

Незважаючи на те, що вивід меню вимагає авторизації, скрипт showdoc.asp її не вимагає й сліпо дає доступ усім бажаючим до запитаного документа, дозволяючи атакуючому просто вставити бажаний ідентифікатор та одержати документ.

Таким чином, ефективний захист Web-додатку від атак можливий тільки на стадії розробки шляхом моделювання дій зловмисника.

Література

1. Низамутдинов М. Ф. Тактика защиты и нападения на Web-приложения. — СПб.: БХВ — Петербург, 2005. — 432 с.
2. I. Kiselev. Aspect-Oriented Programming with AspectJ. Indianapolis, IN, USA: SAMS Publishing, 2002.
3. J. Hannemann, G. Kiczales. Design pattern implementations in Java and AspectJ OOPSLA 02, New York, USA, November 2002. P. 161—173.

УДК 338.43 : 519.246.8

П. М. Грицюк, канд. фіз.-мат. наук,
доцент к-ри прикладної математики,
Національний університет водного господарства
та природокористування

СТАТИСТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ РЕНТАБЕЛЬНОСТІ ВИРОЩУВАННЯ ЗЕРНОВИХ В УКРАЇНІ

АНОТАЦІЯ. В статті узагальнено досвід автора в галузі прогнозування часових рядів урожайності озимої пшениці для областей України. Виявлено сильний кореляційний зв'язок між рентабельністю вирощування зернових і валовим збором за два останніх роки. Побудовано регресійні моделі рентабельності вирощування зернових і озимої пшениці. Виконано прогнозну оцінку рентабельності для регіонів України.

ANNOTATION. In the paper the experience of author in the area of time series winter wheat yield forecasting for the regions of Ukraine is generalized. The correlation dependence between total grain crops for two last years and grain-production profitability is disclosed. The profitability regression models of grain production and winter wheat production are built. The projected profitability for the regions of Ukraine was carried out.

КЛЮЧОВІ СЛОВА. Часові ряди врожайності, полігармонічна модель врожайності, статистична модель рентабельності, регіональний коефіцієнт затрат.

1. Проблема стійкості сільськогосподарського виробництва. Одним із найважливіших досягнень так званої зеленої революції є стабілізація аграрного виробництва. Наприклад, за 25-річ-

ний період щорічні коливання (у грошовому еквіваленті) сільськогосподарського виробництва у США не перевищували 4 % [1]. За розрахунками українських аграрників середні коливання продуктивності аграрного виробництва в Україні за 1955—1995 рр. становили 28 % [2]. Вирішення проблеми стійкості сільськогосподарського виробництва є одним з найважливіших завдань, що стоять перед аграрним комплексом України.

Визначальним чинником сільськогосподарських коливань є циклічні зміни обсягів урожаю, амплітуда яких збільшилася в останні роки. Ця тенденція може бути пояснена впливом метеорологічних чинників, які зазнають схожих змін [3]. Низька культура землеробства обумовлює значну залежність врожайності від погодних умов. Попит на зернопродукти, зумовлений потребами харчування та кормовиробництва, змінюється мало. Тому значні коливання пропозиції зерна приводять до значних цінових коливань і, як наслідок, до коливань рентабельності галузі. Аналіз статистичних даних за останні роки (табл. 1) дозволяє прослідкувати залежність між врожайністю зернових та рентабельністю їх виробництва в масштабах України. Високий врожай спричиняє спад цін на зерно. У таких умовах зерновиробництво залишається рентабельним лише у регіонах з низькою собівартістю виробництва (Кіровоградська, Одеська, Полтавська, Харківська, Миколаївська, Дніпропетровська, Запорізька, Черкаська області). При низькій врожайності рентабельність зерновиробництва підвищується. В таких умовах отримують переваги регіони з високою стабільністю зерновиробництва (Волинська, Івано-Франківська, Закарпатська, Львівська, Рівненська, Житомирська області, АР Крим). Держава, проводячи активну політику підтримки сільського господарства, могла б згладити цінові коливання. Проте, на жаль, в останні роки такої підтримки не було.

Таблиця 1

ДИНАМІКА ВАЛОВИХ ЗБОРІВ І РЕНТАБЕЛЬНОСТІ ЗЕРНОВИХ В УКРАЇНІ

Рік	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Вал. збір зернових, млн т	39,71	38,80	20,23	41,81	38,02	34,26	29,30	51,33
Вал. збір пшениці, млн т	20,79	19,98	2,87	16,36	17,68	12,88	13,17	25,86
Рентабельність зернових, %	43,3	19,3	45,8	20,1	3,1	7,4	28,7	16,2
Рентабельність пшениці, %	52,9	29,0	50,8	30,4	4,6	9,9	38,2	16,2*

* — за відсутністю даних використане значення рентабельності для всіх зернових.

