

ОРИГІНАЛЬНА ГАЛУЗЕВА ДИСКРИМІНАНТНА МОДЕЛЬ ОЦІНЮВАННЯ ФІНАНСОВО-ЕКОНОМІЧНОГО СТАНУ ВІТЧИЗНЯНИХ КОМПАНІЙ З РОЗПОДІЛУ ЕЛЕКТРОЕНЕРГІЇ

© 2026 КУЦЕНКО В. О., ІГНАШКІНА Т. Б.

УДК 336.64:[658.15:303.725.3]:621.311.1
JEL: C38; C51; G32; G33; L94

Куценко В. О., Ігнашкіна Т. Б. Оригінальна галузева дискримінантна модель оцінювання фінансово-економічного стану вітчизняних компаній з розподілу електроенергії

Українська наука та практика потребують поповнення арсеналу вітчизняних дискримінантних моделей новими розробками. Метою дослідження авторів є побудова власної галузевої моделі оцінювання фінансово-економічного стану компаній системи розподілу електроенергії, в основу якої покладено теорію дискримінантного аналізу. Метою цієї статті є оприлюднення у систематизованому вигляді результатів виконаного моделювання. У роботі використано методи: абстрактно-логічний – з метою вибору залежної неметричної змінної для поділу об'єктів на взаємовиключні групи; порівняльний – для порівняння й аналізу великої кількості фінансових індикаторів задля формування початкової бази, що буде задіяна у процесі багатовимірного моделювання; ROC-аналіз – як альтернативний спосіб для визначення незалежних змінних, які найкращим чином дискримінують групи; дискримінантного аналізу – для побудови власної дискримінантної моделі, оцінки її статистичної значущості та валідності. Як інформаційну базу для проведення дослідження використано навчально-наукові публікації з питань багатовимірного аналізу, а також офіційну фінансову звітність операторів з розподілу електроенергії (обленерго); як програмне забезпечення – пакет IBM SPSS Statistics. При розробці моделі, враховуючи неможливість виокремлення двох взаємовиключних груп за принципом «банкрут / не банкрут» (як це зроблено у відомих Z-моделях прогнозування ймовірності банкрутства), прийнято такі основні концептуальні рішення: а) моделі надано назву «D-модель оцінювання фінансово-економічного стану»; б) виокремлено дві взаємовиключні групи за критерієм «стійкий / нестійкий» фінансово-економічного стану; в) розподіл обленерго за цим критерієм здійснено з урахуванням сучасних воєнно-політичних реалій у країні за регіональним принципом, а саме: до групи 1 віднесено обленерго (10 юридичних осіб), що територіально розташовані в зоні бойових дій або наближені до неї; до групи 2 – ті, що розташовані на відстані від таких зон (13 юридичних осіб); г) через малий обсяг досліджуваної сукупності (23 обленерго) прийнято обмежену кількість незалежних змінних – 9 показників (на одиницю менше, ніж обсяг менш чисельної групи 1). Побудована дискримінантна модель у кінцевому стані містить 5 незалежних змінних: коефіцієнт покриття (X1); коефіцієнт заборгованості (X4); коефіцієнт оборотності дебіторської заборгованості (X5); коефіцієнт оборотності кредиторської заборгованості (X6); рентабельність продажу за чистого прибутку (X8). Визначені статистичні характеристики результатів моделювання та проведені перевірочні процедури свідчать про високу якість, достовірність, надійність і точність побудованої моделі, зокрема, χ^2 Уїлкса дорівнює 0,090; коефіцієнт канонічної кореляції – 0,954, коефіцієнт детермінації – 0,910; критерій Пірсона – 44,457; рівень значущості < 0,001; точність класифікації підприємств – 100 %. На наступному етапі дослідження передбачається практична апробація побудованої моделі.

Ключові слова: дискримінантний аналіз; концептуальні положення; удосконалення; нова дискримінантна D-модель; фінансово-економічний стан; обленерго; описова статистика; перевірочні процедури.

Рис.: 2. Табл.: 7. Формул.: 4. Бібл.: 19.

Куценко Владислав Олександрович – аспірант кафедри економіки та підприємництва ім. Т. Г. Беня, Український державний університет науки і технологій (вул. Академіка Лазаряна, 2, Дніпро, 49010, Україна)

E-mail: vladkuchenko86@gmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-3862-4248>

Ігнашкіна Тетяна Борисівна – кандидат економічних наук, доцент, професор кафедри економіки та підприємництва ім. Т. Г. Беня, Український державний університет науки і технологій (вул. Академіка Лазаряна, 2, Дніпро, 49010, Україна)

E-mail: tignash@ukr.net

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8963-5675>

UDC 336.64:[658.15:303.725.3]:621.311.1
JEL: C38; C51; G32; G33; L94

Kutsenko V. O., Ihnashkina T. B. The Original Industry Discriminant Model for Assessing the Financial and Economic Condition of Domestic Companies For Electric Power Distribution

Ukrainian science and practice need to expand their arsenal of domestic discriminant models with new developments. The authors' goal is to build their own industry-specific model for assessing the financial and economic condition of companies in the electric power distribution system, based on the theory of discriminant analysis. The aim of this article is to present the results of the modeling in a systematic way. The work uses the following methods: abstract-logical – to select the dependent non-metric variable for dividing objects into mutually exclusive groups; comparative – to compare and analyze a large number of financial indicators in order to form an initial database that will be used in the process of multivariate modeling; ROC analysis – as an alternative way to determine the independent variables that best discriminate the groups; discriminant analysis – for building its own discriminant model, assessing its statistical significance and validity. As an information base for the study, educational and scientific publications on multivariate analysis were used, as well as the official financial statements of electric power distribution operators (regional energy companies); as software – the IBM SPSS Statistics package. When developing the model, considering the impossibility of separating two mutually exclusive groups by the «bankrupt / not bankrupt» principle (as done in famous Z-models

for predicting bankruptcy probability), the following main conceptual decisions were made: a) the model was named the «D-model for assessing financial and economic condition»; b) two mutually exclusive groups were distinguished according to the criterion of «stable / unstable» financial and economic condition; c) the distribution of regional energy companies according to this criterion was carried out taking into account the current military-political realities in the country based on the regional principle, namely: group 1 includes regional energy companies (10 legal entities) that are located in combat zones or close to them; group 2 includes those that are located farther from such zones (13 legal entities); g) due to the small size of the studied sample (23 regional energy companies), a limited number of independent variables – 9 indicators – was used (one less than the size of the smaller group 1). The final discriminant model contains 5 independent variables: coverage ratio (X1); debt ratio (X4); accounts receivable turnover ratio (X5); accounts payable turnover ratio (X6); net profit margin (X8). The determined statistical characteristics of the modeling results and the conducted verification procedures indicate high quality, reliability, and accuracy of the constructed model; in particular, Wilks' lambda is 0.090; the canonical correlation coefficient is 0.954; the coefficient of determination is 0.910; Pearson's criterion is 44.457; significance level <0.001; and the classification accuracy of enterprises is 100%. The next stage of the research is planned to involve practical testing of the constructed model.

Keywords: discriminant analysis; conceptual principles; improvement; new discriminant D-model; financial and economic condition; regional energy company; descriptive statistics; verification procedures.

