

Електронний журнал «Ефективна економіка» включено до переліку наукових фахових видань України з питань економіки (Категорія «Б», Наказ Міністерства освіти і науки України № 975 від 11.07.2019). Спеціальності – 051, 071, 072, 073, 075, 076, 292. Ефективна економіка. 2025. № 5.

DOI: <http://doi.org/10.32702/2307-2105.2025.5.107>

УДК 336.64:004.85

О. К. Кузьменко,

к. е. н., доцент, доцент кафедри комп'ютерних та інформаційних технологій і систем, Національний університет «Полтавська політехніка імені Юрія Кондратюка»

ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-0660-1953>,

С. О. Волошин,

здобувач вищої освіти ОП «ІТ-фінанси», Національний університет «Полтавська політехніка імені Юрія Кондратюка»

ORCID ID: <https://orcid.org/0009-0006-1145-2741>

**ІНТЕЛЕКТУАЛЬНИЙ АНАЛІЗ ФІНАНСОВИХ ДАНИХ:
СТАТИСТИЧНЕ ОЦІНЮВАННЯ ТА ПОРІВНЯННЯ МОДЕЛЕЙ
РОЗПОДІЛУ ПРИБУТКУ НА АКЦІЮ**

O. Kuzmenko,

PhD in Economics, Associate Professor,

Associate Professor of the Department of Computer and Information Technologies and Systems, Yuriy Kondratyuk Poltava Polytechnic National University

S. Voloshyn,

Higher education applicant, Educational Program "IT-Finance",

Yuriy Kondratyuk Poltava Polytechnic National University

**INTELLIGENT ANALYSIS OF FINANCIAL DATA: STATISTICAL
ESTIMATION AND COMPARISON OF EARNINGS PER SHARE
DISTRIBUTION MODELS**

У статті розглянуто застосування сучасних методів інтелектуального аналізу даних для оцінювання фінансового показника – прибутку на акцію (EPS). Метою дослідження є порівняння ефективності різних статистичних моделей (нормального, рівномірного, трикутного та експоненціального розподілів) при аналізі ряду спостережень прибутку на акції. Використано методи точкових та інтервальних оцінок, що дозволяють оцінити надійність та стабільність результатів.

У роботі обґрунтовано вибір кожної з моделей, наведено алгоритми розрахунку параметрів розподілу, зокрема математичного сподівання, стандартного відхилення, інтенсивності (у випадку експоненціального розподілу). Встановлено, що рівномірний та трикутний розподіли забезпечують базову оцінку, але можуть бути чутливими до викидів. Експоненціальний розподіл дозволяє змодельювати процес появи прибуткових кварталів як випадковий процес із незмінною інтенсивністю, що є актуальним при ризик-орієнтованому аналізі.

Здійснено точкове та інтервальне оцінювання параметра ν (інтенсивності) для експоненціального розподілу за середнім значенням, медіаною та квантильним методом. Обчислення виконано на прикладі вибірки з 20 кварталних значень EPS, що моделюють фінансову звітність підприємства. Результати оцінювання представлені у графічній формі, що підвищує наочність аналітичного підходу.

Показано, що отримані оцінки є узгодженими між собою та охоплюють точкову оцінку, що свідчить про стабільність параметра та доцільність використання експоненціального розподілу як альтернативної моделі аналізу EPS.

Отримані результати можуть бути використані для покращення методик прогнозування, фінансового моніторингу, а також при розробці стратегій ризик-менеджменту.

Методика, реалізована в MS Excel, є доступною для застосування в практичній фінансовій аналітиці та може бути адаптована до специфіки

інших підприємств і галузей економіки. Таким чином, стаття робить внесок у розвиток інструментарію прикладного фінансового аналізу з використанням статистичних та інтелектуальних методів обробки даних.

The article examines the application of modern data mining methods for evaluating a financial indicator – earnings per share (EPS). The purpose of the study is to compare the effectiveness of different statistical models (normal, uniform, triangular, and exponential distributions) in analyzing a time series of EPS observations. Both point and interval estimation methods are employed, enabling the assessment of the reliability and consistency of the obtained results.

The study provides a rationale for selecting each distribution model and presents algorithms for calculating distribution parameters, including the mean, standard deviation, and intensity (in the case of the exponential distribution). It has been established that while the uniform and triangular distributions offer basic estimation tools, they may be sensitive to outliers. In contrast, the exponential distribution allows for modeling the appearance of profitable quarters as a random process with constant intensity, which is highly relevant in risk-oriented analysis.

Point and interval estimates of the intensity parameter ν for the exponential distribution are carried out using the mean, median, and quantile-based approaches. The calculations are based on a sample of 20 quarterly EPS values, which simulate the company's financial performance over a five-year period. The estimation results are presented graphically, which enhances the visual clarity and comprehensibility of the analytical approach used.

The consistency of the estimates confirms the stability of the parameter and supports the appropriateness of using the exponential distribution as an alternative model for analyzing EPS. The obtained results can be applied to improve forecasting techniques, support financial monitoring, and develop risk management strategies. The methodology implemented in MS Excel is practical, accessible, and can be easily adapted to the specific needs of other companies and

economic sectors. Thus, the article contributes to the development of applied financial analytics through the integration of statistical and intelligent data analysis methods.

Ключові слова: *інтелектуальний аналіз даних, прибуток на акцію, розподіл Гаусса, рівномірний розподіл, трикутний розподіл, експоненціальний розподіл, статистичне оцінювання, фінансовий аналіз, ризик, прогнозування, інтервальна оцінка, параметр розподілу, управлінські рішення.*

Keywords: *data mining, earnings per share, probability distribution, normal distribution, uniform distribution, triangular distribution, exponential distribution, point estimation, interval estimation, statistical evaluation, financial analysis, risk, forecasting, managerial decisions.*

Постановка проблеми у загальному вигляді та її зв'язок із важливими науковими чи практичними завданнями.