Нестабільність урожайності зернових та значні коливання рентабельності збільшують невизначеність і ризик інвестиційних рішень і відлякують потенційних інвесторів. При критично низькому рівні рентабельності виробник може прийняти рішення про заміну даної культури іншою, або про інвестування коштів в іншу галузь сільського господарства. Але для цього йому необхідно мати прогноз врожайності і рентабельності сільськогосподарських культур річної завчасності. Такі прогнози можуть забезпечити: ефективне планування посівних площ сільськогосподарських культур; збільшення доходів від експорту продукції; оптимізацію обсягів та структури запасів; підвищення стійкості сільськогосподарського виробництва у цілому.

Отже, основними задачами які потребують вирішення є: побудова надійної прогнозової моделі врожайності зернових (валового збору) та розробка методики прогнозової оцінки майбутньої рентабельності зерновиробництва. Для вирішення поставлених задач нами було проведено статистичне дослідження часових рядів середньої врожайності озимої пшениці для областей України (дані Держкомстат України за 1955—2008 рр.) та даних про рентабельність за 2000—2008 рр. У своїх дослідженнях ми опиралися на методику прогнозування часових рядів, вироблену зарубіжними [4] та українськими вченими [5, 6].

2. Полігармонічна модель врожайності озимої пшениці. Давно було помічено, що врожайність зернових культур має циклічний характер [7, 8]. Залежно від середньої тривалості виділяють наступні види економічних циклів [9]: цикл економічної кон'юнктури (тривалість — 3,5—5 років); діловий цикл (тривалість 6—12 років); будівельний цикл, або цикл Кузнеця (тривалість 6—12 років); цикл Кондратьєва (тривалість 50—60 років); цикл лідерства (тривалість 100—150 років). Оскільки врожайність є результатом діяльності природно-економічної системи, можна чекати появи нових, властивих для системи зерновиробництва, циклів.

Ще кілька років тому О. В. Олійник запропонував використати для моделювання циклічності врожайності лінійно-гармонічні функції [8]. Досліджуючи валовий збір зерна в Україні і врожайність озимих зернових по Харківській області, він виявив наявність циклів з тривалістю, близькою до 4 років та 16 років. Ми розширили дослідження О. В. Олійника і підтвердили гіпотезу про існування подібних циклів врожайності зернових культур для всіх областей України. У ряді попередніх робіт нами було показано, що динаміка врожайності озимої пшениці в усіх областях України має циклічний характер з довжиною циклів, близькою до 4 років та 15—17 років [10, 11].

Питання про причини виникнення циклів є складним, враховуючи складну природу системи зерновиробництва. Більшість дослідників вважає причиною циклічності врожайності циклічність природно-кліматичних умов. Порівнюючи результати досліджень Олійника для Харківської області і результати, отримані нами, можна помітити тісний зв'язок між циклічністю врожайності зернових і циклічністю гідротермічного коефіцієнта, розрахованого з моменту відновлення вегетації до кінця другої декади червня. Тривалість середнього циклу в динаміці ГТК становить 16,7 року, тривалість короткого циклу — 4 роки. Згідно з нашими дослідженнями цикли урожайності озимої пшениці в Харківській області тривають 16,1 і 3,9 року.

Розглянемо адитивну модель часового ряду, згідно з якою кожен рівень ряду може бути представлений як сума трендової (*trend*), циклічної *C* і випадкової *E* компонент:

$$x = trend + C + E. \quad (1)$$

Для вирішення поставлених вище задач необхідно побудувати моделі тренду та циклічної компоненти часового ряду. Адекватною моделлю динаміки врожайності є полігармонічна модель [12]:

$$x_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_i \cos\left(\frac{2\pi}{T_i} t\right) + \sum_{i=1}^m b_i \sin\left(\frac{2\pi}{T_i} t\right) + E. \quad (2)$$

В основі цієї моделі лежить гіпотеза про те, що функція врожайності є сумою кількох гармонік і випадкового чинника (шуму). Тут x_t — фактичні значення врожайності, a_i, b_i — амплітуди i -ої гармоніки, T_i — період гармоніки, t — поточний час, m — кількість головних гармонік. За нашими оцінками найбільш істотними є перші три гармоніки. Перша гармоніка (тривалість циклу від 50 до 150 років для різних областей України) відіграє роль тренду. Перша частина періоду тренду відображає тенденцію до зростання врожайності (1955—1990 роки); друга частина періоду — тенденцію до зменшення врожайності (1991—2007 роки). Період першої гармоніки є нестійким і має тенденцію до збільшення із збільшенням тривалості періоду спостережень. Період другої гармоніки знаходиться в межах від 15 до 17 років для різних областей. Його стійкість збільшується із збільшенням тривалості періоду спостережень. Дослідження часових рядів урожайності зернових для інших країн світу (Росія, США) показали, що цикл із близьким значенням періоду є характерним і для цих країн. Третя гармоніка (період 4 роки) є найбільш стійкою. Вона властива для всіх областей України крім дев'яти областей західного регіону

(«атлантична група»). Поясненням цього феномену може бути те, що ці області розташовані в зоні впливу Атлантики, що приводить до хаотизації динаміки зерновиробництва у відповідних областях. Клімат решти 16 областей («континентальна група») є більшою мірою континентальним і тому тут чіткіше виділяються цикли, внутрішньо властиві процесу зерновиробництва.