Fig.: 2. **Tabl.:** 7. **Formulae:** 4. **Bibl.:** 19.

Kutsenko Vladyslav O. – Postgraduate Student of the Department of Economics and Entrepreneurship named after T. H. Ben, Ukrainian State University of Science and Technologies (2 Akademika Lazariana Str., Dnipro, 49010, Ukraine)

E-mail: vladkuchenko86@gmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-3862-4248>

Ihnashkina Tetiana B. – PhD (Economics), Associate Professor, Professor, Department of Economics and Entrepreneurship named after T. H. Ben, Ukrainian State University of Science and Technologies (2 Akademika Lazariana Str., Dnipro, 49010, Ukraine)

E-mail: tignash@ukr.net

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8963-5675>

ВСТУП

У системі менеджменту надзвичайно важливе місце посідає процес ухвалення управлінських рішень. Своєю чергою, ступінь обґрунтованості та ефективність реалізації цих рішень залежать від проведення діагностики фінансово-економічного стану досліджуваного об'єкта на належному рівні, що є початковим етапом у загальній процедурі прийняття рішень. Арсенал діагностичних методів є досить обширним – від традиційних, відносно нескладних підходів до побудови (чи використання) складних моделей різних типів, за допомогою яких надається сукупна оцінка фінансово-економічного стану підприємств, що дозволяє керівникам формувати програму дій превентивного характеру, запобігаючи тим самим розвитку найгірших сценаріїв. Серед цих моделей широкого розповсюдження набули моделі прогнозування ймовірності банкрутства підприємств, побудовані з використанням теорії дискримінантного аналізу. Необхідність удосконалення методичного забезпечення прийняття управлінських рішень у напрямі розробки альтернативних дискримінантних моделей галузевого призначення зумовлює актуальність цієї статті.

АНАЛІЗ ОСТАННІХ ДОСЛІДЖЕНЬ

Такий аналіз було виконано авторами та представлено у вигляді окремих публікацій. Прагнучи надати достатньо повний опис наукових досягнень у галузі розробки й використання моделей оцінювання ймовірності банкрутства дискримінантного типу, зважаючи на поставлену кінцеву мету роз-

робки власної моделі, нами передбачено певну серію статей. Ця стаття є логічним продовженням двох, раніше опублікованих.

Перша з них присвячена аналізу сучасного стану вітчизняної науки з питань визначення ймовірності банкрутства підприємств [1], у якій у систематизованому вигляді наведено результати опрацювання більш ніж 100 публікацій переважно за останні 10 років. Головний висновок – за досить активного обговорення (аналізу, використання) науковою спільнотою України існуючих моделей прогнозування ймовірності банкрутства (причому переважно зарубіжних) її пропозиції зводяться переважно до необхідності здійснення розрахунків за декількома моделями, відзначаючи, що якась окрема модель має певні недоліки, а отже, отриманий результат є менш обґрунтованим і достовірним. Пропозиції ж щодо необхідності розробки нових моделей, що відповідали б особливостям економічного розвитку України на сучасному етапі, зустрічаються вкрай рідко.

У другій статті здійснено достатньо глибокий аналіз витоків розробки власно дискримінантних моделей прогнозування ймовірності банкрутства, як зарубіжних, так і вітчизняних [2]. Загалом досліджено 18 моделей з висвітленням по них цілої низки позицій (рік розробки; країна походження; кількість об'єктів, відібраних для аналізу; джерела інформації; обраний для побудови часовий період; попереднє і остаточне число показників, що потрапили до моделей; універсальність чи галузева

приналежність; якісний склад фінансових коефіцієнтів, включених у модель; шкали інтерпретації та підходи до їх розробки; точність моделей). Особливу увагу було приділено аналізу складу фінансових предикторів, що були включені в досліджувані нами моделі, який засвідчив, що: по-перше, ними охоплено всі основні групи (ліквідність, фінансова стійкість, ділова активність, прибутковість); по-друге, найбільш вживаними в моделях є відносно невелика їх кількість; по-третє, ці найбільш популярні показники є класичними і мають узагальнювальний характер.

ВИДІЛЕННЯ НЕВИРІШЕНИХ РАНИШЕ ЧАСТИН ЗАГАЛЬНОЇ ПРОБЛЕМИ

Оприлюднені в попередніх публікаціях результати аналізу стану досліджень проблеми діагностування фінансово-економічного стану підприємств з використанням дискримінантних моделей виявили необхідність розробки галузевої моделі для одного із секторів енергетики, основним видом економічної діяльності якого є розподіл електроенергії. Важливість такої роботи пов'язана з наявністю притаманних цьому сектору особливостей, які вимагають дещо інших концептуальних підходів до моделювання на відміну від тих, що є базовими для побудови всіх відомих дискримінантних моделей прогнозування ймовірності банкрутства.

ФОРМУЛЮВАННЯ МЕТИ СТАТТІ (ПОСТАНОВКА ЗАВДАННЯ)

Зважаючи на зазначене, авторами поставлено **мету** побудови власної галузевої моделі оцінювання фінансово-економічного стану компаній, що займаються розподілом електроенергії, в основу якої покладено теорію дискримінантного аналізу. *Метою ж цієї статті* є оприлюднення у систематизованому вигляді результатів виконаного моделювання.

ОПИС МЕТОДИКИ (СТРУКТУРИ, ПОСЛІДОВНОСТІ) ПРОВЕДЕННЯ ДОСЛІДЖЕННЯ

При виконанні дослідження використано наступні методи: абстрактно-логічний – для обґрунтування назви власної моделі та вибору залежної неметричної змінної для поділу об'єктів на дві взаємовиключні групи; порівняльний – для порівняння і аналізу великої кількості фінансових індикаторів з метою формування початкової бази, що буде задіяна у подальшому процесі багатовимірного моделювання, ROC-аналіз – в якості альтернативи для визначення незалежних змінних, які найкращим чи-

ном дискримінують групи; дискримінантного аналізу – для побудови власної дискримінантної моделі, оцінки її статистичної значущості та валідності.

ВИКЛАДЕННЯ ОСНОВНОГО МАТЕРІАЛУ Й ОТРИМАНИХ НАУКОВИХ РЕЗУЛЬТАТІВ

Методологію множинного дискримінантного аналізу (від англ. Multiple Discriminant Analysis, скорочено – MDA) викладено в численних джерелах спеціалізованої літератури [3–5; 7–14] і не потребує детального розгляду в цій статті. Проте, задля представлення читацькій аудиторії прийнятих авторами дослідження вихідних позицій у контексті розробки власної дискримінантної моделі, важливо нагадати основні сутнісні положення цього аналізу.

