

УДК 658.14/17.015.3

Притула Н. І.

РОЗРОБЛЕННЯ СПОСОБУ ШКАЛЬНОГО ВИМІРУ ОЦІНКИ ФІНАНСОВОГО СТАНУ ПІДПРИЄМСТВ-ЕМІТЕНТІВ

The article is devoted to the problem-solving of scaling information measurement derivable during credit-rating estimation the financial condition of an enterprises-emitters. For the first time the method of scaling of indicators was developed on the basis of "three sigma" rule in the presence of skewness of distribution which enabled to build scales of indicators for the credit-rating appraisal of enterprises-emitters.

З розвитком фінансового ринку України і зростанням обсягів випуску цінних паперів з'являється потреба у визначенні кредитно-рейтингових оцінок підприємств. Про це свідчить Закон України [1], відповідно до якого до деяких видів емітентів введена система обов'язкового рейтингування.

Кредитно-рейтингова оцінка говорить про прозорість функціонування об'єкта рейтингування, дозволяє отримати об'єктивну інформацію, привернути увагу інвесторів, одержати вихід на внутрішні і міжнародні ринки позичкових коштів та ін. Застосування кредитно-рейтингової оцінки знаходить широке розповсюдження при випуску цінних паперів. На світових фінансових ринках кредитний рейтинг є одним з основних способів забезпечення успішного розміщення емісії акцій та облігацій.

Рациональне використання інформації, отриманої при кредитно-рейтинговому оцінюванні фінансового стану підприємств-емітентів на основі аналізу якісних і кількісних показників, можливо за умови перетворення її у форму, зручну для подальшого аналізу, спрямованого на підготовку й прийняття рішень потенційними інвесторами. Інструментом такої формалізації може виступити шкальний вимір отриманих при оцінці показників.

Процес виміру складається з послідовного порівняння невідомої інтенсивності ознаки з набором прошкалірованих опорних інтенсивностей і знаходження такої опорної інтенсивності, що менше всіх відрізняється від вимірюваної [2].

Основна проблема виміру полягає у відшуванні такого способу квантування ознаки, який би давав шкалу, що дійсно виражає кількісну міру інтенсивностей ознаки. Квантування будь-якої ознаки становить виділення опорних (реперних) інтенсивностей, що відображають усю безліч інтенсивностей даної ознаки.

Найбільший внесок у математичну теорію виміру й шкалювання як одного з розділів психології належить С. С. Стівенсону [3], П. Суппесу й Дж. Зінесу [4]. У сучасній психології їхні дослідження продовжили такі вчені, як Е. В. Сидоренко [5], В. М. Мельников, Л. Т. Ямпольський [6] і В. Н. Дружинін [7].

Вимірювальні шкали — це форма фіксації сукупності ознак досліджуваного об'єкта з упорядкуванням їх у певну числову систему [8, с. 382]. Із цього виходить, що всякий вимір припускає, що вимірюваний показник, який втілює в собі дану якість, є впорядкованим. Це означає, що на безлічі проявів або інтенсивностей цього показника $X = \{x_i\}$ виявлені бінарні відношення порядку $x_i > x_j$, що задовольняють певні умови, зокрема умови антисиметричності. Тоді можна сказати, що процедура упорядкування вихідних емпіричних даних (інтенсивностей показників) у шкальні має назву шкалювання [8, с. 382].

В основу шкалювання показників кредитно-рейтингової оцінки покладена Національна рейтингова шкала, що складається з 10 класів, представлених літерним вираженням від найнижчого значення D до найвищого AAA [9].

Найбільш загальна класифікація типів вимірювальних шкал запропонована С. Стівенсоном [3, с. 51], в основу якої

покладена ознака метричної детермінованості. Відповідно до цієї ознаки шкали поділяються на метричні (інтервальні й шкали відношення) і неметричні (номінативні, шкали порядку).