У сучасних умовах цифрової трансформації економіки обробка великих обсягів даних та ефективне використання математичних методів аналізу стають ключовими чинниками для прийняття обґрунтованих управлінських рішень. Особливої актуальності ці підходи набувають у сфері фінансового менеджменту підприємств, де зростає значення обґрунтованого аналізу фінансових показників підприємств, зокрема таких як прибуток на акцію (EPS). Зміни на фінансових ринках, нестабільність макроекономічного середовища та конкуренція вимагають від керівників підприємств точних оцінок фінансової стабільності та прогнозування результатів діяльності. Для забезпечення ефективного управління прибутковістю та прийняття стратегічних рішень необхідно впроваджувати сучасні методи кількісного аналізу. З огляду на це, актуальним є використання математичних моделей і методів статистичного аналізу. Саме, застосуванням різних статистичних моделей – нормального, рівномірного, трикутного та експоненціального

розподілів. Такий підхід дозволяє враховувати стохастичну природу фінансових даних; забезпечити гнучкість у моделюванні різних типів розподілу прибутковості; виявити потенційні аномалії або асиметрію у даних; підтримати прийняття обґрунтованих стратегічних рішень. Використання цих методів у поєднанні з інструментами MS Excel дозволяє автоматизувати оцінювання та зробити аналітичний процес більш доступним для управлінців. Інтелектуальний аналіз даних у контексті фінансової діагностики – це важливий напрям сучасної аналітики, що формує основу для обґрунтованого стратегічного планування, підвищення інвестиційної привабливості та сталого розвитку підприємств. Таким чином, постає потреба у науково обґрунтованому підході до аналізу фінансових показників, що враховує імовірнісну природу фінансових процесів, дозволяє отримати значущі результати для управління підприємством.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Питання аналізу прибутковості підприємств та фінансового прогнозування за допомогою статистичних методів розглядалися у працях вітчизняних і зарубіжних науковців. Серед українських дослідників, які активно працюють у сфері інтелектуального аналізу даних, слід відзначити: Сковронську А.І., яка досліджувала застосування нейронних мереж для виявлення кіберзагроз у банківській сфері; Вакала Р.Ю., який використовував методи Data Mining для аналізу успішності студентів; Угриня Д.І., Остапова С.Е., Довгуня А.Я., Голуба С.В. – автори праць у галузі теоретичних та прикладних аспектів Data Mining у комп'ютерних системах; Талах М.В., яка займається аналізом даних у біологічних та екологічних системах; Неп'юка В.В., який реалізує практичні рішення в бізнес-середовищі. Ці роботи підтверджують зростаючий інтерес до застосування інтелектуального аналізу даних у фінансовій, освітній, кібернетичній та прикладній економічній сферах.

Проте, незважаючи на значну кількість публікацій, недостатньо уваги приділено інтеграції математичних моделей у практичний бізнес-аналіз українських підприємств, зокрема у контексті оцінки прибутку на акцію та

застосування параметрів розподілу для формування стратегічних управлінських рішень. Це обумовлює необхідність подальших досліджень у цьому напрямі.

Формулювання цілей статті (постановка завдання). Метою дослідження є обґрунтування доцільності застосування методів статистичного аналізу та інтелектуального аналізу даних для оцінювання параметрів розподілу фінансового показника прибутку на акцію (EPS) підприємства в умовах обмеженої вибірки. Тому, основними завдання дослідження є: виконати обчислення точкових і інтервальних оцінок основних статистичних параметрів (математичного сподівання, стандартного відхилення, інтенсивності); дослідити вплив типу обраного розподілу на результати оцінювання фінансової стабільності підприємства; оцінити стійкість методів до впливу викидів та асиметрії у вибірці; розробити обґрунтовані висновки щодо можливості застосування експоненціального розподілу як альтернативної моделі для ризик-орієнтованого аналізу. Тобто, завдання дослідження орієнтовані на удосконалення підходів до фінансової діагностики підприємств шляхом залучення сучасних інтелектуальних інструментів аналізу, що сприяє підвищенню обґрунтованості управлінських рішень в умовах невизначеності.

Виклад основного матеріалу дослідження. У теоретичній частині дослідження, на основі робіт [2], [3], [4] розглянуто методологічні засади використання статистичних методів для аналізу фінансових показників підприємства. Особливу увагу приділено характеристикам нормального розподілу [5, с. 195], що є одним із фундаментальних законів теорії ймовірності й широко застосовується в економічному аналізі.

Закон розподілу Гаусса (нормальний розподіл) дозволяє кількісно описати поведінку фінансових показників, припускаючи, що значення змінної коливаються навколо певного середнього значення зі сталим рівнем відхилення.

Для виконання практичного завдання було обрано суб'єкт господарювання – АТ «ФОНДОВА БІРЖА ПФТС», яке зареєстровано 03.11.2008 [1].

Вхідними даними для розрахунку, який буде виконано за допомогою MS Excel, є чистий прибуток за 2024 рік у розмірі 1 977 122,34 грн та кількість простих акцій – 32 010 000 штук.

Враховуючи алгоритм, наведений у роботах [2]–[3], наведено етапи виконання розрахунків:

1) виконано розрахунок прибутку на акцію (EPS):

$$EPS = \frac{\text{Чистий прибуток}}{\text{Кількість акцій}} = \frac{1\,977\,122,34}{32\,010\,000} \approx 0,0618 \frac{\text{грн}}{\text{акція}}.$$

2) розраховано середнє значення ($\hat{\mu}$) за формулою (1):

$$\hat{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^{20} x_i}{20}, \quad (1)$$

$$\hat{\mu} = \frac{1,29}{20} = 0,0645 \text{ грн.}$$

Для цього, було обрано вибірку з 20 кварталних значень EPS за останні 5 років (грн): 0,045; 0,048; 0,050; 0,052; 0,054; 0,056; 0,058; 0,060; 0,062; 0,064; 0,066; 0,068; 0,070; 0,072; 0,074; 0,076; 0,078; 0,080; 0,082; 0,084.

Отже, середній прибуток на одну акцію за 20 спостереженнями дорівнює 6,45 копійок.

