

Отже, можна зробити такі висновки.

1. Протягом останніх років ринок мінеральних добрив України стабілізується, що пов'язано зі збільшенням обсягів використання аграрними підприємствами мінеральних добрив як складової частини підвищення врожайності.

2. У структурі виробництва мінеральних добрив України домінує виробництво азотних добрив, калійні та фосфорні виробляються значно меншими обсягами. Це зумовлено, передусім, наявними природними ресурсами країни.

3. До 2008 року виробництво азотних добрив щорічно збільшувалося, оскільки на них зростав попит вітчизняних і зарубіжних аграріїв. Проте вітчизняні хімічні підприємства залежать від ситуації на газовому ринку, що негативно позначається на обсягах виробництва та їх конкурентоспроможності не лише на внутрішньому, а й на зовнішньому ринках.

4. Для розв'язання проблеми енергозалежності від імпортованих видів пального

Україна повинна диверсифікувати джерела постачання сировинних ресурсів нарощування обсягів видобутку власних запасів газу і здійснювати пошук альтернативних видів енергії.

5. За рахунок використання нетрадиційних джерел енергії Україна може одержати низку позитивних моментів, які стабілізують економічну та енергетичну сферу країни. Це, по-перше, забезпечення попиту на газ у самій країні; по-друге, заощадження коштів на купівлі імпортованих енергоносіїв; по-третє, створення нових робочих місць; по-четверте, зменшення ризиків нестабільності в постачанні газу.

6. На сучасному етапі розвитку світового господарства диверсифікація ринку мінеральних добрив дасть змогу хімічним підприємствам ефективно працювати, нарощувати обсяги виробництва і забезпечити підвищення конкурентоспроможності продукції за рахунок здешевлення мінеральних добрив.

Проаналізовано структуру ринку, обсяги внутрішнього використання та фактори зростання світового ринку мінеральних добрив. Визначено залежність між кінцевою вартістю добрив і ціною на газ як основного сировинного ресурсу виробництва азотних добрив. Обґрунтовано необхідність пошуку альтернативних джерел газу з метою зменшення залежності країни, в тому числі й виробників хімічної галузі, від традиційних енергоносіїв.

Проанализированы структура рынка, объемы внутреннего использования и факторы роста мирового рынка минеральных удобрений. Определена зависимость между конечной стоимостью удобрений и ценой на газ как основного сырьевого ресурса производства азотных удобрений. Обоснована необходимость поиска альтернативных источников газа с целью уменьшения зависимости страны, в том числе и производителей химической отрасли, от традиционных энергоносителей.

Market structure, domestic use and growth factors of the world market of mineral fertilizers are analyzed. The dependence between the ultimate cost of fertilizer and the price of gas as the main raw materials production of nitrogen fertilizers are defined. The necessity of finding alternative sources of gas to reduce the dependence of the country, including manufacturers of the chemical industry, from traditional energy sources is substantiated.

*

Т.Б. ВІТРЯК, аспірант*

Східноєвропейський університет економіки і менеджменту

Використання кластерного аналізу при обґрунтуванні стратегій розвитку галузі рослинництва

Ринкові перетворення вітчизняного аграрного сектору мають суперечливий характер і поки що залишаються незавершеними. Характерні для останніх років широкомасштабні трансформації в економіці, недостатня

обґрунтованість інтеграційних процесів призвели до низки негативних тенденцій, що свідчить про зниження ефективності традиційного державного регулювання регіонального розвитку.

* Науковий керівник – Б.П. Дмитрук, кандидат економічних наук, професор.

Причинами ситуації, що склалася, є відсутність типології регіонів, що не уможливає сформувати державну політику розвитку регіонів. Цю проблему значною мірою можна, на наш погляд, розв'язати методом кластерного аналізу.

Мета статті – удосконалення методики формування регіональної стратегії та наслідків діяльності підприємств галузі рослинництва за допомогою кластерного аналізу.

Кластерний аналіз – це сукупність методів, що дають змогу класифікувати багатовимірні спостереження, кожне з яких описується набором вихідних змінних. Метою кластерного аналізу є утворення груп схожих між собою об'єктів, які прийнято називати кластерами¹.