1. Поділ досліджуваної сукупності на групи здійснюється виключно за неметричною залежною змінною (інакше атрибутивною, якісною, не оцінюваною кількісно) на відміну, наприклад, від кореляційно-регресійного аналізу, де результативний показник є кількісною величиною. Припускається невелике виключення з цього правила у разі використання порядкових, інтервальних вимірників.
2. Незалежні змінні (предиктори), обрані для побудови моделі, є виключно метричними (кількісними) характеристиками.
3. Сформовані групи повинні суттєво різнитися між собою, а точніше – бути прямо протилежними за своєю суттю (чоловік – жінка, високий – низький, успішний – неуспішний, стійкий – нестійкий, банкрут – небанкрут тощо).
4. Існують певні правила формування вибірки для побудови моделі і визначення її обсягу загалом і по виділених групах.
5. На різних стадіях побудови дискримінантної моделі коректність поділу на групи, достовірність, надійність, точність моделі визначаються за допомогою низки статистичних критеріїв і перевірочних процедур (середня арифметична, середнє квадратичне відхилення по виділених групах, коефіцієнти Лямбда Уїлкса, функції Махаланобіса, М-Бокса, перевірка на мультиколінеарність та ін.).
6. Передбачено використання двох вибірок – однієї для побудови моделі та іншої для її валідації.
7. Загальна мультидискримінантна модель виглядає таким чином:

$$D = W_1X_1 + W_2X_2 + W_3X_3 + \dots + W_nX_n + C, \quad (1)$$

де D – дискримінантна функція;
 $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ – незалежні метричні змінні;
 W_1, W_2, W_3, W_n – коефіцієнти дискримінантної функції (ваги);
 C – константа.
 n – кількість незалежних метричних змінних.

Проведення дискримінантного аналізу здійснюється в логічній послідовності, що включає певний набір етапів (рис. 1). У цій статті, з огляду на її основну мету, розглядаються перші 4 етапи.

Усі відомі нам моделі прогнозування ймовірності банкрутства (Е. Альтмана, Г. Спрингейта, Р. Таффлера та інші) побудовані з дотриманням викладеної ідеології дискримінантного аналізу. У цих моделях згідно з принциповою вимогою даного методу здійснено поділ об'єктів дослідження на 2 чітко визначені дихотомічні групи – «банкрут – небанкрут», використовуючи з цією метою наявну і доступну офіційну інформацію щодо банкрутств підприємств.



Рис. 1. Структурно-логічна схема проведення МДА

Джерело: побудовано авторами на основі [7].

Інша справа, коли подібна інформаційна база даних відсутня як така. Зокрема, це стосується обраної нами галузі і, відповідно, групи компаній-представників цієї галузі, а саме операторів системи розподілу електроенергії (надалі – ОСР), основним видом діяльності яких є розподіл електроенергії (код КВЕД – 35.13). Враховуючи зазначену проблему відсутності об'єктивних даних про компанії-банкрути, для вирішення поставленої задачі авторами дослідження прийнято наступний концептуальний механізм розділення груп:

- ✦ на противагу класичній назві моделі, в якій безпосередньо відображено ознаку бан-

крутства, авторській моделі надано назву «D-модель оцінювання фінансово-економічного стану підприємства» (скорочено – D-модель);

- ✦ виходячи з цього, логічним кроком є виділення груп за залежною неметричною змінною «стійкий – нестійкий» фінансово-економічний стан. Очевидно, що кількість груп в такому випадку дорівнює двом;
- ✦ нарешті, за відсутності однозначної жорсткої ознаки групування, як у випадку з поділом «банкрут – не банкрут», потрібно відповісти на питання: «Як саме визначи-

ти стан того чи іншого конкретного ОСР, щоб віднести його до однієї з дихотомічних груп?» Нами вирішено поділити їх експертним шляхом за регіональним контуром, враховуючи сучасні реалії функціонування економіки країни та її суб'єктів підприємництва, які характеризуються тривалим перебуванням країни у стані ведення бойових дій і, відповідно, припускаючи, що регіони, які територіально знаходяться у фокусі бойових дій або наближені до нього, ймовірно мають відносно гірший (нестійкий) фінансово-економічний стан, ніж компанії, що віддалені від місць бойових дій (будемо вважати їх стан як стійкий). Для дослідження обрані 23 вітчизняних компанії з розподілу електроенергії, які в основному є крупними регіональними операторами, відомими нам як обленерго (за винятком обленерго, що знаходяться на окупованих територіях). Не враховано місцеві (локальні) компанії, які є порівняно невеликими з точки зору кількості абонентів, яких вони обслуговують, наявних потужностей тощо. До них, наприклад, віднесено ПрАТ «Підприємство з експлуатації електричних мереж «Центральна Енергетична Компанія» (ПрАТ «ПЕЕМ «ЦЕК»», м. Дніпро. Для порівняння, довжина повітряних і кабельних ліній електропередачі ЦЕК складає – майже 2 тис. км, кількість обслуговуваних побутових абонентів – 105,1 тис. осіб, юридичних осіб – 3,3 тис. підприємств [15]. По ДТЕК «Дніпровські електричні мережі» аналогічні показники значно вищі: довжина ліній – 60 тис. км, приватних абонентів – 1,5 млн осіб, юридичних осіб – 24 тис. підприємств [16].

Таким чином, за зазначеним критерієм виділено такі дві взаємовиключних групи:

- ✦ група 1 (нестійкий фінансово-економічний стан) – 10 об'єктів (АТ «ДТЕК Дніпровські електромережі», ПАТ «Запоріжжяобленерго», АТ «Херсонобленерго», ПАТ «Черкасиобленерго», АТ «Харківобленерго», АТ «Сумиобленерго», АТ «Миколаївобленерго», АТ «Чернігівобленерго», АТ «ДТЕК Одеські електромережі», ДП «Регіональні електричні мережі»);
- ✦ група 2 (стійкий фінансово-економічний стан) – 13 об'єктів (АТ «Вінницяобленерго», ПрАТ «Львівобленерго», ПрАТ «Рівнеобленерго», ВАТ «Тернопільобленерго», АТ «Чернівціобленерго», ПАТ «Закарпаттяобленерго», ПАТ «Прикарпаттяобленерго»,

АТ «Полтаваобленерго», АТ «Житомиробленерго», АТ «Хмельницькобленерго», ПрАТ «Кіровоградобленерго», АТ «ДТЕК Київські регіональні електромережі», АТ «ДТЕК Київські міські електромережі»).

Для проведення дослідження створено інформаційну базу на основі двох основних форм фінансової звітності цих підприємств (Форма №1 «Баланс», Форма №2 «Звіт про фінансові результати»), узятих за 5-річний період (2019–2023 рр.), з подальшим усередненням даних задля отримання середньорічних значень показників із виключенням викидів у той чи інший бік.

Вибірка, як бачимо, є малою, а отже слід у такому випадку враховувати деякі особливості, які стосуються визначення:

- ✦ кількості спостережень на кожен предиктор;
- ✦ можливої кількості незалежних предикторів, які будуть розглядатися при моделюванні.

При цьому важливо відмітити, що зазвичай розмір вибірки ставиться дослідниками в залежність від кількості спостережень. Такий підхід є цілком зрозумілим і виправданим, оскільки обсяги генеральної сукупності часто є дуже великими, неспівставними з вибірковою сукупністю, яка тим не менш повинна бути репрезентативною. Звертаючись, наприклад, до моделей ймовірності банкрутства, аналізованих нами раніше, розробники як об'єкт приймали цілу галузь промисловості, яка налічує безліч підприємств. У сфері ж розподілу електроенергії системних операторів небагато, що пов'язано зі специфікою їх діяльності – обслуговуванням ліцензійних площ конкретних областей України, кількість яких обмежена. Відповідно, інформаційна база для дослідження нами сформована апіорі без особливих проблем, проте викладені далі загальні рекомендації дослідників щодо формування обсягу вибірки враховано, так би мовити «від зворотного», тобто послугуючись ними, ми визначали можливу кількість змінних предикторів для побудови дискримінантної моделі.

