

УДК 332.33:631.11

І.В. Гнидюк  
здобувач\*

Вінницький будівельний технікум

### **ЗАСТОСУВАННЯ МАТЕМАТИЧНОГО ІНСТРУМЕНТАРІЮ У ВИЗНАЧЕННІ ЕФЕКТИВНОСТІ ВИКОРИСТАННЯ ЗЕМЕЛЬНИХ РЕСУРСІВ СІЛЬСЬКОГОСПОДАРСЬКИХ ПІДПРИЄМСТВ**

*Обґрунтовано необхідність, шляхи та методи визначення ефективності використання земельних ресурсів сільськогосподарських підприємств. Значну увагу приділено проблемі ефективності використання земельно-ресурсного потенціалу сільськогосподарськими підприємствами Вінницької області. Застосовано метод кореляційно-регресійного аналізу з метою визначення ступеня впливу різних факторів на виробництво валової продукції рослинництва сільськогосподарськими підприємствами Вінницької області.*

#### **Постановка проблеми**

Стан використання земельних ресурсів в Україні характеризується тривалим безгосподарним ставленням до землі. Помилкова стратегія максимального залучення земель до обробітку, недосконалі техніка й технологія обробітку землі та виробництва сільськогосподарської продукції, недотримання науково обґрунтованих систем ведення землеробства і, зокрема, повсюдне недотримання сівозмін, внесення недостатньої кількості органічних добрив, низький науково-технічний рівень проектування, будівництва та експлуатації меліоративних систем, недосконала система використання і внесення мінеральних добрив та невиконання природоохоронних, комплексно-меліоративних, протиерозійних заходів – ці та ряд інших причин призвели до зниження ефективності використання земельних ресурсів у країні.

Перехід держави до усталеного розвитку неможливий без вирішення проблем підвищення ефективності використання земельно-ресурсного потенціалу території. Це важлива проблема народногосподарського значення, яка потребує термінового вирішення, оскільки земля є основним засобом агропромислового виробництва.

#### **Аналіз останніх досліджень та постановка завдання**

Проблемі ефективності присвячено багато праць вітчизняних та зарубіжних вчених, більшість з яких зводяться до тлумачення даного поняття як “здатності приносити ефект, результативності певного процесу, проекту тощо, які визначають як відношення ефекту, результату до витрат, що забезпечили цей результат” [2, 3, 7].

---

© І.В. Гнидюк

\* Науковий керівник – к.е.н., доцент Д.І. Дема

В економічній літературі з питань ефективності роботи аграрних підприємств набула поширення думка, що суть ефективності полягає в досягненні максимального ефекту за мінімальних витрат ресурсів [4, с. 265]. В. Прядко вважає, що загальноприйнятою версією, традиційним положенням у розмаїтті теоретичних ідей та поглядів є відображення ефективності виробництва як досягнення максимально корисного кінцевого результату при мінімізації витрат, які викликали цей результат [5, с. 69].

Таким чином, ключовими словами в цих дефініціях є максимум результату за мінімуму витрат. Проте, як зазначає В. Андрійчук, досягти такого максимуму за мінімуму витрат через дію закону спадної дохідності практично неможливо. Тому в умовах, коли ресурси обмежені, правомірно вважати, що досягти максимуму ефекту можна за фіксованих, тобто насамперед визначених, обсягів ресурсів [1, с. 11].

У зарубіжній науковій літературі для аналізу будь-якого виду економічної діяльності широко використовують методичний підхід, який називають методом технічної ефективності. Вперше таку модель запропонував М. Фаррелл для порівняння ефективності сільського господарства США з іншими країнами. Він дав визначення технічній ефективності як здатності аграрного підприємства досягти за даної кількості факторів максимального обсягу виробництва продукції [9]. У подальшому А. Чарнс розглянув її під кутом зору математичного програмування [8].

