

DOI: [10.32702/2307-2105-2020.7.204](https://doi.org/10.32702/2307-2105-2020.7.204)

УДК 65.016.8

I. Г. Бачкір,
асистент кафедри менеджменту,
Кременчуцький національний університет імені Михайла Остроградського
ORCID ID: 0000-0001-5411-3770

ПРОБЛЕМА ДІАГНОСТИКИ БАНКРУТСТВА ПІДПРИЄМСТВ: АНАЛІЗ ІСНУЮЧИХ ПІДХОДІВ І МЕТОДІВ ОЦІНКИ

I. Bachkir
Assistant of the Management Department,
Kremenchuk Mykhailo Ostrohradskyi National University

THE PROBLEM OF ENTERPRISE BANKRUPTCY DIAGNOSIS ANALYSIS OF EXISTING APPROACHES AND EVALUATION METHODS

У статті розкрита особливість вирішення проблеми діагностики кризового стану підприємств в сучасних економічних умовах. Основні відмінності між різними методами діагностики стану визначаються саме змістом і особливостями різних технологій для виявлення банкрутства залежно від типу їх класифікації: багатовимірний дискримінантний, кластерний та регресійний аналізи.

Проведений порівняльний аналіз відомих існуючих зарубіжних та вітчизняних моделей діагностики підприємств за показниками, які характеризують економічний потенціал за результатами роботи та ступенем точної прогностичної оцінки вірогідності їх банкрутства.

Визначені та узагальнені недоліки досліджених методів оцінки стану підприємств, які істотно унеможливають їх пристосованість для обробки реальних статистичних даних в умовах невизначеності, Точність прогнозів суттєво залежить від закону розподілу та репрезентативності вибірки вихідних даних в умовах їх реальної невизначеності, які формують основні групи фінансово-економічних показників діяльності підприємств і мають високу здатність до передбачення банкрутства.

Обґрунтовані висновки та пропозиції можливості використання сучасних технологій ідентифікації фінансового стану підприємств, що використовують експертні системи діагностики в умовах невизначеності.

The article reveals the peculiarity of solving the problem of diagnosing the crisis state of enterprises in modern economic conditions. The possibility of implementing the procedure of redistribution of funds and property from inefficient businesses to effective in a crisis of default arises as the results of the bankruptcy diagnosis. Due to the high level of insolvency of a significant part of Ukrainian economic entities, measures to prevent crises and stabilize the financial condition of the enterprise are of particular importance.

To predict the risk of bankruptcy traditionally is used classical statistical methods. The main differences between various methods of diagnosing a condition are determined precisely by the content and characteristics of various technologies for detecting bankruptcy, depending on the type of their classification: multidimensional discriminant, cluster and regression analyzes. A comparative analysis of known existing foreign and domestic models for assessing the diagnosis of

bankruptcy and indicators that characterize the economic potential of the enterprise and the results of its work are produced. These models cannot be directly applied to assess the risk of bankruptcy of domestic enterprises for many reasons: different methods of reflecting inflationary factors; different capital structure; differences in the legal framework; features of the Ukrainian economy. These initiated the emergence of serious research on the problem of assessing the financial stability of enterprises. Deficiencies identified and summarized of the studied methods of assessing the state of enterprises are identified and generalized, which significantly make it impossible for them to adapt to real statistical data in conditions of uncertainty. The accuracy of forecasts significantly depends on the law of distribution and representativeness of the sample of initial data in terms of their real uncertainty, which form the main groups of financial and economic indicators of enterprises and have a high ability to predict bankruptcy. The conclusions and offers of possibility of use of modern technologies of identification of a financial condition of the enterprises using expert systems of diagnostics in the conditions of uncertainty are substantiated.

Ключові слова: *неплатоспроможність; діагностика; банкрутство; дискримінантний аналіз; кластерний аналіз; регресійний аналіз.*

Keywords: *insolvency; diagnostics; bankruptcy; discriminant analysis; cluster analysis; regression analysis.*

Постановка проблеми. У даній час для економіки нашої країни досить типовим явищем стала криза неплатежів. Ця обставина робить економічно доцільною процедуру перерозподілу коштів і власності від неефективних суб'єктів господарювання до ефективних. Можливість реалізації цієї процедури виникає саме за результатами діагностики банкрутства. Крім того, у зв'язку з високим рівнем неплатоспроможності значної частини українських господарюючих суб'єктів, особливого значення набувають заходи щодо запобігання кризових ситуацій та стабілізації фінансового стану підприємства.

Однією з перших ознак симптому наближення банкрутства [1] – падіння прибутковості підприємства нижче вартості капіталу. При цьому відсотки за кредит і виплачені підприємством дивіденди перестають відповідати ринковим умовам господарювання. Вигідність вкладень у таке підприємство зменшується, у зв'язку зі спадом вартості акціонерного капіталу падає ціна акцій, збільшується ризик неповернення коштів, виникають труднощі з готівкою. При цьому, якщо кредитори не продовжують кредитні угоди, то підприємство змушене буде виплачувати не лише відсотки, але й суму основного боргу, що приводить до кризи ліквідності.

Все це приводить до кризових явищ, обумовленими зміною структури балансу підприємства; виникають труднощі з готівкою та різке зменшення коштів на рахунках; відбувається збільшення кредиторської й дебіторської заборгованості, тощо. Подальші природні процеси приводять до банкрутства та можливої ліквідації підприємства. Таким чином, аналіз проблеми оцінки та прогнозування ризику неспроможності, пошук нових підходів до її дослідження визначають актуальність означеної теми.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Наукові основи аналізу та оцінки неспроможності й банкрутства підприємств були вперше розроблені зарубіжними економістами, серед яких Е. Альтман, Л. В. Андреева, І. А. Астраханцева, М. І. Баканов, І. Т. Балабанов, А. Ю. Беліков, У. Бівер, Ю. Брігем, Г. В. Давидова, Л. В. Донцова, О. П. Зайцева, Л. Гапенскі, Г. П. Герасименко, Ж. Діпалянян, Г. Г. Кадиків, В. В. Ковальов, І. Г. Кукукіна, В. І. Макарьєва, Е. А. Маркар'ян, М. В. Мельник, Н. А. Никифорова, Ч. Празана, Р. С. Сайфулін, Р. Теффлер, Г. Тішоу, Г. В. Федорова, А. Д. Шеремет та інші.

У вітчизняній економіці вагомих внесок у вирішення проблеми діагностики неспроможності внесли вчені: Ш. О. Бланк, О. Я. Базилінська, О. В. Гук, М. К. Колісник, А. В. Матвійчук, О. В. Подольська, О. О. Терещенко, І. В. Троц, О. О. Шапурова, А. М. Штангрет та багато інших.

Формулювання цілей статті (постановка завдання). Основною метою дослідження є аналіз існуючих підходів та методів оцінки кризового стану підприємств.

Виклад основного матеріалу дослідження. Для прогнозування ризику банкрутства традиційно використовуються класичні статистичні методи. Структурна організація усіх відомих методів діагностики банкрутства проста та визначається наступними двома складовими. По-перше – відбір та вимір показників; по-друге – спосіб (метод, система) обробки показників та прийняття рішень відносно стану об'єкта діагностики. Основні відмінності між різними методами діагностики стану визначаються саме суттю та особливостями різних технологій формування діагностичного висновку відносно стану об'єкта (підприємство, що аналізується або відносять до групи потенційних банкрутів, або до групи компаній зі сприятливим фінансовим становищем [2]). Усю сукупність технологій, які традиційно використовуються для виявлення банкрутства, по типу математичного підходу можна поділити на три класи: багатовимірний дискримінантний аналіз, кластерний та регресійний аналізи. Проведемо аналіз цих методів.

