

4. Lupak R., Kunytska-Iliash M., Berezivskyi Y., Nakonechna N., Ivanova L., Vasylytsiv T. Information and analytical support system of enterprise competitiveness management. *Accounting*. 2021. № 7 (7). P. 1785-1798.

Коцюба Олексій Станіславович,
доктор економічних наук,
професор кафедри бізнес-економіки та підприємництва;
Київський національний економічний університет ім. Вадима Гетьмана

ПОРІВНЯННЯ НЕЧІТКИХ ОЦІНОК ЕКОНОМІЧНИХ ПОКАЗНИКІВ В ЗАДАЧАХ БІЗНЕС-АНАЛІТИКИ

Порівняння економічних показників являє собою одну з ключових складових процедур і задач сучасної бізнес-аналітики. Як один з проблемних аспектів зазначеного питання виступає випадок, коли порівнянню підлягають оцінки економічних показників, які мають недетермінований характер. Залежно від конкретної ситуації може мати місце потреба у порівнянні, зокрема, імовірнісних, інтервальних або нечітких оцінок.

Для кожного з наведених вище варіантів недетермінованих оцінок сьогодні існує свій методичний апарат їх порівняння. Серед іншого свою актуальність зберігає подальше опрацювання методів порівняння оцінок кількісних економічних показників, змодельованих за допомогою теорії нечітких множин.

Найзагальнішою формою нечітко-множинного оцінювання кількісних характеристик тих чи інших процесів або явищ є нечіткі величини. В разі ж, коли йдеться про кількісні економічні показники, базовим інструментом їх нечітко-множинної формалізації є нечіткі числа.

У сукупності наявних методів порівняння нечітких чисел, й, відповідно, оцінок кількісних економічних показників, заданих за їх допомогою, можна виокремити такі три групи [1; 2]:

1) порівняння нечітких чисел на основі функції (індексу) ранжування. Як приклади такої функції (індексу) можна назвати індекс Адамо, індекс Ягера, узагальнений індекс Ягера, показник центра ваги (центроїдний індекс);

2) порівняння нечітких чисел за допомогою зіставлення з еталоном (еталонною нечіткою множиною). Як конкретний інструмент, в межах якого реалізується даний підхід, можна назвати індекс Керрі;

3) порівняння нечітких чисел на основі індексу парного порівняння. Як приклади нечітко-множинних конструкцій, які передбачають використання як індексу зазначеного роду, можна назвати індекс Бааса – Квакернаака, парну версію індексу Керрі.

Очевидно, що з точки зору бізнес-аналітичних застосувань значущими є всі наведені методичні напрями. При цьому останній з них становить окремий

інтерес. Відповідно до логіки даного підходу, до його складу мають включатися нечітко-множинні методи вимірювання ризику в межах трактування міри ризику як ступеня можливості невідповідності фактичних економічних результатів гранично допустимим або цільовим значенням. Проілюструємо цю тезу на конкретному прикладі.

Нехай критеріальний економічний показник K та його норматив G описуються нечіткими оцінками \tilde{K} та \tilde{G} , відповідно. Виходитимемо з того, що критерій K покращується у напрямі максимуму. Покладемо далі, що зазначені нечіткі оцінки являють собою нечіткі числа певного виду (класу) [3], в межах чого для них є справедливим таке:

$$\mu_{\tilde{K}}(K) = \begin{cases} 0, K \leq \underline{K}^0 \\ f_{\tilde{K}}^L(K), \underline{K}^0 \leq K \leq \underline{K}^{1,0} \\ 1, \underline{K}^{1,0} \leq K \leq \overline{K}^{1,0} \\ f_{\tilde{K}}^R(K), \overline{K}^{1,0} \leq K \leq \overline{K}^0 \\ 0, \overline{K}^0 \leq K \end{cases}, \quad (1)$$

$$\mu_{\tilde{G}}(G) = \begin{cases} 0, G \leq \underline{G}^0 \\ f_{\tilde{G}}^L(G), \underline{G}^0 \leq G \leq \underline{G}^{1,0} \\ 1, \underline{G}^{1,0} \leq G \leq \overline{G}^{1,0} \\ f_{\tilde{G}}^R(G), \overline{G}^{1,0} \leq G \leq \overline{G}^0 \\ 0, \overline{G}^0 \leq G \end{cases}, \quad (2)$$

