

**Г.П. Пасемко, д-р. держ. упр., доцент**

**С.В. Шевченко, канд. екон. наук**

**Харківський національний аграрний університет ім. В.В. Докучаєва**

## **ПОБУДОВА СТАТИСТИЧНОЇ МОДЕЛІ ЕКОНОМІЧНОЇ ДІЯЛЬНОСТІ СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКИХ ПІДПРИЄМСТВ НА ОСНОВІ ФАКТОРНОГО АНАЛІЗУ**

**Постановка проблеми.** Розвиток ринкової економіки передбачає підвищення самостійності підприємств у прийнятті рішень, у тому числі й при визначенні цін на вироблену продукцію. Процес реформування в сфері ціноутворення характеризувався відмовою від побудови планової системи цін і одночасно відсутністю досить твердої теоретичної бази для створення нового цінового механізму, що й слугувало фактором дестабілізації виробництва, у тому числі аграрного.

Відмова від управління й планування цін, помилки в ціновій політиці негативно вплинули на розвиток національного сільського господарства в перехідний період. Погіршення матеріально-технічної, зростання боргів господарств стало слідством збитковості виробництва. Як наслідок, відбулося падіння темпів економічного розвитку, зниження рівня виробничих показників, у результаті нееквівалентного обміну сільського господарства з іншими галузями економіки погіршилися фінансово-економічні показники галузі.

Гостра потреба в розробці цінового механізму, адекватного ринковій економіці обумовлена тим, що процес його реформування характеризується, з одного боку, розвитком нових форм і методів господарювання, а з іншого, відсутністю економічних умов для успішної їхньої реалізації. Тому подальший розвиток сільського господарства, у першу чергу, залежить від формування адекватних ринку цінових відносин, в основі яких перебувають механізми державного регулювання й саморегулювання, що забезпечують паритетність економічних відносин, еквівалентність товарно-грошового обміну між суб'єктами ринку, створення рівних економічних умов товаровиробникам незалежно від форм власності й господарювання.

Одним із засобів економічного аналізу та прогнозування подальшого розвитку даної ситуації є моделювання. Моделі являють собою формалізовані (логічно, графічно й алгебраїчно) описи різноманітних економічних явищ і процесів із метою виявлення функціональних

взаємозв'язків між ними. Будь-яка модель (теорія, рівняння, графік і т.д.) є спрощеним, абстрактним відбитком реальності, тому що вся різноманітність конкретних деталей не може бути одночасно прийнята до уваги при проведенні дослідження. Тому жодна модель не абсолютна, не вичерпна, не всеосяжна. Вона не дає єдино правильних відповідей, адресованих конкретним країнам у конкретний період часу. Проте за допомогою таких узагальнених моделей визначається комплекс альтернативних заходів спрямованих на досягнення поставлених цілей.

Забезпечувана за допомогою моделей багатоваріантність засобів аналізу економічних проблем дозволяє домагатися необхідної альтернативності і гнучкості економічної політики підприємства. Використання статистичних моделей дає можливість оптимізувати діяльність підприємств, зробити прогноз розвитку, обґрунтувати рекомендації з економічної політики.

**Аналіз останніх досліджень і публікацій.** У вітчизняній та зарубіжній літературі приділяється значна увага проблемам прогнозування економічних показників, економічного моделювання, теоретичним основам та принципам побудови моделей. Даній темі присвячені праці багатьох науковців, серед яких варто відмітити К. Іберла, О.Г. Івахненко, К.Д. Льюїс, Т.В. Белова, О.В. Ульяновченко та ін. [1-5].

**Формулювання цілей статті.** Мета статті полягає в теоретичному обґрунтуванні вибору та побудови статистичної моделі для проведення аналізу та прогнозу економічної діяльності сільськогосподарських підприємств.

**Виклад основного матеріалу досліджень.** 1. Джерела інформації. Первинна інформація економічної діяльності сільськогосподарських підприємств в основному збирається із даних статистичної звітності діяльності підприємств. Вона жорстко прив'язана до затверджених форм звітності. Але при проведенні вибірки багаторічних даних потрібно особливу увагу звертати на всі зміни і доповнення цих форм звітності, що можливо були проведені за період терміну дослідження. Ця інформація має стандартні коди всіх показників або чинників, що дає можливість проводити вибірку тих підприємств, які підпадають під напрямок наукового пошуку.