Значення параметрів i -ої гармоніки ($i = 1, 2, 3, \dots, m$) послідовно визначалися нами з умови мінімуму функціонала похибки моделі

$$\Psi = \sum_{i=1}^m \sum_{t=0}^{T_{\max}} (x_t - a_0 - a_i \cdot \cos(\frac{2\pi}{T_i}t) - b_i \cdot \sin(\frac{2\pi}{T_i}t))^2 \rightarrow \min. \quad (3)$$

Використовуючи лінійний метод найменших квадратів у комбінації з повним перебором значень періодів, ми виконали полігармонічний аналіз часових рядів врожайності озимої пшениці для кожної з 25 областей України [12], у результаті чого були знайдені параметри полігармонічної моделі для цих областей.

3. Методика прогнозування врожайності зернових. Враховуючи високу стабільність виявлених циклів зерновиробництва, полігармонічну модель можна використовувати для прогнозування врожайності. Прогноз отримується шляхом екстраполяції трьохгармонічного тренду:

$$x_{t3}^* = a_0 + \sum_{i=1}^3 a_i \cos(\omega_i t) + \sum_{i=1}^3 b_i \sin(\omega_i t). \quad (4)$$

Прогнозування врожайності є складною задачею, оскільки динаміка врожайності носить змішаний детерміновано-стохастичний характер. Найбільш сильними стохастичними збуреннями є засухи, які можуть привести до катастрофічного зниження врожайності, як це було, наприклад, у 2003 році. Гармонічна модель не в змозі передбачити випадкові збурення. Тому, для прогнозування врожайності нами було випробувано ряд інших моделей — авторегресійну модель ARIMA (модель Бокса-Дженкінса [4]), методи штучного інтелекту, такі як: метод найближчих сусідів (векторів у фазовому просторі) [13] та метод нейронних мереж [6] (метод зворотного поширення помилки), розроблену нами модель статистичного аналізу різницьових серій [14]. Щоб уникнути випадковості при оцінці точності тієї чи іншої моделі ми кілька разів виконували ретроспективний прогноз (прогноз для вже відомих даних) на 1 рік і усереднювали похибки отриманих прогнозів. Щодо визначення похибки прогнозу зауважимо, що абсолютна похибка прогнозу є більш об'єктивним критерієм, ніж відносна, оскільки остання може ставати необґрунтовано вели-

кою при низьких значеннях врожайності. Для визначення середнього значення відносної похибки ми застосували наступну методику. Спочатку визначалося середнє значення модуля абсолютної похибки прогнозування за кільки років. Розділивши його на середнє значення фактичної врожайності за досліджуваний період ми отримували середнє значення відносної похибки прогнозування. Алгоритм оцінки похибки прогнозування врожайності має наступний вигляд [11].

- Початковий ряд врожайності розділяємо на дві частини: навчальна вибірка — більша частина ряду і контрольна вибірка — решта елементів ряду. Перший елемент контрольної вибірки використовується для оцінки похибки прогнозу.

- На базі навчальної вибірки (її довжина мінялася від 44 до 53 років) будуємо модель і на її основі виконуємо прогноз на один рік вперед. Визначаємо абсолютну похибку прогнозу.

- Перший елемент контрольної вибірки приєднуємо до навчальної вибірки.

- Повторюємо другий, третій і четвертий пункти алгоритму доти, поки в контрольній вибірці не залишиться жодного елемента. Визначаємо середню відносну похибку моделі.

Адекватність полігармонічної моделі можна підвищити, якщо зменшити ефект випадкових збурень. З цією метою використовують згладжування часових рядів (фільтрування високочастотних шумів). Найпростішим методом згладжування є метод ковзаючого середнього [5]. Розрахунки показали, що найкращим варіантом згладжування у нашому випадку є згладжування із шириною вікна 9 років. Недоліком методу ковзаючого середнього є те, що згладжений ряд має меншу довжину від початкового. Це є суттєвим для рядів малої довжини. Щоб уникнути цього ефекту ми використали методику згладжування при якій початкові і кінцеві елементи ряду згладжуються на коротшому (ніж 9 років) відрізьку. Використані нами формули згладжування мають наступний вигляд:

$$\begin{cases} y_1 = (2 \cdot x_1 + x_2) / 3; & y_2 = (x_1 + x_2 + x_3) / 3; & y_3 = (x_1 + x_2 + x_3 + x_4 + x_5) / 5; \\ y_4 = (x_1 + x_2 + x_3 + x_4 + x_5 + x_6 + x_7) / 7; \\ y_i = (x_{i-4} + x_{i-3} + x_{i-2} + x_{i-1} + x_i + x_{i+1} + x_{i+2} + x_{i+3} + x_{i+4}) / 9; & i = 5, \dots, N-4; \\ y_{N-3} = (x_{N-6} + x_{N-5} + x_{N-4} + x_{N-3} + x_{N-2} + x_{N-1} + x_N) / 7; \\ y_{N-2} = (x_{N-4} + x_{N-3} + x_{N-2} + x_{N-1} + x_N) / 5; & y_{N-1} = (x_{N-2} + x_{N-1} + x_N) / 3; \\ y_N = (2 \cdot x_N + x_{N-1}) / 3. \end{cases} \quad (5)$$

Тут x_i — елементи вихідного ряду, y_i — елементи згладженого ряду. Для згладженого ряду знову будувалася полігармонічна модель (2). Це дозволило підвищити точність полігармонічної моделі.

Ще одним методом покращення якості прогнозування динаміки зерновиробництва є перехід від ряду врожайності $\{x_i\}$ до ряду різниць $\{z_i\}$ (дискретне диференціювання):

$$z_i = x_{i+1} - x_i, \quad i = 1, \dots, N - 1. \quad (6)$$

Дослідження показали, що ряди різниць, отримані з початкових рядів врожайності, практично не містять автокореляційних залежностей. Тобто такі ряди є ближчими до випадкових, ніж початкові ряди врожайності. Крім того дискретне диференціювання видаляє лінійний тренд, якщо він був притаманним початковому ряду. В результаті саме полігармонічна модель, застосована до різниць згладжених рядів врожайності, забезпечила найвищу точність прогнозування (табл. 2).

Таблиця 2

**ЗНАЧЕННЯ ПОХИБОК ПРОГНОЗУВАННЯ
ВРОЖАЙНОСТІ ОЗИМОЇ ПШЕНИЦІ РІЗНИМИ МЕТОДАМИ**

		Найбл. сусідів	Нейронних мереж	Аналізу різниць серій	Полігармонічна	Полігармон згладжена	Полігармон для різниць	RI MA	Стохастична
1	Чернігівська	0,20	0,21	0,23	0,23	0,20	0,15	0,22	0,25
2	АР Крим	0,14	0,11	0,13	0,11	0,10	0,08	0,12	0,12
3	Миколаївська	0,35	0,31	0,27	0,34	0,31	0,31	0,37	0,54
4	Херсонська	0,26	0,25	0,24	0,24	0,25	0,23	0,30	0,40
5	Дніпропетровська	0,34	0,34	0,31	0,35	0,33	0,32	0,38	0,48
6	Полтавська	0,31	0,28	0,28	0,34	0,28	0,28	0,35	0,41
7	Чернівецька	0,25	0,18	0,25	0,30	0,20	0,12	0,23	0,24
8	Вінницька	0,24	0,19	0,17	0,22	0,19	0,16	0,24	0,27
9	Черкаська	0,27	0,25	0,22	0,26	0,25	0,23	0,29	0,32
10	Київська	0,18	0,16	0,15	0,16	0,17	0,16	0,20	0,22
11	Кіровоградська	0,33	0,33	0,30	0,31	0,32	0,30	0,36	0,46

		Найбл. сусідів	Нейронних мереж	Аналізу різних серій	Полігармонічна	Полігармон згладжена	Полігармон для рі зниць	RI MA	Стохастична
12	Донецька	0,27	0,27	0,33	0,34	0,29	0,28	0,33	0,39
13	Харківська	0,33	0,31	0,30	0,35	0,31	0,30	0,36	0,42
14	Запорізька	0,22	0,25	0,22	0,25	0,25	0,24	0,29	0,37
15	Одеська	0,24	0,29	0,25	0,30	0,26	0,26	0,30	0,45
16	Сумська	0,26	0,24	0,22	0,32	0,24	0,21	0,29	0,34
17	Луганська	0,38	0,35	0,38	0,34	0,34	0,30	0,39	0,42
18	Житомирська	0,15	0,23	0,22	0,14	0,13	0,13	0,15	0,20
19	Волинська	0,14	0,10	0,13	0,14	0,10	0,11	0,10	0,13
20	Закарпатська	0,14	0,14	0,16	0,14	0,11	0,11	0,14	0,14
21	Ів-Франківська	0,13	0,11	0,13	0,14	0,10	0,11	0,12	0,16
22	Львівська	0,10	0,09	0,13	0,13	0,08	0,08	0,09	0,10
23	Рівненська	0,15	0,13	0,15	0,16	0,13	0,13	0,14	0,21
24	Тернопільська	0,18	0,20	0,18	0,19	0,17	0,14	0,18	0,21
25	Хмельницька	0,20	0,19	0,16	0,23	0,16	0,17	0,22	0,27
	Середнє	0,23	0,22	0,22	0,24	0,21	0,20	0,25	0,30