Одним із найважливіших інструментів системи раннього попередження та методом прогнозування банкрутства підприємств є дискримінантний аналіз. Відома технологія розв'язання цих задач заснована на

наступному [3-5]. Кожний об'єкт діагностики характеризується сукупністю контрольованих параметрів. Чисельні значення цих параметрів для конкретного об'єкта підставляються в, так звану, дискримінантну функцію з обчисленням її значення. Далі, залежно від того, перевищує це значення поріг або ні, приймається одне з альтернативних рішень: імовірність банкрутства висока або низька. Характерні особливості багатовимірної дискримінантного аналізу пояснюють причини, за яких багато авторів наукових робіт із прогнозування банкрутства стверджують, що технологія дискримінантного аналізу (Альтмана [6], Таффлера [7] та багатьох інших), яку використовують, не дозволяє отримати універсальні співвідношення для оцінювання фінансового стану підприємств. «Висновки учених даного напрямку [8, 9] свідчать, що коефіцієнти подібних дискримінантних моделей різко змінюються і залежать від року та країни»[9].

На практиці точність прогнозів із використанням конкретних дискримінантних багатofакторних моделей суттєво залежить від того, що собою представляє оброблена при побудові моделей вибірка. При цьому важливим є [9]: який склад показників фінансового стану; який обсяг вибірки; якою є якісна структура тих частин вибірки, що містять підприємства-банкрути та підприємства, що функціонують успішно; чи належать підприємства, відібрані для аналізу, до однієї й тієї ж галузі виробництва; який рівень однорідності частин вибірки; який рівень репрезентативності вибірки.

Змістовно розглянемо найбільш відомі методики банкрутства.

Моделі Альтмана [6]. Двофакторна модель має вигляд:

$$Z = -0,3877 - 1,0736 \cdot КПЛ + 0,579 \cdot \frac{ПК}{П},$$

де $КПЛ$ – коефіцієнт поточної ліквідності; $ПК$ – позиковий капітал; $П$ – пасиви.

Якщо $Z > 0$, то ймовірність банкрутства висока, якщо $Z < 0$ – низька. Точність цієї моделі становить – 65 %.

Більш точною є п'ятифакторна модель Альтмана, що розраховується для фірм, чії акції котируються на ринку:

$$Z = 1,2 \cdot x_1 + 1,4 \cdot x_2 + 3,3 \cdot x_3 + 0,6 \cdot x_4 + x_5,$$

де x_1 – оборотний капітал/сума активів; x_2 – нерозподілений прибуток/сума активів; x_3 – операційний прибуток/сума активів; x_4 – ринкова вартість акцій/заборгованість; x_5 – прибуток / сума активів.

Нормативи для Z : $Z \geq 2,99$ – ймовірність банкрутства до 10 %; $2,77 \leq Z < 2,99$ – низька ймовірність банкрутства – від 15 до 20 %; $1,81 \leq Z < 2,77$ – середня ймовірність – від 35 до 50 %; $Z < 1,81$ – висока ймовірність банкрутства – від 80 до 100 %. Таким чином, індекс Альтмана являє собою функцію від певних показників, що характеризують економічний потенціал підприємства та результати його роботи за минулий період.

Крім того, введена п'ятифакторна модель для підприємств, чії акції не котируються на ринку:

$$Z = 0,7 \cdot x_1 + 0,8 \cdot x_2 + 3,1 \cdot x_3 + 0,4 \cdot x_4 + x_5,$$

де x_1 – співвідношення оборотного капіталу до суми активів підприємства; x_2 – нерозподілений прибуток до суми активів підприємства; x_3 – показник відображає ефективність операційної діяльності компанії; x_4 – співвідношення ринкової вартості власного капіталу до балансової вартості всіх зобов'язань; x_5 – характеризує рентабельність активів підприємства.

Нормативи для Z наступні: $Z \leq 1,23$ – високий ступінь банкрутства; $1,23 < Z < 2,89$ – середній; $Z \geq 2,89$ – низький ступінь банкрутства.

Моделі Альтмана можуть бути використані для діагностики ризику банкрутства і на більш тривалий термін ніж на один рік, але точність у цьому випадку буде знижуватися.

Модель У. Бівера [10]. Однією з перших спроб використовувати розрахункові коефіцієнти для прогнозування банкрутства вважається робота У. Бівера, який проаналізував 30 коефіцієнтів за п'ятирічний період по групі компаній, половина з яких збанкрутувала. З них було відібрано п'ять коефіцієнтів, які на думку У. Бівера, мають найбільшу значущість для прогнозування банкрутства: рентабельність активів; питома вага позикових коштів у пасивах; коефіцієнт поточної ліквідності; частка чистого оборотного капіталу в активах; коефіцієнт Бівера (відношення суми чистого прибутку й амортизації до позикових коштів).

Таблиця 1.
Критеріальні значення показників У. Бівера для діагностики банкрутства

Показник	Значення показників		
	сприятливе	5 років до банкрутства	1 рік до банкрутства
Коефіцієнт Бівера	0,4 – 0,45	0,17	- 0,15
Рентабельність активів, %	6 - 8	4	- 22
Фінансовий леверидж, %	< 37	< 50	< 80
Коефіцієнт покриття оборотних активів власними оборотними коштами	0,4	< 0,3	< 0,06
Коефіцієнт поточної ліквідності	< 3,2	< 2	< 1

Отримані значення наведених показників порівнюються з їх нормативними значеннями, розрахованими У. Бівером, для трьох станів підприємства: для благополучних компаній, для компаній, які збанкрутували протягом року і для фірм, які стали банкрутами протягом п'яти років. Нижче наведена таблиця 2, що містить методику розрахунку показників У. Бівера та вказівки щодо місця розташування вихідних даних у стандартних формах фінансової звітності.

Таблиця 2.
Розрахункові показники діагностики банкрутства У. Бівера

Показник	Формула розрахунку
Коефіцієнт Бівера	(стр.190 ф.№2+стр.140 ф.№5) / (стр.590 + стр.690 ф.№1)
Рентабельність активів, %	стр.190 ф.№2/стр.300 ф.№1*100%
Фінансовий леверидж, %	(стр.590+стр.690 ф.№1)/ стр.700 ф.№1*100%
Коефіцієнт покриття оборотних активів власними оборотними коштами	(стр.490 ф.№1 – стр.190 ф.№2)/ стр.300 ф.№1
Коефіцієнт поточної ліквідності	(стр.290 - стр.230 ф.№1)/ (стр.610+стр.620+стр.660 ф.№1)

Модель Ж. Конана та М. Голдера [11]. Ж. Конан та М. Голдер, використовуючи метод Альтмана, побудували модель для розрахунку ймовірності затримки платежів, яка має наступний вигляд:

$$Z = -0,16 \cdot x_1 - 0,22 \cdot x_2 + 0,87 \cdot x_3 + 0,10 \cdot x_4 - 0,24 \cdot x_5,$$

де x_1 – співвідношення грошових коштів та дебіторської заборгованості до валюти балансу; x_2 – співвідношення власного капіталу та довгострокових пасивів до валюти балансу; x_3 – співвідношення витрат по обслуговуванню позик (або ціна позикового капіталу) до виручки від реалізації (після оподаткування); x_4 – співвідношення витрат на оплату праці до чистого прибутку організації; x_5 – співвідношення балансового прибутку до позикового капіталу.

Ймовірність затримки платежів фірмами, що мають різні значення показника Z , наведена у вигляді шкали:

Z	0,21	0,48	0,002	0,026	0,068	0,087	0,107	0,131	0,164
ймовірність затримки платежу, %	100	90	80	70	50	40	30	20	10

У співвідношенні Ж. Конана та М. Голдера домінуючу роль відіграє фактор X_3 - відношення фінансових витрат до виручки від реалізації, оскільки вплив цього фактора перевищує сукупний вплив усіх інших.