Показники, що застосовуються при кредитно-рейтинговій оцінці [10; 11], є метричними. Так, вимірювальний характер інтенсивностей мають усі кількісні показники — коефіцієнт абсолютної ліквідності (П1), поточної ліквідності (П2) і оборотності кредиторської заборгованості (П3); і якісні показники — володіння посадовими особами акцій емітента (П4); частка акцій, які належали юридичним особам, від їх загальної кількості (П5); тривалість ділової активності (П6); приріст виробництва галузі (П7).

Аналіз таких якісних показників, як кількість структурних підрозділів і видів діяльності, на групі з 40 підприємств-емітентів різних галузей промисловості [10] показав, що, хоча дані показники і є вимірними, коректне подання їх на шкалі з 10 класів є неможливим, тому що показники представлені інтенсивностями порядку не більше трьох і є цілочисельними. У цьому випадку доцільно використати дихотомічну шкалу як перехідний варіант шкали порядку [7, с. 175]. Тоді шкалювання проводиться за принципом "є інтенсивність — немає інтенсивності". При наявності інтенсивності показник належить до максимального значення шкали, у протилежному випадку — до мінімального. Стосовно показника кількості видів діяльності, який має значення в інтервалі [1; 3], то при його шкалюванні, якщо підприємство-емітент має один вид діяльності, показник належить до мінімального значення шкали, інакше — до максимального.

Як уже згадувалося у статті вище, до метричних шкал відноситься шкала інтервалів і шкала відношення. Шкала відношення найчастіше використовується у фізиці, коли існує в наявності абсолютна нульова крапка відліку. Для фінансових же показників для кредитно-рейтингової оцінки має застосовуватися інтервальна шкала, що визначає величину розбіжності між інтенсивностями показника, а нульова крапка відліку встановлюється довільно.

Методики побудови інтервальних шкал засновані на аксіомі нормальності, тобто опираються на припущення, що оцінювані показники розподілені в економіці за нормальним законом Гаусса [6], коли крайні інтенсивності показника зустрічаються рідше, ніж інтенсивності, близькі до середньої величини. На практиці ж більшість показників розподілені не за нормальним законом. На рис. 1 подані розподіли частот метричних показників кредитно-рейтингової оцінки з прямою нормального розподілу, які отримані при аналізі 40 підприємств-емітентів та з усуненням нетипових або рідкісних значень (викидів), які істотно відхиляються від розподілу інших значень показників і тому не повинні включатися в модель.

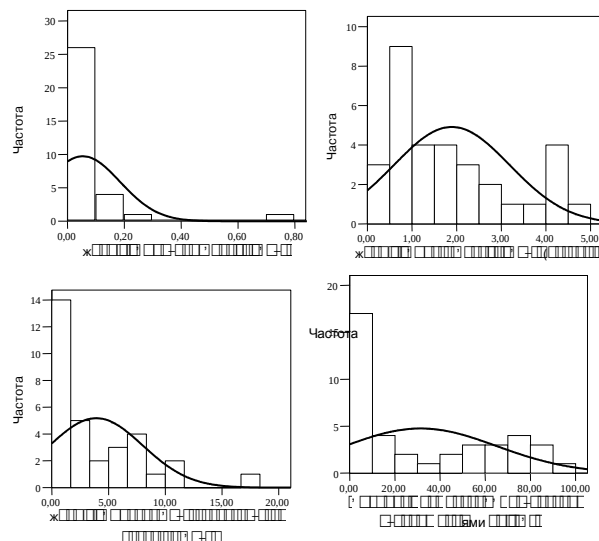
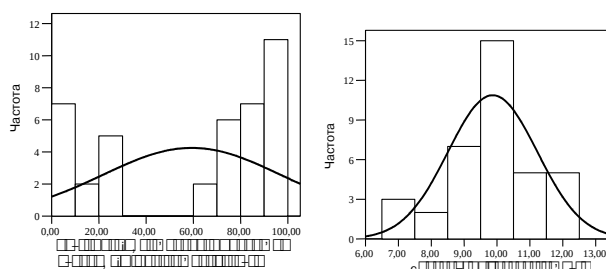


Рис. 1. Гістограма розподілів метричних показників кредитно-рейтингової оцінки підприємств-емітентів



Закінчення рис. 1

Як видно з рис. 1, перші п'ять показників розподілені не за нормальним законом з явною асиметричністю. Гістограма дозволяє якісно оцінити різні характеристики розподілу; отримані характеристики розподілів показників також підтверджуються кількісними показниками в табл. 1.

