

4. Модели и механизмы внутрифирменного управления / [Ануфриев И.Н., Бурков В.Н., Вилкова Н.Н. и др.]. — М. : Институт проблем управления, 1994. — 72 с.
5. Модели управления проектами в нестабильной экономической среде / [Ю.Г. Лысенко, А.П. Белый, В.В. Гнатушенко, С.И. Левицкий, В.В. Руденская, А.И. Слепцов, В.П. Стасюк, Т.А. Тышук, Т.А. Черкасова]. — Донецк : Юго-Восток, ЛТД, 2003. — 292 с.
6. *Бир С.* Кибернетика и управление производством / С. Бир. — М. : Физматгиз., 1963. — 210 с.
7. Большие системы. Теория, методология, моделирование. — М. : Наука, 1971. — 350 с.
8. *Кобринский Н.Е.* Точность экономико-математических моделей / Н. Е. Кобринский, В. И. Кузьмин. — М. : Финансы и статистика, 1981. — 255 с.
9. *Месарович М.* Общая теория систем: математические основы / М. Месарович, Я. Такахаара. — М. : Мир, 1978. — 231 с.
10. *Левицкий Е.М.* Адаптация в моделировании экономических систем / Е. М. Левицкий. — Новосибирск : Наука, 1977. — 208 с.
11. *Берталанфи Л.* История и статус общей теории систем. Системные исследования / Л. Берталанфи. — М. : Наука, 1973. — С. 129-163.
12. *Кобринский Н.Е.* Экономическая кибернетика / Н. Е. Кобринский, Е. З. Майминас, А. Д. Смирнов. — М. : Экономика, 1982. — С. 1-66.

УДК 338.43 : 519.246.8

Грицюк П. М., д.е.н.,
завідувач кафедри економічної кібернетики,
Бачишина Л. Д., здобувач,
Національний університет водного господарства та природокористування

МОДЕЛЮВАННЯ ДИНАМІКИ УРОЖАЙНОСТІ ЗЕРНОВИХ КУЛЬТУР ДЛЯ ОБЛАСТЕЙ УКРАЇНИ

АНОТАЦІЯ. Виконано статистичний аналіз врожайності зернових для областей України за період 1955–2013 рр. Для відображення складної динаміки врожайності використаний полілінійний тренд. Отримано трендові моделі використані для прогнозування врожайності зернових на 2014–2017 рр.

КЛЮЧОВІ СЛОВА. Часові ряди, трендова модель, мінливість, врожайність, прогнозування.

ANNOTATION. A statistical analysis of grain yield in the regions of Ukraine for 1955–2013 years was carried out. The polylinear trend for reflection of yield dynamics was built. The received regressive models for the grain yield prediction for 2014–2017 years are used.

Вступ. Зернові культури мають найвищу питому вагу в структурі посівних площ і валових зборів сільськогосподарських культур України. Це пояснюється їх винятковим значенням для продовольчого забезпечення населення. Зерновиробництво є основою продовольчої безпеки України та джерелом значних валютних надходжень. Аграрний сектор забезпечує близько 25 % валютних надходжень до держави від загального експорту. Наша держава прагне перетворитися не лише на значного виробника, але й на експортера зерна світового рівня.

Ученими Української академії аграрних наук розроблено проєкт концепції Державної цільової програми «Зерно України 2009–2015». У проєкті вказано, що «сприятливі ґрунтово-кліматичні умови України, вагомі інноваційні розробки в галузях селекції, насінництва та новітні технології вирощування зернових культур, високий попит на зернову продукцію на внутрішньому та світовому ринках дають підстави збільшити виробництво зерна в державі у 2015–2017 роках до 71–80 млн т» [1].

Отже, актуальним є завдання статистичного моделювання та прогнозування обсягів зерновиробництва в різних регіонах України з метою оцінювання можливостей реалізації вказаної програми.

Метою статті є аналіз часових рядів урожайності зернових і зернобобових культур в областях України та визначення перспектив зернової галузі на найближчі роки. Головним завданням аналізу часових рядів урожайності є досягнення глибшого розуміння тих причинних механізмів, які обумовлюють тренди та мінливість врожайності на різних часових етапах.

Можна виділити три основних задачі дослідження часових рядів:

- опис зміни досліджуваної ознаки в часі і виявлення властивостей досліджуваного ряду;
- пояснення механізму зміни рівнів ряду;
- статистичне прогнозування значень досліджуваної ознаки для майбутніх моментів часу.

