

УДК 332.3

О. С. Крамарьов,  
ДУ Інститут зернових культур НААН України, м. Дніпро

## КОРЕЛЯЦІЙНО-РЕГРЕСІЙНИЙ АНАЛІЗ ЗАЛЕЖНОСТІ ЦІНИ ЗЕРНА ПШЕНИЦІ ОЗИМОЇ ВІД ВИТРАТ НА ВНЕСЕННЯ ДОБРИВ

О. Kramarov,  
research scientist, Institute of Grain Crops of the National Academy of Agrarian Sciences of Ukraine

### CORRELATION-REGRESSION ANALYSIS OF THE DEPENDENCE OF THE PRICE OF WINTER WHEAT ON THE COST OF FERTILIZER TREATMENT

Прямим показником ефективності застосування добрив є приріст урожаю сільськогосподарських культур. Тому важливе значення має зіставлення додаткових витрат на придбання добрив з вартістю продукції, одержаної за рахунок внесення цих добрив. При чому за аксіому береться загальновідоме положення, що рослина живеться катіонами і аніонами, які надходять до неї з розчинних мінеральних солей, що містяться в мінеральному добриві, або тільки виключно з ґрунтового розчину поступово зменшуючи природну родючість ґрунту. Тому пошук тенденцій в залежностях й математичного їх опису з врахуванням кон'юнктури ринку набуває актуальності в умовах сьогодення.

У статті висвітлено кореляційно-регресійний аналіз, котрий дає можливість оцінити залежність цін реалізації приросту зерна озимої пшениці від внесених добрив, що компенсують виніс поживних речовин. За допомогою методу множинної регресії обґрунтовано значимість кожного детермінанта в математичній моделі залежності ціни реалізації озимої пшениці і добрив, що компенсують винос поживних речовин. Запропоновано відображення в собівартості продукції витрат добрив, що дозволяють компенсувати винос NPK, принаймні тією частиною врожаю, що формується за рахунок економічної родючості ґрунту.

Поглиблено теоретичні погляди на розвиток фінансово-економічного механізму в контексті ефективного використання сільськогосподарських земель.

У статті представлено результати наукового аналізу, зроблено висновок про порівняно низьку ефективність приросту урожаю, намічено необхідність більш активного раціонального використання земельних ресурсів.

A direct indicator of the effectiveness of fertilizer treatment is the increase in crop yields. Therefore, it is important to compare the additional costs for the purchase of fertilizers with the cost of products obtained through the treatment of these fertilizers. And for the axiom is taken the well-known position that the plant feeds on cations and anions that come to it from soluble mineral salts contained in mineral fertilizers or solely from the soil solution gradually reducing the natural fertility of the soil. Therefore, the search for trends in dependencies and their mathematical description, taking into account the market conditions, is becoming relevant in today's conditions.

The article highlights the correlation-regression analysis, which makes it possible to assess the dependence of the sell prices of the growth of the grain of winter wheat from the treated fertilizers, which compensates the nutrients removal. Using the multiple regression method, the validity of each determinant in the mathematical model of the dependence of the sell price of winter wheat and fertilizers, compensating for the removal of nutrients It is proposed to reflect the cost of fertilizer in the production cost, allowing to compensate for the removal of NPK, at least that part of the crop, which is formed due to the economic fertility of the soil.

It was deepened theoretical views on the development of financial and economic mechanism in the context of the effective use of agricultural land.

The article presents the results of scientific analysis, concluded a relatively low efficiency of nature management and outlined the need for more active rational use of land resources.

*Ключові слова: кореляційний аналіз, лінійна регресія, ціна реалізації, собівартість, поживні речовини.*

*Key words: correlation analysis, linear regression, sell price, prime cost, nutritional chemicals.*

#### ВСТУП

Посилення диспаритету цін між продукцією агропромислового комплексу і мінеральних добрив впливає на забезпечення продовольчої безпеки України. Прямим показником ефективності застосування добрив є приріст уро-

жаю сільськогосподарських культур. Тому важливе значення має зіставлення додаткових витрат на придбання добрив з вартістю продукції одержаної за рахунок внесення цих добрив. При чому за аксіому береться загальновідоме положення, що рослина живеться міне-

**Таблиця 1. Залежності ціни реалізації пшениці озимої і добрив, що компенсують винос поживних речовин**

Роки	Середня ціна реалізації озимої пшениці, 3 клас, грн/т (Y)	Середньоринкова ціна добрив (діючої речовини), котрі компенсують винос поживних речовин зерном однієї тони, грн		
		азот (X1)	фосфор (X2)	тукоsumішей (NPK 16:16:16) (X3)
2005	576,3	68,59	38,87	55,95
2006	540	74,13	40,74	58,03
2007	999	101,03	57,43	72,85
2008	1240	170,03	137,81	160,27
2009	938	157,55	92,69	136,74
2010	1177	177,58	103,03	136,83
2011	1621	255,08	143,16	191,22
2012	1583	255,91	139,76	193,73
2013	2130	247,12	123,40	177,72
2014	1722	339,73	169,07	226,07
2015	3500	242,36	350,49	437,76
2016	3712	656,80	289,09	399,13
2017	4525	550,07	302,79	387,01
2018	5175	689,64	318,78	399,00

Джерело: авторське дослідження.