2. Первинний аналіз інформації. На першому етапі проведення досліджень необхідно провести чіткий аналіз самої природи обраних даних. А саме – одиниць виміру даних (особливо приставки тис., млн.); природної вагомості кожного чинника; прорахувати співпадання балансу витратних показників; перевірити достовірність розрахунку відносних величин (урожаю, ц/га; продуктивності тваринництва – привіси, надої та

ін.). Тільки після уточнення, виправлення або виключення даних можна перейти до побудови економіко-статистичних моделей.

3. Використання факторного аналізу для зменшення розмірності моделей. В практиці побудови множинних (багатофакторних) кореляційних моделей існує певна проблема обмеженості у кількості факторів. Ця обмеженість особливо суттєво впливає на якість прогнозного моделювання при наявності нелінійних зв'язків, що визначаються шляхом штучного введення додаткових так званих псевдофакторів. Ці додаткові фактори являють собою добутки або ступеневі функції із чинників первинної інформації. Так, наприклад, повна квадратична модель для 10 чинників має додатково 56 псевдофакторів. Повна квадратична модель має такий загальний вигляд:

$$Y = y_0 + \sum_{i=1}^{i=n} a_i x_i + \sum_{i=1}^{i=n} b_i x_i^2 + \sum_{i=1}^{i=n-1} \sum_{j=i+1}^{j=n} c_{ij} x_i x_j$$

де  $Y$  – величина показника, що досліджується як залежна;  $x_i$  –  $i$ -тий незалежний чинник;  $x_i^2$ ,  $x_i x_j$  – псевдофактори;  $y_0$  – вільний член моделі;  $a_i, b_i, c_{ij}$  – коефіцієнти моделі.

Діяльність сільськогосподарських підприємств описується значно більшим числом чинників ніж 10. Тому для зменшення розмірності моделей у якості факторів можна використовувати лінійні комбінації первинних даних. Такі комбінації надає факторний аналіз, що підбирає або об'єднує первинні дані за схожою природою їх відхилень від середньої (дисперсій) із збереженням величини загальної дисперсії всього об'єднання чинників.

Для проведення факторного аналізу на першому етапі всі первинні дані (чинники) нормуються, тобто для порівняння відхилень від середньої виключається розмірність величин:

$$x_i = \frac{x_i - \bar{x}}{\sigma},$$

де  $x_i$  – нормована величина  $i$ -того за вибіркою даного;  $x_i$  – фактична величина  $i$ -того за вибіркою даного;  $\bar{x}$  – її середнє значення;  $\sigma$  – її середньоквадратичне відхилення. Далі треба задати рівень збереження загальної дисперсії, що повинен бути в інтервалі (0,99 – 0,81). На підставі загальної кореляційної матриці  $n \times n$  – розмірності методом VARIMAX проводиться визначення матриці факторних навантажень  $n \times m$  – розмірності, де  $m$  – кількість лінійних комбінацій нормованих даних, що забезпечує заданий рівень збереження загальної дисперсії.

Переходячи до виразу представлення елементарних алгебраїчних перетворень багатомірних інформаційних масивів у матричній формі