Зазвичай часовий ряд представляють у вигляді адитивного розкладу [2]:

$$x_t = v_t + c_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, n, \quad (1)$$

де v_t — трендова складова; c_t — циклічна складова; ε_t — випадкова складова.

Окремі компоненти розкладу можуть бути відсутні, але випадкова складова присутня завжди. Для виявлення циклічної компоненти часового ряду використовують автокореляційну функ-

цію ряду або ж спектральний розклад з використанням перетворення Фур'є.

Циклічні коливання з періодом, який перевищує 1 рік, характерні для сонячної активності та рядів врожайності [3]. Трендом (або тенденцією) називають стійку систематичну зміну процесу на протязі тривалого часу, яка відображає вплив факторів довготривалої дії.

Одним із найпоширеніших способів моделювання тенденції часового ряду є побудова аналітичної функції, що характеризує тренд. Цей спосіб називають аналітичним вирівнюванням часового ряду. Найчастіше використовують такі види трендів: лінійний, логарифмічний, експоненціальний, степенеий і поліноміальний.

Завданням нашого дослідження є моделювання тренду врожайності для областей України та використання побудованих моделей для прогнозування урожайності на наступні часові періоди.

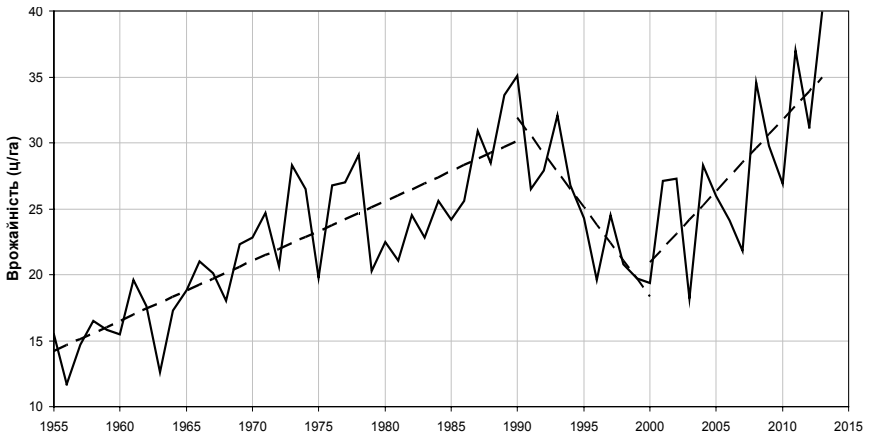


Рис. 1. Динаміка врожайності зернових в Україні (дані Держслужби статистики України)

Аналіз динаміки врожайності зернових в Україні. У роботах [3, 4] були розкриті особливості динаміки зерновиробництва в Україні (рис. 1). Як видно з рис. 1, тренд зерновиробництва є неоднорідним і має складний характер. Протягом 1955–1990 рр. виробництво зерна зростало, що було пов'язано з використанням нових сортів і впровадженням сучасних технологій. Зниження врожайності на початку 1980-х років стало наслідком зниження природної родючості ґрунтів через техногенний підхід до розвитку сільського господарства, що спричинило зменшення гумусового шару ґрунту, призвело до погіршення екологічної обстанов-

ки, стало початком екологічної кризи на селі. У 1990-ті роки до екологічної кризи додався розпад колективної системи сільсько-господарського виробництва. Наслідком став різкий спад зерно-виробництва у цей період.

На початку 2000-х років у сільському господарстві України завершилася структурна перебудова. Остаточо сформувалися великі агрофірми, агропромислові підприємства, агрохолдинги та агрокорпорації. Якісного перелому в зерновиробництві вдалося домогтися завдяки використанню високопродуктивного насінневого матеріалу, сучасних технологій і нових форм господарювання. Завдяки впровадженню нових сортів підвищується стійкість до хвороб, шкідників, вилягання, обсипання, посух, низьких температур. Зважаючи на глобальні зміни клімату, особливої ваги набуває підбір сортів для конкретних ґрунтово-кліматичних умов з високим генетичним потенціалом продуктивності, підвищеним потенціалом реалізації фотосинтетично активної радіації. Починаючи від 2001 р. обсяг зерновиробництва в Україні зростає (з помітними міжрічними коливаннями).