Модель Терещенко О. О. [9] дозволяє передбачити можливу фінансову неспроможність потенційного позичальника. Причому модель прогнозує не тільки ризики неповернення кредиту, але й будь-які інші відхилення при яких позика буде менш вигідною для кредитора, ніж було передбачено спочатку. Модель має вигляд:

$$Y = -2,043 - 5,24x_1 + 0,0053x_2 - 6,6507x_3 + 4,4009x_4 - 0,0791x_5 - 0,1020x_6,$$

де x_1 – питома вага високоліквідних активів у загальній вартості активів; x_2 – обертання високоліквідних активів; x_3 – обертання активів; x_4 – питома вага сукупних зобов'язань у капіталі; x_5 –

питома вага основного капіталу вартості чистих активів; X_6 – коефіцієнт навантаження оборотних коштів в обсязі продажу.

Обчислене значення Y використовується для розрахунку

$$Z = 1 / [1 + e^{-Y}],$$

де e – 2,71828 число Ейлера.

У випадку якщо $Z \geq 0,50$, то клієнта варто віднести до групи, що не виконає умов договору. У роботі використано дані декількох банків по 37 «задовільних» позиках та 37 «незадовільним» позикам. При цьому для розрахунку застосовані показники балансів фірм-позичальників за рік до отримання кредиту. Ця модель за рік до порушення умов договорів кредитування правильно передбачила долю трьох з кожних чотирьох укладених договорів.

Узагальнену характеристику інших відомих аналогічних моделей наведено в таблиці 3.

Таблиця 3.
Характеристика аналогічних моделей оцінки загрози банкрутства

Модель	Зміст моделі
1	2
Модель Таффлера	$Z = 0,53 \cdot x_1 + 0,13 \cdot x_2 + 0,18 \cdot x_3 + 0,16 \cdot x_4$ <p>де x_1 – прибуток від реалізації / короткострокові зобов'язання; x_2 – оборотні активи/сума зобов'язань; x_3 – короткострокові зобов'язання/сума активів; x_4 – прибуток/суми активів. Якщо величина Z -рахунку більше 0,3, то у підприємства непогані довгострокові перспективи, якщо менше 0,2, то банкрутство більш ніж ймовірно.</p>
Модель Панг – Тін, Чінг – Вена	$Z = -7,03 + 0,087 \cdot x_1 - 0,00000049 \cdot x_3 + 0,97 \cdot x_4,$ <p>де x_1 – відношення сукупних зобов'язань до сукупних активів; x_2 – ставлення експлуатаційних витрат до виручки від реалізації; x_3 – відношення чистого прибутку до виручки від реалізації; x_4 – відношення валового прибутку до чистого прибутку.</p>
Модель Сандин, Паргорато	$Z = 15,06 \cdot x_1 + 16,11 \cdot x_2 - 4,14,$ <p>де x_1 – відношення сукупних зобов'язань до сукупних активів; x_2 – ставлення експлуатаційних витрат до виручки від реалізації.</p>
Модель Масжинської	$Z = -7,03 + 0,087 \cdot x_1 - 0,00000049 \cdot x_3 + 0,97 \cdot x_4,$ <p>де x_1 – відношення прибутку від операцій до сукупних зобов'язань; x_2 – відношення власного капіталу до сукупних зобов'язань; x_3 – відношення чистого прибутку та амортизації до сукупних зобов'язань; x_4 – відношення поточних активів до короткострокових зобов'язань.</p>
Модель Гайдка - Стоса	$Z = 0,44 + 0,2009 \cdot x_1 + 0,0013 \cdot x_2 * 365 + 0,7609 \cdot x_3 + 0,959 \cdot x_4 - 0,3411 \cdot x_5,$ <p>де x_1 – відношення виручки від реалізації до сукупних зобов'язань; x_2 – відношення короткострокових зобов'язань до експлуатаційних витрат; x_3 – відношення чистого прибутку до сукупних зобов'язань; x_4 – відношення валового прибутку до прибутку від реалізації; x_5 – відношення сукупних зобов'язань до сукупних активів.</p>
Модель Прусака	$Z = 1,438 \cdot x_1 - 0,187 \cdot x_2 - 5,022 \cdot x_3 - 1,871,$ <p>де x_1 – відношення чистого прибутку до сукупних зобов'язань; x_2 – відношення експлуатаційних витрат до короткострокових зобов'язань; x_3 – відношення прибутку від продажів до сукупних зобов'язань.</p>
Модель Бандепадхая	$Z = -3,337 + 0,736 \cdot x_1 + 6,95 \cdot x_2 + 0,864 \cdot x_3 + 7,554 \cdot x_4 - 1,544 \cdot x_5,$ <p>де x_1 – відношення різниці поточних активів і короткострокових зобов'язань до сукупних зобов'язань; x_2 – відношення</p>

1	2
	грошових коштів до сукупних зобов'язань; x_3 – відношення сукупних зобов'язань до сукупних активам; x_4 – відношення прибутку від операцій до сукупних зобов'язань; x_5 – відношення виручки від реалізації до сукупних зобов'язань.
Модель Джима – Мітчелла	$Z = 1,057 + 0,014 \cdot x_1 - 0,039 \cdot x_2 - 0,32 \cdot x_3,$ де x_1 – відношення чистого прибутку до сукупних зобов'язань; x_2 – відношення власного капіталу до сукупних зобов'язань; x_3 – відношення довгострокових зобов'язань до власного капіталу.
Модель Галвао, Бессера, Абоу-Сеада	$Z = 0,217 \cdot x_1 + 0,378 \cdot x_2 + 0,466 \cdot x_3 + 0,1244 \cdot x_4,$ де x_1 – відношення різниці між поточними активами й короткостроковими зобов'язаннями до сукупних зобов'язань; x_2 – відношення чистого прибутку до сукупних зобов'язань; x_3 – відношення власного капіталу до сукупних зобов'язань; x_4 – відношення виручки від реалізації до сукупних зобов'язань.
Модель Гіноглоу – Агорастоса	$Z = -0,138 + 16,555 \cdot x_1 + 3,54 \cdot x_2 + 0,002 \cdot x_3 + 0,789 \cdot x_4,$ де x_1 – відношення чистого прибутку до сукупних зобов'язань; x_2 – відношення валового прибутку до сукупних зобов'язань; x_3 – відношення сукупних зобов'язань до власного капіталу; x_4 – відношення різниці між поточними активами й короткостроковими зобов'язаннями до сукупних зобов'язань.
Модель Ліса	<p>Модель розроблена в 1972 році для підприємств Великої Британії дозволяє оцінити ймовірність банкрутства:</p> $Z = 0,063 \cdot x_1 + 0,092 \cdot x_2 + 0,057 \cdot x_3 + 0,001 \cdot x_4,$ де x_1 – оборотний капітал / сума активів; x_2 – прибуток від реалізації / сума активів; x_3 – нерозподілений прибуток / сума активів; x_4 – ринкова вартість власного капіталу / позиковий капітал. У випадку якщо $Z < 0,037$ – ймовірність банкрутства висока; $Z \geq 0,037$ – ймовірність банкрутства невелика.
Модель Спрінгейта	$Z = 1,3 \cdot x_1 + 3,07 \cdot x_2 + 0,66 \cdot x_3 + 0,4 \cdot x_4,$ де x_1 – оборотний капітал / загальна вартість активів; x_2 – прибуток до сплати податків / загальна вартість активів; x_3 – прибуток до сплати податків / короткострокові зобов'язання; x_4 – обсяг продаж / загальна вартість активів. Якщо значення Z менше 0,862, то підприємство є потенційним банкрутом з ймовірністю 90 %. Якщо $Z < 0$, то підприємство – банкрут.
Модель Аргенті	<p>Модель враховує не тільки економічні, а й соціальні причини банкрутства. Використовуються наступні припущення:</p> <ul style="list-style-type: none"> - йде процес, що веде до банкрутства; - процес цей для свого завершення вимагає декількох років; - процес може бути розділений на три стадії: недоліки, помилки, симптоми.