приймаємо наступну систему позначень:  $X_{k \times n}$  – початкова інформаційна матриця розмірності  $k \times n$ , де  $k$  – загальний обсяг вибірки або кількість об’єктів, що досліджуються;  $n$  – загальна кількість визначених чинників по об’єктам дослідження;  $N_{\sigma}$  – оператор нормування даних за формулою  $\epsilon_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{\sigma_j}$ , де  $j$  – індекс чинника;  $i$  – номер об’єкту дослідження за об’єднаною вибіркою даних;  $\bar{X}_{k \times n}$  – нормована інформаційна матриця, що має вигляд  $\bar{X}_{k \times n} = N_{\sigma}(X_{k \times n})$ , при цьому середнє  $\epsilon_j$  дорівнює 0, тобто  $\bar{\epsilon}_j = 0$ , а  $\epsilon_j = 1$ ;  $\Phi_{n \times m}$  – матриця факторних навантажень, що забезпечує зменшення розмірності після проведення перетворень шляхом визначення матричного добутку  $Z_{k \times m} = \bar{X}_{k \times n} \Phi_{n \times m}$ , де  $Z_{k \times m}$  – інформаційна модифікована матриця об’єктів дослідження, де  $z_{ij} = \sum_{l=1}^{l=n} \epsilon_{il} \phi_{lj}$ ;  $\phi_{lj}$  – елемент матриці  $\Phi_{n \times m}$ , при цьому  $i \in [1; k]$ ,  $j \in [1; m]$ .

4. Вирішення проблеми підвищення адекватності моделей шляхом центрування даних. Для підвищення тісноти зв’язків показника, що досліджується як залежний –  $Y$ , із модифікованими сполученнями незалежних чинників  $z_j$  проводиться таке перетворення аргументів, як центрування. Аналітичне визначення констант центрування проводиться на підставі знаходження екстремального (максимального за абсолютною величиною) значення коефіцієнтів парної кореляції відносно  $Y$  та  $(z_j + a_j)^2$  при вирішенні системи лінійних рівнянь де коефіцієнтами виступають статистичні моменти не вище шостого порядку відносно змінних  $Y$  та  $z_j$ . Константи центрування -  $a_j$  формуються програмно у векторному вигляді і подалі використовуються для визначення відцентрованих даних  $\tilde{z}_{ij} = z_{ij} + a_j$ .

5. Визначення типу моделей для проведення аналізу та прогнозу рівня змін основних економічних показників діяльності сільськогосподарських підприємств. Обґрунтування вибору самого вигляду багатofакторної статистичної моделі (виробничої функції) для найбільш об’єктивного аналізу основних економічних показників діяльності сільськогосподарських підприємств було побудовано на ідеї так званого ефекту насиченості або поступового гальмування зростання результуючих величин при рівномірному змінюванні величин чинників, що визначені як незалежні. Нами пропонується багатofакторна еліпсоїдальна модель виду:

$$Y = y_0 + \sqrt{\tilde{z}_0 + \sum_{i=1}^{i=m} b_i \tilde{z}_i^2 + \sum_{i=1}^{i=m-1} \sum_{j=i+1}^{j=m} c_{ij} \tilde{z}_i \tilde{z}_j}$$

де  $Y$  – величина одного із основних економічних показників діяльності сільськогосподарських підприємств, тис. грн.;  $y_0$  – величина зсуву основного економічного показника діяльності підприємства для уточнюючій моделі, тис. грн.;  $\tilde{z}_0$  – вільний член еліпсоїдальної моделі;  $b_i$ ,  $c_{ij}$  – коефіцієнти моделі. Коефіцієнти моделі  $\tilde{z}_0$ ,  $b_i$ ,  $c_{ij}$  – визначаються за стандартними програмами побудови множинних (багатофакторних) кореляційних моделей.

Оформлення результатів аналізу та прогнозу рівня змін основних економічних показників діяльності сільськогосподарських підприємств проводиться програмними засобами EXCEL.

Основними факторними ознаками, які є середньозваженими величинами, залежно від виду продукції є такі: роки (як зовнішній фактор часу, під яким розуміємо інфляційні зміни та інші коливання кон'юнктури ринку, що впливають на ціну), зібрана площа, поголів'я, урожайність, кількість виробленої продукції, виробнича собівартість 1 ц продукції, витрати на насіння, мінеральні добрива або корми, кількість реалізованої продукції, виробнича і повна собівартість 1 ц реалізованої продукції (у тому випадку, якщо продукція може бути реалізована в наступному маркетинговому році, доцільно врахувати показники за попередній рік), державна підтримка сільського господарства (за рахунок бюджетних дотацій та податку на додану вартість).