Таблиця 1

**Кількісні характеристики показників
кредитно-рейтингової оцінки підприємств-емітентів**

Показник	Умовне позначення	П1	П2	П3	П4	П5	П6
Середнє	$\bar{X}$	0,072	1,916	4,502	31,381	59,304	9,763
Медіана	M	0,054	1,890	3,906	14,135	74,450	10,000
Мода	Mo	0,007	0,941	0,830	0,000	100,000	10,000
Стандартне відхилення	σ	0,131	1,298	4,107	33,555	34,556	1,878
Асиметрія	A	4,329	0,862	1,461	0,857	-0,848	-0,378
Середнє квадратичне відхилення асиметрії	σ_a	0,414	0,414	0,414	0,374	0,374	0,388
Оцінка асиметрії	$\frac{ A }{\sigma_a}$	10,457	2,082	3,529	2,291	2,267	0,974
Значення імовірності за критерієм Шапіро-Вільк	p	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,060

При нормальному розподілі значення моди, медіани й середнього збігаються [12, с. 93]. Як видно з табл. 1, це положення майже справедливе тільки для шостого показника ($Mo = M \approx \bar{X}$). У цьому випадку можна говорити про нормальний розподіл інтенсивностей показника.

У випадку, якщо значення $\bar{X}$ розташоване праворуч від M , тобто арифметичне середнє більше, ніж медіана, або різниця $(\bar{X} - M)$ і значення асиметрії позитивні, такий тип розподілу є з правобічною асиметрією. Це характерно для перших чотирьох показників, а розподіл показника П5 є лівобічно асиметричним ($A < 0$). Оцінка істотності асиметрії на основі відношення коефіцієнта асиметрії (A) до середнього квадратичного відхилення асиметрії (σ_a) (в разі, якщо це відношення більше за модулем двох, то гіпотеза стосовно симетрії розподілу відхиляється [13, с. 79]) довела, що показники П1 – П5 розподілені несиметрично. Для перевірки гіпотези стосовно розподілу показників за нормальним законом з огляду на кількість підприємств-емітентів для проведення дослідження застосовувався критерій Шапіро-Вільк [14, с. 78], де в якості граничного значення, нижче якого значення імовірності визнається незна-

чущим, приймається 0,05. Критерій Шапіро-Вільк відхилив висунуту гіпотезу для показників П1 – П5, тобто ці показники розподілені не за нормальним законом. Розподіл же показника тривалості ділової активності є нормальним (див. табл. 1).

Виходячи з того, що деякі показники кредитно-рейтингової оцінки фінансового стану підприємств-емітентів розподілені не за нормальним законом, метою даного дослідження є створення способу виділення реперних інтенсивностей показників для інтервальних шкал при розподілі не за нормальним законом, а при наявності асиметрії.

Поставлена мета дослідження потребує вирішення задачі розроблення способу шкального виміру показників кредитно-рейтингової оцінки підприємств-емітентів при асиметричному розподілі показників.

Спосіб побудови більшості інтервальних шкал заснований на правилі "трьох сигм", коли в межах $\bar{X} \pm 3\sigma$ лежить близько 99,7% площі під кривою нормального розподілу [8, с. 207]. Р. Б. Кеттелом була запропонована шкала стенов ("стандартної десятки"), де за крапку відліку приймалося середнє арифметичне значення, а вправо й уліво відмірялись інтервали, рівні $0,5\sigma$ [5, с. 16]. Такий спосіб побудови шкал є, на погляд автора, прийнятним, але він не вирішує проблему асиметричності розподілу.