де $\mu_{\tilde{K}}$, $\mu_{\tilde{G}}$ – функції належності нечітких оцінок, відповідно, \tilde{K} та \tilde{G} ; $f_{\tilde{K}}^L(K): [\underline{K}^0, \underline{K}^{1,0}] \rightarrow [0, 1]$, $f_{\tilde{G}}^L(G): [\underline{G}^0, \underline{G}^{1,0}] \rightarrow [0, 1]$ – неперервні, строго зростаючі функції; $f_{\tilde{K}}^R(K): [\overline{K}^{1,0}, \overline{K}^0] \rightarrow [0, 1]$, $f_{\tilde{G}}^R(G): [\overline{G}^{1,0}, \overline{G}^0] \rightarrow [0, 1]$ – неперервні, строго спадні функції.

Позначимо через $g_{\tilde{K}}^L$ та $g_{\tilde{K}}^R$ функції, обернені відносно $f_{\tilde{K}}^L$ та $f_{\tilde{K}}^R$, відповідно. Виходячи з неперервності й строгої монотонності функцій $f_{\tilde{K}}^L$ та $f_{\tilde{K}}^R$, функції $g_{\tilde{K}}^L$ та $g_{\tilde{K}}^R$ існують і також є неперервними й строго монотонними. Аналогічно, під символами $g_{\tilde{G}}^L$ та $g_{\tilde{G}}^R$ розумітимемо функції, обернені по відношенню до $f_{\tilde{G}}^L$ та $f_{\tilde{G}}^R$, відповідно. Виходячи з неперервності й строгої монотонності функцій $f_{\tilde{G}}^L$ та $f_{\tilde{G}}^R$, функції $g_{\tilde{G}}^L$ та $g_{\tilde{G}}^R$ існують і також є неперервними й строго монотонними.

Реалізуючи поставлене завдання, розглянемо один з нечітко-множинних методів оцінювання ступеня ризику, який належить до окресленого вище концептуального напрямку. Його вихідну модель виражають формули (на основі [4]):

$$Risk_{\bar{K}\bar{G}} = Poss_{\bar{K}\bar{G}}(K < G) = \frac{\int_0^1 \varphi_{\bar{K}\bar{G}}^*(\alpha) d\alpha}{\int_0^1 \varphi_{\bar{K}\bar{G}}^{**}(\alpha) d\alpha}, \quad (3)$$

$$\varphi_{\bar{K}\bar{G}}^*(\alpha) = \begin{cases} 0, \bar{G}^\alpha \leq \underline{K}^\alpha \\ \frac{1}{2}(\bar{G}^\alpha - \underline{K}^\alpha)^2, \underline{G}^\alpha < \underline{K}^\alpha < \bar{G}^\alpha < \bar{K}^\alpha \\ \frac{1}{2}(\bar{G}^\alpha - \underline{G}^\alpha)[(\underline{G}^\alpha - \underline{K}^\alpha) + (\bar{G}^\alpha - \underline{K}^\alpha)], \underline{K}^\alpha \leq \underline{G}^\alpha \leq \bar{G}^\alpha \leq \bar{K}^\alpha \\ \frac{1}{2}(\bar{K}^\alpha - \underline{K}^\alpha)[(\bar{G}^\alpha - \bar{K}^\alpha) + (\bar{G}^\alpha - \underline{K}^\alpha)], \underline{G}^\alpha \leq \underline{K}^\alpha \leq \bar{K}^\alpha \leq \bar{G}^\alpha \\ (\bar{K}^\alpha - \underline{K}^\alpha)(\bar{G}^\alpha - \underline{G}^\alpha) - \frac{1}{2}(\bar{K}^\alpha - \underline{G}^\alpha)^2, \underline{K}^\alpha < \underline{G}^\alpha < \bar{K}^\alpha < \bar{G}^\alpha \\ (\bar{K}^\alpha - \underline{K}^\alpha)(\bar{G}^\alpha - \underline{G}^\alpha), \bar{K}^\alpha \leq \underline{G}^\alpha \end{cases}, \quad (4)$$