В. Русан вважає, що дані методологічні підходи можна використовувати при визначенні економічної ефективності раціонального землекористування. Вчений зауважує, що економічний зміст технічної ефективності полягає в тому, що вона вказує, наскільки можна зменшити використання факторів виробництва для досягнення того самого обсягу продукції. При цьому фактичний показник урожайності конкретної земельної ділянки порівнюється з максимально можливим. Тобто для кожної ділянки є певний максимум виробництва (врожайності), а його фактичне значення може відповідати максимуму або бути меншим [6, с. 14]. Науковець запропонував визначати технічну ефективність як часткове від ділення суми всіх вихідних параметрів (у даному випадку врожайності) на суму всіх вхідних факторів (сукупність агротехнічних заходів, необхідних для вирощування сільськогосподарських культур) [6, с. 14].

Незважаючи на існування в економічній літературі значної кількості теоретико-методологічних підходів до обґрунтування сутності економічної ефективності, на сучасному етапі залишається відкритим питання застосування математичного інструментарію до її визначення.

### **Об'єкти та методика дослідження**

Об'єктом дослідження є процес використання земельних ресурсів сільськогосподарськими підприємствами.

Методологічною та теоретичною основою дослідження є системний метод пізнання соціально-економічних явищ і процесів у ринкових умовах. Для вирішення окремих завдань використовувалися: абстрактно-логічний метод – при визначенні сутності ефективності використання земельних ресурсів; метод порівняльного аналізу – при дослідженні економічних категорій та методик оцінки ефективності використання земельних ресурсів; статистико-економічний – при аналізі ефективності використання земельних ресурсів сільськогосподарськими підприємствами Вінницької області; кореляційно-регресійного аналізу – при визначенні рівня впливу різних факторів на виробництво валової продукції рослинництва.

### **Результати дослідження**

Аналіз обсягів виробництва валової продукції сільського господарства дозволяє не лише дати оцінку ефективності діяльності тієї чи іншої галузі, а й оцінити ефективність використання земельних ресурсів в аграрному секторі економіки країни шляхом визначення частки виробництва певного виду сільськогосподарської продукції з площі відповідних земельних угідь (табл. 1).

Дані таблиці 1 свідчать, що, незважаючи на зменшення площ сільськогосподарських угідь та ріллі, впродовж 2007–2009 рр. в усіх господарствах Вінницької області спостерігалось збільшення виробництва валової продукції сільського господарства в порівняльних цінах 2005 р. на 100 га сільськогосподарських угідь на 22,1 %, продукції рослинництва – на 35,2 %, тваринництва – на 0,9 %. На 83,6 % збільшилося виробництво зерна, а також молока – на 1,5 %. Водночас упродовж звітнього періоду виробництво м'яса всіх видів зменшилося на 15,6 %, а яєць – на 6,7 %. Таким чином, проведений аналіз свідчить про поступове підвищення ефективності використання земельних ресурсів усіма категоріями господарств Вінницької області, незважаючи на певне зменшення показників, пов'язаних з виробництвом продукції скотарства.

Оскільки виробництво валової продукції рослинництва є одним з головних показників визначення ефективності використання земельних ресурсів, важливого значення набуває дослідження наявності й напрямку зв'язку (впливу) того чи іншого фактора на цей показник та певного уявлення про силу цього зв'язку. Крім того, виробництво валової продукції рослинництва є синтетичним показником, рівень якого зумовлений дією багатьох факторів, тому при здійсненні аналізу доцільно використовувати багатофакторні кореляційно-регресійні моделі, які дають можливість визначити відразу вплив кількох факторів.

Використання в аналізі рівня виробництва валової продукції рослинництва багатофакторних кореляційно-регресійних моделей дає можливість вирішити такі два основні завдання: визначити й кількісно виміряти ступінь впливу як окремих факторів, так і їх сукупності на зазначений показник і тим самим виділити найважливіші фактори, що впливають на його рівень; на основі

побудованих кореляційно-регресійних моделей зробити розрахунки кількісних змін рівня виробництва валової продукції рослинництва при зміні на певну величину окремих факторів, що вивчаються, тобто робити розрахунки очікуваного рівня виробництва валової продукції рослинництва та здійснювати його прогнозування при заданих значеннях факторних ознак.