Заслуговує на увагу ще одна модель часового ряду, відома під назвою «стохастична», або ж модель із незалежними випадковими приростами [5]. Найкращим прогнозом для такої моделі є останнє спостережене значення ряду. Застосування моделі до того чи іншого ряду дозволяє оцінити ступінь стохастичності даного ряду. Чим менша похибка, отримана при прогнозуванні ряду стохастичним методом, тим ближчим є досліджуваний ряд до ряду із незалежними приростами. Результати прогнозування стохастичним методом також наведені у табл. 2. Як видно, точність цієї моделі є найгіршою серед розглянутих нами моделей, а це свідчить про детермінований (хоча і збурений шумами) характер рядів врожайності озимої пшениці. Похибка прогнозування для різних моделей, оцінена згідно із описаною вище методикою, наведена у табл. 2. Розрахунки показали, що полігармонічна мо-

дель, застосована до ряду різниць, дає найкращу точність прогнозу для більшості областей України. Для деяких областей степової зони (Миколаївська, Дніпропетровська, Черкаська, Київська та Запорізька області), для яких характерні сильні коливання врожайності, кращу точність прогнозування має метод статистичного аналізу різницевих серій.

Полігармонічна модель динаміки врожайності дозволяє виконувати прогнози з горизонтом більше від одного року. Є підстави вважати, що система зерновиробництва відноситься до класу систем з хаотичною динамікою [15]. Для таких систем горизонт прогнозування є принципово обмеженим в силу ляпуновського розбігання фазових траєкторій. Отримана нами оцінка старшого показника Ляпунова $L_1 = 0,27$ дозволяє встановити максимальний горизонт прогнозування врожайності терміном 4 роки.

4. Статистична модель рентабельності зерновиробництва. Валовий збір зернових (або врожайність) є основним чинником, який визначає ціну на зерно. При оцінці ризиків зерновиробництва більш об'єктивним критерієм є не ціна C , а рентабельність R , яка задається співвідношенням:

$$R = P/Z - 1 = Y \cdot C/Z - 1. \quad (7)$$

Тут P — дохід (грн/га); Y — врожайність (ц/га); Z — затрати (грн/га).

Використовуючи метод ковзаючого вікна (ширина вікна 5 років) ми отримали графічне представлення динаміки кореляції між рентабельністю і валовим збором зернових (рис. 1). Видно, що найтісніший (негативний) кореляційний зв'язок існує між рентабельністю і сумою валового збору за 2 останніх роки [12]. Регресійний аналіз валового збору зернових W та їх рентабельності проведений на базі статистичних даних за останні 8 років дозволив побудувати математичну модель у вигляді залежності:

$$R_i = a_0 + a_1 \cdot (W_i + W_{i-1}). \quad (8)$$

Коефіцієнти моделі є статистично значимі. Модель добре описує залежність рентабельності вирощування зернових від суми валового врожаю зернових за 2 останніх роки (рис. 2). Щоб отримати прогноз рентабельності на 2009 рік, необхідно мати прогноз валового врожаю зернових на цей рік. Застосувавши полігармонічну модель ми отримали прогнозне значення валового збору зернових по Україні — 31,1 млн тонн і валового збору озимої пшениці — 13,6 млн тонн. Прогнозне значення рентабельності зернових для України на 2009 рік, отримане з рівняння (8),

при такому прогнозі врожайності складає Звідси можна зробити висновок, що якщо сума валового збору зернових за два останніх роки перевищує 80 млн тонн, вирощування зернових в Україні перестане бути рентабельним.

При побудові моделі рентабельності озимої пшениці слід враховувати як валовий збір озимої пшениці, так і валовий збір усіх зернових. Це пояснюється тим, що низькі сорти пшениці конкурують з іншими зерновими при використанні у кормовій галузі. Застосувавши методику множинного регресійного аналізу, ми побудували математичну модель у вигляді регресійної залежності [12]:

$$R_i = a_0 + a_1 \cdot (W_i + W_{i-1}) + a_2 \cdot (V_i + V_{i-1}). \quad (9)$$

Тут W — валовий збір зернових, V — валовий збір озимої пшениці, R — рентабельність вирощування озимої пшениці. Модель добре описує залежність рентабельності від суми валового збору зернових за 2 останніх роки і від суми валового збору пшениці за 2 останніх роки (рис. 3). Використовуючи отриманий вище прогноз валового збору зернових і озимої пшениці ми отримали прогнозне значення рентабельності озимої пшениці для України на 2009 рік