Майкл Портер, який вважається основоположником кластерної ідеї, розглядав кластер як засіб підвищення ефективності та конкурентоспроможності регіонів і країн². Кластерне утворення підвищує також ефективність господарської діяльності самих підприємств, об'єднаних у кластер.

Окремі економічні аспекти окресленої проблеми розглянуто у працях Г.Р. Хасаєва і Ю.В. Міхеєва³, С.І. Соколенка⁴, А.В. Іванька⁵ та ін. Водночас є необхідність удосконалення методики визначення стратегії й наслідків діяльності підприємств галузі рослинництва за допомогою кластерного аналізу.

Для проведення та апробації методики кластерного аналізу нами використовувалися дані Державної служби статистики України за період 2006-2010 років (табл. 1).

1. Середні показники діяльності сільськогосподарських підприємств України за 2006-2010 рр.

Умовні позначення	Область	Площа сільськогосподарських угідь, тис. га	Наявність тракторів, тис. шт.	Внесено мінеральних добрив, кг/га	Внесено органічних добрив, т/га	Валова продукція рослинництва, млн грн
C1	АР Крим	1430,12	7,42	40,6	0,84	1826,92
C2	Вінницька	1779,56	12,38	71,4	0,64	3897,94
C3	Волинська	794,44	4,55	74,0	2,72	1423,62
C4	Дніпропетровська	2188,6	10,57	41,6	0,20	3469,08
C5	Донецька	1699,34	8,88	38,6	0,52	2691,02
C6	Житомирська	1253,66	6,63	52,6	1,16	1759,4
C7	Закарпатська	365,26	1,37	75,0	0,56	1020,2
C8	Запорізька	2083,26	9,10	30,4	0,14	2318,24
C9	Івано-Франківська	463,92	2,07	74,6	1,30	985,0
C10	Київська	1479,74	9,95	67,8	1,24	3290,42
C11	Кіровоградська	1755,42	9,45	37,0	0,10	2574,24
C12	Луганська	1640,24	6,17	34,4	0,20	1630,74
C13	Львівська	975,56	4,43	105,8	0,76	2171,08
C14	Миколаївська	1756,62	7,33	29,6	0,12	2086,36
C15	Одеська	2195,46	12,08	35,6	0,14	2925,44
C16	Полтавська	1851,62	11,48	58,0	1,26	3759,94
C17	Рівненська	793,64	3,78	95,2	1,34	1655,1
C18	Сумська	1383,38	7,20	52,8	0,98	1899,88
C19	Тернопільська	929,18	4,80	95,4	0,52	1898,7
C20	Харківська	2104,46	10,08	47,0	0,52	3200,76
C21	Херсонська	1735,48	6,33	33,2	0,08	2668,46
C22	Хмельницька	1403,18	8,48	72,0	1,06	2619,86
C23	Черкаська	1297,54	8,63	75,4	1,12	2841,34
C24	Чернівецька	425,8	2,13	52,2	0,96	1046,66
C25	Чернігівська	1655,1	8,15	60,4	1,18	2289,24

¹ Кочура С.В. Моделювання макроекономічної динаміки / С.В. Кочура, М.В. Косарев. – К.: Центр навчальної літератури, 2003. – 236 с.

² Портер. М. Конкуренція / М. Портер. – М.: Вільямс, 2000. – 495 с.

³ Хасаєв Г.Р. Кластери: через партнерство к будущему [Електронний ресурс] / Г.Р. Хасаєв. – Режим доступа: http://edu.tltsu.ru/sites/sites_content/site1977/html/media2.

⁴ Соколенко С.И. Производственные системы глобализации. Сети. Альянсы. Партнерства. Кластеры / С.И. Соколенко. – К.: Логос, 2002. – 645 с.

⁵ Іванько А.В. Методичні підходи з організації агропромислового виробництва на кластерній основі / А.В. Іванько // Економіка АПК. – 2009. – №6. – С. 26–31.

За допомогою програми STATISTICA одержано результати графічного аналізу у вигляді дендрограми, яка дає змогу зробити висновок, що досліджувана сукупність регіонів може бути поділена на чотири групи об'єктів галузі рослинництва, близькі за характером розвитку.