$$\varphi_{\bar{K}\bar{G}}^{**}(\alpha) = (\bar{K}^\alpha - \underline{K}^\alpha)(\bar{G}^\alpha - \underline{G}^\alpha), \quad (5)$$

$$\alpha \in [0, 1], \quad (6)$$

де $Risk_{\bar{K}\bar{G}}$ – ступінь ризику для нечіткої оцінки критерію K відносно нечіткої оцінки його нормативу G ; $Poss_{\dots}(\dots)$ – ступінь можливості відповідної події; $\varphi_{\bar{K}\bar{G}}^*(\alpha)$ – площа зони ризику, яка відповідає рівню належності α (ця зона являє собою фігуру, утворену можливими комбінаціями параметрів K та G в межах зазначеного рівня належності, для яких виконується умова: $K < G$); $\varphi_{\bar{K}\bar{G}}^{**}(\alpha)$ – площа зони усіх можливих комбінацій параметрів K та G для рівня належності α ; $\underline{K}^\alpha, \bar{K}^\alpha$ – лівий і правий кінці інтервалу нечіткої оцінки критерію K , який відповідає рівню належності α ($\underline{K}^\alpha = g_K^L(\alpha), \bar{K}^\alpha = g_K^R(\alpha)$); $\underline{G}^\alpha, \bar{G}^\alpha$ – лівий і правий кінці інтервалу для нечіткої оцінки нормативу G , який відповідає рівню належності α ($\underline{G}^\alpha = g_G^L(\alpha), \bar{G}^\alpha = g_G^R(\alpha)$).

Обчислювальна версія аналізованого методу вимірювання ризику, в основі якої лежить процедура дискретизації, може бути сформульована у такий спосіб (на основі [4]):

$$Risk_{\bar{K}\bar{G}}^D = Poss_{\bar{K}\bar{G}}^D(K < G) = \frac{\sum_{i=1}^n \varphi_{\bar{K}\bar{G}}^*(\alpha_i)}{\sum_{i=1}^n \varphi_{\bar{K}\bar{G}}^{**}(\alpha_i)}, \quad (7)$$

$$\varphi_{\bar{K}\bar{G}}^*(\alpha_i) = \begin{cases} 0, \bar{G}^{\alpha_i} \leq \underline{K}^{\alpha_i} \\ \frac{1}{2}(\bar{G}^{\alpha_i} - \underline{K}^{\alpha_i})^2, \underline{G}^{\alpha_i} < \underline{K}^{\alpha_i} < \bar{G}^{\alpha_i} < \bar{K}^{\alpha_i} \\ \frac{1}{2}(\bar{G}^{\alpha_i} - \underline{G}^{\alpha_i})[(\underline{G}^{\alpha_i} - \underline{K}^{\alpha_i}) + (\bar{G}^{\alpha_i} - \underline{K}^{\alpha_i})], \underline{K}^{\alpha_i} \leq \underline{G}^{\alpha_i} \leq \bar{G}^{\alpha_i} \leq \bar{K}^{\alpha_i} \\ \frac{1}{2}(\bar{K}^{\alpha_i} - \underline{K}^{\alpha_i})[(\bar{G}^{\alpha_i} - \bar{K}^{\alpha_i}) + (\bar{G}^{\alpha_i} - \underline{K}^{\alpha_i})], \underline{G}^{\alpha_i} \leq \underline{K}^{\alpha_i} \leq \bar{K}^{\alpha_i} \leq \bar{G}^{\alpha_i} \\ (\bar{K}^{\alpha_i} - \underline{K}^{\alpha_i})(\bar{G}^{\alpha_i} - \underline{G}^{\alpha_i}) - \frac{1}{2}(\bar{K}^{\alpha_i} - \underline{G}^{\alpha_i})^2, \underline{K}^{\alpha_i} < \underline{G}^{\alpha_i} < \bar{K}^{\alpha_i} < \bar{G}^{\alpha_i} \\ (\bar{K}^{\alpha_i} - \underline{K}^{\alpha_i})(\bar{G}^{\alpha_i} - \underline{G}^{\alpha_i}), \bar{K}^{\alpha_i} \leq \underline{G}^{\alpha_i} \end{cases}, \quad (8)$$