Якщо при наявності нормального закону в розподілі інтенсивностей значення середнього ділить розподіл на дві рівні частини, так, що кожна містить 50% усього розподілу, то при асиметричному розподілі більш правильну картину в цьому випадку дає медіана, яка до того ж, на відміну від арифметичного середнього, не залежить від екстремальних значень показника. Мода ж у цьому випадку також відрізняється від середнього й відповідає найбільш часто вибіркового значенню, що зустрічається. Ці положення представлені на рис. 2.

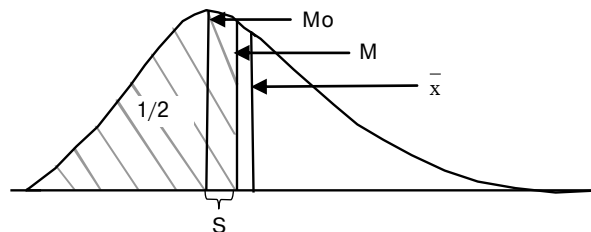


Рис. 2. Правобічна асиметрія розподілу з модою, медіаною й середнім значенням

Грунтуючись на невідповідності значень медіани, моди та середнього (див. рис. 2) при наявності асиметрії в розподілі інтенсивностей показника, під час побудови інтервальної шкали більш доцільно використовувати медіану замість середнього значення.

Асиметричний розподіл характеризується тим, що більша частина значень розташована, з одного боку, від середнього, у той час як менша частина розміщена на великій відстані з іншого боку. При правобічній асиметрії інтенсивності ліворуч від медіани розташовані щільніше один до одного на значення S (див. рис. 2), а праворуч – відстань між ними збільшується. При лівобічній асиметрії має місце зворотне. Для визначення значення, на скільки відстань між реперними інтенсивностями при асиметричному розподілі зміниться щодо значень при нормальному розподілі, пропонується ввести коефіцієнт коригування, що дорівнює S , зменшеному пропорційно кількості ділень шкали ($n = 5$), що лежать праворуч і ліворуч від медіани:

$$k = \frac{S}{n}, \quad (1)$$

де $S = \frac{M - Mo}{M}$ — при правобічній асиметрії;

$$S = \frac{Mo - M}{Mo} \text{ — при лівобічній асиметрії.}$$

При побудові інтервальної шкали за правилом "трьох сигм" при правобічній асиметрії шкала має діапазон значень $(M - 3\sigma \kappa; M + 3\sigma (\kappa + 1))$, при лівобічній асиметрії — $(M - 3\sigma (\kappa + 1); M + 3\sigma \kappa)$. На рис. 3 подана схема побудови інтервальної шкали при правобічній асиметрії.

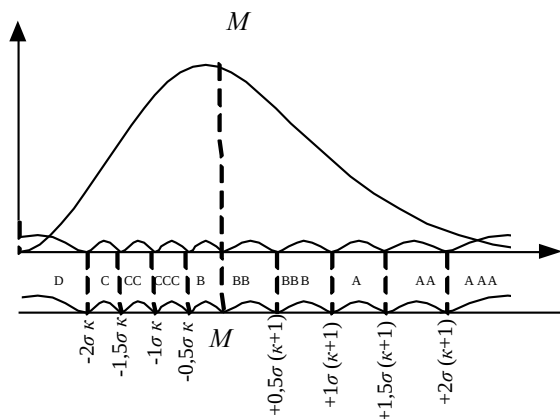


Рис. 3. Побудова інтервальної шкали при правобічній асиметрії

Таким чином, застосовуючи при побудові шкал коефіцієнт коригування (κ) та замість середнього медіану, згідно з рис. 3 отримано такі значення інтервалів шкал для показників П1 – П4 при правобічній асиметрії (табл. 2) та для показника П5 при лівобічній асиметрії (табл. 3).