Важливою умовою є стійкість прийнятого кластерного рішення. По суті перевірка стійкості кластеризації зводиться до перевірки її достовірності. Результати ієрархічного кластерного аналізу можна перевіряти інтеративним кластерним аналізом за методом *k*-середніх, який належить до групи інтеративних методів еталонного типу. На відміну від ієрархічних процедур метод *k*-середніх не вимагає обчислення і зберігання матриці відстаней або подібностей між об'єктами. Алгоритм цього методу передбачає використання тільки вихідних значень змінних. Для початку процедури класифікації повинні бути задані *k* випадково обраних об'єктів, які використовуються як еталони, тобто центри кластерів. Можливі дві модифікації методу *k*-середніх. Перша – передбачає перерахунок центру тяжіння кластера після кожної зміни його складу, а друга – лише після того, як буде завершено перегляд усіх даних. В обох випадках інтеративний алгоритм цього методу мінімізує дисперсію всередині кожного кластера, хоча в реальному вигляді такий критерій оптимізації не використовується¹.

Метод *k*-середніх допускає як вихідний розподіл використовувати групування, одержане одним із методів ієрархічного кластерного аналізу. Такий підхід можна використовувати для скорочення часу обробки в тому випадку, коли сукупність об'єктів досить велика і користувач не може передбачити кількість кластерів, які будуть створені.

Для пошуку оптимальної конфігурації необхідно порівняти значення потенційних сукупних результатів усіх учасників кластера при всіх можливих варіантах, визначити еталонну конфігурацію, найвигіднішу для всіх учасників, та обрати оптимальний склад кластера, орієнтуючись на еталон.

Це завдання можливо вирішити за допомогою таксонометричного методу, в основу

якого (методу евклідових відстаней) покладено вибір еталона, в даному випадку – «еталонної конфігурації» та порівняння оптимальних параметрів (координат) його вектора з відповідними параметрами векторів інших можливих конфігурацій, тобто знаходження евклідових відстаней, за якими і проводиться ранжування можливих структур кластера: найменша відстань відповідає вищому місцю.

Принцип такої методики полягає в представленні всіх даних за бажаними перевагами від участі в кластері у вигляді матриці, де окремий рядок є вектором переваг варіанта конфігурації, координатами якого є ті ж значення сукупних результатів². Оскільки показники діяльності галузі рослинництва мають різну природу і неспіврозмірні значення, проводиться нормування елементів матриці. Для цього слід замінити вихідні дані на матрицю *K*. Елементи матриці *K* розраховуються за формулою:

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{\sigma_j}, \quad (1)$$

де *j* = 1, 2, 3, 4 – номер показника, *i* = 1, 2, ..., *n* – номер спостереження;

$$\bar{x}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_{ij}, \quad (2)$$

σ_j – середньоквадратичне відхилення *j*-го показника, що розраховується за формулою:

$$\sigma_j = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2} = \sqrt{(x_{ij}^2) - (\bar{x}_j)^2}. \quad (3)$$

Використовуючи програму STATISTICA нами одержані нормовані дані матриці *K* (табл. 2).

Для формування точки – еталона серед елементів матриці обираються максимальні значення. Таким чином, еталоном вважатиметься точка *E*₀ з координатами *K*₀₁, *K*₀₂, *K*₀₃, *K*₀₄, *K*₀₅, одержаними таким способом: *K*_{0*j*} = max *k*_{*ij*}.

Оскільки матриця *K* складається з нормованих значень, кожен стовпчик матриці являє собою вектор, координати якого в сумі дорівнюють нулю.

¹ Федосеев В.В. Экономико-математические методы и прикладные модели / [В.В. Федосеев, А.Н. Гармаш, Д.М. Дайитбеков; под ред. В.В. Федосеева]. – М.: ЮНИТИ, 2002. – 456 с.

² Олдендерфер М.С. Кластерный анализ; пер. с англ. / М.С. Олдендерфер, Р.К. Блешфилд; под ред. И.С. Енюкова. – М.: Финансы и статистика, 1989. – 216 с.

