_{i-1}}{2}. \quad (10)$$

Для визначення коефіцієнтів функцій  $f(x_1, x_2)$  та  $g(t)$  було використано нелінійний варіант методу найменших квадратів. Його алгоритм є таким:

1. Початкові значення частот основних гармонік визначаються методом гармонічного аналізу згладженого ряду залишків.

2. Коефіцієнти полінома  $f(x_1, x_2)$  та функції  $g(t)$  визначаються звичайним методом найменших квадратів шляхом розв'язування системи лінійних алгебраїчних рівнянь  $Ax = b$ . Через велику розмірність така система зазвичай буває погано означеною. Тому доводиться виконувати процедуру регуляризації системи за Тихоновим [10]. Задачу розв'язування погано означеної системи лінійних алгебраїчних рівнянь  $Ax = b$  можна замінити задачею відшукування мінімуму функціоналу Тихонова:

$$\Omega(x, \lambda) = |Ax - b|^2 + \lambda |x - x_0|^2. \quad (11)$$

Можна показати, що ця задача зводиться до розв'язування іншої системи лінійних алгебраїчних рівнянь:

$$(A^T A + \lambda I) \cdot x = A^T B + \lambda x_0, \quad (12)$$

де  $x_0$  – початкова апріорна оцінка розв'язку системи.

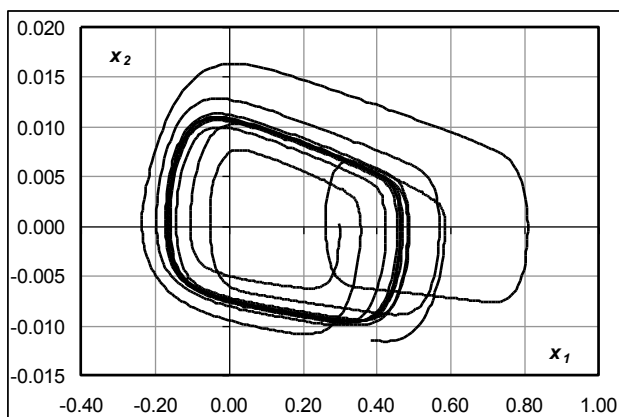
3. На наступному етапі уточнюються частоти основних гармонік (метод покоординатного спуску).

4. Пункти 2 і 3 повторюються до досягнення необхідної точності підгонки моделі під навчальну вибірку.

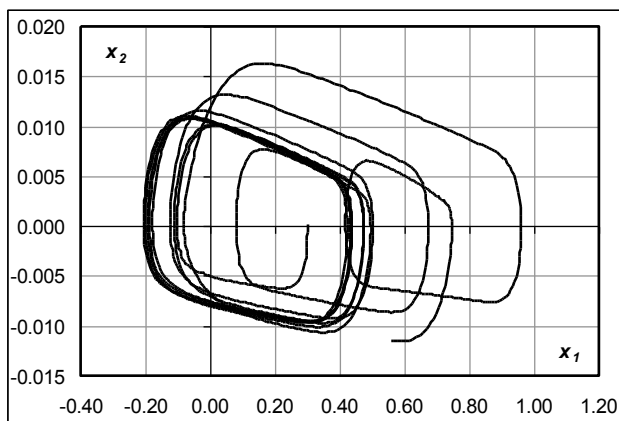
Описаний алгоритм був реалізований автором у пакеті MatLab.