Таблиця 1. Ефективність використання земельних ресурсів усіма категоріями господарств Вінницької області

Показники	2007 р.	2008 р.	2009 р.	2009 р. у % до 2007 р., %
Валова продукція по всіх категоріях господарств (у порівняльних цінах 2005 р.), млн грн.	5048,1	6368,5	6159,0	22,0
в т.ч. - рослинництво	3118,1	4422,5	4213,7	35,1
- тваринництво	1930,0	1946,0	1945,7	0,8
Зернових, тис. т	1686,0	3377,6	3092,3	83,4
Цукрових буряків, тис. т	2894,4	2236,5	1404,6	-51,5
Соняшник, тис. т	99,3	217,6	222,9	у 2,4 раза
Молоко, тис. т	829,8	840,1	841,9	1,5
М'ясо всіх видів (у живій вазі), тис. т	111,4	103,7	94,0	-15,6
Яйця, млн шт.	648	710,7	710,8	9,7
Площа с.-г. угідь, тис. га	2017,5	2017,2	2016,6	-0,04
Площа ріллі, тис. га	1730,0	1729,4	1728,1	-0,1
Площа зернових, тис. га	711,0	823,1	836,4	17,6
Виробництво валової продукція с. г. (в порівняльних цінах 2005 р.) на 100 га с.-г. угідь, тис. грн.	250,2	315,7	305,4	22,1
в т.ч. - рослинництво	154,6	219,2	209,0	35,2
- тваринництво	95,6	96,5	96,5	0,9
Виробництво зерна на 100 га ріллі, ц	974,6	1953,0	1789,4	83,6
Виробництво м'яса усіх видів у живій вазі на 100 га с.-г. угідь, ц	55,2	51,4	46,6	-15,6
Виробництво молока на 100 га с.-г. угідь, ц	411,3	416,5	417,5	1,5
Яєць на 100 га посіву зернових, тис. шт.	91,1	86,3	85,0	-6,7

Джерело: розраховано за даними Головного управління сільського господарства та продовольства у Вінницькій області.

Побудові багатofакторної кореляційно-регресійної моделі залежності виробництва валової продукції рослинництва від різних факторів передував теоретичний якісний аналіз, на основі якого, виходячи з цілей і завдань дослідження, були відібрані для вивчення фактори, що визначають рівень виробництва валової продукції рослинництва.

У загальному вигляді рівняння багатофакторної регресії в лінійній формі має такий вигляд:

$$Y = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + \dots + a_nx_n,$$

де  $Y$  – теоретичне значення результативної ознаки;  $\hat{a}_0$  – вільний член рівняння регресії;  $\hat{a}_s$  – часткові коефіцієнти регресії;  $\tilde{b}_s$  – фактори, що включені до рівняння регресії [Чекотовський, с. 140–141]. У нашому випадку до багатофакторної кореляційно-регресійної моделі найбільш доцільним вбачається включити такі фактори:

$Y$  – виробництво валової продукції рослинництва (у порівняльних цінах 2005 р.) на 100 га с.-г. угідь, тис. грн.;

$X_1$  – внесення мінеральних добрив на 1 га посівної площі (у поживних речовинах), ц;

$X_2$  – внесення органічних добрив на 1 га посівної площі, т;

$X_3$  – енергозабезпеченість на 1 га с.-г. угідь, тис. кінських сил;

$X_4$  – середньооблікова чисельність штатних працівників, зайнятих у сільському господарстві, осіб;

$X_5$  – середньорічна зарплата одного працівника, зайнятого у сільському господарстві, грн.

Розглянемо розрахунок і тлумачення статистичних характеристик багатофакторної кореляційно-регресійної моделі виробництва валової продукції рослинництва на прикладі даних за 2008 р. сільськогосподарських підприємств 27 районів Вінницької області. Вихідні дані та результати розрахунків здійснювалися на ПЕОМ за допомогою програми EXCEL відповідних статистичних характеристик багатофакторної кореляційно-регресійної моделі виробництва валової продукції рослинництва.