2. Матриця нормованих значень

Область	Площа сільсько-господарських угідь, тис. га	Наявність тракторів, тис. шт.	Внесено мінеральних добрив, кг/га	Внесено органічних добрив, т/га	Валова продукція рослинництва, млн грн	Евклідова відстань	Таксонометричний показник
	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	C_{i0}	d_i
АР Крим	0,0233	0,0262	-0,8229	0,0862	-0,6098	5,59	0,241
Вінницька	0,6741	1,6525	0,6320	-0,2586	1,9618	4,01	0,456
Волинська	-1,1606	-0,9148	0,7548	3,3276	-1,1105	6,01	0,184
Дніпропетровська	1,4359	1,0590	-0,7756	-1,0172	1,4293	4,42	0,400
Донецька	0,5247	0,5049	-0,9173	-0,4655	0,4632	5,01	0,320
Житомирська	-0,3054	-0,2328	-0,2560	0,6379	-0,6936	5,22	0,291
Закарпатська	-1,9599	-1,9574	0,8021	-0,3966	-1,6115	7,31	0,008
Запорізька	1,2397	0,5770	-1,3047	-1,1207	0,0003	5,25	0,287
Івано-Франківська	-1,7761	-1,7279	0,7832	0,8793	-1,6552	6,56	0,109
Київська	0,1157	0,8557	0,4620	0,7759	1,2075	3,57	0,515
Кіровоградська	0,6291	0,6918	-0,9929	-1,1897	0,3182	5,74	0,221
Луганська	0,4146	-0,3836	-1,1157	-1,0172	-0,8534	6,59	0,105
Львівська	-0,8233	-0,9541	2,2570	-0,0517	-0,1824	6,29	0,146
Миколаївська	0,6313	-0,0033	-1,3425	-1,1552	-0,2876	4,98	0,324
Одеська	1,4486	1,5541	-1,0590	-1,1207	0,7543	4,21	0,428
Полтавська	0,8083	1,3574	-0,0009	0,8103	1,7905	3,46	0,530
Рівненська	-1,1621	-1,1672	1,7563	0,9483	-0,8231	6,33	0,141
Сумська	-0,0638	-0,0459	-0,2466	0,3276	-0,5192	5,46	0,259
Тернопільська	-0,9097	-0,8328	1,7657	-0,4655	-0,5206	5,7	0,226
Харківська	1,2792	0,8984	-0,5205	-0,4655	1,0961	4,84	0,343
Херсонська	0,5920	-0,3311	-1,1724	-1,2241	0,4352	5,28	0,283
Хмельницька	-0,0269	0,3738	0,6604	0,4655	0,3748	4,99	0,323
Черкаська	-0,2236	0,4230	0,8210	0,5690	0,6498	4,05	0,450
Чернівецька	-1,8471	-1,7082	-0,2749	0,2931	-1,5786	7,09	0,037
Чернігівська	0,4423	0,2656	0,1124	0,6724	-0,0357	5,58	0,242
Еталон	1,4486	1,6525	2,257	3,3276	1,9618	–	–
Середня відстань $C_0 = 5,34$							
Середнє квадратичне відхилення $\sigma_0 = 1,012$							

Порівняння можливих варіантів конфігурації кластера з показниками еталонної конфігурації здійснювалося за допомогою визначення евклідової відстані за формулою:

$$C_{i0} = \sqrt{\sum_{j=1}^N (k_{ij} - k_{0j})^2}, \quad (4)$$

де k_{0j} , k_{ij} – нормовані координати відповідно еталонної й досліджуваної конфігурації.

Середня відстань за всією сукупністю визначалася за формулою:

$$C_0 = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m C_{i0}. \quad (5)$$

Середнє квадратичне відхилення за всією сукупністю визначалося:

$$\sigma_0 = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (C_{i0} - C_0)^2}. \quad (6)$$

Таксонометричний показник досліджуваної конфігурації становить:

$$d_i = 1 - C_{i0}/C^*, \quad (7)$$

де $C^* = C_0 + 2\sigma_0$.