**Реконструкція математичної моделі динаміки врожайності.** Для апробування описаної вище методики проведемо реконструкцію математичної моделі за хаотичним часовим рядом, у ролі якого виступає чисельний розв'язок неавтономного рівняння осцилятора Тоди (3). Розв'язок було отримано методом Рунге – Кутта четвертого порядку при величині кроку  $\Delta x = 0.01$ . Для побудови моделі був використаний поліном 6-го порядку й одна основна гармоніка з кратністю частоти 30. Результати реконструкції фазового портрета (рис. 4) свідчать про хорошу точність моделі. Застосуємо ту ж методику для реконструкції математичної моделі динаміки врожайності. Сформуємо навчальну вибірку в кількості 47 елементів та контрольну вибірку в кількості 7 елементів. Для побудови моделі були використані авторегресійні поліноми першого порядку та 3 основних гармоніки з кратністю частоти 8. Періоди гармонік, отримані в результаті підгонки моделі, становили відповідно 18.70, 11.60 та 27.5 років. Вигляд фазового портрета моделі (рис. 5) свідчить про хорошу точність реконструкції.

Наступним етапом роботи стало тестування побудованої моделі на контрольній вибірці. Модель повинна не лише точно відображати функцію врожайності у межах навчальної вибірки (елементи згладженого ряду залишків 1 – 47), а й мати хорошу точність за її межами (елементи з номерами 48 – 54). Результати тестування моделі, які наведені на рис. 6, свідчать про адекватність моделі в межах контрольної вибірки. Точність моделі характеризується середньою похибкою 16 % у межах контрольного інтервалу. Завершальним етапом роботи стала побудова прогнозу врожайності для дев'ятирічного періоду. Результати прогнозування наведені на рис. 6 та 7.



а)



б)

Рис. 4. Фазовий портрет неавтономного осцилятора Тоди: а) оригінал; б) реконструкція

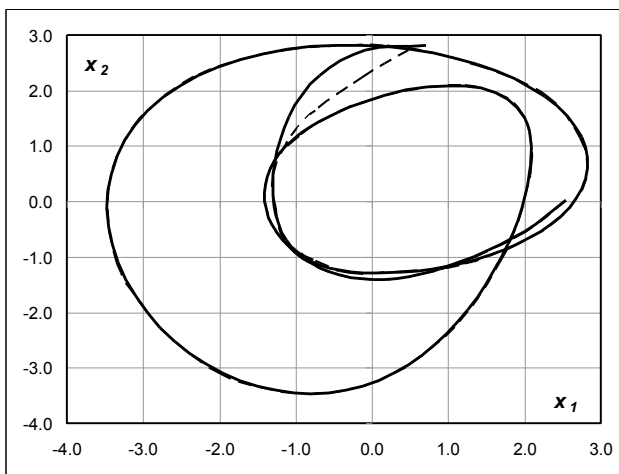


Рис. 5. Реконструкція фазового портрета динаміки врожайності. Відхилення спостерігається лише в зоні контрольної вибірки (штрихова лінія)

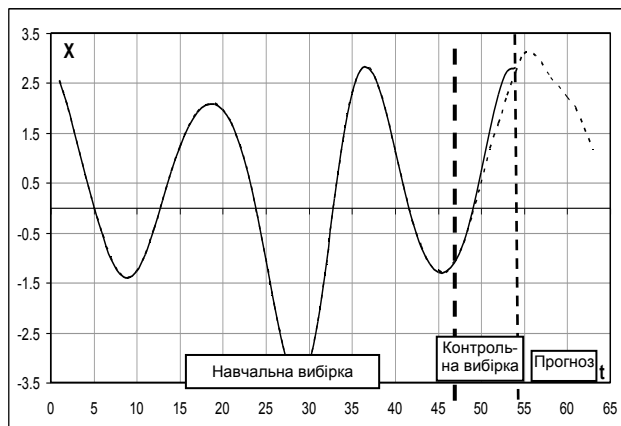


Рис. 6. Реконструкція динамічної моделі згладженого ряду залишків. Елементи 1 : 47 – навчальна вибірка, 48 : 54 – контрольна вибірка, 55 : 63 – прогноз