ральними солями, тому береться до уваги або те, що рослина живеться за рахунок добрив, або те, що створює врожай за рахунок родючості ґрунту поступово його збіднюючи. Основними критеріями й факторами при побудові економіко-математичної задачі взято вартість поживних речовин, котра формує 1 тону врожаю пшениці озимої, а також середню ціну її реалізації.

Тому пошук тенденцій в залежностях й математичного їх опису з врахуванням кон'юнктури ринку набуває актуальності.

### МЕТА

За допомогою рівняння регресії, можемо оцінити залежність цін реалізації пшениці озимої від вартості добрив, що компенсують винос поживних речовин. В такий спосіб можна проаналізувати теперішній стан, відповідно навчитися управляти подіями, що відбуваються, а також точніше передбачити майбутнє.

### РЕЗУЛЬТАТИ

В умовах слабкої матеріально-технічної бази та обмежених фінансових можливостей у придбанні достатньої кількості оборотних засобів, у тому числі й мінеральних добрив, по-

**Таблиця 2. Кореляційна матриця**

	Y	X1	X2	X3
Y	1			
X1	0,91	1		
X2	0,94	0,82	1	
X3	0,94	0,84	1	1

стає проблема їх раціонального використання. Актуальним стає пошук методичних підходів до оптимізації використання мінеральних добрив різними суб'єктами аграрного господарювання, що враховує вимоги сівозмін, залежності врожайності культур від рівня удобрення, виручку від реалізації продукції.

Перспективним є варіант відображення в собівартості продукції витрати добрив, що дозволяють компенсувати винос NPK, принаймні тією частиною врожаю, що формується за рахунок економічної родючості ґрунту, і підтримувати баланс гумусу. Для цього потрібна нормативно-відтворювальна собівартість як підстава для розрахунку мінімальної та еквівалентної ціни.

Визначення амортизаційних відрахувань земельних ресурсів повинно базуватись на відповідній методиці, при створенні якої в основу вартісної оцінки землі слід покласти затратний (енергетичний) підхід. Це дає можливість забезпечити відтворення земельних ресурсів та перетворити їх в основний засіб виробництва.

Для побудови кореляційно-регресійної моделі, як приклад, взяті відповідні дані за 2005—2018 рр для ціни озимої пшениці третього класу та ціни мінеральних добрив в перерахунок на діючу речовину. Ціна реалізації пшениці озимої взята не випадково, враховуючи те, що ця сільськогосподарська культура займає значний сегмент в загальнодержавній структурі посіву нашої країни. Кожного року під озиму пшеницю відводиться 6—7 млн гектар або 20—22% всіх орних земель України. Як змінні взяті найбільш типові й поширені добрива кожної групи. Серед азотних — це аміачна селітра, серед фосфоровмісних — амофос, а серед тукоsumішей NPK найбільш поширена марка 16:16:16.

Побудуємо кореляційну матрицю залежності середньоринкових цін реалізації добрив (діючої речовини), котрі компенсують винос поживних речовин зерном, та ціни реалізації пшениці озимої, використовуючи дані таблиці 1.

З цього прикладу видно, що змінні X1, X2, X3 є взаємозалежними. Таке явище називається мультиколінеарністю. Тобто зміна ціни кожного з цих видів добрив має не окремий вплив на формування ціни реалізації озимої пшениці.

Побудуємо модель множинної регресії, використовуючи інструментарій MS Excel.

Модель лінійної множинної регресії буде мати наступний вигляд:

$$Y = -40,27 + 3,8 X_1 + 24,22 X_2 - 13,55 X_3 \quad (1).$$

Множинний коефіцієнт кореляції даної моделі  $R=0,97$  показує тісний зв'язок між вхідними змінними (в нашому випадку, цінами мінеральних добрив) та вихідною зміною (ціною реалізації озимої пшениці).

Виходячи з нашої моделі, коефіцієнт детермінації становить  $R^2 = 0,948$ . Отже, можна сказати, що прогноз за побудованою моделлю, буде з високою ймовірністю відповідати реальності або 95% зміни вихідної змінної визначається впливом вхідних змінних.

Стандартна похибка в побудованій моделі вона дорівнює 390,2. Тобто це означає, що наша модель може в середньому помилитися на 390,2 грн в оцінюванні ціни реалізації тонни пшениці озимої.