За таксонометричним показником побудуємо рейтинг можливих конфігурацій та складемо кластери (табл. 3).

У результаті кластерного ранжування найближчими до еталону виявилися підприємства галузі рослинництва кластера 11, до якого входять Полтавська, Київська, Вінницька, Черкаська, Одеська і Дніпропетровська області, їхній середній таксонометричний показник є найвищим серед усієї сукупності

областей України й становить 0,463. В кластер 12 увійшли сім адміністративних регіонів, їхній середній таксонометричний показник – 0,310, де лідерами є Харківська та Миколаївська області. Шість областей, із середнім таксонометричним показником 0,228, становлять кластер 21. Найбільш віддалений від еталону є кластер 22, до якого увійшли шість областей із середнім таксонометричним показником 0,091.

3. Кластерне ранжування на основі таксонометричного показника

Кластер	Область	d_i	Середній таксонометричний показник по кластеру
11	Полтавська	0,530	0,463
	Київська	0,515	
	Вінницька	0,456	
	Черкаська	0,450	
	Одеська	0,428	
	Дніпропетровська	0,400	
12	Харківська	0,343	0,310
	Миколаївська	0,324	
	Хмельницька	0,323	
	Донецька	0,320	
	Житомирська	0,291	
	Запорізька	0,287	
	Херсонська	0,283	
21	Сумська	0,259	0,228
	Чернігівська	0,242	
	АР Крим	0,241	
	Тернопільська	0,226	
	Кіровоградська	0,221	
	Волинська	0,184	
22	Львівська	0,146	0,091
	Рівненська	0,141	
	Івано-Франківська	0,109	
	Луганська	0,105	
	Чернівецька	0,037	
	Закарпатська	0,008	

Коефіцієнт кореляції рангів показує наявність тісного зв'язку між ефективністю підприємств галузі рослинництва і таксонометричним показником кластерного ранжування:

$$r_{\rho} = 1 - \frac{6 * 177}{25(25^2 - 1)} = 1 - \frac{1062}{15600} = 0,932.$$

Достовірність коефіцієнта кореляції рангів перевіряємо за таблицею Фішера¹. Табличне значення коефіцієнта кореляції при $\alpha=0,05$ та $k=n-m=25-2=23$ становить $r_{\rho}=0,396$. Оскільки $r_{факт} > r_{0,01}$ ($0,932 > 0,396$), можна зробити висновок про те, що розподіл підприємств галузі рослинництва адміністративних районів

¹ Ферстер Э. Методы корреляционного и регрессионного анализа / Э. Ферстер, Б. Ренц. – М.: Финансы и статистика, 1983. – 186 с.