$$\varphi_{\bar{K}\bar{G}}^{**}(\alpha_i) = (\bar{K}^{\alpha_i} - \underline{K}^{\alpha_i})(\bar{G}^{\alpha_i} - \underline{G}^{\alpha_i}), \quad (9)$$

$$\alpha_i = i/n, \quad i = \overline{1, n}, \quad (10)$$

де $Risk_{\tilde{K}\tilde{G}}^D$ – наближена, на основі процедури дискретизації, оцінка ступеня ризику для нечіткої оцінки критерію K відносно нечіткої оцінки його нормативу G ; $Poss_{\tilde{K}\tilde{G}}^D(\dots)$ – наближена, на основі процедури дискретизації, оцінка ступеня можливості відповідної події; $\varphi_{\tilde{K}\tilde{G}}^*(\alpha_i)$ – площа зони ризику, яка відповідає рівню належності α_i (дана зона являє собою фігуру, утворену можливими комбінаціями параметрів K та G в межах зазначеного рівня належності, для яких є справедливою умова: $K < G$); $\varphi_{\tilde{K}\tilde{G}}^{**}(\alpha_i)$ – площа зони усіх можливих комбінацій параметрів K та G для рівня належності α_i ; \underline{K}^{α_i} , \overline{K}^{α_i} – лівий і правий кінці інтервалу нечіткої оцінки критерію K , який відповідає рівню належності α_i ($\underline{K}^{\alpha_i} = g_{\tilde{K}}^L(\alpha_i)$, $\overline{K}^{\alpha_i} = g_{\tilde{K}}^R(\alpha_i)$); \underline{G}^{α_i} , \overline{G}^{α_i} – лівий і правий кінці інтервалу для нечіткої оцінки нормативу G , який відповідає рівню належності α_i ($\underline{G}^{\alpha_i} = g_{\tilde{G}}^L(\alpha_i)$, $\overline{G}^{\alpha_i} = g_{\tilde{G}}^R(\alpha_i)$).

Виходячи зі структури показника $Poss_{\tilde{K}\tilde{G}}(\dots)$, для нього мають місце властивості, наведені нижче:

1. $0 \leq Poss_{\tilde{K}\tilde{G}}(K < G) \leq 1$, $0 \leq Poss_{\tilde{K}\tilde{G}}(K > G) \leq 1$.
2. $Poss_{\tilde{K}\tilde{G}}(K < G) + Poss_{\tilde{K}\tilde{G}}(K > G) = 1$.
3. $Poss_{\tilde{K}\tilde{G}}(K < G) = Poss_{\tilde{G}\tilde{K}}(G > K)$, $Poss_{\tilde{K}\tilde{G}}(K > G) = Poss_{\tilde{G}\tilde{K}}(G < K)$.
4. Якщо $K < G$ для всіх $K \in \text{supp}(\tilde{K})$ та $G \in \text{supp}(\tilde{G})$, тоді $Poss_{\tilde{K}\tilde{G}}(K < G) = 1$ (або $Poss_{\tilde{K}\tilde{G}}(K > G) = 0$).
5. $Poss_{\tilde{K}\tilde{K}}(K < K) = 0,5$.