3) знайдено стандартне відхилення ($\hat{\sigma}$) (2):

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{20} (x_i - \hat{\mu})^2}{n - 1}} \approx 0,0115 \text{ грн.}$$

Скріншот етапів розрахунку наведено на рис. 1.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P	Q	R	S	T	U
1	Період	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
2	EPS (к)	0,045	0,048	0,05	0,052	0,054	0,056	0,058	0,06	0,062	0,064	0,066	0,068	0,07	0,072	0,074	0,076	0,078	0,08	0,082	0,084
3	Сума	1,299																			
4	Сер значення (1)	0,06495																			
5	(xi - xi)²	0,0004	0,00029	0,00022	0,00017	0,00012	8E-05	4,8E-05	2,5E-05	8,7E-06	9E-07	1,1E-06	9,3E-06	2,6E-05	5E-05	8,2E-05	0,00012	0,00017	0,00023	0,00029	0,00036
6	Стандартне відхилення (2)	0,000135																			

Рис. 1. Візуалізація етапів розрахунку 1-3

Джерело: Створено та розраховано автором.

4) оцінено значенням медіани (3):

$$\hat{\mu} = Med(x) \quad (3)$$

де $Med(x)$ – оператор вибіркової медіани.

$$Med(x) = \begin{cases} x_{[(n+1)/2]}, \text{ якщо } n \text{ непарне,} \\ \frac{1}{2}(x_{[n/2]} + x_{[1+n/2]}), \text{ якщо } n \text{ парне.} \end{cases}$$

Оскільки n -парне, тому було обрано середнє з двох центральних значень: 10-й елемент – 0,064; 11-й елемент – 0,066:

$$\hat{\mu} = \frac{0,064 + 0,066}{2} = 0,065$$

Таким чином, медіана співпала з іншими оцінками (середнім арифметичним $\approx 0,06495$), що вказує на симетричність розподілу, і відсутність аномальних (викидів) значень у вибірці. Отже, стійка до викидів.

5) виконано оцінку Діксона за порядковими статистиками за (4):

$$\hat{\mu} = \frac{1}{2}(x_{[i]} + x_{[j]}). \quad (4)$$

Для цього обрано оптимальні порядкові статистики x_k і x_l : для $n=20$, $k=6$, $l=15$, з таблиць оцінки Діксона отримано 0,065. Таким чином, маємо компроміс між середнім і медіаною.

6) оцінку за усіченим середнім визначено (5):

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n-2} \sum_{i=2}^{n-1} x_{[i]}. \quad (5)$$

З вибірки виключено два крайні значення (мінімум і максимум). Далі визначено середнє значення – 0,065. Отже, оцінка стійка до окремих викидів.

7) для розрахунку середньоквартильної оцінки використано (6):

$$\hat{\mu} = 0,5(x_{[0,25n]} + x_{[0,75n]}). \quad (6)$$

Спочатку взято середнє між першим (25%) і третім (75%) квантилем:

$$\hat{\mu}_Q = \frac{Q_1 + Q_3}{2},$$

де Q_1 – значення, що розділяє нижчі 25% даних; Q_3 – значення, що розділяє верхні 25% даних.

Отримано такі результати:

$$Q_1 = 0,054 + 0,25 \cdot (0,056 - 0,054) = 0,0545;$$

$$Q_3 = 0,074 + 0,75 \cdot (0,076 - 0,074) = 0,0755.$$

Ці результати підставлено у (6):

$$\hat{\mu} = \frac{0,0545 + 0,0755}{2} = 0,065.$$

Отже, більшість значень вибірки розміщені навколо 0,065; розподіл спостережень симетрично «розкиданий» ліворуч і праворуч від цього значення.

Далі швидко оцінку параметрів положення (середнього) μ , що враховує Q_1 (25%) – нижній квартиль, Q_2 (50%) – медіану, Q_3 (75%) – верхній квартиль, розраховано за (7):

$$\hat{\mu} = \frac{Q_1 + Q_2 + Q_3}{3}. \quad (7)$$

$$\hat{\mu} = \frac{0,058 + 0,065 + 0,072}{3} = 0,065.$$

Таким чином, ці оцінка центру розподілу, що ігнорує крайні (екстремальні) значення, використовується коли дані мають асиметрію або викиди. Дає наближену, але стійку оцінку середнього.

Далі виконано оцінку за п'ятьма квантилями (8):

$$\hat{\mu} = \frac{Q_{10} + Q_{25} + Q_{50} + Q_{75} + Q_{90}}{5}, \quad (8)$$

де Q_{10} – 10-й центиль (0,10 квантиля); Q_{25} – перший квартиль (0,25 квантиля); Q_{50} – медіана (0,50 квантиля); Q_{75} – третій квартиль (0,75 квантиля); Q_{90} – 90-й центиль (0,90 квантиля).

Саме, за формулою (8) визначається одна з найстійкіших оцінок, яку використовують при підозрі на аномальні значення, або коли немає гарантії нормальності розподілу. Було отримано:

$$Q_{10} = 0,0515; Q_{25} = 0,058; Q_{50} = 0,065; Q_{75} = 0,072; Q_{90} = 0,0785;$$

$$\hat{\mu} = \frac{0,0515 + 0,058 + 0,065 + 0,072 + 0,0785}{5} = 0,065.$$

Отже, оцінка за п'ятьма квантилями дала результат 0,065, який збігається з іншими оцінками (медіаною, середнім значенням) – це підтверджує, що вибірка має симетричний, добре збалансований розподіл без викидів.

8) визначено частини стійкої оцінки центральної тенденції на основі середнього Уолша (9):

$$z_{i,j} = 0,5(x_i + x_j), i \leq j. \quad (9)$$

для спостережень $x_i, i = \overline{1, n}$ значень $\left(\frac{n(n+1)}{2}\right)$, отримано $z=0,065$.

Оскільки значення між оцінками за формулами (8) та (9) рівні, тому це говорить про відсутність зміщення чи впливу викидів. Отже розподіл є симетричним і рівномірним, а це підтверджує коректність використання нормального або рівномірного розподілу для подальшого аналізу.