1	2
	При розрахунку А-рахунки конкретної компанії необхідно ставити або кількість балів згідно Аргенті, або 0 – проміжні значення не допускаються. Кожному фактору на кожній стадії присвоюються певну кількість балів і розраховується агрегований показник.
Модель діагностики банкрутства Давидової Белікова.	$R = 8,38 \cdot x_1 + x_2 + 0,054 \cdot x_3 + 0,63 \cdot x_4,$ <p>де x_1 – відношення оборотного капіталу до суми всіх активів; x_2 – відношення чистого прибутку до суми власного капіталу; x_3 – відношення доходу (вручки від реалізації) до суми активів (коефіцієнт оборотності); x_4 – відношення чистого прибутку до собівартості. При $R < 0$ ймовірність банкрутства максимальна (90-100 %); $0 < R < 0,18$ – висока (60-80 %); $0,18 < R < 0,32$ – середня (35-50 %); $0,32 < R < 0,42$ – низька (15-20 %); $R > 0,42$ – мінімальна.</p>
Модель діагностики банкрутства Сайфуліна Кодекова	$R = 2 \cdot x_1 + 0,1 \cdot x_2 + 0,08 \cdot x_3 + 0,45 \cdot x_4 + x_5,$ <p>де x_1 – власні оборотні кошти / матеріально-виробничі запаси; x_2 – оборотні активи / короткострокові зобов'язання; x_3 – виручка / валюта балансу; x_4 – чистий прибуток / виручка; x_5 – чистий прибуток / власний капітал.</p> <p>Якщо $R < 1$, то підприємство має незадовільний фінансовий стан; $R \geq 1$ – фінансовий стан задовільний.</p>
Модель Казанського державного технічного університету.	<p>Ця модель базується на розробленій раніше офіційній методиці 498 (1998 р.) – втратила свою офіційну чинність в 2003 р. і носить рекомендаційний характер. У моделі розраховуються:</p> <p>- коефіцієнт поточної ліквідності $KПЛ = \frac{OA}{KЗ} \geq 2$; - коефіцієнт забезпеченості власними оборотними коштами $KВOK = \frac{BOK}{MBЗ} \geq 0,1$;</p> <p>- відновлення або втрата платоспроможності $K_{відн} = \frac{1}{2} \left(KПЛ_{н.р.} + \frac{Y}{T} (KПЛ_{к.р.} - KПЛ_{н.р.}) \right)$.</p>
Модель Джоу-Ха – Таехонга	$Z = 0,1062 \cdot x_1 - 0,0068 \cdot x_2 - 0,1139 \cdot x_3,$ <p>де x_1 – відношення виплачених відсотків по кредитах до виручки від реалізації; x_2 – відношення операційного прибутку до сукупних зобов'язань; x_3 – відношення виручки від реалізації до короткострокової дебіторської заборгованості.</p>
Модель Грусжинського	$Z = 1,3508 + 7,5133 \cdot x_1 - 6,1903 \cdot x_2,$ <p>де x_1 – відношення прибутку від операцій до сукупних зобов'язань; x_2 – відношення сукупних зобов'язань до сукупних зобов'язань.</p>
Модель Альтмана, Байда, Рібейро	$Z = -1,84 - 0,51 \cdot x_1 + 6,23 \cdot x_2 + 0,71 \cdot x_3 + 0,56 \cdot x_4,$ <p>де x_1 – відношення різниці між поточними активами й короткостроковими зобов'язаннями до сукупних зобов'язань; x_2 – відношення операційного прибутку до сукупних зобов'язань; x_3 – відношення власного капіталу до сукупних зобов'язань; x_4 – відношення виручки від реалізації до сукупних зобов'язань.</p>

Слід зазначити, що використання вище наведених моделей в нашій країні вимагає певної обережності. Ці моделі не можуть бути безпосередньо застосовані для оцінки ризику банкрутства вітчизняних підприємств з багатьох причин: різні методики відображення інфляційних факторів; різна структура капіталу; відмінності в законодавчій базі; особливості української економіки. Зокрема, «переважна більшість українських компаній декларує низький прибуток чи навіть збитки, щоб уникнути податкових відрахувань. Проте банківський сектор кредитує такі компанії, знаючи специфіку ведення бізнесу на пострадянському просторі. Натомість у розвинутих економіках компанії надають перевагу більш дешевим позиковим засобам, розміщуючи свої акції на фондовому ринку, і для підвищення їхньої привабливості подеколи завищують показники прибутку. Отже, розроблена для розвинутої економіки модель передбачення банкрутства, де серед вхідних факторів є показник прибутковості, недієва для трансформаційної економіки» [12].

Зазначені обставини ініціювали появу серйозних досліджень проблеми оцінювання фінансової стійкості підприємств, проведених вітчизняними вченими. Серед них, перш за все, слід відзначити роботи А. В. Матвійчука [12-14], де акцентується увага на те, що «ризик банкрутства можна оцінити на основі оборотного капіталу, суми активів, зобов'язань, чистого прибутку, тощо. Для побудови дискримінантної моделі діагностики банкрутства необхідно відбирати із множини наявних показників ті, які надають можливість робити висновки щодо потенційної фінансової спроможності підприємства, тобто забезпечать точність класифікації. У процесі аналізу підбирають комбінацію показників, для кожного з яких розраховують ваговий коефіцієнт у дискримінантній функції. Величина окремих ваг визначає вплив різних показників на значення змінної, яка пояснюється. Що в інтегрованому вигляді характеризує фінансовий стан підприємства». У своїх роботах А. В. Матвійчук наголошує на важливості вибору показників дискримінантної моделі.

Детально методику та процес відбору показників до дискримінантної моделі викладено в авторських роботах [12, 13].

У більшості відомих робіт вказується на необхідність врахування при побудові дискримінантних функцій особливостей виробництва в різних областях і незадовільність спроб побудови єдиної моделі для всіх областей.

У зв'язку з цим робиться висновок про доцільність розробки об'єктно-орієнтованих дискримінантних функцій для кожної галузі, які б враховували їхню специфіку.

Відома дискримінантна модель діагностики та прогнозування ймовірності настання ризику банкрутства виробничих підприємств, запропонована О. П. Зайцевою, враховує наступні показники: x_1 – збитковість підприємства, що характеризується відношенням чистого збитку до власного капіталу (III розділ балансу) (нормативне значення $x_1 = 0$); x_2 – співвідношення кредиторської та дебіторської заборгованостей (нормативне значення $x_2 = 1$); x_3 – співвідношення короткострокових зобов'язань і найбільш ліквідних активів, цей коефіцієнт є зворотною величиною показника абсолютної ліквідності (нормативне значення $x_3 = 7$); x_4 – збитковість реалізації продукції, що характеризується відношенням чистого збитку до обсягу реалізації цієї продукції (нормативне значення $x_4 = 0$); x_5 – фінансовий леверидж (фінансовий ризик) – відношення позикового капіталу (довгострокові і короткострокові зобов'язання) до власних джерел фінансування (нормативне значення $x_5 = 0,7$); x_6 – завантаження активів як величина, зворотна коефіцієнту оборотності активів – відношення загальної величини активів підприємства (валюти балансу) до виручки (нормативне значення $x_6 = x_6$ за минулий період). При цьому коефіцієнт банкрутства розраховується за формулою:

$$K = 0,25 \cdot x_1 + 0,1 \cdot x_2 + 0,2 \cdot x_3 + 0,25 \cdot x_4 + 0,1 \cdot x_5 + 0,1 \cdot x_6.$$

Вагові значення окремих показників для комерційних організацій були визначені експертним шляхом, а фактичний комплексний коефіцієнт банкрутства слід порівняти з нормативним KN , розрахованим на основі рекомендованих мінімальних значень окремих показників. Якщо фактичний комплексний коефіцієнт перевищує нормативний $K_{факт} > KN$, то ймовірність банкрутства велика, а якщо менше – то ймовірність банкрутства мала.