На основі середніх значень результативного і факторного показників та відповідних значень середньоквадратичного відхилення у таблиці 2 наведено значення коефіцієнтів варіації. Дані таблиці показують, що в досліджуваних господарствах Вінницької області найбільш різке коливання (коефіцієнт варіації) спостерігається за такими показниками, як внесення органічних добрив на 1 га посівної площі (123,35 %), середньооблікова чисельність працівників, зайнятих у сільському господарстві (50,4 %), внесення мінеральних добрив на 1 га посівної площі (44,21 %), енергозабезпеченість на 1 га с.-г. угідь (39,77 %). Незначна розбіжність у досліджуваній сукупності господарств спостерігається за показником середньорічної оплати праці на одного працівника, зайнятого у сільському господарстві (14,5 %), що вказує на більш-менш однаковий її рівень у всіх господарствах.

Аналіз коефіцієнтів асиметрії, відібраних у модель показників на відповідність закону нормального розподілу, свідчить, що всі фактори мають додатне значення, тобто для них характерна правостороння асиметрія.

Таблиця 2. Основні статистичні характеристики досліджуваних факторів

Показник	У	X 1	X 2	X 3	X 4	X 5
Середнє значення	120,0557	0,428592	0,271339	1,875818	1791,593	934,603
Середнє квадратичне відхилення	38,05142	0,189519	0,334703	0,746061	902,6073	135,5045
Коефіцієнт варіації, %	31,69481	44,21888	123,3525	39,77257	50,38017	14,49861
Коефіцієнт асиметрії	0,927506	0,66723	1,823431	0,134754	0,409141	1,100551
Коефіцієнт ексцесу	1,969393	-0,06965	2,950766	-1,00367	-0,69553	0,578566

Джерело: власні дослідження.

Величина коефіцієнта асиметрії фактора X 3 менше 0,25, що свідчить про його незначну асиметрію. Фактор X 4 має середню асиметрію, оскільки його величина не перевищує 0,5. Решта факторів має значну асиметрію. Коефіцієнти ексцесу факторів X 1, X 3, X 4 мають від'ємне значення, що свідчить про їх плосковершинний розподіл, для факторів У, X 2 та X 5 характерним є гостровершинний розподіл. Крім того, при побудові багатофакторної кореляційно-регресійної моделі важливо визначити ступінь істотності коефіцієнта асиметрії та ексцесу, розмір яких залежить від обсягу одиниць сукупності. Порівняння абсолютних розмірів коефіцієнтів асиметрії та ексцесу всіх включених до моделі показників з їх середніми квадратичними помилками показує, що їх відношення менше 3. Отже, розподіли всіх включених до моделі показників належать до нормального розподілу.

Для виміру тісноти зв'язку між включеними в аналіз факторами, а також для виявлення колінеарності обчислимо парні коефіцієнти кореляції (табл. 3).

Таблиця 3. Матриця парних коефіцієнтів кореляції

Фактор	У	X 1	X 2	X 3	X 4	X 5
У	1					
X 1	0,63484	1				
X 2	0,300521	0,010195	1			
X 3	0,621636	0,404024	0,605602	1		
X 4	0,659319	0,393925	0,570209	0,681042	1	
X 5	0,422785	0,595098	0,079339	0,266638	0,330691	1

Джерело: власні дослідження.

Аналіз матриці парних коефіцієнтів кореляції свідчить, що між результативним показником У та включеними до моделі факторами не існує тісного зв'язку, оскільки парні коефіцієнти кореляції між цими факторами не

перевищують 0,8, тому всі вони можуть бути включеними до багатофакторної кореляційно-регресійної моделі.