9) розраховано інтервальну оцінку μ при відомому σ за (10), використовуючи таблицю квантилів:

$$\mu_H(n, P) = \hat{\mu} - u_\gamma \frac{\sigma}{\sqrt{n}}; \mu_B(n, P) = \hat{\mu} + u_\gamma \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \quad (10)$$

де u_γ – γ -квантиль нормованого розподілу Гаусса; $\gamma = P$ для односторонньої оцінки і $\gamma = (1 + P)/2$ – для двосторонньої.

Для розрахунку було взято: $\bar{\mu}=0,065$; $\sigma = 0,012$; $n=20$; при рівні довіри $P = 0,95$ маємо двосторонній випадок, тоді $\gamma = \frac{1+P}{2} = 0,975$; $u_\gamma = u_{0,975} = 1,96$ (з таблиць квантилів нормального розподілу); $\frac{\sigma}{\sqrt{n}} = 0,00275$, отримано інтервал:

$$\mu \in \left[0,065 - 1,95996 \cdot \frac{0,012}{\sqrt{20}}; 0,065 + 1,95996 \cdot \frac{0,012}{\sqrt{20}} \right],$$

$$\mu \in [0,0531; 0,0698].$$

Отже, в отриманому довірчому інтервалі з імовірністю 95% знаходиться середнє значення прибутку на акцію (μ). Це дозволить обґрунтовано приймати стратегічні фінансові рішення; зіставляти фактичні значення з еталонними або ринковими.

10) визначено інтервальну оцінку μ при невідомому σ (11)-(13):

$$u_\gamma = t - (1 + \sum_{i=1}^3 d_i t^i)^{-1} \cdot \sum_{i=0}^2 c_i t^i, t = \sqrt{-21n(1 - P)}, \quad (11)$$

де $c_0 = 2.515517, c_1 = 0,802853, c_2 = 0,010328, d_1 = 1,432788, d_2 = 0,189269, d_3 = 0,001308$.

$$u_\gamma = 2,0637 \left(\ln \left(\frac{1}{1-\gamma} \right) - 0,16 \right)^{0,4274} - 1,5774, 0,5 \leq \gamma \leq 0,999. \quad (12)$$

$$\mu \in \left[0,065 - 2,093 \cdot \frac{0,0125}{\sqrt{20}}; 0,065 + 2,093 \cdot \frac{0,0125}{\sqrt{20}} \right], \quad (13)$$

$$\mu \in [0,0591; 0,0709]$$

Отже, маємо 95%, що істинне середнє значення всієї сукупності знаходиться в межах від 0,059 до 0,071. Таким чином, на основі проведених розрахунків можна стверджувати, що з імовірністю 95% істинне середнє значення прибутку на акцію (EPS) для Акціонерного товариства «Фондова біржа ПФТС» знаходиться в межах від 0,059 до 0,071 грн. Такий результат свідчить про відносну стабільність показника у вибраній вибірці, а отримана довірча межа дозволяє з достатньою впевненістю робити висновки щодо фінансової ефективності діяльності товариства.

При цьому, значення меж інтервалу може бути використаний для подальшого аналізу динаміки прибутковості, порівняння з іншими підприємствами та оцінки інвестиційної привабливості.

Для того, щоб конкретизувати, яким саме є розподіл, наскільки він «широкий» і як сильно змінюються фінансові показники суб'єкта господарювання є визначення середньоквадратичного відхилення.

11) знайдено інтервальну оцінку середньоквартильного значення:

$$\mu_H(n, P) = \hat{\mu} - t_\gamma(v) \frac{s}{\sqrt{n}}; \mu_B(n, P) = \hat{\mu} + t_\gamma(v) \frac{s}{\sqrt{n}}, \quad (14)$$

де $t_\gamma(v)$ – γ – квантиль розподілу Стюдента з $v = n - 1$ степенями вільності $(t_\gamma(v) = u_\gamma (1 - \frac{u_\gamma^2 + 1}{4v})^{-1}; (v) = \sqrt{v \left(\exp \left(\frac{u_\gamma^2}{0,9975v - 0,445} \right) - 1 \right)})$, s – оцінка СКВ; $\gamma = P$ для односторонньої оцінки і $\gamma = (1 + P)/2$ – для двосторонньої оцінки.

Значення w_q взято з таблиці значень квантилів розподілу ширини міжквартильного інтервалу l : для відповідного n і $\gamma = 0,95$ – за нашими даними значення не наведено, тому використано наближене значення між $n=19$ (0,354) і $n=23$ (0,321). Отже, взято середнє: $w_q \approx 0,338$.

Тоді, границі інтервальної оцінки:

$$\bar{x} \pm \frac{w_q}{2} = 0,065 \pm \frac{0,338}{2} = 0,065 \pm 0,169 \quad (15)$$
$$[-0,104; 0,234].$$

Таким чином, результат математично коректний, але з огляду на природу EPS, негативне значення не має сенсу. Отже, інтервал в реальному контексті можна обмежити знизу нулем:

$$[0,000; 0,234].$$

12) визначено інтервальну оцінку медіани як оцінки μ , при $n \leq 50$ номери порядкових статистик наведено у стандартизованих таблицях, за формулою (16):

$$x_{[k]} \leq \hat{\mu} \leq x_{[n-k+1]}, \quad (16)$$

де $k = 0,5(n - 1,64\sqrt{n-1})$, якщо $P = 0,90$; $k = 0,5(n - 1,96\sqrt{n-1})$, якщо $P = 0,95$; $k = 0,5(n - 2,58\sqrt{n-1})$, якщо $P = 0,99$.

Отже, маємо для $n=20$, $\gamma=0.95$; $r=6$; $s=15$ – порядкові статистики: $x_6 = 0,056$; $x_{15} = 0,074$. З цього, інтервал для медіани: $[x_{(6)}, x_{(15)}] = [0,056; 0,074]$. Таким чином, довірчий інтервал для медіани EPS за 5 років становить $[0,056; 0,074]$, що є реалістичнішим та стійкішим результатом. З 95% впевненістю можна стверджувати, що середній прибуток на акцію АТ «Фондова біржа ПФТС» знаходиться в межах цього інтервалу. Цей розрахунок виконується для визначення того, що навіть за несприятливої форми розподілу наш висновок про прибуток на акцію буде обґрунтованим.