Таблиця 2

Інтервали значень шкали показників при правобічній асиметрії

Національна рейтингова шкала	Порядок розрахунку	Інтервал значення			
		П1	П2	П3	П4
D	$(-\infty; M-2\sigma \kappa)$	[0,000; 0,008]	[0,00; 1,63]	[0,00; 2,61]	[0,00; 0,71]
C	$[M-2\sigma \kappa; M-1,5\sigma \kappa)$	[0,008; 0,019]	[1,63; 1,70]	[2,61; 2,94]	[0,71; 4,07]
CC	$[M-1,5\sigma \kappa; M-1\sigma \kappa)$	[0,019; 0,031]	[1,70; 1,76]	[2,94; 3,26]	[4,07; 7,42]
CCC	$[M-1\sigma \kappa; M-0,5\sigma \kappa)$	[0,031; 0,042]	[1,76; 1,83]	[3,26; 3,58]	[7,42; 10,78]
B	$[M-0,5\sigma \kappa; M)$	[0,042; 0,054]	[1,83; 1,89]	[3,58; 3,91]	[10,78; 14,14]
BB	$[M; M+0,5\sigma (\kappa+1))$	[0,054; 0,131]	[1,89; 2,60]	[3,91; 6,28]	[14,14; 34,27]
BBB	$[M+0,5\sigma (\kappa+1); M+1\sigma (\kappa+1))$	[0,131; 0,208]	[2,60; 3,32]	[6,28; 8,66]	[34,27; 54,40]
A	$[M+1\sigma (\kappa+1); M+1,5\sigma (\kappa+1))$	[0,208; 0,285]	[3,32; 4,03]	[8,66; 11,04]	[54,40; 74,53]
AA	$[M+1,5\sigma (\kappa+1); M+2\sigma (\kappa+1))$	[0,285; 0,362]	[4,03; 4,75]	[11,04; 13,41]	[74,53; 94,53]
AAA	$[M+2\sigma (\kappa+1); +\infty)$	[0,362; +\infty)	[4,75; +\infty)	[13,41; +\infty)	[94,53; 100]

З урахуванням того, що дані табл. 1 довели, що показник тривалості ділової активності розподілений за нормальним законом, на основі правила "трьох сигм" у табл. 4 представлено інтервали значення цього показника при віднесенні його до одного з 10 класів шкали.

Для врахування галузевої особливості функціонування підприємств-емітентів необхідно оцінювати стан розвитку галузі на основі приросту валової доданої вартості (ВДВ) відповідної галузі в порівнянні з попереднім роком (П7). На основі даних Державного комітету статистики значення показника П7 відповідної галузі, до якої належить підприємство-емітент, належить до одного з 10 класів шкали [15] (табл. 4).

Таблиця 3

Інтервали значень шкали показників при лівобічній асиметрії

Національна рейтингова шкала	Порядок розрахунку	Інтервал значення П5
D	$(-\infty; M-2\sigma (\kappa+1))$	[0,00; 1,81]
C	$[M-2\sigma (\kappa+1); M-1,5\sigma (\kappa+1))$	[1,81; 19,97]
CC	$[M-1,5\sigma (\kappa+1); M-1\sigma (\kappa+1))$	[19,97; 38,13]
CCC	$[M-1\sigma (\kappa+1); M-0,5\sigma (\kappa+1))$	[38,13; 56,29]
B	$[M-0,5\sigma \kappa; M)$	[56,29; 74,45]
BB	$[M; M+0,5\sigma \kappa)$	[74,45; 75,33]
BBB	$[M+0,5\sigma \kappa; M+1\sigma \kappa)$	[75,33; 76,22]
A	$[M+1\sigma \kappa; M+1,5\sigma \kappa)$	[76,22; 77,10]
AA	$[M+1,5\sigma \kappa; M+2\sigma \kappa)$	[77,10; 77,98]
AAA	$[M+2\sigma \kappa; +\infty)$	[77,98; 100]