Зауважимо, що рекомендації стосуються як загального обсягу вибірки, так і по групах. Відносно загального обсягу вибірки дослідники найчастіше рекомендують мати щонайменше 20 спостережень на кожну змінну, визнаючи при цьому, що на практиці це не завжди можливо. Мінімальний же рекомендований розмір становить п'ять спостережень на незалежну змінну [7, с. 487]. При цьому враховуються не тільки змінні, що увійшли в модель, а й ті,

що прийнято для її побудови. У нашому випадку, маючи 23 об'єкта (спостереження), можемо сказати, що обидві рекомендації додержуються. Обсяги вибірок по групах пов'язані з кількістю змінних таким рекомендованим співвідношенням: як мінімум, найменший розмір групи повинен перевищувати кількість незалежних змінних [7, с. 487] хоча б на одиницю. Відштовхуючись від цього і міркуючи «від зворотного» (оскільки число і перелік об'єктів по групах ми попередньо визначили і надали вище), максимально можлива кількість незалежних змінних, яку можна включити до моделювання, дорівнює дев'яти, що менше на одиницю порівняно з розміром найменшої групи (група 1 – 10 об'єктів). Конкретний перелік цих 9 змінних визначено шляхом здійснення певних процедур.

Початковий набір незалежних змінних налічував більше 50 фінансово-економічних показників. До їх складу увійшли найбільш популярні і релевантні для дослідження показники, широко представлені в навчально-науковій літературі та у багатьох інших фахових джерелах, зокрема, й такі, що знайшли відображення у проаналізованих нами у статті [2] дискримінантних моделях. При цьому також приймалася до уваги специфіка досліджуваної галузі та певна інтуїція авторів. У процесі попереднього теоретичного аналізу, виходячи з економічної сутності цих показників, прагнення виключити дублювання, для подальшого

дослідження було сформовано базу, в яку увійшов 31 незалежний предиктор, що охоплюють у сукупності всі основні групи, використовувані для діагностування фінансово-економічного стану підприємств, а саме, ліквідність, фінансову стійкість, ділову активність, прибутковість. Вибір з цієї сукупності 9 незалежних предикторів здійснено за допомогою машинної обробки з використанням програмного пакету для здійснення глибокого статистичного аналізу IBM SPSS Statistics [6], виходячи з основних постулатів теорії дискримінантного аналізу (суттєва різниця між груповими середніми, значне переважання у загальній дисперсії міжгрупової дисперсії тощо). Саме аналіз середніх та частки внутрішньогрупової дисперсії – лямбди Уїлкса (λ) є одним із базових етапів дискримінантного аналізу, оскільки дозволяє попередньо оцінити наявність відмінностей між групами ще до побудови дискримінантної функції. Результат вибору складу змінних за дискримінантними критеріями представлено в таблиці 1. Висновки про наявність статистично значущих міжгрупових відмінностей підтверджують також інші статистичні характеристики: F-критерій (критерій Фішера), який повинен бути вище критичного значення з прийнятою ймовірністю помилки 0,1%, тобто рівнем значущості (p), що не перевищує 0,001; мінімальний показник Махаланобіса (D^2), задіяний у подальшому для вибору незалежних змінних для покрокового введення в модель.

Таблиця 1

Описова статистика групових відмінностей

Назва показника	Символ*	Середня по групах		λ Уїлкса	F-критерій	p	D^2
		1	2				
Коефіцієнт покриття	$X_1 (X_1)$	0,592	0,837	0,690	9,41	0,006	1,665
Коефіцієнт мобільних активів	$X_2 (X_6)$	0,335	0,108	0,364	36,74	< 0,001	6,501
Коефіцієнт співвідношення боргу і власного капіталу	$X_3 (X_9)$	0,816	0,330	0,401	31,41	< 0,001	5,558
Коефіцієнт заборгованості	$X_4 (X_{10})$	0,415	0,239	0,362	37,08	< 0,001	6,560
Коефіцієнт оборотності дебіторської заборгованості	$X_5 (X_{14})$	4,580	13,351	0,342	40,38	< 0,001	7,145
Коефіцієнт оборотності кредиторської заборгованості	$X_6 (X_{15})$	2,488	5,769	0,491	21,74	< 0,001	3,847
Рентабельність активів	$X_7 (X_{19})$	0,008	0,046	0,359	37,51	< 0,001	6,636
Рентабельність продажу по чистому прибутку	$X_8 (X_{21})$	0,018	0,067	0,242	65,89	< 0,001	11,657
Коефіцієнт Бівера	$X_9 (X_{31})$	0,163	0,581	0,348	39,41	< 0,001	6,972

*у дужках – первинні позначення показників

Джерело: авторська розробка.

Найбільшу здатність до розділення груп мають предиктори з низьким значенням Лямбди Уїлкса та високим значенням F-критерію. У нашому випадку цій умові найкращим чином відповідає коефіцієнт рентабельності продажу по чистому прибутку (X_8). Високу дискримінуючу здатність демонструють також й інші показники (X_5 ; X_9 ; X_7 ; X_4 ; X_2). Порівняно вищі значення Лямбди Уїлкса, спостерігаються для показників X_1 та X_6 . Але навіть для цих змінних F-критерій залишається статистично значущим. Таким чином, проведений аналіз підтвердив наявність міжгрупових відмінностей за низкою фінансових показників, що створює передумови для побудови статистично значущої дискримінантної моделі, а отже отримані результати свідчать про доцільність подальшого використання зазначених змінних у процедурі побудови дискримінантної функції та класифікації підприємств.

Інші показники первинного набору не потрапили до вибірки, оскільки відповідні статистичні оцінки за ними були значно гіршими й не відповідали встановленим критеріям.

Задля підвищення рівня обґрунтованості первинного відбору незалежних предикторів для побудови дискримінантної моделі застосовано також альтернативний метод, а саме, ROC-аналіз, який характеризує здатність показника розмежовувати групи [17–19]. Тобто він дозволяє виключити показники, які не мають достатньої дискримінаційної здатності, та залишити лише ті змінні, що забезпечують найбільшу точність класифікації. Основною універсальною мірою є площа під ROC-кривою (Area Under the Curve, AUC). Чим більше значення AUC, тим краще досліджуваний показник розділяє групи. Розрахунки AUC підтвердили зроблений нами вибір незалежних предикторів для подальшого моделювання (табл. 2).