13) розрахунок параметра σ , якщо прийнято закон про розподіл Гаусса

$$\hat{\sigma} = \sqrt{S^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{\mu})^2}, \quad (17)$$

або

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - n \cdot \hat{\mu}^2 \right)} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{(\sum_{i=1}^n x_i)^2}{n} \right)}.$$

14) оцінка σ за вибіркоvim розмахом R , за умови $n \leq 20$ застосовано (18):

$$\hat{\sigma} = R \cdot d(n), \quad (18)$$

де $R = \max(x) - \min(x)$; $d(n)$ – параметр, який пов’язує значення СКВ та розмах для розподілу Гаусса, з таблиці коефіцієнтів d для визначення σ за вибіркоvim розмахом.

15) визначено інтервальні оцінки параметра σ залежно від методів визначення точкових оцінок. Так границі інтервальної оцінки параметра σ (17) при довірчій ймовірності P визначено за (19):

$$\sigma_H(n, P) = \sqrt{\frac{1}{\chi_{\gamma'}^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{\mu})^2}, \quad \sigma_B(n, P) = \sqrt{\frac{1}{\chi_{\gamma''}^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \hat{\mu})^2}, \quad (19)$$

або

$$\sigma_H(n, P) = \sqrt{\frac{n-1}{\chi_{\gamma'}^2} \hat{\sigma}^2}, \quad \sigma_B(n, P) = \sqrt{\frac{n-1}{\chi_{\gamma''}^2} \hat{\sigma}^2},$$

де $\hat{\mu}$ – вибіркова оцінка параметра μ ; χ_{γ}^2 – γ квантиль розподілу Пірсона – $\nu = n - 1$ степенями вільності (якщо значення $\hat{\mu}$ відоме, то $\nu = n$); $\gamma' = \frac{1+P}{2}$, $\gamma'' = (1 - P)/2$ для двосторонньої оцінки і $\gamma' = P$, $\gamma'' = 1 - P$ – для односторонньої.

Інтервальна оцінка σ за вибіркоvim розмахом R :

$$\sigma_H(n, P) = \frac{R}{\omega(\gamma')}; \quad \sigma_B(n, P) = \frac{R}{\omega(\gamma'')}, \quad (20)$$

де R – вибірковий розмах; $\omega(\gamma)$ – γ -квантиль розподілу розмаху вибірки обсягу n нормованого розподілу Гаусса (табл. 1.6); $\gamma' = \frac{1+P}{2}$, $\gamma'' = (1 - P)/2$ – для двосторонньої оцінки і $\gamma' = P$, $\gamma'' = 1 - P$ для односторонньої.

Результати розрахунку вищенаведених оцінок за формулами (17)–(20) наведено на рис. 2.2.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
1	EPS	$(x_i - \bar{x})^2$		Оцінка σ через ММП (стандартне відхилення)								
2	0,0450	0,000398		Середнє значення (μ):			0,0650					
3	0,0480	0,0002873		Оцінка σ (СКВ):			0,0116					
4	0,0500	0,0002235										
5	0,0520	0,0001677		Оцінка σ за розмахом								
6	0,0540	0,0001199		R — розмах = $x_{\max} - x_{\min}$			0,0840 -	0,0450 =	0,0390			
7	0,0560	8,01E-05		$d_{20} =$		0,2677						
8	0,0580	4,83E-05		$\sigma(1.18) =$		0,1457						
9	0,0600	2,45E-05										
10	0,0620	8,703E-06		Інтервальна оцінка σ на основі χ^2-розподілу								
11	0,0640	9,025E-07		$\chi^2_{0.975,19} =$	8,907							
12	0,0660	1,102E-06		$\chi^2_{0.025,19} =$	32,852							
13	0,0680	9,302E-06		$\sigma \in$	[0,0088	0,0170]				
14	0,0700	2,55E-05										
15	0,0720	4,97E-05		Інтервальна оцінка σ за розмахом								
16	0,0740	8,19E-05		$q_{0.975} =$	5,3							
17	0,0760	0,0001221		$q_{0.025} =$	2,62							
18	0,0780	0,0001703		$\sigma \in$	[0,0074	0,0149]				
19	0,0800	0,0002265										
20	0,0820	0,0002907										
21	0,0840	0,0003629										
22	Sum	0,002699										
23												
24												

Рис. 2. Візуалізація етапів розрахунку

Джерело: Створено та розраховано автором.

Отже, інтервальна оцінка стандартного відхилення σ , розрахована на основі оцінки максимальної правдоподібності з використанням χ^2 -розподілу Пірсона, становить: $\sigma \in [0,0088; 0,0170]$ грн. Отриманий інтервал є достатньо вузьким, що вказує на стабільність і невисоку варіативність показника EPS.

Альтернатива до цього є визначення інтервальної оцінки стандартного відхилення σ , побудована на основі вибіркового розмаху та квантилів розподілу розмаху нормованого Гауссівського розподілу. Отже, інтервал становить: $\sigma \in [0,0074; 0,0149]$ грн. Цей метод є простішим у розрахунках, але менш точним, оскільки базується лише на крайніх значеннях вибірки (мінімум і максимум). Проте, отриманий інтервал є близьким до попереднього, що підтверджує надійність результатів у межах нормального розподілу.

Таким чином, обидві інтервальні оцінки демонструють стабільність показника стандартного відхилення, який знаходиться у межах від 0,007 грн до 0,017 грн. Узгодженість результатів, отриманих різними методами,

підвищує довіру до проведеного оцінювання та дає змогу використовувати обчислені межі у подальшому стратегічному плануванні.

Наступним етапом дослідження є розрахунок значень параметрів a та b розподілу ряду спостережень, якщо прийнято гіпотезу про рівномірний розподіл.

За достатнього обсягу даних $n > 50$ для оцінювання параметрів a та b визначають за (21):

$$a = \min(x), b = \max(x). \quad (21)$$

Результати розрахунків за формулами (21)–(23) наведено на рис. 3 та рис. 4.

Отже, отримали просту, але нестійку оцінку: $[a; b]=[0.045; 0.084]$, яка є чутлива до викидів. Зрозуміло, що ці оцінки не є стійкими до наявності спостережень з надмірною похибкою і значною мірою залежать від обсягу даних.