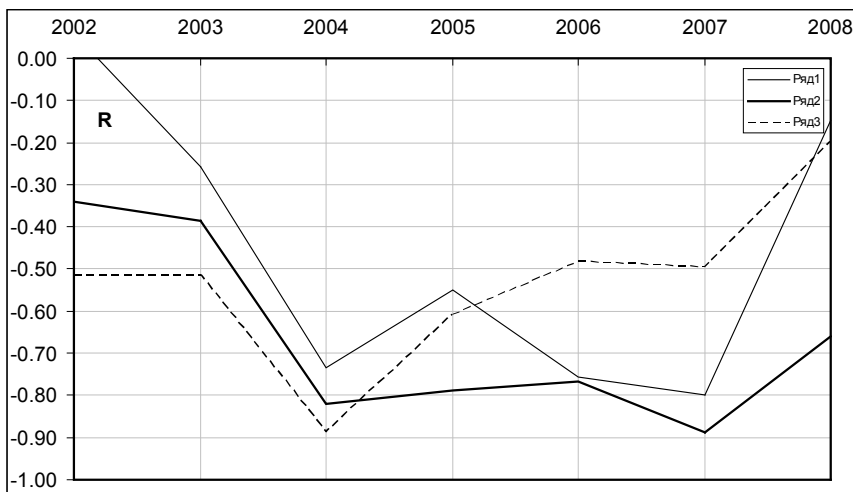


Рис. 1. Кореляція між рентабельністю вирощування зернових і валовим збором. Ряд 1 — кореляція з валовим збором за останній рік, ряд 2 — за 2 останніх роки, ряд 3 — за 3 останніх роки

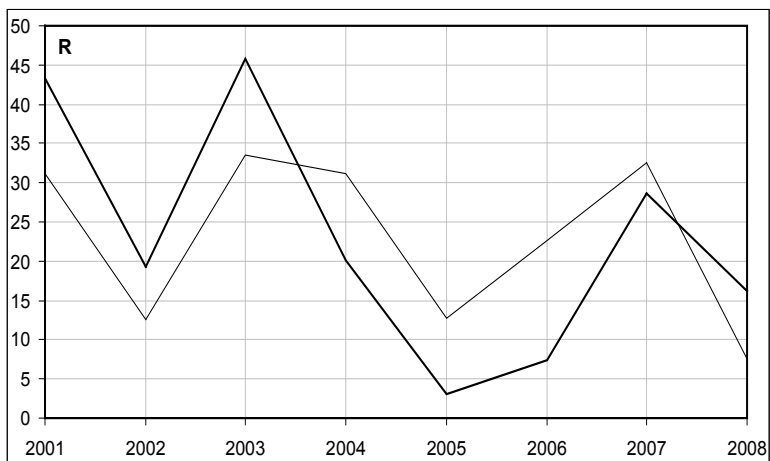


Рис. 2. Статистична модель рентабельності вирощування зернових в Україні. Жирна лінія — фактичні дані, тонка лінія — модель

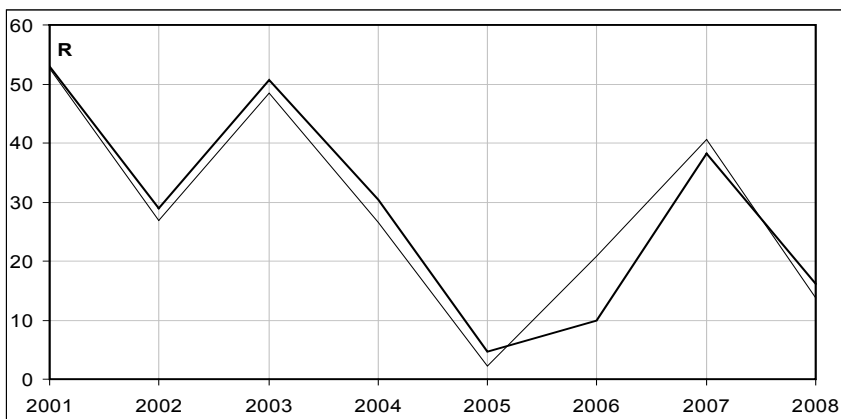


Рис. 3. Статистична модель рентабельності вирощування озимої пшениці в Україні. Жирна лінія — фактичні дані, тонка лінія — модель

5. Прогнозна оцінка регіональної рентабельності. Прогнозне значення рентабельності для окремих областей можна отримати використовуючи значення середньоукраїнської рентабельності та значення регіонального коефіцієнта затрат k . Регіональний коефіцієнт затрат є відношенням затрат на 1 га зернових для даної області до середньоукраїнського показника. Із співвідношення (7) маємо:

$$Z = \frac{Y \cdot C}{R + 1}. \quad (10)$$

Якщо прийняти гіпотезу про те, що ціна на зерно однакова в усіх регіонах України, то для регіонального коефіцієнта затрат отримаємо вираз:

$$k_i = \frac{Z_i}{Z_0} = \frac{Y_i}{Y_0} \cdot \frac{R_0 + 1}{R_i + 1}. \quad (11)$$

Тут Z_0, Y_0, R_0 — значення затрат, урожайності та рентабельності для України; Z_i, Y_i, R_i — значення затрат, урожайності та рентабельності для регіону.