Нормативне значення KN розраховується за формулою:

$$KN = 0,1 + 0,2 * 7 + 0,25 + 0,1 * 0,7 + 0,1 \cdot x_6 = 1,57 + 0,1 \cdot x_6.$$

Як відомо [4, 5], МДА базується на наступних обмежуючих пропозиціях: незалежні змінні, включені в модель, нормально розподілені; матриці дисперсій та коваріацій групи успішних компаній та групи банкрутів рівні. На практиці реальні дані дуже рідко задовольняють зазначеним припущенням. Тому застосування МДА може приводити до невірних результатів, що стимулює пошук інших методів рішення завдань діагностики банкрутства. Однак, найбільш серйозний недолік МДА полягає у відсутності наукового обґрунтування коефіцієнтів в дискримінуючих співвідношеннях.

Одним з ефективних методів діагностики стану об'єктів є кластеризація. Суть методу полягає в наступному [10,17]. В багатовимірному просторі значень контролюючих показників об'єкту обирається набір точок (за числом розрізнених станів об'єкта), які визначають центри групування. Кожна точка обирається таким

чином, щоб її координати відповідали найбільш типовим значенням показників, характерним для певного стану. Групуванню підлягає множина точок, координати котрих задають значення показників при черговому контролі стану об'єкта. Процедура кластеризації полягає у приєднанні чергової точки до того з кластерів, відстань до центру якого є найменшим. Ця відстань може обчислюватися по різному, наприклад, в евклідовій метриці [18-21]. Отриманий в результаті кластеризації розподіл точок по кластерам має важливу властивість. Точки, приєднані до певному кластеру, утворюють «хмару», що задає кордони цього кластеру [22, 23]. Після того, як процедура кластеризації вихідної безлічі точок буде завершена, виконується корегування положення центрів групування [24]. Наразі виникає можливість оцінювання стану об'єкта за результатами чергового контролю значень показників. З цією метою розраховуються відстані від точки, що відповідає результатам контролю до центрів кластерів та обирається найменше з них (тобто найближчий кластер).

Недоліки цього методу очевидні.

1. Результат оцінювання стану об'єкту залежить від начального вибору центрів групування.
2. Отриманий результат недостатньо інформативний, так як контрольовані показники нерівноважні.
3. У випадку, коли відстані від точки, що відповідає черговому контролю, до центрів групування різних кластерів близькі, то виникає загроза помилки оцінки стану.
4. Результати корекції центрів групування після етапу навчання випадковим чином залежать від того, як розташовані точки вихідної множини.

Перераховані недоліки практично усуваються при використанні методу регресійного аналізу з метою діагностики стану. Відповідна технологія реалізується наступним чином. Нехай заданий набір показників, конкретні значення яких, характеризують фінансовий стан підприємства. Діапазон можливих значень кожного показника поділяється на декілька піддіапазонів. Кожному отриманому при цьому інтервалу присвоюється номер класу (ранг), що характеризує фінансовий стан підприємства. Таким чином, кожен показник отримує номер класу в залежності від того, в якій піддіапазон він потрапив.

Подальший аналіз може бути проведений у відповідності з наступною методикою визначення фінансового стану [25]. Кожному показнику присвоюється вага a_j , $j = 1, 2, \dots, n$, залежно від його значущості. Оцінка i -го підприємства по цьому показнику q_{ij} виходить шляхом перемноження ваги показника на його клас, тобто $q_{ij} = k_{ij} a_j$, $j = 1, 2, \dots, n$. Сума всіх ваг дорівнює 100. Отже, загальну оцінку фінансового стану визначають сумою оцінок показників:

$$K_i = \sum_{j=1}^n q_{ij} = \sum_{j=1}^n k_{ij} a_j.$$

Клас, до якого належить підприємство, визначають, виходячи з отриманої суми балів, залежно від ступеня ризику банкрутства: 1-й клас – найменший ризик кредитування, 2-й клас – підвищений ризик, 3-й клас – високий ризик банкрутства, 4-й клас - гранично високий ризик банкрутства.

Описана методика дуже проста та наочна, що й визначає її традиційне використання. Однак, істотний недолік методики полягає в тому, що вага кожного показника a_j ніяк не обґрунтована.

Відомий підхід, що дозволяє обійти ці труднощі, полягає у використанні реальної статистики, пов'язаної з результатами роботи банку з конкретними клієнтами-підприємствами в минулому. Суть цього підходу полягає в побудові регресійного співвідношення, що пов'язує значення результуючого показника фінансового стану підприємства (наприклад, ймовірність банкрутства) зі значеннями окремих показників [16]. Для розрахунку управління регресії використовується сукупність наборів реальних даних. Ця сукупність даних спільно обробляється методом найменших квадратів. Запропонована процедура забезпечує одержання обґрунтованого співвідношення, що дозволяє оцінити фінансовий стан підприємства за чисельним значенням конкретних показників його діяльності. Однак, безпосереднє використання описаної методики можливо тільки в тому випадку, якщо число факторів фінансового стану, що враховуються, невелике. Разом з тим запропонована й описана вище система показників фінансового стану підприємства містить близько 20 показників. Реально загальне число параметрів рівняння регресії, що підлягає оцінюванню, може бути значно більшим тому, що на результуючу оцінку можуть впливати не тільки самі фактори, але і їх взаємодії. При цьому для того щоб оцінити відповідну кількість параметрів рівняння регресії, необхідно мати кількість експериментів, щонайменше на порядок більше. Це робить рішення задачі такої великої розмірності нереальним. Опишемо коротко основні методи зниження розмірності рівняння регресії.

Перший з них – метод дробових реплік. Він зменшує кількість оцінюваних параметрів і кількість необхідних експериментів. Однак принциповим його недоліком є непереконливий ефект змішування впливів різних факторів і їх взаємодій. Крім того, цей метод дуже складний в реалізації.

Другий підхід спирається на розподіл всієї сукупності показників, який фактично використовується, на кілька груп. Сутність запропонованого підходу полягає в наступному [26]. Для кожної групи визначається узагальнений показник. При цьому для розрахунку чисельних значень узагальненого показника кожної з груп може бути побудована модель, аналогічна (1).

Нехай, наприклад, до i -ої групи показників належать фактори $F_i = (f_{i1}, f_{i2}, \dots, f_{in_i})$. Тоді рівняння регресії, що встановлює значення i -го узагальненого показника через чисельні значення факторів F_i , має вигляд

$$y_i(F_i) = a_{i0} + a_{i1}f_{i1} + a_{i2}f_{i2} + \dots + a_{in_i}f_{in_i}. \quad (1)$$

Для розрахунку невідомих параметрів рівняння (1) може бути застосований МНК, що обробляє результати експертного оцінювання значень узагальненого показника y_i , які відповідають заданому набором факторів F_i . Дана процедура повторюється для всіх груп факторів.

Далі сукупність значень узагальнених факторів y_i , $i = 1, 2, \dots, m$ (m – число груп) використовується для побудови рівняння регресії, що пов'язує інтегральний показник стану підприємства y зі значеннями узагальнених показників. Це рівняння має вигляд:

$$y = c_0 + c_1y_1 + c_2y_2 + \dots + c_my_m. \quad (2)$$

Оцінювання коефіцієнтів рівняння (2) здійснюється аналогічно попередньому з використанням МНК.

Тепер, якщо підставити співвідношення (1) для всіх $i = 1, 2, \dots, m$ у рівняння (2), одержимо залежність інтегрального показника y від чисельних значень конкретних факторів f_1, f_2, \dots, f_n . При цьому маємо:

$$y = c_0 + c_1 \sum_{j=1}^{n_1} a_{1j} f_{1j} + c_2 \sum_{j=1}^{n_2} a_{2j} f_{2j} + \dots + c_m \sum_{j=1}^{n_m} a_{mj} f_{mj} = d_0 + d_1 f_1 + d_2 f_2 + \dots + d_n f_n,$$

де

$$d_0 = c_0, d_k = c_{\ell_k} a_{\ell_k p_k}, k = 1, 2, \dots, n.$$

Значення ℓ_k визначаються нерівностями

$$n_1 + n_2 + \dots + n_{\ell_k - 1} < k \leq n_1 + n_2 + \dots + n_{\ell_k}, n_0 = 0,$$

а p_k обчислюється за формулою

$$p_k = k - \sum_{S=1}^{\ell_k - 1} n_S.$$

Процедуру визначення коефіцієнтів a_{ij} , $i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n_i$, можна спростити, якщо побудувати матрицю експертного оцінювання таким чином, щоб її стовпці були ортогональні. Це дозволить оцінювати кожний з коефіцієнтів окремо.