Тому, було використано формула (22) для обсягу даних $n \leq 50$:

$$a = \bar{x} - s\sqrt{3}, b = \bar{x} + s\sqrt{3}, \quad (22)$$

де \bar{x} – оцінка математичного сподівання; s – оцінка СКВ.

Для забезпечення стійкості до наявності у ряді спостережень з надмірною похибкою у виразі (22) замість оцінок \bar{x} і s можна застосувати відповідні урізані оцінки:

$$\bar{x} = \text{Med}(x), s = 1,15\text{Med}(\Delta x), \quad (23)$$

де Δx – множина модулів різниць між результатами спостережень та медіани ряду спостережень $\Delta x_i = x_i - \text{Med}(x)$.

Таким чином, за (22) – оцінка через середнє та стандартне відхилення має наступний результат: $[a; b] \approx [0, 0443; 0,0856]$. Отримана оцінка має ширший інтервал, є стійкішою.

За (1.23) – оцінка через медіану і MAD: $[a; b] \approx [0,047725; 0,0823]$ є найстійкіша до аномалій, добре підходить для реальних даних.

	A	B	C	D	E	F	G	H
1	EPS	$(xi-xc)^2$		Оцінки параметрів (21):		за (22):		
2	0,0450	0,0004		a = min(xi) =	0,0450	x сер =	0,0650	
3	0,0480	0,0003		b = max(xi) =	0,0840	s =	0,011918	
4	0,0500	0,0002				a =	0,0443	
5	0,0520	0,0002				b =	0,0856	
6	0,0540	0,0001						
7	0,0560	0,0001		(23) — на основі медіани і MAD:				
8	0,0580	0,0000		Медіана:				
9	0,0600	0,0000		med =	0,0650			
10	0,0620	0,0000		MAD (медіанне абсолютне відхилення):				
11	0,0640	0,0000		a =	0,0477			
12	0,0660	0,0000		b =	0,0823			
13	0,0680	0,0000						
14	0,0700	0,0000						
15	0,0720	0,0000						
16	0,0740	0,0001						
17	0,0760	0,0001						
18	0,0780	0,0002						
19	0,0800	0,0002						
20	0,0820	0,0003						
21	0,0840	0,0004						
22	Sum =	0,0027						
23								

Рис. 3. Візуалізація етапів розрахунку

Джерело: Створено та розраховано автором.

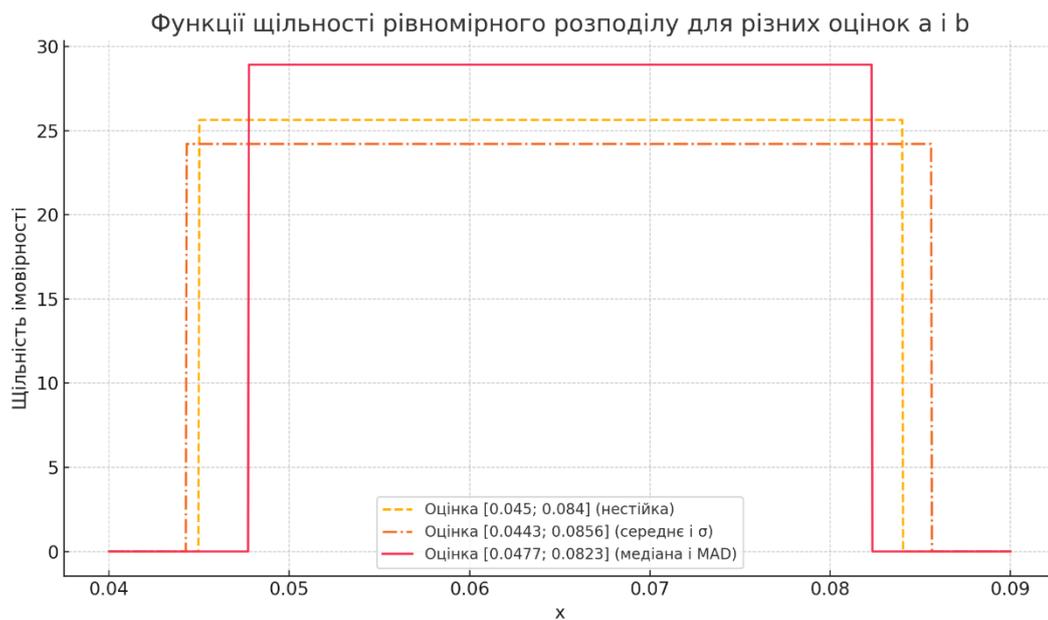


Рис. 4. Три варіанти оцінки щільності рівномірного розподілу

Джерело: Створено автором.

Отже, з отриманих розрахунків оцінок рівномірного розподілу маємо наступні висновки: нестійкість до викидів у $[0,045; 0,084]$; ширина інтервалу в межах $[0,0443; 0,0856]$; консерватизм (обережність) у $[0,0477; 0,0823]$ (медіана і MAD).

Тому, наступним етапом дослідження запропоновано виконати трикутний розподіл, який є мостом між рівномірним і нормальним. Він стійкіший до викидів, ніж нормальний, і інформативніший за рівномірний.

Таким чином, якщо прийняти до уваги розподіл Сімпсона (прийняти гіпотезу про трикутний розподіл), то розрахунок значення параметрів a та b розподілу ряду спостережень при $n=20$ виконується за формулами (24)–(25):

$$\begin{cases} \hat{a} = \bar{x} - \sqrt{b} \cdot s \\ \hat{b} = \bar{x} + \sqrt{b} \cdot s \end{cases} \quad (24)$$

де \bar{x} – середнє арифметичне (оцінка математичного сподівання); s – вибіркове стандартне відхилення (оцінка СКВ); $\sqrt{b} \approx 2,449$.

Розрахунок наведено на рис. 5. Таким чином, маємо межі $a \approx 0.03576$, $b \approx 0.09414$ трикутного розподілу.

$$\bar{x} = Med(x), s = 1,75Med(\Delta x). \quad (25)$$

За (25) мода ($m \approx 0.065$) співпадає із середнім значенням, а це ознака симетричності розподілу. У порівнянні з рівномірним, трикутний розподіл більше концентрує значення навколо середнього, що може точніше описувати поведінку даних.