Відповідно до результатів, одержаних при побудові багатофакторної кореляційно-регресійної моделі, рівняння регресії матиме такий вигляд:

$$Y = 34,05 + 76,02 X_1 - 8,11 X_2 + 12,96 X_3 + 0,02 X_4 + 0,003 X_5.$$

З економічного погляду, це означає, що збільшення обсягу внесення мінеральних добрив на 1 га посівної площі (у поживних речовинах) на 1 ц призведе до підвищення виробництва валової продукції рослинництва в середньому на 76,02 тис. грн. за умови, що всі інші фактори, включені в рівняння, перебуватимуть на незмінному (середньому) рівні. Підвищення обсягів внесення органічних добрив на 1 га посівної площі на 1 т зменшить виробництво валової продукції рослинництва в середньому на 8,11 тис. грн енергозабезпеченості господарств – на 1 га на 1 тис. кінських сил забезпечить зростання результативного показника на 12,96 тис. грн. Збільшення середньооблікової чисельності штатних працівників на 1 особу сприятиме збільшенню виробництва валової продукції рослинництва на 20 грн., а зростання середньорічної зарплати одного працівника, зайнятого у сільському господарстві, на 1 грн. забезпечить зростання результативної ознаки на 3 грн. Щодо вільного члена рівняння регресії, то в даному випадку він не має жодного економічного змісту, оскільки всі включені до моделі фактори за своєю суттю не можуть набувати нульового значення.

Проте тільки на основі часткових коефіцієнтів регресії неможливо визначити, які фактори найбільше впливають на виробництво валової продукції рослинництва, а також у розвитку яких закладені значні резерви їх росту. Для порівняльної оцінки ступеня впливу окремих факторів на виробництво валової продукції рослинництва необхідно обчислити часткові коефіцієнти еластичності

$E_i$  і  $\beta_i$  -коефіцієнти.

Таблиця 4. Характеристика ступеня впливу досліджуваних факторів на виробництво валової продукції рослинництва

Фактор	Коефіцієнт регресії, $\alpha_i$		Коефіцієнт еластичності, $E_i$		$\beta_i$ -коефіцієнт	
	значення	ступінь впливу	значення	ступінь впливу	значення	ступінь впливу
$X_1$	76,021	I	0,271391	II	0,37863	II
$X_2$	-8,114	V	-0,01834	V	-0,07137	V
$X_3$	12,959	II	0,202479	III	0,254083	III
$X_4$	0,02	III	0,29846	I	0,474415	I
$X_5$	0,003	IV	0,023354	IV	0,010683	IV

Джерело: власні дослідження.

Значення часткових коефіцієнтів  $E_i$  і  $\beta_i$  -коефіцієнтів наведено в таблиці 4, в якій ступінь значущості впливу окремих факторів на рівень виробництва валової продукції рослинництва у досліджуваних районах Вінницької області показаний цифровими позначеннями I, II, III, IV, V.

Аналіз часткових коефіцієнтів еластичності  $E_i$  показує, що за ступенем впливу на формування рівня виробництва валової продукції рослинництва у досліджуваних районах Вінницької області перше та друге місце посідають показники забезпеченості господарств штатними працівниками та обсягу внесення мінеральних добрив (у поживних речовинах) на 1 га посівної площі. Збільшення кількості штатних працівників на 1 особу дає приріст виробництва валової продукції рослинництва на 0,29 %, а обсягів внесення мінеральних добрив на 1 ц – на 0,27 %.

На основі аналізу часткових  $\beta_i$  -коефіцієнтів можна дійти висновку, що найбільший вплив на зміну обсягів виробництва валової продукції рослинництва має середньооблікова чисельність штатних працівників, зайнятих у сільському господарстві. Варіація цього фактора на сигму ( $\sigma$ ) призводить до варіації обсягів виробництва валової продукції рослинництва в розмірі 0,47  $\sigma$ . Це означає, що на виробництво валової продукції рослинництва, порівняно з іншими досліджуваними факторами, суттєвий вплив має забезпеченість господарств штатними працівниками. Отже, найзначніші резерви росту обсягів виробництва валової продукції рослинництва в досліджуваних районах Вінницької області пов'язані з підвищенням рівня внесення мінеральних добрив (у поживних речовинах) та забезпеченістю господарств штатними працівниками.