Таблиця 2

Оцінка дискримінаційної здатності незалежних змінних за критерієм AUC

Назва	AUC	Граничне значення	Чутливість	Специфічність	Індекс Юдена
1	2	3	4	5	6
Рентабельність активів ROA	0,985	0,016	1,000	0,000	0,900
Коефіцієнт оборотності дебіторської заборгованості (В/ДЗ)	0,985	8,980	0,923	0,000	0,923
Питома вага оборотних активів (ОА/А) Коефіцієнт мобільних активів	0,977	0,167	1,000	0,000	0,923
Коефіцієнт співвідношення боргу і власного капіталу	0,969	0,400	1,000	0,000	0,846
Коефіцієнт оборотності кредиторської заборгованості	0,965	4,890	0,769	0,000	0,769
Коефіцієнт заборгованості (ПК/К)	0,954	0,278	1,000	0,000	0,846
Коефіцієнт покриття (ОА/ПЗ) (Current Ratio)	0,950	0,780	0,769	0,000	0,769
Бівер	0,938	0,295	1,000	0,000	0,900
Рентабельність продажу по чистому прибутку	0,877	0,044	1,000	0,000	1,000
Рентабельність оборотних активів	0,909	0,326	0,714	1,000	0,714
Рентабельність продажу по операційному прибутку	0,881	0,091	0,735	0,953	0,688
Рентабельність операційної діяльності	0,878	0,103	0,714	0,953	0,668
Коефіцієнт рентабельності основних засобів	0,875	0,006	0,857	0,814	0,671
Рентабельність власного капіталу ROE	0,856	0,008	0,857	0,814	0,671
Коефіцієнт покриття зобов'язань	0,824	1,888	0,864	0,000	0,647
EBITDA / чистий дохід= рентабельність продажів	0,791	0,156	0,939	0,000	0,590
Коефіцієнт покриття відсотків (Ebit/Відсоткові витрати)	0,789	3,656	0,778	0,000	0,556
Рентабельність активів по чистому прибутку та витратам (ЧП +% за кредит)	0,761	0,280	0,792	0,000	0,489
Коефіцієнт відволікання оборотних активів у дебіторську заборгованість (ДЗ/ОА)	0,754	0,590	0,628	0,000	0,383

1	2	3	4	5	6
Коефіцієнт самофінансування	0,739	0,225	0,939	0,000	0,497
Період оборотності (погашення) дебіторської заборгованості (Т/КОДз)	0,738	45,451	0,487	0,000	0,385
Співвідношення дебіторської й кредиторської заборгованості (ДЗ/КЗ)	0,692	0,318	0,884	0,490	0,374
Період оборотності (погашення) кредиторської заборгованості (зворотний до коеф.)	0,682	29,896	0,615	0,000	0,330
Тривалість одного обороту оборотних активів	0,676	217,846	0,372	0,000	0,352

Джерело: сформовано авторами

У межах етапу III здійснено аналіз припущень щодо нормальності, лінійності, мультиколінеарності та рівності дисперсій (табл. 3).

Як бачимо, всі припущення виконуються на прийнятних рівнях.

Переходячи безпосередньо до побудови дискримінантної моделі (Етап IV), з двох основних

методів оцінки (одночасний, покроковий) обрано покроковий метод. Його особливість полягає у поступовому введенні в дискримінантну функцію по одному незалежному предиктору, виходячи з дискримінаційної здатності кожного (на відміну від одночасного методу, за якого всі незалежні змінні розглядаються одночасно незалежно від їхньої

Таблиця 3

Аналіз припущень, що лежать в основі дискримінантного аналізу

Припущення	Короткий опис та критерії	Результат перевірки (обґрунтування)
Нормальність розподілу незалежних змінних	Визначається двома параметрами – середньою арифметичною ($\bar{x}$) та середнім квадратичним відхиленням (σ). Інші ознаки: симетричність кривої, що підтверджується рівністю значень середньої, моди та медіани, а також дзвоноподібною формою кривої. Критерії: а) суб'єктивний – візуально незначне розходження між теоретичними (отриманими за формулою) і фактичними частотами розподілу, що наочно може бути продемонстровано на графіку; б) об'єктивний. Можливі способи: за критерієм згоди Пірсона χ^2 , правилом трьох сигм ($\bar{x} \pm 3\sigma$), критерієм Шапіро-Уїлка та ін.	Графічне зображення кривої розподілу та розрахунки за правилом трьох сигм, згідно з яким 68,3% спостережень знаходяться в межах $\bar{x} \pm 1\sigma$; 95,4% - в межах $\bar{x} \pm 2\sigma$; 99,7% в межах $\bar{x} \pm 3\sigma$, що підтверджує нульову гіпотезу про існування нормального розподілу обраного переліку незалежних змінних. Нормальність одновимірних характеристик вважається достатньою для ствердження про багатовимірну нормальність розподілу
Лінійний характер зв'язків	Лінійний дискримінантний аналіз в силу його переваг порівняно з квадратичним (менша кількість параметрів, можливість працювати з малими вибірками, велика швидкість обчислень, простота інтерпретації тощо) прийнято в усіх відомих моделях прогнозування ймовірності банкрутства	Лінійну комбінацію характеристик, які найкраще розрізняють групи, прийнято апіорі, зважаючи на її переваги, а також враховуючи досвід використання в зарубіжній і вітчизняній практиці
Наявність мультиколінеарності між незалежними змінними	Визначається шляхом побудови матриці парних коефіцієнтів кореляції. Основним індикатором при цьому є перевищення парним коефіцієнтом (r) певних граничних значень (найчастіше 0,7-0,8, хоча зустрічаються й менш жорсткі межі)	За більшістю показників критична мультиколінеарність відсутня. Виключення: високі кореляційні зв'язки між X_3 та X_4 ($r = 0,849$); X_4 та X_5 ($r = 0,813$)
Рівність (однорідність) коваріаційних матриць	Найпоширеніший тест для перевірки цієї умови – Box's M (тест М Бокса). Критерії: $P > 0,05$ – нульова гіпотеза про рівність коваріаційних матриць не відхиляється; $P < 0,05$ – різниця коваріаційних матриць є суттєвою	Отримане значення критерію Box's M = 19,960. Статистична значущість відмінностей у коваріаційних матрицях між двома групами становить 0,485 ($> 0,05$), що свідчить про однорідність цих матриць

Джерело: складено авторами на основі [3; 7; 8; 10].

дискримінаційної здатності). Для оцінки статистичної значущості моделі при покроковому методі найбільш доречним вважається використання критерію (інакше – відстані) Махаланобіса, хоча не виключається й застосування λ Уїлкса. Першим кроком є включення незалежної змінної, яка забезпечує найбільшу відстань між двома групами. У нашому випадку таким показником є рентабельність продажу по чистому прибутку (X_8) (див. табл. 1). Процес продовжується до тих пір, поки він забезпечує значущу додаткову (порівняно з початковою) дискримінацію між групами. При введенні чергової змінної на другому і подальших кроках попередні змінні оцінюються на предмет можливого їх ви-

далення. Причиною може бути тісний зв'язок між оцінюваною змінною та іншими вже включеними в покрокову оцінку змінними, в результаті якого значущість такої змінної стає меншою за рівень значущості, прийнятий для видалення. Зазначимо, що програмою IBM SPSS Statistics прийнято: мінімальне значення F-критерію для введення – 3,84; максимальне значення F-критерію для вилучення – 2,71.

Результатом покрокової процедури є здійснення п'яти кроків із відповідним отриманням п'яти статистично значущих змінних-дискримінаторів (табл. 4).