Для перевірки значущості моделі, порівнюючи значення фактичних та табличних (теоретичних) значень, будемо використовувати F-критерій Фішера та t-критерій Стьюдента.

Перед тим, як аналізувати вищезгадані критерії, можна сказати, що вірогідність прийняття нашою моделлю нульової гіпотези (рівняння регресії в цілому статистично не значиме) становить  $9,79 \cdot 10^{-7}$ . Це набагато менше похибки 0,05%. Тому прийняття нульової гіпотези в цьому разі є недопустимим, її можна відхилити та стверджувати, що дане рівняння статистично значиме.

Критерій Фішера такої моделі  $F_{\text{факт}} = 61,127$ , а  $F_{\text{крит}} = 3,59$ . Отже,  $F_{\text{факт}} > F_{\text{крит}}$ , та між усіма вхідними змінними в цілому вихідною змінною існує лінійна залежність. Іншими словами лінійна модель є значущою.

Приймаючи ймовірність такої моделі 0,05%, обираючи ступінь свободи  $n-m-1=14-3-1=12$  ( $n$  — кількість спостережень (роки),  $m$  — кількість вхідних змінних). Розраховуємо  $t_{\text{крит}}$ . В результаті отримуємо, що  $t_{\text{крит}} = 2,01$ . Тест критерій Стьюдента дає змогу, на відміну від критерія Фішера, оцінити вплив кожної окремої змінної на вихідну змінну:

— змінна  $X_1$  (ціна азотного добрива)  $|t_{\text{факт}}| = 3,65 > t_{\text{крит}} = 2,01$ , задовольняє умову нерівності, тобто вона є статистично значущою і має лінійний вплив на вихідну змінну (вихідну ціну реалізації озимої пшениці).

— змінна  $X_2$  (ціна фосфорного добрива)  $|t_{\text{факт}}| = 2,019 > t_{\text{крит}} = 2,01$ , також задовольняє умову є статистично значущою і має лінійний вплив на вихідну змінну.

— змінна  $X_3$  (ціна комплексного добрива)  $|t_{\text{факт}}| = 1,34 < t_{\text{крит}} = 2,01$ , не задовольняє умову є

Таблиця 3. Кореляційна залежність між залишками регресійної моделі

	$et$	$et-1$
$et$	1	
$et-1$	-0,388	1

статистично не значущою і не має лінійного впливу на вихідну змінну.

Перевіримо залишки нашої моделі на наявність автокореляції. Для цього знайдемо значення статистики Дарбіна-Уотсона за формулою:

$$DW = \frac{\sum (e_t - e_{t-1})^2}{\sum e_t^2} \quad (2).$$

Виходячи з таблиць Дарбіна-Уотсона, знаходимо визначні точки  $d_L$  і  $d_U$  при кількості спостережень 14 (взято 15), та кількості факторів  $k=3$ .

$$d_L = 0,82 \text{ і } d_U = 1,75.$$

Так як  $DW = 2,73 > d_U = 1,75$ , в моделі наявні автокореляції випадкових відхилень.

Перевіримо значення автокореляції, використовуючи тест Бреуша-Годтфрі. В основі теста лежить наступна ідея: якщо присутня кореляція між сусідніми спостереженнями, то потрібно очікувати, що в рівнянні

$$e_t = \rho \cdot e_{t-1} + v_t, \text{ де } t=1, \dots, n, \quad (3),$$

де  $e_t$  — залишки регресії, отримані звичайним методом найменших квадратів, коефіцієнт  $\rho$  виявиться відмінним від нуля.

Значення коефіцієнта  $\rho$  представлено в таблиці 3.

Перевіримо значимість коефіцієнта кореляції по формулі та знайдемо його значення

$$T = \frac{|\rho| \cdot \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-\rho^2}} \quad (4).$$

Одержуємо  $T = 1,46 < t_{\text{крит}} = 2,01$ , що говорить про те що при довіреній вірогідності 95% коефіцієнт кореляції не значимий. В моделі відсутня автокореляція залишків випадкових величин. Регресійне рівняння є статистично значимим. Отже, прослідковується залежність між пояснювальними змінними, присутнє явище мультиколінеарності.

Останніми десятиліттями спостерігаються суттєві диспропорції в використанні добрив, які полягають у тому, що серед основних елементів живлення, які вносяться з ними в ґрунт, переважає азот. Так, у 1990 році це співвідношення становило 1:0,8:0,9, а в 2014 році — 1:0,2:0,3, що є досить небезпечним явищем з екологічного погляду [5], бо може викликати надмірне накопичення нітратів в вирощеній сільськогосподарській продукції.