На основі вищевказаних розрахунків були отримані статистичні моделі впливу факторів на ціну реалізації основних видів продукції рослинництва і тваринництва в господарствах Харківської області за період 2009–2012 рр.

Для прикладу приведемо модель впливу факторів на ціну реалізації зернових культур у господарствах Харківської області у 2009–2012 рр. (таблиця).

Про достовірність статистичної моделі свідчать розрахований коефіцієнт множинної кореляції ( $R = 0,9791328$ ). Тобто розраховані ціни на 97,9 % відповідають фактичним цінам реалізації зернових. Розглядаючи параметри рівняння, можемо відмітити, що з вибраних 11 факторів у рівняння ввійшли лише сім. Найбільш істотними є рік та зібрана площа, про що свідчить значення критерію t-Стюдента (відповідно 7,33 і 7,07). Інші параметри мають значно меншу імовірність.

**Висновки та перспективи подальших досліджень.** Здійснивши аналогічні розрахунки по іншим видам сільськогосподарської продукції ми

можемо зробити такі висновки. Всі представлені моделі впливу факторів на ціну реалізації сільськогосподарської продукції є достовірними, про що свідчать розрахункові ціни, які більш ніж на 90 % відповідають фактичним цінам реалізації (насіння соняшнику – 88 %).

Найбільш вагомою і притаманною кожній статистичній моделі за видами сільськогосподарської продукції щодо впливу на рівень ціни її реалізації є факторна ознака «рік». Тобто ціна реалізації всіх видів продукції значною мірою залежить саме від тих факторів, які неможливо врахувати в моделі (кон'юнктура ринку, коливання попиту-пропозиції, як на глобальному, так і внутрішньому ринку, погодні умови, глобальна фінансово-економічна криза тощо) і на які сільськогосподарські підприємства не мають прямого впливу, а можуть лише пристосовуватись та адекватно реагувати.

Значний вплив на ціну реалізації тваринницької продукції (молоко, ВРХ та свині в живій масі) окрім років, має державна підтримка галузі (бюджетні дотації та податок на додану вартість).

**Модель впливу факторів на ціну реалізації зернових у сільськогосподарських підприємствах  
Харківської області**

X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	X <sub>5</sub>	X <sub>6</sub>	X <sub>7</sub>	X <sub>8</sub>	X <sub>9</sub>	X <sub>10</sub>	X <sub>11</sub>
Рік	Зібрана площа, га	Урожайність, ц/га	Виробнича собівартість 1 ц, грн	Витрати на насіння, тис. грн	Витрати на мінеральні добрива, тис. грн	Реалізовано, ц	Виробнича собівартість 1 ц реалізованої продукції, грн	Повна собівартість 1 ц реалізованої продукції, грн	Виробнича собівартість 1 ц реалізованої продукції, грн	Повна собівартість 1 ц реалізованої продукції, грн
							попередній рік		поточний рік	
m <sub>1</sub>	m <sub>2</sub>	m <sub>3</sub>	m <sub>4</sub>	m <sub>5</sub>	m <sub>6</sub>	m <sub>7</sub>	m <sub>8</sub>	m <sub>9</sub>	m <sub>10</sub>	m <sub>11</sub>
2008	3243,332	32,20905	62,02381	104798,9	1536,2	2272,9	52,77	64,88	59,61	73,8381
s <sub>1</sub>	s <sub>2</sub>	s <sub>3</sub>	s <sub>4</sub>	s <sub>5</sub>	s <sub>6</sub>	s <sub>7</sub>	s <sub>8</sub>	s <sub>9</sub>	s <sub>10</sub>	s <sub>11</sub>
1419,871	4161,99	24,55186	45,5274	156432,8	1944,2	3146,5	37,90	46,98	42,81	53,43087
a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	a <sub>5</sub>	a <sub>6</sub>	a <sub>7</sub>	a <sub>8</sub>	a <sub>9</sub>	a <sub>10</sub>	a <sub>11</sub>
-2,11E-04	0,665889	5,79E-02	-0,1175019	-11,8	2,8	6,4	1,04	0,80	-0,01	7,59E-02
r <sub>1</sub>	r <sub>2</sub>	r <sub>3</sub>	r <sub>4</sub>	r <sub>5</sub>	r <sub>6</sub>	r <sub>7</sub>	r <sub>8</sub>	r <sub>9</sub>	r <sub>10</sub>	r <sub>11</sub>
0,5550319	0,770115	0,3356132	0,2441534	-0,6	0,6	0,6	-0,48	-0,39	0,40	9,57E-02