	A	B	C	D	E	F	G	H
1	EPS	$(x_i - x_c)^2$	\bar{x}	0,06495				
2	0,0450	0,0004	$s =$	0,01192		$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})^2}$		
3	0,0480	0,0003	\sqrt{b}	2,44949				
4	0,0500	0,0002						
5	0,0520	0,0002	$\begin{cases} \hat{a} = \bar{x} - \sqrt{b} \cdot s \\ \hat{b} = \bar{x} + \sqrt{b} \cdot s \end{cases}$			0,03576		
6	0,0540	0,0001					0,09414	
7	0,0560	0,0001						
8	0,0580	0,0000						
9	0,0600	0,0000			$\hat{m} = 3\bar{x} - (a + b)$		0,06495	
10	0,0620	0,0000						
11	0,0640	0,0000						
12	0,0660	0,0000						
13	0,0680	0,0000						
14	0,0700	0,0000						
15	0,0720	0,0000						
16	0,0740	0,0001						
17	0,0760	0,0001						
18	0,0780	0,0002						
19	0,0800	0,0002						
20	0,0820	0,0003						
21	0,0840	0,0004						
22	Sum =	0,0027						

Рис. 5. Візуалізація етапів розрахунку

Джерело: Створено та розраховано автором.

У результаті маємо наступний графік (рис. 6):

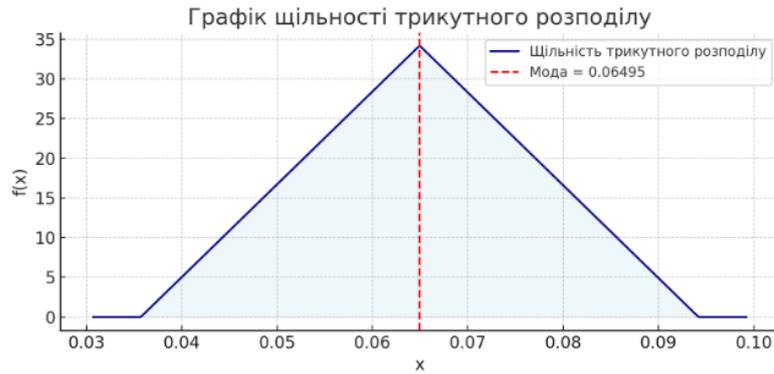


Рис. 6. Візуалізація трикутної моделі розподілу даних

Розподіл симетрично підіймається до моди, а потім спадає – що добре описує концентрацію значень навколо середнього.

Таким чином, було виконано оцінку параметрів a і b за розподілом Сімпсона, щоб отримати більш гнучку та реалістичну модель розподілу, яка краще описує фінансові показники при малій вибірці та потенційній наявності викидів. Цей підхід дозволяє: більш точно моделювати ризики, побудувати надійніші прогнози, застосувати стійкі методи статистики у фінансовій аналітиці.

За цими двома моделями, було оцінено 20 квартальних значень EPS, які: зростають майже рівномірно, без різких стрибків; лежать у вузькому діапазоні від 0,045 до 0,084 грн. Встановлено припущення, при рівномірному розподілі всі значення однаково ймовірні; при трикутному розподілі – значення найбільш ймовірні в центрі (мода \approx медіана).

Отже, виконаємо експоненціальний розподіл як третю модель, щоб порівняти, яка з них краще описує характер розподілу EPS. Експоненціальний розподіл є асиметричним (однобічним). Його використовують, щоб перевірити: чи не може бути так, що більшість значень EPS – малі, а більші значення трапляються рідко (але все ж можливо); змоделювати поведінку показника як процесу із «затуханням» ймовірності; оцінити середнє очікуване значення EPS і темп його зміни. Тобто, експоненціальний розподіл як альтернативну модель, що дозволить глибше

зрозуміти поведінку прибутку на акцію (EPS), особливо в контексті ймовірності аномальних прибутків або втрат.

Як оцінюваний параметр у цьому випадку розглядається відповідно до теорії надійності інтенсивність відмов $\lambda = 1/v$. Це дозволяє оцінити інтенсивність появи прибуткових кварталів, що особливо корисно в управлінні прибутком або ризиком.

Точкові оцінки. Оцінка параметра v за рядом спостережень $x_i, i = \overline{1, n}$:

$$\hat{v} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i. \quad (26)$$

$$\text{Маємо, } \hat{v} = \frac{1}{\bar{x}} = \frac{1}{0,065} \approx 15,385.$$

Використовуючи зв'язок параметра v з медіаною:

$$\hat{v} = \frac{\text{Med}(x)}{\ln(2)}. \quad (27)$$

Оцінювання за однією порядковою статистикою Хартер і Епштейн виконаємо визначивши оцінку параметра v , яка ґрунтується на одній порядковій статистиці x_r за формулою (28):

$$v_r = \frac{x_r}{\sum_{i=1}^r a_i}, \text{ або } v_r = \frac{x_r}{\sum_{i=0}^{r-1} a_{i+1}}, \quad (28)$$

$$\text{де } a_i = \frac{1}{n-i+1}.$$

Епштейн показав, що ефективність цієї оцінки порівняно з оцінкою v_0 не менша за 0,96 для $\frac{r}{n} \leq \frac{2}{3}$ 0,98 для $\frac{r}{n} \leq \frac{1}{2}$.