Є підстави вважати коефіцієнт затрат k_i незмінним з часом, оскільки він відображає природно-кліматичні характеристики регіону. Кореляційний аналіз статистичних даних урожайності та рентабельності озимої пшениці для областей України за останні роки (дані Держкомстат) підтвердив наявність сильної кореляції між урожайністю та рентабельністю для більшості областей України (збільшення врожайності веде до збільшення регіональної рентабельності). Це і є підтвердженням часової стабільності регіонального коефіцієнта затрат. Значення регіонального коефіцієнта затрат для цих областей ми визначали за формулою (9). Однак для Волинської, Черкаської та Чернівецької областей кореляція між урожайністю і рентабельністю майже відсутня, а для Закарпатської навіть негативна. Щоб усунути вплив урожайності на визначення коефіцієнта затрат, ми умовно вважали її стабільною, і з (11) отримали вираз регіонального коефіцієнта затрат для цих областей:

$$k_i = \frac{R_0 + 1}{R_i + 1}. \quad (12)$$

Значення регіонального коефіцієнта затрат для областей України усереднені за останніх три роки наведено у табл. 3.

Економічна ефективність зерновиробництва для даного регіону повинна оцінюватися на підставі порівняння прогностичного значення регіональної врожайності з прогностичним значенням врожайності для України. Приймаючи гіпотезу про однакову ціну на зерно для всіх регіонів і використовуючи регіональні затратні коефіцієнти k_i ми можемо оцінити майбутній рівень рентабельності регіону R_i за допомогою виразу:

$$\frac{R_i + 1}{R_0 + 1} = \frac{1}{k_i} \cdot \frac{Y_i}{Y_0}. \quad (13)$$

Використовуючи отримані прогнознi значення регіональної врожайності озимої пшениці та зернових і знайдені значення регіонального коефіцієнта затрат ми отримали прогнознi оцінки регіональної рентабельності R_i вирощування озимої пшениці на 2009 рік, значення яких наведені у табл. 3.

Таблиця 3

**ПРОГНОЗУВАННЯ ВРОЖАЙНОСТІ ЗЕРНОВИХ
ТА РЕНТАБЕЛЬНОСТІ ЗЕРНОВИРОБНИЦТВА на 2009 рік**

		Прогноз урожайності		Регіональ- ний коеф. затрат	Прогноз рента- бельності, %	
		пшениця	зернові		пшениця	зернові
1	АР Крим	23,04	22,51	0,98	– 8,4	– 4,5
2	Вінницька	21,13	20,64	1,09	– 24,7	– 21,5
3	Волинська	22,79	20,24	1,09	– 7,8	– 22,5
4	Дніпропет- ровська	23,14	21,13	1,01	– 10,5	– 12,8
5	Донецька	27,08	22,91	1,05	0,2	– 9,5
6	Житомирська	26,85	24,47	0,92	13,3	10,2
7	Закарпатська	22,42	25,61	1,12	– 11,0	– 5,2
8	Запорізька	27,04	22,67	0,91	15,5	3,3
9	Ів.-Франківська	29,94	31,64	1,16	0,4	13,2
0	Київська	30,13	30,15	1,14	2,7	9,7
1	Кіровоградська	28,95	27,03	0,97	16,5	16,1
2	Луганська	24,57	20,73	0,83	14,9	3,4
3	Львівська	28,75	27,78	1,01	11,4	14,9
4	Миколаївська	24,82	23,80	0,87	10,9	13,4
5	Одеська	24,98	24,81	0,92	5,4	11,7
6	Полтавська	23,93	24,23	1,11	– 15,7	– 8,9
7	Рівненська	22,70	20,38	1,12	– 21,0	– 24,3
8	Сумська	24,75	22,45	0,94	2,4	– 0,8
9	Тернопільська	25,33	24,62	0,96	2,7	6,5
0	Харківська	30,01	27,17	1,02	15,0	11,0
1	Херсонська	24,01	22,88	0,95	– 1,4	0,2
2	Хмельницька	25,41	24,74	0,94	5,2	9,3
3	Черкаська	24,89	25,25	0,97	3,2	8,3
4	Чернівецька	23,00	29,68	1,04	– 4,1	18,3
5	Чернігівська	24,58	25,93	0,96	0,2	12,7
	Україна	25,67	24,52	1,00	8,3	2,30

Висновки

У роботі узагальнено досвід автора з прогнозування врожайності зернових для областей України. Показано, що завдяки циклічному характеру динаміки врожайності, полігармонічна модель має переваги перед іншими моделями при прогнозуванні врожайності. Виявлено тісний кореляційний зв'язок між рентабельністю вирощування зернових і валовим збором за 2 останніх роки. Виходячи з цього, побудовано регресійні моделі рентабельності вирощування зернових і вирощування озимої пшениці. Запропоновані нами моделі і отримані прогнозні оцінки дозволяють мінімізувати ризики, заздалегідь виконувати перерозподіл ресурсів та інвестицій, що сприятиме підвищенню ефективності та стабільності зернової галузі України.