Сукупний вплив включених до багатофакторної регресійної моделі факторів на зміну обсягів виробництва валової продукції рослинництва визначається коефіцієнтом детермінації  $R^2$ , величина якого, згідно з розрахунками, становить 0,62. Отже, 62 % варіації обсягів виробництва валової продукції рослинництва в досліджуваних районах лінійно пов'язані з включеними до моделі факторами. Сукупний коефіцієнт множинної кореляції, який характеризує тісноту зв'язку між обсягами виробництва валової продукції рослинництва у досліджуваних районах і включеними до моделі факторами, дорівнює 0,79, що підтверджує існування тісного зв'язку між обсягами виробництва валової продукції рослинництва й досліджуваними факторами.

Для перевірки істотності кореляційного зв'язку визначимо критичне значення  $F$ -критерію. У нашому випадку воно становить 2,71. Оскільки розрахункове значення  $F$ -критерію дорівнює 7,1 і перевищує критичне його значення, то є підстави з ймовірністю 0,95 стверджувати про вірогідність впливу всіх досліджуваних факторів на виробництво валової продукції рослинництва у районах, що розглядаються.

### **Висновки та перспективи подальших досліджень**



Проведений кореляційно-регресійний аналіз довів, що за ступенем впливу на формування рівня виробництва валової продукції рослинництва в досліджуваних районах Вінницької області найбільший вплив мають показники забезпеченості господарств штатними працівниками та обсягу внесення мінеральних добрив (у поживних речовинах) на 1 га посівної площі. Збільшення кількості штатних працівників на 1 особу дає приріст виробництва валової продукції рослинництва на 0,29 %, а обсягів внесення мінеральних добрив на 1 ц – на 0,27 %. Тому найзначніші резерви росту обсягів виробництва валової продукції рослинництва в досліджуваних районах пов'язані зі зростанням вказаних факторів.

Перспективи подальших досліджень будуть спрямовані на розробку організаційно-економічного механізму управління земельними ресурсами сільськогосподарських підприємств, який сприятиме підвищенню ефективності використання земельно-ресурсного потенціалу в аграрному секторі економіки країни.

---

### Література

---

1. Андрійчук В.Г. Ефективність діяльності аграрних підприємств: теорія, методика, аналіз / В.Г. Андрійчук. – К.: КНЕУ, 2005. – 292 с.
2. Андрійчук В.Г. Теоретико-методологічне обґрунтування ефективності виробництва / В.Г. Андрійчук // Економіка АПК. – 2005. – № 5. – С. 52–63.
3. Лендєл М.А. Аграрний ресурсний потенціал у змішаній економіці / М.А. Лендєл. – К.: Наукова думка, 1993. – 142 с.
4. Могильний О.М. Регулювання аграрної сфери / О.М. Могильний. – Ужгород: ІВА, 2005. – 400 с.
5. Прядко В.В. Теоретико-методологічні аспекти ефективності сільськогосподарського виробництва / В.В. Прядко // Економіка АПК. – 2003. – № 10. – С. 69–77.
6. Русан В.М. Методичні підходи до визначення втраченої вигоди від національного землекористування / В.М. Русан // Землевпорядний вісник. – 2004. – № 3. – С. 14–18.
7. Трегобчук В.М. Відтворення та ефективність використання ресурсного потенціалу АПК. (теоретичні та практичні аспекти) / Відп. редактор акад. УААН В.М. Трегобчук. – К.: Ін-т економіки НАН України, 2003. – 259 с.
8. Charnes A., Cooper W., Rhoades E. Measuring the efficiency of decision making units // European Journal of operational Research. – 1978. – № 2. – P. 429–444.
9. Farrell M.J. The measurement of productive efficiency // Journal of the Royal Statistical Society. – 1957. – Series A, 120. – P. 253–281.

10. Русан В.М. Економіко-екологічний механізм раціонального сільськогосподарського землекористування / В.М. Русан // Економіка АПК. – 2006. – № 4. – С. 31–37.
- 
-