Таблиця 4

Інтервали значень шкали показника приросту виробництва галузі

Національна рейтингова шкала	Інтервал значення показника П6, рік	Інтервал значення приросту ВДВ, %
D	[1; 6)	$(-\infty; 0)$
C	[6; 7)	[0; 2)
CC	[7; 8)	[2; 4)
CCC	[8; 9)	[4; 6)
B	[9; 10)	[6; 8)
BB	[10; 11)	[8; 10)
BBB	[11; 12)	[10; 12)
A	[12; 13)	[12; 14)
AA	[13; 14)	[14; 16)
AAA	[14; +\infty)	[16; +\infty)

Отже, у табл. 2 – 4 представлено інтервали значень показників кредитно-рейтингової оцінки підприємств-емітентів при віднесенні їх до одного з класів згідно з Національною рейтинговою шкалою.

Автором вперше розроблено спосіб шкалювання показників на основі правила "трьох сигм" при право- та лівобічній асиметрії розподілу, що дало змогу побудувати шкали показників для кредитно-рейтингової оцінки підприємств-емітентів.

Отримані інтервали значень шкал будуть застосовані для розроблення методики кредитно-рейтингової оцінки.

Література: 1. Закон України "Про внесення змін до деяких законодавчих актів України" від 15.12.2005 № 3201-IV // <http://www.rada.gov.ua> 2. Патрутин Ю. А. Балльное шкалирование признаков // Экономика и математические методы. – 1970. – Т. IV. – Вып. 6. – С. 887 – 893. 3. Стивенс С. Математика, измерение и психофизика. Экспериментальная психология. – М., 1960. – Т. 1. – 896 с. 4. Суппес П. Основы теории измерений // П. Суппес, Дж. Зинес // Психологические измерения. – М., 1967. – 568 с. 5. Сидоренко Е. В. Методы математической обработки в психологии. – СПб.: ООО "Речь", 2003. – 352 с. 6. Мельников В. М. Введение в экспериментальную психологию личности: Учеб. пособие для слушателей ИПК преподавателей пед. дисциплин университетов и пед. институтов / В. М. Мельников, Л. Т. Ямпольский. – М.: Просвещение, 1985. – 320 с. 7. Дружинин В. Н. Экспериментальная психология: Учебник для вузов. – 2-е изд., доп. – СПб.: Питер, 2003. – 320 с. 8. Словарь-справочник по психодиагностике / Сост. Л. Бурлачук, С. Морозов. – 2-е изд., перераб. и доп. – СПб.: Питер, 2003. – 528 с. 9. Про затвердження Національної рейтингової шкали: Постанова Кабінету Міністрів України від 26.04.2007 р. №665 // <http://www.rada.gov.ua> 10. Внукова Н. М. Вибір якісних показників кредитно-рейтингової оцінки підприємств-емітентів / Н. М. Внукова, Н. І. Зінченко // Економіка розвитку. – 2006. – №3. – С. 101 – 105. 11. Внукова Н. М. Формування системи кількісних показників для проведення кредитно-рейтингової оцінки підприємств-емітентів / Н. М. Внукова, Н. І. Зінченко // Фінанси України. – 2006. – №12. – С. 112 – 120. 12. Закс Л. Статистическое оценивание. Пер. с нем. В. Н. Варыгина; [Под ред. Ю. П. Адлера, В. Г. Гоского. – М.: Статистика, 1976. – 600 с. 13. Дубнов П. Ю. Обработка статистической информации с помощью SPSS. – М.: ООО "Изд. АСТ"; Изд. "НТ Пресс", 2004. – 220 с. 14. Степанов М. Н. Статистические методы обработки результатов механических испытаний: Справочник. – М.: Машиностроение, 1985. – 232 с. 15. Кульпинский С. В. Методологичні підходи до оцінки банками ризиковості емітента цінних паперів // Наукові праці НДФІ. – 2005. – №4/33. – С. 231 – 241.

Стаття надійшла до редакції
25.06.2007 р.