Побудована в такий спосіб ієрархічна процедура оцінювання параметрів рівняння регресії, що зв'язує значення підсумкового інтегрального показника рівняння регресії із чисельними значеннями конкретних факторів, дозволяє розбити вихідне складне багатомірне завдання на сукупність істотно більш простих. При цьому розмірність кожної із цих простих завдань уже не пред'являє жорстких вимог до обчислювальної процедури оцінювання, навіть у тому випадку, якщо в рівняння (2) ввести не тільки власне чинники, а й їх взаємодії.

Запропонований підхід полегшує реальну можливість розв'язання поставленого завдання – оцінки фінансового стану підприємства.

Таким чином, при всіх перевагах ієрархічної процедури оцінювання коефіцієнтів регресії, проблема розмірності залишається. Необхідне для роботи цієї процедури велика кількість реальних статистичних даних або відсутня або одержати їх вкрай складно. Труднощі, пов'язані з недостатністю реальних статистичних даних, можна обійти, якщо для оцінювання параметрів рівняння регресії використовувати метод парних порівнянь.

Задача аналізу стану об'єктів - звичайне завдання економіко-управлінської практики. Якщо при цьому стан об'єкту характеризується не одним, а цілим набором показників, то виникає тут завдання оцінки стану об'єкта вимагає введення будь-якого правила скаляризації наявного набору значень показників. Зауважимо, що рівняння регресії - прийом, який вирішує проблему скаляризації вихідного векторного критерію [26-33].

Однак, як зазначалося, організація та проведення належної кількості експериментів не завжди практично здійсненні. У цих випадках в якості альтернативи може бути використаний метод аналізу ієрархій [34-36]. Відповідна технологія реалізується наступним чином. Група експертів формує набір матриць парних порівнянь значущості факторів. Ці дані усереднюються й в результаті отримують матрицю $A = (a_{ij})$, де a_{ij} – рівень значимості фактору i у порівнянні з фактором j . Якщо при цьому отримана матриця узгоджена, то шукані коефіцієнти рівняння регресії отримують, комбінуючи елементи матриці A . В іншому випадку

використовується спеціальна процедура попередньої корекції цієї матриці [37]. Співвідношення для розрахунку коефіцієнтів рівняння регресії та корекції неузгодженої матриці A розглянемо нижче.

Нехай $A = (a_{ij})$ – матриця попарних порівнянь значущості показників стану об’єкта. Необхідно, щоб елементам цієї матриці були притаманні наступні властивості, при яких вона буде узгодженою: а) зворотня симетричність, тобто для будь-якої пари (i, j) має місце $a_{ij} = 1/a_{ji}$; б) транзитивність, тобто для будь-якої трійки (i, j, k) виконується співвідношення $a_{ik} = a_{ij}a_{jk}$. При цьому, як показано [31], шукані оцінки вагових коефіцієнтів рівняння регресії

$$y(F) = \sum_{i=1}^n w_i F_i \quad (3)$$

можуть бути розраховані за формулою:

$$w_j = \frac{\sum_{j=1}^n a_{ij}}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_{ij}}, \quad i=1,2,\dots,n. \quad (4)$$

Однак, на практиці, одержана в результаті експертного оцінювання матриця попарних порівнянь не є узгодженою. В [31] запропонована проста процедура ітераційного першої ітерації узгодження отримана матриця $a_{ij}^{(l)}$, $i=1,2,\dots,n$, $j=1,2,\dots,n$. Тоді на черговій $(l+1)$ -ї ітерації елементи цієї матриці обчислюються за формулами:

$$a_{ij}^{l+1} = \left(\frac{\sum_{k=1}^n a_{ik}^{(l)} a_{kj}^{(l)}}{\sum_{k=1}^n \frac{1}{a_{ik}^{(l)} a_{kj}^{(l)}}} \right)^{\frac{1}{2}}, \quad a_{ji}^{(l+1)} = \frac{1}{a_{ij}^{(l+1)}}, \quad (5)$$

де $i=1,2,\dots,n$, $j=1,2,\dots,n$.

Процедура ітераційного узгодження триває до виконання будь-якого природного критерію зупинки. Отримана в результаті узгодження матриця використовується відповідно до (4) для розрахунку коефіцієнтів рівняння регресії (3).

Істотний недолік описаної технології полягає в тому, що при її реалізації ніяк не враховуються відмінності у величині безлічі думок експертів. При цьому варто мати на увазі, що ці розбіжності, в цілому, некоректно трактувати як випадкові величини, оскільки відсутній (і не може бути отриманий) закон їхнього розподілу. У цій ситуації можливий підхід до їхнього опису - використання апарату нечіткої математики. Розкид оцінок величин попарних порівнянь для пари факторів з номерами (i, j) може бути врахований, якщо

рівень значущості фактору i у порівнянні з фактором j описати нечітким числом r_{ij} с трикутною функцією

приналежності, параметри якої розраховуємо наступним чином. Нехай оцінки рівня значимості a_{ij} , визначені експертами, задають набір $\{a_{ij}^{(1)}, a_{ij}^{(2)}, \dots, a_{ij}^{(m)}\}$. Введемо функцію приналежності нечіткого числа r_{ij} :

$$\mu(r_{ij}) = \begin{cases} 0, & r_{ij} < a_{ij}^{(a)}, \\ \frac{r_{ij} - a_{ij}^{(a)}}{a_{ij}^{(b)} - a_{ij}^{(a)}}, & a_{ij}^{(a)} \leq r_{ij} \leq a_{ij}^{(b)}, \\ \frac{a_{ij}^{(c)} - r_{ij}}{a_{ij}^{(c)} - a_{ij}^{(b)}}, & a_{ij}^{(b)} \leq r_{ij} \leq a_{ij}^{(c)}, \\ 0, & r_{ij} > a_{ij}^{(c)}, \end{cases} \quad (6)$$

де $a_{ij}^{(a)} = \min_k \{a_{ij}^{(k)}\}$, $a_{ij}^{(c)} = \max_k \{a_{ij}^{(k)}\}$, $a_{ij}^{(b)} = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m a_{ij}^{(k)}$.

Таким чином, повний опис функцій приналежності всіх нечітких чисел r_{ij} , $i = 1, 2, \dots, n$, $j = 1, 2, \dots, n$, забезпечується трьома матрицями $A^{(a)} = a_{ij}^{(a)}$, $A^{(b)} = a_{ij}^{(b)}$, $A^{(c)} = a_{ij}^{(c)}$. Здійснимо їхнє незалежне узгодження по формулах (5). У результаті одержимо матрицю функцій приналежності нечітких чисел, параметри яких задовольняють вимогам зворотної симетричності й транзитивності. З використанням цих функцій приналежності за правилами виконання операцій над нечіткими числами [32, 33] знайдемо функції приналежності нечітких вагових коефіцієнтів W_j рівняння регресії (3), що задають (4).

Далі знайдемо функцію приналежності результуючого показника

$$\mu(y) = \begin{cases} 0, & y < a_y, \\ \frac{y - a_y}{b_y - a_y}, & a_y \leq y \leq b_y, \\ \frac{a_y - y}{c_y - b_y}, & b_y \leq y \leq c_y, \\ 0, & y > c_y, \end{cases}$$

де параметри a_y, b_y, c_y відшуковуються через функції приналежності вагових коефіцієнтів W_j , $j = 1, 2, \dots, n$.