Таблиця 4

Статистична оцінка покрокового відбору незалежних змінних

Крок	Введені предиктори	D ²	F-критерій	λ Уїлкса	p
1	X_8	11,657	65,889	0,242	< 0,001
2	X_4	17,100	46,026	0,178	< 0,001
3	X_5	22,097	37,667	0,144	< 0,001
4	X_6	28,569	34,603	0,115	< 0,001
5	X_1	37,366	34,194	0,090	< 0,001

Джерело: складено авторами.

Як бачимо, на кожному наступному кроці введена змінна покращує статистичні оцінки дискримінації. Дискримінаційна сила інших чотирьох змінних є невеликою, та всі вони не відповідають максимальному критерію введення. Отже, в дискримінаційну модель остаточно потрапляють 5 предикторів (X_8 , X_4 , X_5 , X_6 , X_1).

Після включення усіх п'яти значущих змінних для визначення дискримінантних функцій отримано такі підсумкові результати (табл. 5).

Таким чином, всі статистичні характеристики свідчать про високу якість отриманої моделі: сильну дискримінуючу здатність функції, тісний дискримінуючий зв'язок між функцією та групами, високий рівень статистичної надійності моделі. Квадрат коефіцієнта кореляції (коефіцієнт детер-

мінації) підтверджує, що 91% варіації дискримінантної функції пояснюється міжгруповими відмінностями.

Обчислені стандартизовані і нестандартизовані коефіцієнти канонічної дискримінантної функції наведено в табл. 6.

Стандартизовані коефіцієнти призначені для оцінки відносного внеску кожної змінної у формування дискримінантної функції, на пряму і сили їх впливу на міжгрупове розділення. Але зазначимо, що існує й один із способів вирішення цього питання. Нестандартизовані коефіцієнти використовуються для побудови рівняння дискримінантної моделі та безпосередньої класифікації підприємств за групами.

Таблиця 5

Зведена статистична характеристика результатів покрокового відбору незалежних змінних

Функція*	Власне значення**	% дисперсії***	Коефіцієнт канонічної кореляції	λ Уїлкса	Критерій Пірсона χ^2	Кількість значущих змінних	p
1	10,057	100,0	0,954	0,090	44,457	5	< 0,001

* у МДА при поділі на 2 групи кількість дискримінантних функцій дорівнює 1.

** Характеризує співвідношення між міжгруповою та внутрішньогруповою дисперсіями.

*** Єдина дискримінантна функція акумулює всю пояснену дисперсію.

Джерело: складено авторами.

Коефіцієнти канонічної дискримінантної функції при незалежних змінних

Незалежні змінні	Символ	Коефіцієнти дискримінантної функції	
		нестандартизовані	стандартизовані
Коефіцієнт покриття	X_1	-3,554	-0,677
Коефіцієнт заборгованості	X_4	17,685	1,215
Коефіцієнт оборотності дебіторської заборгованості	X_5	-0,335	-1,098
Коефіцієнт оборотності кредиторської заборгованості	X_6	0,706	1,180
Рентабельність продажу по чистому прибутку	X_8	-30,980	-0,441
Константа	C	-1,428	

Джерело: складено авторами.

За наведених значень коефіцієнтів D-моделі оцінювання мають такий вигляд:

★ стандартизована

$$D = -0,677X_1 + 1,215X_4 - 1,098X_5 + 1,180X_6 - 0,441X_8 \quad (2)$$

★ нестандартизована

$$D = -3,554X_1 + 17,685X_4 - 0,335X_5 + 0,706X_6 - 30,980X_8 - 1,428 \quad (3)$$

Аналізуючи стандартизовану модель, можемо сказати, що найбільшу силу впливу на міжгрупове розмежування за модулем мають змінні X_4 (коефіцієнт заборгованості), X_6 (коефіцієнт оборотності кредиторської заборгованості) та X_5 (коефіцієнт оборотності дебіторської заборгованості), які мають найбільші стандартизовані коефіцієнти.

Зазначимо, що знаки коефіцієнтів при змінних не характеризують позитивний або негативний економічний ефект показника, а лише визначають напрям зміщення об'єктів у просторі

дискримінантної функції. Їх доцільно інтерпретувати у взаємозв'язку з іншими характеристиками, зокрема, з центроїдами груп, тобто середніми значеннями дискримінантної функції для кожної досліджуваної групи. Вони використовуються для оцінки ступеня міжгрупового розділення (поряд із розглянутими раніше статистичними характеристиками), визначення напрямку дискримінації, класифікації об'єктів.

Чим більшою є відстань між центроїдами груп, тим вищою є дискримінуюча здатність моделі. Для побудованої дискримінантної функції (2) отримано такі значення центроїдів: група 1 – (3,455); група 2: – (-2,658). Позитивне значення центроїда групи 1 свідчить про зміщення підприємств даної групи у позитивну область дискримінантної функції; натомість, група 2 характеризується від'ємним значенням центроїда, що свідчить про її розташування у протилежній частині дискримінантного простору (рис. 2).

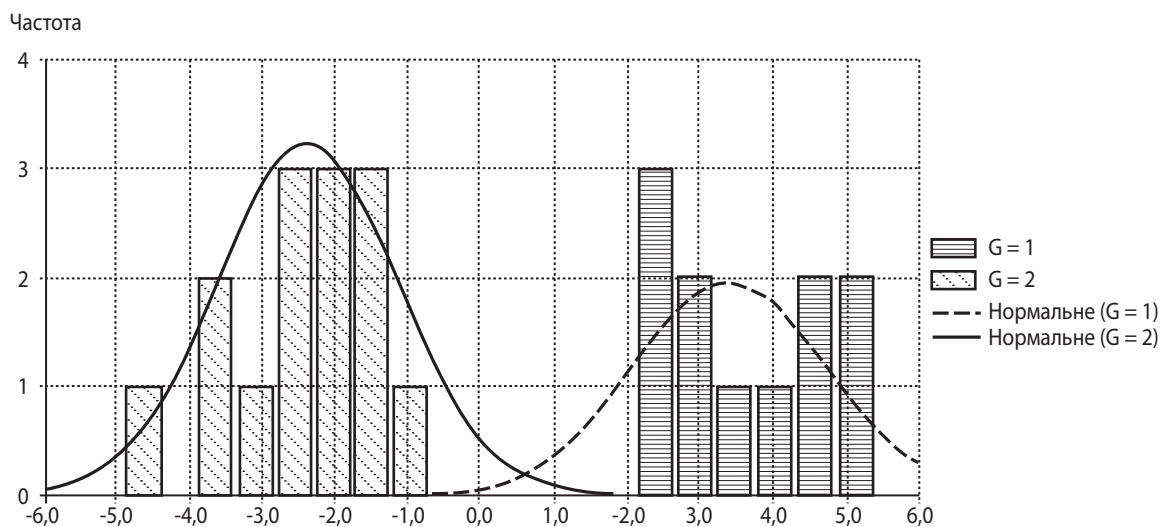


Рис. 2. Канонічна дискримінантна функція (G1 – група 1; G2 – група 2)

Джерело: побудовано авторами.