Проведемо статистичний аналіз середніх значень врожайності зернових в областях України (табл. 1). Таблиця побудована за значеннями багаторічної статистики (1955–2013 рр.). Середнє значення урожайності за вказаний період по Україні становить 23,64 ц/га. Найвища середня врожайність у Закарпатській (31,24 ц/га), Чернівецькій (30,24 ц/га) і Черкаській (29,98 ц/га) обл., тоді як Чернігівська (19,95 ц/га), Луганська (19,41 ц/га) та Житомирська (18,36 ц/га) обл. мають найнижче середнє значення врожайності зернових.

Порівняння середньої врожайності за весь період спостережень та за останні 13 років (табл. 1, колонки 2 і 3) показує, що в деяких областях (Донецька, Запорізька, Херсонська, Миколаївська, Одеська обл. та АР Крим) врожайність не зростає, незважаючи на застосування нових технологій і сортів. Це може бути пов'язано із станом ґрунтів, які є виснаженими через екстенсивне їх використання протягом багатьох років. Найбільше зростання врожайності зернових спостерігається у Київській, Житомирській, Чернігівській, Черкаській і Полтавській обл.

Показником рівня мінливості часового ряду прийнято вважати коефіцієнт варіації μ , який визначається відношенням середньоквадратичного відхилення до середнього значення врожайності [5]

$$\mu = \frac{\sigma}{\bar{x}}. \quad (2)$$

Однак у випадку таких нестационарних рядів, якими є ряди врожайності, показник μ буде відображати не стільки розмах коливань ряду, як його трендове зростання. Тому у даному випадку слід використовувати інший показник мінливості, який відображає відхилення ряду від тренду

$$m = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (x_t - v_t)^2}{\bar{x}^2(n-1)}}. \quad (3)$$

Розрахунки мінливості врожайності зернових, виконані за формулою (3), показали що значна нестабільність врожайності спостерігається в Луганській, Запорізькій, Херсонській і Миколаївській обл. (табл. 1, колонка 4). Ці області є найризикованішими в плані вирощування зернових. Коливання врожайності зернових у цьому регіоні пояснюється впливом засух, які різко зменшують врожайність. Найстабільніша динаміка врожайності зернових спостерігається у Чернівецькій і Закарпатській обл.

Колівання врожайності відбуваються по-різному в різних регіонах України. Залежно від погодно-кліматичних умов в один рік може спостерігатися збільшення врожайності в одних регіонах і зменшення в інших. Основним чинником змін врожайності, зазвичай є рівень зволоження ґрунту у вегетаційний період [6].

Для оцінки ступеня близькості характеру динаміки в різних областях України слід використати коефіцієнт лінійної кореляції між відповідними рядами врожайності. Як правило, для сусідніх областей рівень кореляції є високим, що пояснюється їх схожим природно-кліматичним положенням. Групи сусідніх областей формують кластери, для яких характер динаміки врожайності є однаковим.

Таблиця 1

**ПАРАМЕТРИ СТАТИСТИКИ ВРОЖАЙНОСТІ ЗЕРНОВИХ
ДЛЯ ОБЛАСТЕЙ УКРАЇНИ**

| Область | Середня врожайність за період 1955-2012 рр., ц/га | Середня врожайність за період 2000-2012 рр., ц/га | Мінливість врожайності |
|------------------|---|---|------------------------|
| АР Крим | 23,06 | 22,25 | 0,16 |
| Вінницька | 26,10 | 31,76 | 0,14 |
| Волинська | 20,46 | 24,81 | 0,14 |
| Дніпропетровська | 23,90 | 25,78 | 0,19 |
| Донецька | 23,27 | 23,79 | 0,18 |