Отримане співвідношення дозволяє для обраного рівня значущості γ одержати інтервальну оцінку значення результуючого параметра Y для будь-якого набору значень факторів, що впливають. При цьому ліва і права межі інтервалу, утворюються в результаті рішення нерівності $\mu(y) = \gamma$, що має вид:

$$y \in \left[a_y + \gamma(b_y - a_y), c_y - \gamma(c_y - b_y) \right].$$

Зрозуміло, що ця оцінка істотно більш інформативна, ніж традиційно використовувана точкова оцінка в формі (4).

Розглянута технологія [38] забезпечує отримання рівняння регресії, що пов'язує ризик банкрутства з чисельними значеннями визначальних факторів. Разом з тим, зрозуміло, що точність розрахованих при цьому оцінок ризику банкрутства безпосередньо залежить від точності й адекватності сформованих експертами матриць попарних порівнянь, ступеня важливості показників в завданні оцінювання фінансового стану підприємства. При цьому досягнутий рівень точності попарних оцінок оцінити вкрай складно. Цей недолік робить привабливим застосування для розв'язання поставленого завдання добре вивчених та широко застосовуваних в інших областях (медицина, геологорозвідка, космічні дослідження, тощо) сучасних інформаційних технологій штучного інтелекту - експертних систем.

Висновки. За результатами проведеного аналізу традиційних методів діагностики банкрутства визначені наступні принципові недоліки.

1. Точність методів дискримінантного та регресійного аналізів істотно залежить від репрезентативності вибірок реальних даних, на підставі статистичної обробки яких будуються дискримінантні рівняння. У той же час, отримання вибірок належного обсягу зі збереженням необхідної показності – на практиці важко реалізована задача.

2. Перераховані методи діагностики стану побудовані в припущенні, що вихідні дані для аналізу задані точно, або являють собою випадкові величини з відомими законами розподілу (як правило, вважають, що це розподіл - гауссовий). Ця гіпотеза не завжди відповідає дійсності. У зв'язку із цим вони конструктивно погано пристосовані для обробки статистичних даних в умовах реальної невизначеності.

Отже, актуальності набувають дослідження можливостей та ефективності застосування сучасних технологій ідентифікації фінансового стану підприємств, що використовують експертні системи діагностики.

Список літератури.

1. Роберт Н. Холт. Основы финансового менеджмента. Москва : «Дело», 1993. 128 с.
2. Абалкин Л. И., Кредитный процесс коммерческого банка. Москва : ИКК «Дека», 1995. 106 с.
3. Дуда Р., Харг. П. Распознавание образов и анализ сцен: пер. с англ. Вайнштейна Г. Г. и Васильковского А. М. Москва : МИР, 1976. 511 с.
4. Афифи А., Эйзен С. Статистический анализ: пер. с англ. Ежова И. С. и Новикова И. Д. Москва : МИР, 1982. 488 с.
5. Гайдышев И. П. Анализ и обработка данных. Санкт-Петербург : Питер, 2001. 750 с.
6. Altman E., Financial Ratios, Discriminate Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *The Journal of Finance*. 1968. № 4. PP. 589-609.
7. Taffler R., Tishaw H., Going, going, gone – four factors which predict. *Accountancy*. 1977. March. PP. 50-54.

8. Недосекин А. О. Нечетко-множественный анализ рисков фондовых инвестиций. – Санкт-Петербург : Сезам, 2002. – 181 с.
9. Терещенко О. О. Антикризове фінансове управління на підприємстві. Київ : КНЕУ, 2004. 286 с.
10. Beaver W. Financial Ratios as Predictors of Failure”. *Journal of Accounting Research, Empirical Research in Accounting: Selected Studies*. 1966. Vol. 4. PP. 71-102.
11. Conan, J., & Holder, M.. Variables explicatives de performances et contrôle de gestion dans les PMI. *Thèse de Doctorat en sciences de gestion*, Université de Paris IX, Paris. 1979. Vol. 1. PP. 272-279
12. Матвійчук А. Моделювання фінансової стійкості підприємств із застосуванням теорій нечіткої логіки, нейтронних мереж і дискримінантного аналізу. *Вісник НАН України*, 2010. № 9. С. 24-46.
13. Матвійчук А. В. Дискримінантна модель оцінки ймовірності банкрутства. *Моделювання та інформаційні системи в економіці*. 2006. Вип. 74. С. 299-314
14. Матвійчук А. В. Диагностика банкротства предприятий в условиях трансформационной экономики. *Экономическая наука современной России*. 2008. № 3 (43). С. 90-104.
15. Дюран Б., Оделл П. Кластерный анализ. Пер. с англ. Москва : Статистика, 1977. 128 с.
16. Айвазян С. А., Бежаева З. И., Староверов О. В. Классификация многомерных наблюдений. Москва : Статистика, 1974. 24 с.
17. Соломон Г. Зависящие от данных методы кластерного анализа. *Классификация и кластер*. Москва, 1980. С.130-147
18. Браверман Э. М., Мучник И. Б. Структурные методы обработки эмпирических данных. Москва : Наука, 1983. 464 с.
19. Айвазян С. А., Бухштабер В. М., Енюков И. С., Мешалкин Л. Д. Классификация и снижение размерности. Москва : Финансы и статистика, 1989. 600 с.
20. Бачкир Л. В., Серая О. В. Стохастическая кластеризация в задачах большой размерности. *Восточно-Европейский журнал передовых технологий*. 2008. № 4(3). С. 39-41.
21. Мандель И. Д. Методы кластер анализа. Москва : Финансы и статистика, 1988. 176 с.
22. Миркин Б. Г. Кластер-анализ на основе линейной модели (Обобщающая статья). *Заводская лаборатория*, 1990. №10. С.73-78.
23. Заде Л. А. Размытые множества и их применение в распознавании образов и кластер-анализе. *Классификация и кластер*. Москва : Мир, 1980. С. 208-247.
24. Серая О. В. Каткова Т. И., Головкин В. А. Нечеткая задача кластерного анализа. *Проблемы современной науки: сборник научных трудов*. Вып. 7. Ч. 3. Ставрополь : Логос, 2013. С. 69-76.
25. Тюрин Ю. Н., Василевич А. П. Статистические методы ранжирования. Москва : Наука, 1977. 296 с.
26. Рао С. Р. Линейные статистические методы и их применение: пер. с англ. Москва : Наука, 1968. 548 с.
27. Кендалл М. Ранговые корреляции: пер. с англ. Москва: Статистика, 1975. 216 с.
28. Дрейпер Н., Смит Г. Прикладной регрессионный анализ: пер. с англ. 2-е издание. Москва : Финансы и статистика, 1986. 351 с.
29. Вапник В. Н. Восстановление зависимостей по эмпирическим данным. Москва : Наука, 1979. 448 с.
30. Ljung L. System Identification. Theory for the User 2nd ed. - PTR Prentice Hall, Upper Saddle River, 1999. – 609 p.
31. Мудров В. И., Кушко В. Л. Методы обработки измерений. Москва : Сов. Радио, 1983. 304 с.
32. Себер Дж. Линейный регрессионный анализ: пер. с англ. Носков В. Л. Москва : МИР, 1980. 456 с.
33. Раскин Л. Г. Анализ сложных систем и элементы теории оптимального уравнения. Москва : Советское радио, 1976. 344 с.
34. Саати, Т. Принятие решений. Метод анализа иерархий: пер. с англ. Москва : Радио и связь, 1993. 320 с.
35. Андрейчиков А. В., Андрейчикова О. Н. Анализ, синтез, планирование решений в экономике. Москва : Финансы и статистика, 2004. 464 с.
36. Серая О. В., Раскин Л. Г., Карпенко В. В. Иерархическая процедура многофакторного прогнозирования с использованием нейронной сети. *Вісник НТУ «ХПИ»*. Харків : НТУ «ХПИ», 2003. №7. С. 45-48.
37. Серая О. В. Раскин Л. Г. Формирование скалярного критерия предпочтения по результатам попарных сравнений объектов. *Вестник НТУ «ХПИ»*. Харків : НТУ «ХПИ», 2003, №6. С. 63-38.
38. Бачкир И. Г. Оценивание параметров уравнения регрессии методом попарных сравнений в условиях нечетких исходных данных. *Науково-практичний журнал «Актуальні проблеми економіки»*. Київ : Національна академія управління. 2011. №7 (121). С. 301-306.