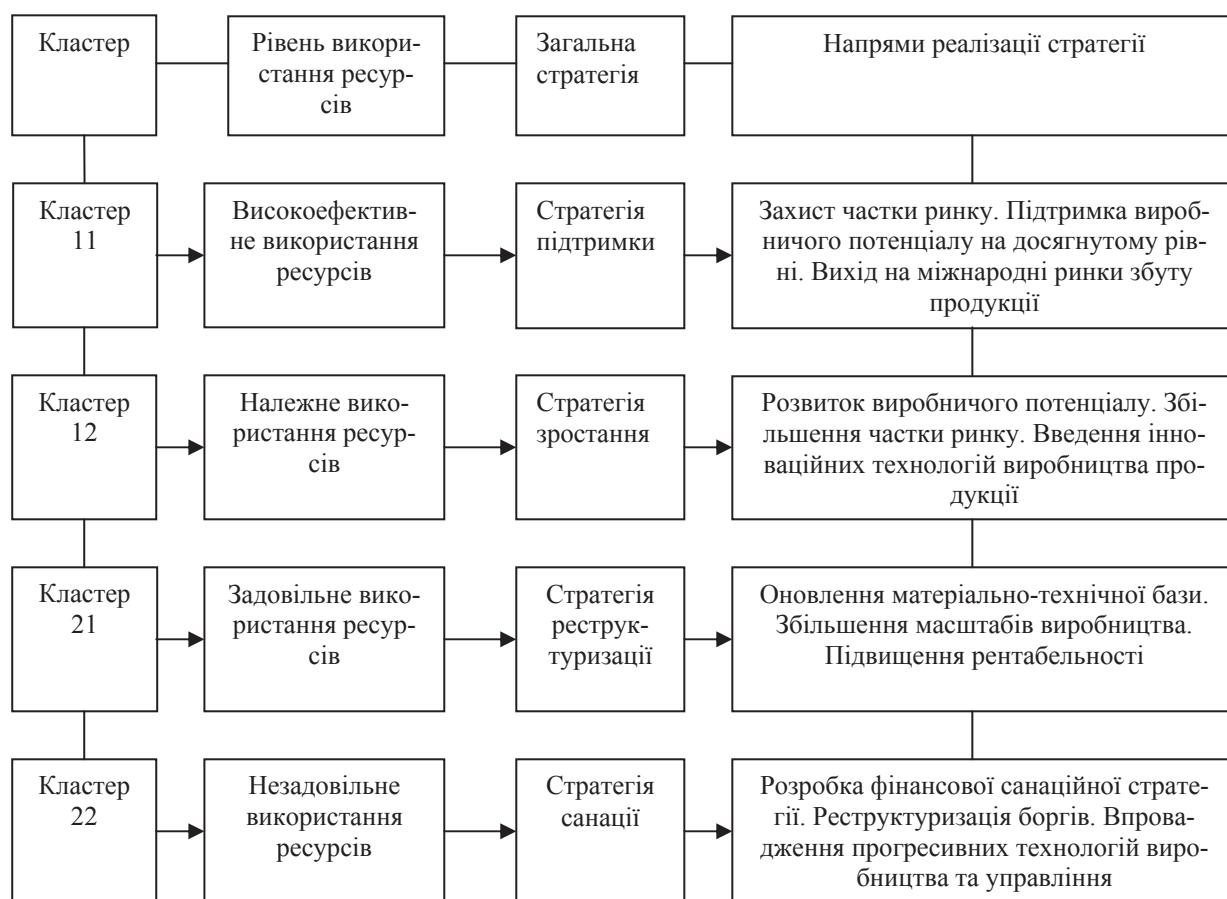
України на чотири кластери є доцільним і свідчить про їхню однорідність, а також передбачає тісний взаємозв'язок.

Результати проведеного аналізу дають змогу розглянути пропозиції для кожного кластера та сформулювати стратегії сталого розвитку галузі рослинництва (рис.).

Кластери можуть об'єднувати як невелику, так і значну кількість підприємств, а також формуються з великих, середніх та ма-

лих сільськогосподарських підприємств різних форм власності й господарювання. Таким чином, кластери дають можливість підприємствам ефективно використовувати наявні ресурси і залучені інвестиції.

Отже, кластерна модель дає змогу сільськогосподарським підприємствам підвищувати рівень прибутку, активніше запроваджувати інновації та збільшувати можливий рівень інвестиційних ресурсів.



Рекомендації щодо формування стратегії використання ресурсів сільськогосподарськими підприємствами галузі рослинництва України за результатами кластерного аналізу

Розглянуто теоретико-методологічні аспекти удосконалення методики визначення стратегії та наслідків діяльності підприємств галузі рослинництва за допомогою кластерного аналізу. Проведено ранжування адміністративних регіонів України на основі таксонометричного показника, запропоновано напрями формування стратегії використання ресурсів сільськогосподарськими підприємствами галузі рослинництва України.

Рассмотрены теоретико-методологические аспекты совершенствования методики определения стратегии и последствий деятельности предприятий отрасли растениеводства с помощью кластерного анализа. Проведено ранжирование административных регионов Украины на основе таксонометрических показателей, предложены направления формирования стратегии использования ресурсов сельскохозяйственными предприятиями отрасли растениеводства Украины.

Theoretical and methodological aspects of improving the methodology for determining the strategy and the effects of crop enterprises through cluster analysis are considered. A ranking of the administrative regions of Ukraine on the basis of taxonometrychno index is conducted. Directions form the strategy of resource use by agricultural enterprises of the branch plant in Ukraine are proposed.

*