Закінчення табл. 1

| Область | Середня врожайність за період 1955-2012 роки, ц/га | Середня врожайність за період 2000-2012 роки, ц/га | Мінливість врожайності |
|-----------------|--|--|------------------------|
| Житомирська | 18,36 | 25,87 | 0,17 |
| Закарпатська | 31,24 | 34,85 | 0,11 |
| Запорізька | 22,33 | 22,04 | 0,21 |
| Ів.-Франківська | 23,31 | 29,15 | 0,13 |
| Київська | 26,24 | 33,98 | 0,14 |
| Кіровоградська | 25,59 | 28,86 | 0,19 |
| Луганська | 19,41 | 21,22 | 0,22 |
| Львівська | 21,53 | 27,05 | 0,14 |
| Миколаївська | 21,79 | 22,65 | 0,21 |
| Одеська | 23,36 | 24,15 | 0,19 |
| Полтавська | 25,79 | 32,32 | 0,17 |
| Рівненська | 21,80 | 25,63 | 0,14 |
| Сумська | 21,17 | 26,11 | 0,16 |
| Тернопільська | 23,99 | 27,64 | 0,16 |
| Харківська | 23,53 | 26,95 | 0,20 |
| Херсонська | 22,66 | 22,39 | 0,21 |
| Хмельницька | 24,23 | 28,08 | 0,14 |
| Черкаська | 29,98 | 37,24 | 0,14 |
| Чернівецька | 30,24 | 34,28 | 0,10 |
| Чернігівська | 19,95 | 27,60 | 0,15 |
| Україна | 23,64 | 27,05 | 0,13 |

Для того щоб виділити групи областей зі схожим характером динаміки врожайності, ми застосували методи дискримінантного аналізу [7]. Основою дискримінантного аналізу є кореляційна матриця, кожен елемент якої відображає кореляцію рядів врожайності для двох областей України. У результаті розрахунків ми отримали кореляційну матрицю розміром 25×25 . Але, аналізуючи кореляційну матрицю врожайності, важко уявити наочно групи областей зі схожою динамікою врожайності. В ідеалі бажано подати окремі області у вигляді точок на площині таким чином, щоб відстань між цими точками відповідала мірі схожості динаміки врожайності у цих областях. Для вирішення цього завдання

нами були використані можливості системи STATISTICA. Ця система має розгалужений інструментарій обробки багатовимірних даних: багатовимірне шкалювання, кластерний аналіз, дискримінантний аналіз, факторний аналіз тощо. Для побудови бажаного графіка ми використали модуль «Багатовимірне шкалювання» (Multidimensional Scaling) з розділу Statistics. Графічну ілюстрацію багатовимірного шкалювання подано на рис. 2.

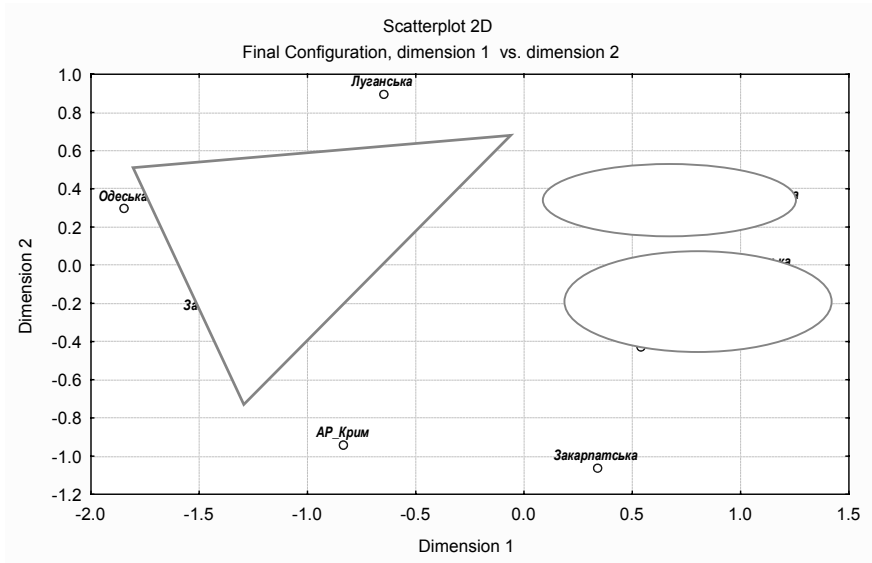


Рис. 2. Дискримінантний аналіз урожайності зернових для областей України

Двовимірний графік виразно показує групування областей зі схожою динамікою врожайності. У плані корельованості динаміки врожайності зернових всі області України можна розділити на три групи. Першу групу утворюють Чернігівська, Сумська, Київська, Житомирська, Черкаська та Полтавська обл. До другої групи входять Волинська, Рівненська, Хмельницька, Тернопільська, Львівська, Івано-Франківська та Чернівецька обл. До третьої групи належать Харківська, Донецька, Дніпропетровська, Запорізька, Кіровоградська, Херсонська, Миколаївська та Одеська обл. Закарпатська, Луганська обл та АР Крим слабо корелюють у плані врожайності з іншими областями, що пояснюється особливостями їх клімату та географічного розташування.