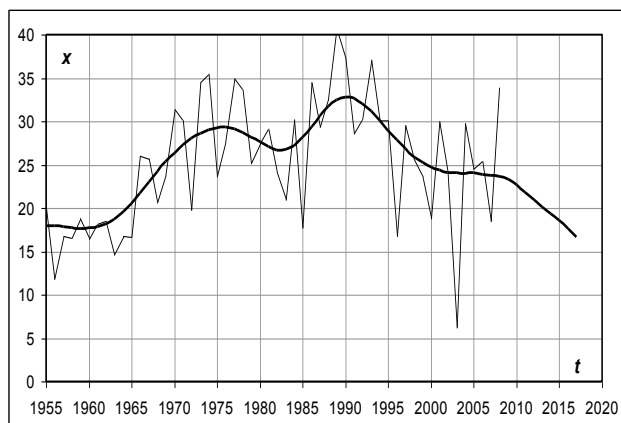


Рис. 7. Реконструкція динамічної моделі врожайності озимої пшениці для Херсонської області: жирна лінія – модель, тонка лінія – фактичні дані

Отже, у даній статті показана можливість побудови динамічної моделі врожайності з прогнозним горизонтом до 10 років. Однак слід відзначити досить сильну залежність прогнозу від параметрів моделі. Невеликі зміни значень періоду гармонік приводять до сильних змін прогнозної динаміки врожайності. Такий ефект є характерним для нелінійних динамічних систем. Тому для практичного використання моделей даного типу необхідно проводити додаткові дослідження їх стійкості. Крім того, слід пам'ятати, що реальні динамічні системи є значною мірою "зашумленими". Тому в результаті випадкової дії неврахованих факторів поведінка системи відрізнятиметься від прогнозу, отриманого шляхом розв'язування модельної системи диференціальних рівнянь.

Література: 1. Грицюк П. М. Аналіз, моделювання та прогнозування динаміки врожайності озимої пшениці в розрізі областей України / П. М. Грицюк. – Рівне : НУВГП, 2010. – 350 с. 2. Грицюк П. М. Динаміка врожайності зернових: прогнози і ризику / П. М. Грицюк // Економіка України. – 2009. – № 11. – С. 42–52. 3. Безручко Б. П. Реконструкція обыкновенных диф-

ференциальных уравнений по временным рядам / Б. П. Безручко, Д. А. Смирнов. – Саратов : "Колледж", 2000 – 46 с.

4. Crutchfield J. P. Equations of motion from a data series / Crutchfield J. P., McNamara B. S. // Complex Systems. – 1987. – Vol. 1(3). – Pp. 417–452.

5. Вольтерра В. Математическая теория борьбы за существование / В. Вольтерра. – М. : Наука, 1976.

6. <http://www.lol.org.ua/ukr/> 11.11.2004.

7. Лукин А. Введение в цифровую обработку сигналов / А. Лукин. – М. : МГУ, 2002. – 45 с.

8. Грищук П. М. Дослідження проявів хаотичної динаміки у системі зерновиробництва України // Економіка розвитку. – 2010. – № 1(53). – С. 73–77.

9. Бокс Дж. Анализ временных рядов. Прогноз и управление / Дж. Бокс, Г. Дженкинс. – М. : Мир, 1974. – 608 с.

10. Тихонов А. Н. Методы решения некорректно поставленных задач / А. Н. Тихонов, В. Я. Арсенин. – М. : Наука, 1979.

Стаття надійшла до редакції  
20.07.2010 р.

УДК 336.717

**Бугаєнко А. В.**

## РОЛЬ БАНКІВСЬКИХ УСТАНОВ У КОНТРОЛІ ЗА ДІЯЛЬНІСТЮ КОНВЕРТАЦІЙНИХ ЦЕНТРІВ

*Анотація.* Викладено мету здійснення конвертаційних операцій. Розглянуто найпростішу схему, за якою здійснюється незаконне переведення коштів у готівку. Перелічено ознаки, які характеризують діяльність конвертаційних центрів. Надано рекомендації щодо виявлення "конвертаційних" схем.

*Анотация.* Представлена цель проведения конвертационных операций. Рассмотрено самую простую схему, по которой проводится незаконный перевод средств в наличные. Перечислены признаки, которые характеризуют деятельность конвертационного центра. Даны рекомендации относительно выявления "конвертационных" схем.