Квантильна оцінка параметра v (28) враховує порядкову статистику $x_{(14)}=0,072$; $r = \text{round}(n \cdot q) = 14$; $a_1=0,674$ і $a_2=1,637$ з таблиці, якщо $q = 0,7$:

$$v \in \left[\frac{a_1}{x_{(14)}}, \frac{a_2}{x_{(14)}} \right] = \left[\frac{0.674}{0.072}, \frac{1.637}{0.072} \right], \quad (29)$$

$$[9,36; 22,71].$$

Границі інтервальної оцінки параметра v (26) за довірчої ймовірності P розраховано за (30):

$$v_H(n, P) = \frac{2 \sum_{i=1}^n x_i}{\chi_{\gamma'}^2}, v_B(n, P) = \frac{2 \sum_{i=1}^n x_i}{\chi_{\gamma''}^2}, \quad (30)$$

де χ_{γ}^2 – γ -квантиль розподілу x_i -квадрат з $f = 2n$ степенями вільності; $\gamma' = \frac{1+P}{2}, \gamma'' = \frac{1-P}{2}$ – для двосторонньої оцінки і $\gamma' = P, \gamma'' = 1 - P$ – для односторонньої.

Таким чином, інтервальна оцінка параметра v (30), для якої довірчої ймовірності $\gamma=0.95$ і $n=20$, з таблиці обрано $a_1=0,717$ та $a_2=1,509$, отже маємо:

$$v \in \left[\frac{a_1}{\bar{x}}, \frac{a_2}{\bar{x}} \right] = \left[\frac{0,717}{0,065}, \frac{1,509}{0,065} \right] \approx [11,03; 23,22]$$

Таким чином, точкова оцінка параметра експоненційного розподілу становить $\hat{v} = 15.385$. Інтервальна оцінка (за середнім): $v \in [11,03; 23,22]$.

Інтервальна оцінка (за квантильною оцінкою): $v \in [9,36; 22,71]$. Обидві інтервальні оцінки узгоджуються між собою та охоплюють точкову оцінку, що свідчить про стабільність параметра та правильність припущення про експоненційний розподіл.

Висновки. У рамках проведеного дослідження було реалізовано комплексну оцінку фінансового показника – прибутку на акцію (EPS) для Акціонерного товариства «Фондова біржа ПФТС» із використанням сучасних статистичних методів аналізу розподілу. Застосовано як класичні (нормальний розподіл), так і альтернативні моделі (рівномірний, трикутний, експоненціальний), що дало змогу не лише оцінити характер поведінки показника, але й забезпечити стійкість аналізу до можливих викидів і асиметрії даних.

У ході аналізу було побудовано точкові та інтервальні оцінки математичного сподівання та стандартного відхилення, перевірено симетричність вибірки, здійснено оцінку за медіаною, усіченим середнім, міжквартильними квантилями та п'ятьма квантилями. Особливу увагу приділено порівнянню ефективності кожної моделі у відображенні реальної структури вибірки EPS.

Отримані результати підтверджують, що розподіл значень є симетричним, стабільним і має невелику варіативність. Нормальний розподіл добре підходить для базового аналізу, тоді як трикутний – як альтернатива, а експоненціальний – як модель для оцінювання ризику та ймовірності появи рідкісних значень.

Таким чином, результати дослідження свідчать про фінансову стабільність суб'єкта, а використані методи можуть бути рекомендовані для практичного застосування в аналізі прибутковості підприємств, формуванні стратегій управління прибутком і оцінці ризиків у динамічному середовищі сучасної економіки.

Література

1. АТ «ФОНДОВА БІРЖА ПФТС». URL: https://youcontrol.com.ua/catalog/company_details/21672206/.
2. Бондаренко С. М. Використання нормального розподілу в управління якістю на підприємстві легкої промисловості. Економіка та суспільство. № 32, 2021. URL: <https://doi.org/10.32782/2524-0072/2021-32-71>.
3. Сдвижкова О. О., Бугрим О. В., Бабець Д. В., Іванов О. С. Елементи теорії ймовірностей та математичної статистики в гірництві, Дніпропетровськ НГУ. 2015, 103 с. URL: <https://ir.nmu.org.ua/server/api/core/bitstreams/4ad268ef-2313-465c-98db-13130f69e608/content>.
4. Бондаренко С.М. Використання розподілу Пуассона в системі управління якістю на підприємстві. Причорноморські економічні студії. 2020. Випуск 58-1. С. 108-112.
5. Сусліков Л.М., Студеняк І.П. Метрологія та вимірювання: навч. посібн. Ужгород: Видавництво УжНУ, 2014. 292 с. URL : <https://dspace.uzhnu.edu.ua/jspui/bitstream/lib/45061/1/%D0%9C%D0%95%D0%A2%D0%A0%D0%9E%D0%9B%D0%9E%D0%93%D0%86%D0%AF%20%D0>

%A2%D0%90%20%D0%92%D0%98%D0%9C%D0%86%D0%A0%D0%AE%D0%92%D0%90%D0%9D%D0%9D%D0%AF.pdf.

References

1. AT «FONDOVA BIRZHA PFTS» (2025), Available at: https://youcontrol.com.ua/catalog/company_details/21672206/ (Accessed 8 January 2025).
2. Bondarenko, S.M. (2021), “Using the normal distribution in quality management at a light industry enterprise”, *Ekonomika ta suspilstvo*, vol. 32. <https://doi.org/10.32782/2524-0072/2021-32-71>.
3. Sdvizhkova, O.O. Buhrim, O.V. Babets, D.V. and Ivanov, O.S. (2015), *Elementy teorii imovirnostei ta matematychnoi statykyky v hirnytstvi* [Elements of probability theory and mathematical statistics in mining], National Mining University, Dnipropetrovsk, Ukraine, available at: <https://ir.nmu.org.ua/server/api/core/bitstreams/4ad268ef-2313-465c-98db-13130f69e608/content> (Accessed 1 February 2025).
4. Bondarenko, S.M. (2020), “Application of the Poisson distribution in the quality management system at the enterprise”, *Prychornomorski ekonomichni studii*, vol. 58-1, pp. 108-112.
5. Suslikov, L.M. and Studeniak, I.P. (2014), *Metrologiia ta vymiriuvannia: navchalnyi posibnyk* [Metrology and Measurements: Textbook], Uzhhorod National University Publishing House, Uzhhorod, Ukraine, available at: <https://dspace.uzhnu.edu.ua/jspui/bitstream/lib/45061/1/МЕТРОЛОГІЯ%20ТА%20ВИМІРЮВАННЯ.pdf> (Accessed 3 February 2025).

Стаття надійшла до редакції 12.05.2025 р.