Побудова трендової моделі та оцінка її адекватності. Якщо прийняти гіпотезу про відсутність циклічної компоненти у часових рядах врожайності, то адитивна модель часового ряду буде мати вигляд

$$x_t = v_t + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, n. \quad (4)$$

Для відображення складної динаміки врожайності зернових в Україні нами був використаний полілінійний тренд, який складається з трьох лінійних ділянок: періоди 1955–1990, 1990–2000 і 2000–2013 рр.

Вибір типу тренду був здійснений на основі візуального аналізу та на основі критерію коефіцієнта детермінації. Для кожного із вище періодів нами були побудовані лінійні тренди виду $v_t = a + bt$ та розраховані параметри трендової моделі для всіх областей України. Перевірка адекватності трендових моделей здійснювалася завдяки аналізу ряду залишків ε_t з використанням критеріїв випадковості, незалежності, нормального закону розподілу та рівності нулю середнього значення [2].

Продемонструємо застосування цих критеріїв на прикладі трендової моделі часового ряду врожайності зернових для України. Оцінка близькості до нуля середнього значення залишків виконується на основі t -критерію значущості. Якщо виконується умова $t < t_{kr}$, середнє значення залишків можна вважати статистично близьким до нуля. Тут $t = e_c \cdot \sqrt{n} / \sigma_e$, e_c — модуль середнього значення залишків, σ_e — середньоквадратичне відхилення ряду залишків, n — довжина часового ряду, t_{kr} — табличне значення, визначене з рівнем надійності α (для аграрної статистики, зазвичай $\alpha = 95\%$). Якщо виконується умова $t < t_{kr}$, середнє значення можна вважати статистично близьким до нуля. Для нашої моделі $t = 0,13 < t_{kr} = 2,00$. Отже, середнє значення залишків трендової моделі є статистично незначущим (близьким до нуля).

Перевірка випадковості рівнів ряду залишків e_t здійснюється на основі критерію поворотних точок [2]. Кожен рівень ряду порівнюється з двома сусідніми (попереднім і наступним). Якщо він більше чи менше від їх обох, то ця точка вважається поворотною. Підраховується кількість поворотних точок P у ряду залишків і критичні значення P_L і P_U

$$P_L = \left[\frac{2 \cdot (n-2)}{3} - 2\sqrt{\frac{16n-29}{90}} \right]; P_U = \left[\frac{2 \cdot (n-2)}{3} + 2\sqrt{\frac{16n-29}{90}} \right]. \quad (5)$$

Квадратні дужки тут означають, що від результату обчислень береться ціла частина числа. Якщо виконується нерівність

$$P_L < P < P_U, \quad (6)$$

ряд залишків можна вважати випадковим. Проведена нами перевірка випадковості ряду залишків показала, що нерівність (6) виконується ($31 < 37 < 43$). Отже ряд залишків є випадковим.

Перевірка незалежності (відсутності автокореляції) ряду залишків e_t здійснюється на основі критерію Дарбіна — Уотсона відповідно до якого визначається коефіцієнт d :

$$d = \sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2 / \sum_{t=1}^n e_t^2. \quad (7)$$

Обчислена величина цього критерію порівнюється з двома табличними рівнями (нижнім $d_L = 1,54$ і верхнім $d_U = 1,61$ при $n = 58$). Проведена нами перевірка показала, що $2 < d < 4 - d_U$ ($d = 2,09$), тобто рівні ряду є незалежними.

Для перевірки відповідності ряду залишків e_t нормальному закону розподілу ми використали оцінки стандартного відхилення для таких характеристик закону розподілу як коефіцієнт асиметрії A та ексцес E , використовуючи формули

$$\sigma_A = \sqrt{\frac{6(n-2)}{(n+1) \cdot (n+3)}}; \quad \sigma_E = \sqrt{\frac{24n(n-2)(n-3)}{(n+1)^2(n+3)(n+5)}}. \quad (8)$$

Якщо абсолютне значення коефіцієнтів A , E не перевищує півтора відповідного стандартного відхилення

$$A \leq 1,5\sigma_A; \quad E \leq 1,5\sigma_E, \quad (9)$$

то роблять висновок, що розподіл залишків не протирічить нормальному закону.