За отриманою нестандартизованою дискримінантною моделлю розраховані значення дискримінантних балів (D-бал) для усіх досліджуваних ОСР. Віднесення кожного з них до тієї чи іншої групи здійснено за допомогою граничного балу (D_{cs}), визначеного за формулою [7, с. 496]:

$$D_{cs} = \frac{Na \cdot Db + Nb \cdot Da}{Na + Nb}, \quad (4)$$

де Na та Nb – кількість спостережень у групах 1 та 2 відповідно;

Da та Db – центроїди за групами 1 та 2 відповідно.

Розрахований за цією формулою граничний бал дорівнює 0,797.

Таким чином, якщо:

- ✦ $D > 0,797$ – підприємство відноситься до групи 1;
- ✦ $D < 0,797$ – підприємство відноситься до групи 2.

У табл. 7 наведено результати розрахунку дискримінантних балів кожної компанії та порівняння попереднього розподілу цих балів за групами з отриманим за моделлю.

Як бачимо, дискримінантні бали груп характеризуються чітким розділенням та відсутністю їх перекриття: для підприємств групи 1 значення функції є додатними; для підприємств групи 2 – від'ємними. Це підтверджують і розраховані квадрати відстаней Махаланобіса до центроїдів: відстань до власного центроїда є мінімальною;

відстань до альтернативної групи є суттєво більшою. Наприклад, для АТ «Миколаївобленерго» відстань до власного центроїду групи – 2,429, до центроїду другої групи – 58,801.

Як бачимо, розподіл ОСР, отриманий за дискримінантною функцією, на 100 % збігається з попереднім поділом їх на 2 взаємовиключні групи за неметричною залежною змінною, що свідчить про високу точність класифікації об'єктів дослідження. Під час перехресної перевірки отримано аналогічний результат.

ВИСНОВКИ

Результатом проведеного авторами дослідження є розробка нової оригінальної дискримінантної моделі прогнозування (оцінювання) фінансово-економічного стану галузевого призначення. Відмінність побудованої моделі від відомих Z-моделей прогнозування ймовірності банкрутства підприємств полягає у авторському вирішенні концептуальних засад дискримінантного аналізу і, в першу чергу, питань вибору залежної неметричної (атрибутивної) змінної, обґрунтування критерію поділу об'єктів дослідження (23 компанії системи розподілу електроенергії) на групи, визначення обсягу метричних (кількісних) незалежних параметрів для включення в модель. У кінцеву модель увійшли 5 незалежних змінних: коефіцієнт покриття (X_1); коефіцієнт заборгованості (X_4); коефіцієнт оборотності дебіторської заборгованості (X_5); коефіцієнт оборотності кредиторської заборгованості

Таблиця 7

Розподіл ОСР на групи за дискримінантним балом

ОСР групи 1 (попередній поділ)	Група 1 за D-балом ($D > 0,797$)		ОСР групи 2 (попередній поділ)	Група 2 за D-балом ($D < 0,797$)	
	бал	група		бал	група
1. АТ «Миколаївобленерго»	5,010	1	Тернопіль	-2,605	2
Запоріжжя	4,463	1	Львів	-2,766	2
Херсон	3,484	1	Житомир	-3,527	2
Черкаси	5,142	1	Київ. міські	-2,169	2
Харків	4,497	1	Чернівці	-3,779	2
Рег. ел. мережі	2,673	1	Київ. Рег.	-4,032	2
ДОО	2,353	1	Хмельницький	-1,929	2
Суми	2,279	1	Кіровоград	-1,653	2
Одеса	2,134	1	Закарпаття	-2,001	2
Чернігів	2,515	1	Прикарпаття	-1,816	2
			Полтава	-2,001	2
			Рівне	-3,320	2
			Вінниця	-2,954	2

Джерело: складено авторами.

(X_6); рентабельність продажу за чистого прибутку (X_8). Визначені статистичні характеристики результатів моделювання та проведені перевірочні процедури свідчать про високу достовірність, надійність і точність побудованої моделі.

Задачею подальшого дослідження є апробація отриманої моделі на певній кількості операторів системи розподілу електроенергії (так звана зовнішня валідація). ■

БІБЛІОГРАФІЯ

1. Ігнашкіна Т. Б., Куценко В. О. Аналіз сучасного стану вітчизняної науки з питань визначення ймовірності банкрутства підприємств. *Бізнес Інформ*. 2025. № 11. С. 289–298. DOI: <https://doi.org/10.32983/2222-4459-2025-11-289-298>
2. Ігнашкіна Т. Б., Куценко В. О. Зарубіжні та вітчизняні Z-моделі ймовірності банкрутства: поглиблений аналіз витоків їх розробки. *Економічний простір*. 2026. № 210. С. 238–246. DOI: <https://doi.org/10.30838/EP.210.238-246>
3. Бізнес-аналітика багатовимірних процесів : мультимед. навч. посіб. / Клебанова Т. С., Гур'янова Л. С., Чаговець Л. О., Панасенко О. В., Сергієнко О. А., Яценко Р. М. Харків : ХНЕУ ім. С. Кузнеця, 2024. URL: <http://ebooks.git-elt.hneu.edu.ua/babap/>
4. Пономаренко В. С., Малярець Л. М. Багатовимірний аналіз соціально-економічних систем : навч. посіб. Харків : Вид. ХНЕУ, 2009. 384 с. URL: <https://repository.hneu.edu.ua/jspui/handle/123456789/3113>
5. Яровий А. Т., Страхов Є. М. Багатовимірний статистичний аналіз : навч.-метод. посіб. Одеса : Астропринт, 2015. 132 с.
6. Field A. *Discovering Statistics Using IBM SPSS Statistics*. 4th ed. London : Sage Publications, 2013. 915 p. URL: <https://ru.scribd.com/document/1047536901/Discovering-Statistics-using-IBM-SPSS-Statistics-4th-Edition-Field-Andy-Ebook>
7. Hair J. F. Jr., Black W. C., Babin B. J., Anderson R. E. *Multivariate Data Analysis*. 8th ed. Andover : Cengage Learning, 2019. 813 p. URL: <https://www.cengage.uk/c/multivariate-data-analysis-8e-hair-babin-anderson-black/9781473756540/>
8. Huberty C. J., Olejnik S. *Applied MANOVA and Discriminant Analysis*. Hoboken, NJ : John Wiley & Sons, 2006. 488 p. URL: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1002/9780471789475.fmatter>
9. Johnson R. A., Wichern D. W. *Applied Multivariate Statistical Analysis*. 6th ed. Upper Saddle River, NJ : Pearson Prentice Hall, 2007. 773 p. URL: <https://pdfcoffee.com/applied-multivariate-statistical-analysis-6th-edition-pdf-free.html>