Незважаючи на високу частку в внесених туках азотних добрив, агровиробникам потрібно в першу чергу звернути увагу на відносно низький рівень вмісту в ґрунтах рухомих форм фосфору, про що свідчить найвищий коефіцієнт пропорційності в рівнянні регресії. Відтак, враховуючи, що в усіх підтипах чорноземних ґрунтів рухомі форми фосфору знаходяться в мінімумі, саме від ступеня забезпеченості ними рослин залежить у найбільшій мірі подальше зростання врожайності практично всіх сільськогосподарських культур. Ціна на фосфорні добрива з кожним роком зростає, це пояснюється обмеженістю світових родовищ та складністю й енергоємністю виробництва фосфорних туків. Тому можна очікувати, що саме добрива фосфорної групи будуть збільшувати свою частку в структурі собівартості продукції рослинництва України. Підвищення ж цін на добрива азотної групи пояснюється на сьогодні тим, що їх вартість на 80% залежить від цін на природний газ, монополією їх виробництва та високими митними ставками на азотні добрива російського походження.

#### ВИСНОВОК

Отже, на основі побудованої економетричної моделі можна зробити висновок, що найбільший вплив серед мінеральних добрив на формування ціни озимої пшениці має азотне й фосфорне мінеральне живлення.

Подальше зростання цін на мінеральні добрива може стримувати нарощування виробництва сільськогосподарської продукції, зокрема зернових культур. Тому стає необхідністю відображення в собівартості продукції витрати добрив, що дозволяють компенсувати внос НРК, принаймні тією частиною врожаю, що формується за рахунок економічної родючості ґрунту. Для цього потрібна нормативно-відтворювальна собівартість як підстава для розрахунку мінімальної та еквівалентної ціни реалізації сільгосппродукції.

Таким чином, кореляційно-регресійний аналіз надає потужний та гнучкий інструмент для вивчення взаємозв'язків між показником та множиною незалежних змінних. Основна перевага використання цього методу — визначити сучасний стан, та визначити тенденції зміни ціни на зернові в залежності від витрат на добрива.

#### Література:

1. Голян В.А. Еколого-економічні проблеми землекористування в Україні // Актуальні проблеми економіки. — 2007. — № 1. — С. 117—124.

2. Гатаулін А.М., Гаврилов Г.В. Економіко-математичні методи в плануванні сільськогосподарського виробництва. — К.: Вища школа, 1989. — 262 с.

3. Продовольча і сільськогосподарська організація Об'єднаних Націй (FAO) URL: <http://www.fao.org/giews/food-prices/tool/public/#/dataset/domestic>

4. Компанія "Marker Group" онлайн сервіс моніторингу цін на ринку агроресурсів України. URL: <http://map.markergroup.info>

5. Моніторинг цін мінеральних добрив, офіційний сайт ДУ "Інститут охорони ґрунтів України" URL: <http://www.iogu.gov.ua/monitoring/>

6. Ходаківська О.В., Корчинська С.Г. Ефективність застосування мінеральних і органічних добрив у сільському господарстві // Економіка АПК. — 2016. — № 4. — С.21—27.

7. Vasylieva N.K. Forecasting of prices in the field of crops-growing in Ukraine and regions. Economic Annals XXI. — 2013. — № 11—12 (2). — P. 26—29.

8. Руденко В.М. Математична статистика: навч. посіб. — 2-ге вид. — К.: Центр учбової літератури. — 2012. — 304 с.

#### References:

1. Holian, V. A. (2007) "Ecological and economic problems of land use in Ukraine", Aktualni problemy ekonomiky, vol. 1, pp. 117—124.

2. Hataulin, A. M. and Havrylov, H. V. (1989), Ekonomiko-matematychni metody v planuvanni sil'skohospodars'koho vyrobnytstva [Economic and mathematical methods in planning agricultural production], Vyshcha shkola, Kyiv, Ukraine

3. FAO (2018), available at: <http://www.fao.org/giews/food-prices/tool/public/#/dataset/domestic> (Accessed 20 June 2018).

4. Marker Group (2018), "Online service for monitoring prices in the Ukrainian agrarian market", available at: <http://map.markergroup.info> (Accessed 20 June 2018).

5. Soil Protection Institute of Ukraine (2018), "Monitoring of prices of fertilizers", available at: <http://www.iogu.gov.ua/monitoring/> (Accessed 20 June 2018).

6. Khodakivska, O. V. and Korchinska, S. G. (2016), "Efficiency of application of mineral and organic fertilizers in agriculture", Ekonomika APK. vol. 4, pp. 21—27.

7. Vasylieva, N. K. (2013), "Forecasting of prices in the field of crops-growing in Ukraine and regions", Economic Annals-XXI, vol. 11—12 (2), pp. 26—29.

8. Rudenko, V. M. (2012), Matematychna statystyka [Mathematical statistics], 2nd ed, Centre of scientific literature, Kyiv, Ukraine.

Стаття надійшла до редакції 21.06.2018 р.