Література

1. Економіка України: десять років реформ / За ред. З. Ватаманюка і С. Панчишина. — Львів: ЛНУ ім. І. Франка, 2001. — 374 с.
2. Мороз О. Сталість сільськогосподарського виробництва // Економіка України. — № 3. — 2005. — С. 78—83.
3. Найденов В. И., Швейкина В. И. Гидрологическая теория глобального потепления климата Земли // Метеорология и гидрология. — № 2. — 2005. — С. 63—76.
4. Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов. Прогноз и управление. — М.: Мир, 1974. — 608 с.
5. Геєць В. М., Клебанова Т. С., Черняк О. І., Іванов В. В., Кизим М. О., Дубровіна Н. А., Ставицький А. В. Моделі і методи соціально-економічного прогнозування. — Х.: ВД «ІНЖЕК», 2008. — 396 с.
6. Максишко Н. К., Перепелиця В. О. Аналіз і прогнозування еволюції економічних систем. — Запоріжжя: Поліграф, 2006. — 236 с.
7. Юзбашев М. М., Манелля А. И. Статистический анализ тенденций и колеблемости. — М.: Финансы и статистика, 1983. — С. 105.
8. Олійник О. В. Циклічність у динаміці урожайності сільськогосподарських культур // Економіка АПК. — № 3. — 2003. — С. 52—57.
9. Перепелиця В., Савіна Л. Передпрогнозне дослідження часових рядів промислового виробництва в Україні та Запорізькій області // Економіка України. — № 8. — 2005. — С. 3—38.
10. Вітлінський В. В., Грицюк П. М. Дослідження динаміки урожайності озимої пшениці для областей України // Моделювання та інформаційні системи в економіці: Зб. наукових праць. — К.: КНЕУ, 2007. — Вип. 76. — С. 275—295.
11. Витлинский В. В., Грицюк П. М. Полигармоническое прогнозирование как метод минимизации инвестиционных рисков в зернопроизводстве. — Труды Международной научной школы МА БР. — СПб.: ГУАП, 2008. — С. 231—236.

12. Грицюк П. М. Динаміка врожайності зернових: прогнози і ризики // Економіка України (у друці).
13. Кузнецов С. П. Динамический хаос. — М.: Физматлит, 2006. — 356 с.
14. Грицюк П. М. Прогнозування урожайності зернових культур: особливості і методика // Вчені записки: Зб. наукових праць. — К.: КНЕУ, 2009. — Вип. 11 (у друці).
15. P. M. Hrytsyuk. Evidence for Low Dimensional Chaos in Grain Production System of Ukraine. Material of the International Symposium RA08, Riga-Jurmala, 2008, p. 34—37.

УДК: 330.4:519.86

Б. О. Тішков, асистент,
ДВНЗ «КНЕУ імені Вадима Гетьмана»

ЕКОНОМЕТРИЧНА ОЦІНКА ПРИБУТКУ ПІДПРИЄМСТВА, ЯК ПОКАЗНИКА ДЛЯ ІНДИКАТИВНОГО ПЛАНУВАННЯ

АНОТАЦІЯ. В роботі проаналізовано існуючі підходи в аналізі сутності прибутку та способів його прогнозування. Створено економетричну модель, що дозволяє прогнозувати прибуток підприємства на основі ряду індикаторів. Зазначено можливість використання побудованої моделі для потреб індикативного планування.

ANNOTATION. In work existing approaches in the analysis of essence of profit and ways of its forecasting are analysed. By the author it is offered econometrics model which allows to predict profit of the enterprise on the basis of of some indicators. It is shown an opportunity of use of model for indicative planning.

КЛЮЧОВІ СЛОВА. Прибуток, індикативне планування, економетрична модель.

Вступ

Особливістю планування в ринковій економіці є те, що підприємство розглядається як відкрита система, яка потребує в процесі планування максимального врахування впливу ендо- та екзогенних факторів. Вектори дії планування поширюють свій вплив за межі підприємства, враховуючи його безпосередню взаємодію з постачальниками, покупцями, конкурентами. Досвід розвитку вітчизняної економіки показав, що адміністративне планування себе вичерпало. Серед причин низької ефективності системи такого планування є: а) орієнтація на зростання валових показників; б) нерозвиненість системи фінансового планування на мікрорівні; в) неефективність планування витрат на підприєм-