10. McLachlan G. J. *Discriminant Analysis and Statistical Pattern Recognition*. New York : John Wiley & Sons, 2004. 526 p. URL: <https://www.wiley.com/en-us/shop/general-introductory-statistics/discriminant-analysis-and-statistical-pattern-recognition-p-9780471691150>
11. Morrison D. F. *Multivariate Statistical Methods*. 4th ed. Belmont, CA : Thomson Brooks/Cole, 2005. 520 p. URL: <https://dokumen.pub/multivariate-statistical-methods-4nbsped-0534387780.html>
12. Rencher A. C. *Methods of Multivariate Analysis*. 2nd ed. New York : John Wiley & Sons, 2002. 738 p. URL: <https://www.wiley.com/en-us/shop/general-introductory-statistics/methods-of-multivariate-analysis-2nd-edition-p-9780471461722>
13. Stevens J. P. *Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences*. 5th ed. New York : Routledge, 2009. 651 p. URL: <https://www.amazon.com/Applied-Multivariate-Statistics-Social-Sciences/dp/0805859039>
14. Timm N. H. *Applied Multivariate Analysis*. New York : Springer, 2002. 693 p. URL: <https://www.amazon.com/Applied-Multivariate-Statistics-Social-Sciences/dp/0805859039>
15. ПрАТ «Підприємство з експлуатації електричних мереж «Центральна Енергетична Компанія». URL: <https://cek.dp.ua/index.php/tovarystvo/pro-tovarystvo.html>
16. Акціонерне товариство «ДТЕК Дніпровські електромережі». URL: <https://uk.wikipedia.org/wiki/ДТЕКДніпровськіелектромережі>
17. Fawcett T. An Introduction to ROC Analysis. *Pattern Recognition Letters*. 2006. Vol. 27. No. 8. P. 861–874. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.patrec.2005.10.010>
18. Hanley J. A., McNeil B. J. The meaning and use of the area under a receiver operating characteristic (ROC) curve. *Radiology*. 1982. Vol. 143. No. 1. P. 29–36. DOI: <https://doi.org/10.1148/radiology.143.1.7063747>
19. Metz C. E. Basic Principles of ROC Analysis. *Seminars in Nuclear Medicine*. 1978. Vol. 8. No. 4. P. 283–298. DOI: [https://doi.org/10.1016/s0001-2998\(78\)80014-2](https://doi.org/10.1016/s0001-2998(78)80014-2)

REFERENCES

- Aktsionerne tovarystvo «DTEK Dniprovski elektromerezh». DTEK Dniprovski elektromerezh [DTEK Dnieper Grids]. <https://uk.wikipedia.org/wiki/DTEKDniprovskiektromerezh>
- Fawcett T. (2006). An Introduction to ROC Analysis. *Pattern Recognition Letters*, 8(27), 861–874. <https://doi.org/10.1016/j.patrec.2005.10.010>
- Field A. (2013). *Discovering Statistics Using IBM SPSS Statistics*. 4th ed. London: Sage Publications. <https://ru.scribd.com/document/1047536901/Discovering-Statistics-using-IBM-SPSS-Statistics-4th-Edition-Field-Andy-Ebook>

- Hair J. F. Jr., Black W. C., Babin B. J. & Anderson R. E. (2019). *Multivariate Data Analysis*. 8th ed. Andover: Cengage Learning. <https://www.cengage.uk/c/multivariate-data-analysis-8e-hair-babin-anderson-black/9781473756540/>
- Hanley J. A. & McNeil B. J. (1982). The meaning and use of the area under a receiver operating characteristic (ROC) curve. *Radiology*, 1(143), 29–36. <https://doi.org/10.1148/radiology.143.1.7063747>
- Huberty C. J. & Olejnik S. (2006). *Applied MANOVA and Discriminant Analysis*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1002/9780471789475.fmatter>
- Ihnashkina T. B. & Kutsenko V. O. (2025). Analiz suchasnoho stanu vitchyznianoï nauky z pytan vyznachennia ymovirnosti bankructstva pidpriemstv [Analysis of the current state of domestic science on determining the probability of enterprise bankruptcy]. *Biznes Inform*, 11, 289–298. <https://doi.org/10.32983/2222-4459-2025-11-289-298>
- Ihnashkina T. B. & Kutsenko V. O. (2026). Zarubizhni ta vitchyzniani Z-modeli ymovirnosti bankructstva: pohlyblenyi analiz vytokiv yikh rozrobky [Foreign and domestic Z-models of bankruptcy probability: an in-depth analysis of the origins of their development]. *Ekonomichnyi prostir*, 210, 238–246. <https://doi.org/10.30838/EP.210.238-246>
- Johnson R. A. & Wichern D. W. (2007). *Applied Multivariate Statistical Analysis*. 6th ed. Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall. <https://pdfcoffee.com/applied-multivariate-statistical-analysis-6th-edition-pdf-free.html>
- Klebanova T. S., Hurianova L. S., Chahovets L. O., Panasenko O. V., Serhiienko O. A. & Yatsenko R. M. (2024). *Biznes-analityka bahatovymirnykh protsesiv* [Business analytics of multidimensional processes]. Kharkiv: KhNEU im. S. Kuznetsia. <http://ebooks.git-elt.hneu.edu.ua/babap/>
- McLachlan G. J. (2004). *Discriminant Analysis and Statistical Pattern Recognition*. New York: John Wiley & Sons. <https://www.wiley.com/en-us/shop/general-introductory-statistics/discriminant-analysis-and-statistical-pattern-recognition-p-9780471691150>
- Metz C. E. (1978). Basic Principles of ROC Analysis. *Seminars in Nuclear Medicine*, 4(8), 283–298. [https://doi.org/10.1016/s0001-2998\(78\)80014-2](https://doi.org/10.1016/s0001-2998(78)80014-2)
- Morrison D. F. (2005). *Multivariate Statistical Methods*. 4th ed. Belmont, CA: Thomson Brooks/Cole. <https://dokumen.pub/multivariate-statistical-methods-4-nbsped-0534387780.html>
- Ponomarenko V. S. & Maliarets L. M. (2009). *Bahatovymirnyi analiz sotsialno-ekonomichnykh system* [Multidimensional analysis of socio-economic systems]. Kharkiv: Vyd. KhNEU. <https://repository.hneu.edu.ua/jspui/handle/123456789/3113>
- PrAT «Pidpriemstvo z ekspluatatsii elektrychnykh mer-ezh "Tsentralna Enerhetychna Kompaniia"». Pro tovarystvo [About the company]. <https://cek.dp.ua/index.php/tovarystvo/pro-tovarystvo.html>
- Rencher A. C. (2002). *Methods of Multivariate Analysis*. 2nd ed. New York: John Wiley & Sons. <https://www.wiley.com/en-us/shop/general-introductory-statistics/methods-of-multivariate-analysis-2nd-edition-p-9780471461722>
- Stevens J. P. (2009). *Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences*. 5th ed. New York: Routledge. <https://www.amazon.com/Applied-Multivariate-Statistics-Social-Sciences/dp/0805859039>
- Timm N. H. (2002). *Applied Multivariate Analysis*. New York: Springer. <https://www.amazon.com/Applied-Multivariate-Statistics-Social-Sciences/dp/0805859039>
- Yarovyi A. T. & Strakhov Ye. M. (2015). *Bahatovymirnyi statystychnyi analiz* [Multivariate statistical analysis]. Odesa: Astroprint.

Дослідження не отримувало зовнішнього фінансування.
Автори заявляють про відсутність конфлікту інтересів.
Під час підготовки роботи інструменти ШІ не використовувалися.

Стаття надійшла до редакції / Received: 24.07.2026
Статтю прийнято до публікації / Accepted: 11.08.2026
Оприлюднено / Published: 08.10.2026