$$Y = 68,90991 + 0,14998210 X_1^2 + 4,873225 X_2^2 - 10,99993 X_4^2 - 4,756395 X_{11}^2 - 344,8203 X_1 X_3 - 3,404692 X_2 X_9 - 3,544657 X_7 X_{11} + 32,86807 X_9 X_{11}$$

R =0,9791328	Параметри рівняння	Критерій t-Ст'юдента	$\tilde{z}_i = \frac{x_i - m_i}{\sigma_i} + a_i$ , припустимо, що $\tilde{z}_i = x_i$ $\frac{x_i - m_i}{\sigma_i}$ – нормування даних; $a_i$ – центрування даних; де $\tilde{z}_i$ – нормовані і центровані дані, $x_i$ – фактичні дані, $\sigma_i$ – середньоквадратичне відхилення, $m_i$ – середнє по вибірці, $a_i$ – зсув даних на таку величину, яка забезпечує найбільший коефіцієнт парної кореляції ( $r_i$ )
	68,90991		
	0,14998210 X <sub>1</sub> <sup>2</sup>	7,338758	
	4,873225 X <sub>2</sub> <sup>2</sup>	7,073025	
	-10,99993 X <sub>4</sub> <sup>2</sup>	0,7199222	
	-4,756395 X <sub>11</sub> <sup>2</sup>	0,3982638	
	-344,8203 X <sub>1</sub> X <sub>3</sub>	9,52099E-02	
	-3,404692 X <sub>2</sub> X <sub>9</sub>	1,669703	
	-3,544657 X <sub>7</sub> X <sub>11</sub>	1,131228	
32,86807 X <sub>9</sub> X <sub>11</sub>	1,321347		

Крім того, результати розрахунків свідчать про вплив концентрації сільськогосподарського виробництва на основні виробничі показники: зі зростанням розміру господарств та інтенсивності господарювання (зібрана площа, урожайність, поголів'я, продуктивність, витрати на насіння, мінеральні добрива та корми), ціна реалізації продукції збільшується, а її собівартість – зменшується.

**Бібліографічний список:** 1. Иберла К. Факторный анализ / К. Иберла [Пер. с нем. В.М. Ивановой; предисл. А.М. Дуброва]. – М.: Статистика, 1980. – 398 с. 2. Ивахненко А.Г. Метод группового учета аргументов в задачах прогнозирования / А.Г. Ивахненко. – К., 1977. – 24 с. 3. Льюис К.Д. Методы прогнозирования экономических показателей / [Пер. с англ. и предисл. Е.З. Демиденко]. – М.: Финансы и статистика, 1986. – 133 с. 4. Белова Т.В. Линейные модели в экономических исследованиях / Т.В. Белова // Аграрная наука. – 2007. – № 5. – С. 60-61. 5. Ульянченко О.В. Дослідження операцій в економіці: підручник для студентів вузів / О.В. Ульянченко. – Харків: Гриф, 2002. – 580 с.

**Пасемко Г.П., Шевченко С.В. Построение статистической модели экономической деятельности сельскохозяйственных предприятий на основе факторного анализа.** Обоснован выбор статистической модели для проведения анализа и прогноза экономической деятельности сельскохозяйственных предприятий (выбор источников информации и ее первичный анализ, возможность уменьшения размерности и повышения адекватности модели, определение ее типа).

**Pasemko G., Shevchenko S. Building a statistical model the economic activity of agricultural enterprises on the basis of factor analysis.** Grounded choice of statistical model for the lead through of analysis and prognosis of economic activity of agricultural enterprises (choice of information generators and it primary analysis, possibility of diminishing of dimension and increase of adequacy of model, determination of it to the type).