Для нашого випадку рівність (9) виконується, а отже, гіпотеза про нормальний розподіл залишків приймається. Таким чином, всі критерії адекватності моделі виконуються, звідси побудовану нами полілінійну модель тренду можна вважати адекватною. Аналогічним чином можна виконати перевірку адекватності трендової моделі для кожної з областей України.

Прогнозування врожайності. Аналіз динаміки врожайності зернових культур в країні показав [6], що врожайність (особливо у Степовій зоні України) значною мірою залежить від погодно-кліматичних факторів. Цим обумовлена висока нестабільність виробництва зерна по роках. Оскільки експорт зернових останнім часом став основним джерелом надходжень валютних коштів до України (згідно з попередніми оцінками експорт зернових з України за 2013–2014 МР становитиме понад 30 млн т), цей процес чинить помітний вплив на фінансово-економічні процеси.

Так, при формуванні бюджету на наступний рік одним з ключових показників є майбутній рівень інфляції. Зниження врожайності веде до зростання цін на товари продовольчої групи і як наслідок — до зростання рівня інфляції. Таким чином, адекватна прогнозована оцінка майбутньої врожайності зернових є ефективним інструментом продовольчої та економічної безпеки держави. Аналіз динаміки врожайності зернових за останній 15-річний період дозволяє стверджувати, що існує чітка тенденція до зростання врожайності, але при цьому спостерігаються помітні міжрічні коливання, які є наслідком природних особливостей функціонування системи «родючість ґрунту — врожайність зернових», що функціонує за типом систем «хижак — жертва». Прогнозування міжрічних коливань є надзвичайно складним і в той же час дуже важливим для народного господарства завданням. Проте аналіз цієї проблеми виходить за рамки даної статті.

Дослідження динаміки врожайності показує, що в період 2000–2013 роки значне зростання врожайності зернових спостерігається у Вінницькій, Житомирській, Івано-Франківській, Київській, Львівській, Полтавській, Черкаській, Чернігівській і Сумській обл.; помірне зростання врожайності спостерігається у Волинській, Закарпатській, Кіровоградській, Рівненській, Тернопільській, Харківській, Хмельницькій і Чернівецькій обл.. Це пояснюється стабільним кліматом, хорошим станом ґрунту та успішним використанням сучасних технологій і нових форм аграрного виробництва. Для інших областей України та АР Крим врожайність практично не змінюється. Це пояснюється виснаженістю ґрунтів і значною залежністю врожайності від погодно-кліматичних факторів. Зміни клімату, які відбуваються на території Степової зони України останнім часом (підвищення літньої температури, збільшення ймовірності засушливих періодів) також негативно впливають на врожайність зернових культур.

Трендові моделі дозволяють зробити прогноз лише математичного сподівання врожайності і не дозволяють оцінити ймовірності відхилень від тренду в ту чи ту сторону. Для оцінки таких відхилень слід використовувати інші моделі [4]. Трендові моделі є корисними для оцінки зростання врожайності протягом кількох років, оскільки при цьому важливим є оцінка тренду і менш важливим є врахування коливань врожайності. Отримані нами трендові моделі були використані для побудови прогнозу врожайності зернових на 2014–2017 рр. Результати прогнозування відображено в табл. 2.