Відповідно до представлених властивостей, в межах використання показника $Poss_{\tilde{K}\tilde{G}}(\dots)$ природно здійснювати порівняння між нечіткими оцінками (числами) на основі принципу: якщо $Poss_{\tilde{K}\tilde{G}}(K < G) > 0,5$, тоді $\tilde{K} \pi \tilde{G}$ (\tilde{K} менше, ніж \tilde{G}); якщо ж $Poss_{\tilde{K}\tilde{G}}(K < G) = 0,5$, тоді $\tilde{K} \sim \tilde{G}$ (\tilde{K} дорівнює \tilde{G}).

Як підсумок проведеного дослідження, можна констатувати таке.

Порівняння недетермінованих оцінок економічних показників становить одну з базових складових аналізу даних в задачах бізнес-аналітики. У зіставленні з ситуацією імовірнісної невизначеності, в разі, коли аналізовані економічні показники описуються нечіткими оцінками, наявний методичний апарат їх порівняння характеризується відчутно більшим розмаїттям підходів і методів. Як постульовано і проілюстровано в роботі, в межах підходу до вирішення даного проблемного питання на основі індексу парного порівняння доцільно широко використовувати методи вимірювання ризику, які ґрунтуються на трактуванні міри ризику як ступеня можливості невідповідності фактичних економічних результатів гранично допустимим або цільовим значенням.

Список використаних джерел

1. Wang X., Ruan D., Kerre E. E. Mathematics of Fuzziness – Basic Issues.

Berlin, Heidelberg: Springer-Verlag, 2009. XI, 219 p.

2. Lepskiy A. Comparison of Stochastic and Fuzzy Orderings. *Proceedings of the First International Scientific Conference “Intelligent Information Technologies for Industry” (ITI’16)* / eds.: A. Abraham, S. Kovalev, V. Tarassov, V. Snášel. Switzerland: Springer, 2016. P. 27–37.

3. Dubois D., Prade H. Operations on Fuzzy Numbers. *International Journal of System Science*. 1978. Vol. 9, No. 6. P. 613–626.

4. Коцюба О. С. Аналіз альтернативних методів вимірювання економічного ризику в межах нечітко-множинного підходу. *Бізнес Інформ*. 2023. № 10. С. 141–149.

Красноносова Олена Миколаївна,
кандидат економічних наук, доцент,
старший науковий співробітник;

*Офіс оцінювання діяльності наукових установ НАН України
Державної установи «Центр оцінювання діяльності
наукових установ та наукового забезпечення
розвитку регіонів України НАН України»*

ПРОБЛЕМИ ВИБОРУ ІНСТРУМЕНТІВ ОЦІНЮВАННЯ РЕЗУЛЬТАТІВ НАУКОВОЇ ДІЯЛЬНОСТІ

Широкомасштабна військова агресія РФ проти України поставила невідкладні задачі щодо прискореного підвищення обороноздатності країни та посилення ефективності її промислового комплексу. Ці завдання неможливо успішно вирішити без впровадження результатів наукової, науково-технічної діяльності та інновацій у виробництво. Забезпечення високого рівня наукових розробок потребує пошуку інструментів, які б дозволили виявити та оцінити якість наукових досліджень, їх теоретичну цінність та здатність до практичної реалізації. В останні роки, які характеризувалися спочатку світовою пандемією Covid-19, а потім повномасштабною військовою агресією проти нашої держави, в Україні спостерігається поглиблення проблеми оцінювання результативності наукових досліджень та їх взаємозв'язку з національною економікою, а також відсутність необхідної уваги до питання стимулювання розвитку науки з боку держави.

В Угоді про асоціацію між Україною, з однієї сторони, та Європейським Союзом, Європейським співтовариством з атомної енергії і їхніми державами-членами, з іншої сторони [1], у редакції 2022 року, одним з основних пріоритетів зміцнення економіки визначено саме посилення взаємодії науки та інновацій з економічним зростанням та розвитком. Для реалізації цього пріоритету заплановано інвестування 3% валового внутрішнього продукту (ВВП)