References.

1. Holt, Robert N. (1993), *Osnovy finansovogo menedzhmenta* [Fundamentals of Financial Management], Delo, Moscow, Russia.
2. Abalkin, L.I. (1995), *Kreditnyj process kommercheskogo banka* [Credit process of a commercial bank], IKK “Deka”, Moscow, Russia.
3. Duda, R. and Hart, P. (1976), *Raspoznavanie obrazov i analiz scen* [Pattern Recognition and Scene Analysis]: Transl. from English. Vainshtein G. G. and Vaskovsky A. M., MIR, Moscow, Russia.

4. Afifi, A. and Eisen, S. (1982), *Statistical analysis* [Statisticheskij analiz]: trans. from English. Ezhova I. S. and Novikova I. D., MIR, Moscow, Russia.
5. Gaidyshev, I. P. (2001), *Analiz i obrabotka dannyh* [Analysis and data processing], Peter, St. Petersburg, Russia.
6. Altman, E. (1968), "Financial Ratios, Discriminate Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy", *The Journal of Finance*, № 4, pp. 589-609.
7. Taffler, R. and Tishaw, H. (1977), "Going, going, gone – four factors which predict", *Accountancy*, March, pp. 50-54.
8. Nedosekin, A. O. (2002), *Nechetko-mnozhestvennyj analiz riskov fondovyh investicij* [Fuzzy-multiple analysis of the risks of stock investments], Sesame, St. Petersburg, Russia.
9. Tereschenko, O. O. (2004), *Antykryzove finansove upravlinnia na pidpriemstvi*, [Anti-crisis financial management at the enterprise], KNEU, Kyiv, Ukraine.
10. Beaver, W. (1966), "Financial Ratios as Predictors of Failure", *Journal of Accounting Research, Empirical Research in Accounting: Selected Studies*. Vol. 4, pp. 71-102.
11. Conan, J., & Holder, M. (1979), "Variables explicatives de performances et contrôle de gestion dans les PMI", *Thèse de Doctorat en sciences de gestion*, Université de Paris IX, Paris, Vol. 1. pp. 272-279.
12. Matvijchuk, A. (2010), "Modeling of financial stability of enterprises using theories of fuzzy logic, neutron networks and discriminant analysis", *Visnyk NAN Ukrainy*, № 9, pp. 24-46.
13. Matvijchuk, A. V. (2006), "Discriminant model for estimating the probability of bankruptcy", *Modeliuvannia ta informatsijni systemy v ekonomitsi*, Vol. 74, pp. 299-314.
14. Matvijchuk, A. V. (2008), "Diagnostics of bankruptcy of enterprises in a transformational economy", *Jekonomicheskaja nauka sovremennoj Rossii*, № 3 (43), pp. 90-104.
15. Djuran, B. and Odell, P. (1977), *Klasternyj analiz* [Cluster analysis]: transl. from English, Statistics, Moscow, Russia.
16. Ajvazjan, S. A. Bezhaeva, Z. I. and Staroverov, O. V. (1974), *Klassifikacija mnogomernyh nabljudenij* [Classification of multidimensional observations], Statistics, Moscow, Russia.
17. Solomon, G. (1980), "Data-Dependent Cluster Analysis Methods". *Klassifikacija i klaster*, pp. 130-147.
18. Braverman, E. M. and Muchnik. I. B. (1983), *Strukturnye metody obrabotki jempiricheskikh dannyh* [Structural methods of processing empirical data], Nauka, Moscow, Russia.
19. Aivazyan, S. A. Bukhshtaber, V. M. Enyukov, I. S. and Meshalkin, L. D. (1989), *Klassifikacija i snizhenie razmernosti* [Classification and dimension reduction], Finansy i statistika, Moscow, Russia.
20. Bachkir, L. V and Seraja, O. V. (2008), "Stochastic clustering in a high-dimensional problem", *Vostochno-Yevropejskij zhurnal peredovikh tekhnologij*, № 4(3), pp. 39-41.
21. Mandel, I. D. (1988), *Metody klaster analiza* [Methods of cluster analysis], Finansy i statistika, Moscow, Russia.
22. Mirkin, B. G. (1990), "Cluster analysis based on a linear model (General article)", *Zavodskaja laboratorija*, №10. pp. 73-78.
23. Zade, L. A. (1980), "Fuzzy sets and their application in pattern recognition and cluster analysis", *Klassifikacija i klaster*, pp. 208-247.
24. Seraja, O. V. Katkova, T. I. and Golovko, V. A. (2013), "Fuzzy problem of cluster analysis", *Problemy sovremennoj nauki: sbornik nauchnyh trudov*, Vol. 7, issue 3, pp. 69-76/
25. Tyurin, Yu. N. and Vasilevich A. P. (1977), *Statisticheskie metody ranzhirovanija* [Statistical methods of ranking], Nauka, Moscow, Russia.
26. Rao, S. R. (1968), *Linejnye statisticheskie metody i ih primenenie* [Linear statistical methods and their application]: trans. from English, Nauka, Moscow, Russia.
27. Kendall, M. (1975), *Rangovyje korrelyacii* [Rank correlations]: trans. from English, Statistics, Moscow, Russia.
28. Draper, N. and Smith, G. (1986), *Prikladnoj regressionnyj analiz* [Applied regression analysis]: trans. from English, 2nd edition, Finansy i statistika, Moscow, Russia.
29. Vapnik, V. N. (1979), *Vosstanovlenie zavisimostej po jempiricheskim dannym* [Recovering dependencies based on empirical data], Nauka, Moscow, Russia.
30. Ljung, L. (1999), *System Identification. Theory for the User* 2nd ed, PTR Prentice Hall, Upper Saddle River.
31. Mudrov, V. I. and Kushko, V. L. (1983), *Metody obrabotki izmerenij* [Metody obrabotki izmerenij], Sov. Radio, Moscow, Russia.
32. Seber, J. (1980), *Linejnyj regressionnyj analiz* [Linear regression analysis]: trans. from English. Noskov V. L., MIR, Moscow, Russia.
33. Raskin, L. G. (1976), *Analiz slozhnyh sistem i jelementy teorii optimal'nogo uravnenija* [Analysis of complex systems and elements of the theory of the optimal equation], Sovetskoe radio, Moscow, Russia.
34. Saati, T. (1993), *Prinjatje reshenij. Metod analiza ierarhij* [Decision making. Method of analysis of hierarchies]: transl. from English., Radio i svjaz, Moscow, Russia.
35. Andreychikov, A. V. and Andreychikova, O. N. (2004), *Analiz, sintez, planirovanie reshenij v jekonomike* [Analysis, synthesis, planning decisions in the economy], Finansy i statistika, Moscow, , Russia.
36. Seraya, O.V. Raskin, L. G. and Karpenko, V. V. (2003), "Hierarchical procedure of multivariate forecasting using a neural network", *Visnik NTU «HPI»*, Vol. 7, pp. 45-48.

37. Seraya, O. V. and Raskin, L. G. (2003), "Formation of a scalar preference criterion based on the results of pairwise comparisons of objects" *Visnik NTU «HPI»*, Vol. 6, pp. 63-38.

38. Bachkir, I. G. (2011), "Estimation of parameters of the regression equation by the method of pairwise comparisons in the conditions of fuzzy initial data", *Actual problems of economy*, National Academy of Management, Vol. 7 (121), pp. 301-306.

Стаття надійшла до редакції 20.07.2020 р.