*Annotation.* The purpose of conducting of converting operations is considered. The simplest chart on which the illegal transfer of money is transferred into cash is studied. Signs which characterize activity of converting center are enumerated. Recommendation in relation to the exposure of "converting" charts are given.

*Ключові слова:* конвертаційний центр, конвертація, переведення в готівку, банк.

Переведення коштів у готівку є цілком законною операцією. Проте цей прийом нерідко використовується як спосіб реалізації схем відмивання коштів. Незаконна конвертація безготівкових коштів залишається досить прибутковим і поширеним видом нелегального бізнесу. За даними експертів в Україні близько 90 % суб'єктів фінансово-господарської діяльності використовують протиправ-

ну конвертацію грошових коштів з метою ухилення від оподаткування [1].

Проведенням операцій з позаоблікового руху коштів, як правило, займаються конвертаційні центри як фінансові установи із чіткою організаційною структурою, які діють при банках та мають мережу фіктивних підприємств і пунктів обміну валют. Можливо це також із залученням окремих працівників банківських установ. Як правило, конвертаційні центри є невід'ємним етапом процесу легалізації "брудних" коштів. Через послуги конвертаційних центрів здійснюється обмін безготівкової національної валюти в готівку або у валюту розвинених іноземних держав [2].

Вивченням діяльності конвертаційних центрів загалом займається Державний комітет фінансового моніторингу. Даному питанню присвячені дослідження Е. Голодницького, О. Кавуна, С. Корсуна, Н. Недодаєвої.

Мета переведення безготівкових коштів у готівку полягає у:

здійсненні нелегальної діяльності, і, як причина, – хабарі представникам державних органів;

створенні матеріальної основи для функціонування кримінального бізнесу (продажу людей, наркотиків);

здійсненні угод з використанням готівкових коштів відображення результатів цих операцій у документах фінансової звітності. Як правило це пов'язано з ухиленням від обов'язкових платежів до бюджету [3].

Практично щодня правоохоронцями викриваються конвертаційні центри, проте відразу виникають нові. Так, у лютому 2010 р. такий центр викрито у м. Мукачеве. Загальна сума знятих готівкою коштів у банках та використаних для купівлі цінних паперів у ньому становила понад 1,9 млн грн за 4 роки діяльності [4].

Майже всі тіньові фінансові потоки проходять через "підпільні" банки. Правоохоронцям складно отримати додаткову інформацію у банках для встановлення законності здійснюваних операцій. Причина – законодавчі обмеження [5]. Проте з 20 серпня 2010 року починають діяти зміни до Закону України "Про протидію легалізації (відмивання) доходів, одержаних злочинним шляхом". Законом розширюється коло повноважень суб'єктів державного фінансового моніторингу та правоохоронних органів. Зокрема банки будуть зобов'язані надавати на документальний запит такого органу всю запитувану інформацію [6].

Для регулювання грошового обороту введено обмеження на готівкові розрахунки між юридичними особами. Так, гранична сума готівкового розрахунку одного підприємства (підприємця) з іншим протягом дня за одним або кількома платіжними документами не може перевищувати 10 000 гривень [7]. Платежі понад цю суму проводяться винятково у безготівковій формі. Зазначені обмеження стосуються також розрахунків готівкою між підприємствами в рахунок оплати за товари, що придбані на виробничі (господарські) потреби за рахунок коштів, одержаних за корпоративними картками [8].

Проте чинне законодавство поки що доволі ліберальне, оскільки розмір окремих видатків законодавчо не обмежений.

Унаслідок цього встановлений підприємством ліміт каси досягається шляхом видачі надлишку грошей на:

а) добровільні пожертвування та благодійну допомогу;

б) відрядження або під звіт;

в) розрахунки підприємств (підприємців) між собою при закупівлі сільськогосподарської продукції.