Таблиця 2

ПРОГНОЗ УРОЖАЙНОСТІ ЗЕРНОВИХ ДЛЯ ОБЛАСТЕЙ УКРАЇНИ, Ц/ГА

| Область | Роки | | | |
|-------------------|-------|-------|-------|-------|
| | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 |
| АР Крим | 23,11 | 23,28 | 23,45 | 23,63 |
| Вінницька | 49,75 | 51,92 | 54,09 | 56,27 |
| Волинська | 31,52 | 32,33 | 33,14 | 33,95 |
| Дніпропетровська | 25,79 | 25,74 | 25,68 | 25,62 |
| Донецька | 26,61 | 26,93 | 27,26 | 27,59 |
| Житомирська | 44,11 | 46,31 | 48,50 | 50,69 |
| Закарпатська | 38,43 | 38,88 | 39,34 | 39,80 |
| Запорізька | 23,69 | 23,89 | 24,10 | 24,30 |
| Івано-Франківська | 40,88 | 42,31 | 43,75 | 45,18 |
| Київська | 50,17 | 52,13 | 54,08 | 56,03 |
| Кіровоградська | 36,57 | 37,45 | 38,33 | 39,22 |
| Луганська | 25,75 | 26,33 | 26,91 | 27,49 |
| Львівська | 37,58 | 38,86 | 40,15 | 41,43 |
| Миколаївська | 25,72 | 26,07 | 26,41 | 26,76 |
| Одеська | 25,69 | 25,83 | 25,97 | 26,11 |
| Полтавська | 49,38 | 51,43 | 53,48 | 55,54 |
| Рівненська | 36,08 | 37,33 | 38,57 | 39,81 |
| Сумська | 42,85 | 44,82 | 46,79 | 48,75 |
| Тернопільська | 44,13 | 46,15 | 48,17 | 50,18 |
| Харківська | 33,64 | 34,41 | 35,17 | 35,94 |
| Херсонська | 25,26 | 25,65 | 26,03 | 26,42 |
| Хмельницька | 44,26 | 46,21 | 48,16 | 50,10 |
| Черкаська | 56,67 | 59,03 | 61,38 | 63,74 |
| Чернівецька | 47,64 | 49,30 | 50,97 | 52,64 |
| Чернігівська | 43,03 | 44,90 | 46,78 | 48,65 |
| Україна | 36,06 | 37,14 | 38,22 | 39,30 |

Висновки. Прогноз врожайності зернових культур є важливим інструментом економічної та продовольчої безпеки держави. Прогнозні моделі будуються на основі статистичного аналізу динаміки врожайності. Основними рисами динаміки врожайності

зернових культур в Україні є тенденція до зростання та міжрічні коливання, причиною яких є біокліматичні фактори.

У статті побудовано та верифіковано прогнозовані моделі врожайності, які дозволяють оцінити зростання врожайності зернових у найближчі роки та відповідні перспективи продовольчого забезпечення і експортний потенціал України в цьому секторі.

Література

1. Програма «Зерно України — 2015». — К. : ДІА, 2011. — 48 с.
2. *Наконечний С.І.* Економетрія: підручник / Наконечний С.І., Терещенко Т.О., Романюк Т.П. — К. : КНЕУ, 2004. — 520 с.
3. *Грицюк П.М.* Аналіз, моделювання та прогнозування динаміки врожайності озимої пшениці в розрізі областей України : монографія. — Рівне : НУВГП, 2010. — 350с.
4. *Грицюк П.М.* Прогнозування врожайності зернових культур: особливості і методика // Вчені записки : зб. наук. праць. Вип. 11. — К. : КНЕУ, 2009. — С. 294-300.
5. *Грабовый П.Г.* Риски в современном бизнесе / П. Г. Грабовый. — М. : Аланс, 1994. — 292 с.
6. *Грицюк П.М.* Моделювання впливу метеофакторів на врожайність озимої пшениці // Вчені записки : зб. наук. праць. — К. : КНЕУ, 2010. — Вип. 12. — С. 216-224.
7. *Айвазян С.А.* Прикладная статистика. Основы эконометрики / С.А. Айвазян, В.С. Мхитарян. — М. : ЮНИТИ, 2001. — 1002 с.

УДК 336.761.6

Доценко С., к. ф.-м. н., доцент,

Київський національний економічний університет імені Вадима Гетьмана

МОДЕЛІ ЗАХИСТУ ІНФОРМАЦІЇ ЯК ІГРИ У ХОВАНКИ ТА ПОШУК

АНОТАЦІЯ. Як відомо, проблема захисту інформації є однією з найбільш актуальних і важливих завдань в інформації. Для того, щоб розглянути цю проблему всебічно, необхідно вибрати адекватні математичні моделі. Один із способів, щоб описати боротьбу. Той, хто уповноважений захищати конфіденційну інформацію в комп'ютерних мережах і той, хто намагається отримати несанкціонований доступ до нього є використання теорії ігор інструменти, а саме, так звані «хованки гри». Ці ігри включають в себе широкий спектр різних проблем і може бути коротко описана таким чином. Є два агента з протилежними інтересами. Один агент, який називається «Шкура», як правило, щось приховати, інший, який називається