

УДК 681.518: 519.25

В. В. Дубровіна, В. Є. Козлов, Ю. В. Козлов, О. О. Новикова, О. В. Орел

МЕТОД ОЦІНЮВАННЯ РИЗИКУ ЗА ДАНИМИ НЕЧИСЛОВОЇ ПРИРОДИ

Розглянуто підхід до вирішення завдання оцінювання ризику прийняття рішення в умовах невизначеності за даними нечислової природи.

Ключові слова: ризик; імовірнісне, статистичне, експертне оцінювання.

Постановка проблеми та аналіз публікацій. Однією з характеристик ризику людської діяльності у будь-якій предметній галузі є наявність аналізу, який визначає, що ризик існує, лише коли сформована суб'єктивна думка особи, яка "передбачає" ситуацію, і дана якісна або (і) кількісна оцінка негативної події майбутнього періоду [1, 2], інакше це створює загрозу або небезпеку, що може бути виражена [3, с. 38] як

$$D = H \cdot R,$$

де H – випадковість, що визначається як низка обставин, які можуть бути причиною заподіяння збитку; R – ризик, тобто ймовірність настання небезпечної події.

Приймемо визначення, що є у праці [4]: ризик – це властивість обстановки містити можливість небажаного результату діяльності, зумовлена браком інформації про значення факторів і параметрів поточної або (і) наступної обстановки (умов діяльності). Звертаємо увагу на ключові слова цього визначення – брак інформації, тобто невизначеність.

Необхідність виявлення і оцінювання ризиків зумовила появу так званої статистичної теорії прийняття рішень. Ця теорія враховує стохастичність виникнення подій, що обумовлюють ризики, і постулює: теоретичний ризик зводиться до ймовірності деякої (бажаної або ні) події [5, 6]. Таким чином, кількісні показники ризиків можна отримати з використанням теорії ймовірностей (ТІ) шляхом розрахунку ймовірності R події потрапляння оцінюваної величини для визначеного закону розподілу у деякий інтервал, що визначає ризик, як це показано на рис. 1.

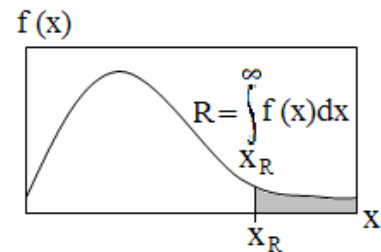


Рис. 1. Теоретичний ризик

Якщо відомий або заданий закон розподілу досліджуваної величини (наприклад, деякого показника ефективності результату людської діяльності), то теоретичний ризик можна оцінити чисельними значеннями математичного сподівання або (і) дисперсії [6].

У багатьох галузях (наприклад, радіолокації, метрології) при оцінюванні ризику використовують відомі з теорії статистичних рішень категорії помилок першого та другого роду (рис. 2).

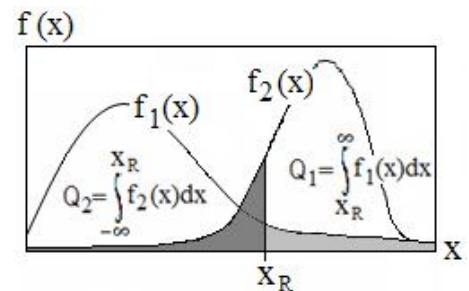


Рис. 2. Помилки першого та другого роду

ГОСТ 8.051-81 визначає методику вибору засобу вимірювальної техніки (ЗВТ) для контролю параметра виробу при заданих допустимих значеннях ймовірностей хибної $Q_1 = P_{xв}$ та невиявленої $Q_2 = P_{нв}$ відмов виробу, допуску на параметр Δ_n , середньому квадратичному відхиленні параметра σ_x , законах розподілу параметра $f(x)$ та похибки вимірювання $f(\Delta)$. Номограми, наведені у стандарті, дозволяють звести розрахунки фактичних значень $P_{xв}$ та невиявленої $P_{нв}$ відмов до елементарних операцій, порівнювати розраховані значення із заданими, сформулювати висновок щодо правильності вибору ЗВТ. Остаточню розраховують ймовірність вірного висновку – достовірність контролю параметра

$$P_{вв} = 1 - (P_{xв} + P_{нв}). \quad (1)$$

Предметом дослідження теорії ймовірностей є особливі залежності, притаманні результатам масових однорідних (для яких зберігається деяка сукупність умов) випробувань (експериментів, спостережень, вимірювань). При цьому випробування характеризуються статистичною регулярністю, хоча наслідки випробувань у кожному випадку можуть бути різними. ТІ є підґрунтям математичної

статистики (МС), яка широко застосовується для опису й вивчення різноманітних стохастичних процесів. Предмет і методи теорії імовірностей відрізняються від предмету і методів МС тим, що в ТІ випадкову змінну вважають відомою, а в МС випадкову змінну досліджують після одержання статистичного матеріалу. Ця особливість дає змогу стверджувати: для оцінювання (вимірювання) ризику можна застосовувати статистичний метод (СМ).

За теорією ймовірностей [5] мірою невизначеності результатів дослідження випадкової величини є середнє квадратичне відхилення (СКВ), що вимірюється в однакових одиницях (умовних, грошових або інших) із оцінюваною випадковою величиною. Чим менше значення СКВ – розкид значень випадкової величини відносно її середнього значення (СЗ), тим менше ризик прийняття невірної рішення. Якщо СКВ дорівнює нулю, то випадкова величина є детермінованою, і ризик, зумовлений невизначеністю результату оцінювання, теж дорівнює нулю.

За наявності декількох альтернативних варіантів прийняття рішення можна здійснювати вибір, що мінімізує ризик, у системі координат СЗ+СКВ за умов досягнення максимуму значення СЗ показника ефективності (якщо умовою є його максимізація) при мінімумі СКВ [4]. Відношення СКВ до СЗ – так званий коефіцієнт варіації $K_{вар}$, також може бути використаний у порівнюванні декількох рішень. При цьому вважають прийнятними значення $K_{вар} < 0,25$ [7].

Таким чином, можна дійти проміжного висновку, що кількісно ризик прийняття рішення в умовах стохастичної (фізичної) невизначеності, пов'язаної з імовірністю або неточністю, можна вимірювати теоретичним і статистичним методами, із застосуванням категорій імовірності, математичного сподівання, дисперсії, помилок першого та другого роду, середнього значення, середнього квадратичного відхилення. В умовах невизначеності (неоднозначності), зумовленої використанням для отримання знань щодо конкретної предметної галузі якісних, а не кількісних оцінок, виникає проблема оцінювання ризику прийняття рішення (бажано кількісного). Це обумовлює **актуальність статті та її мету** – запропонувати метод оцінювання ризику прийняття рішення за умови використання даних нечислової природи.

Виклад основного матеріалу. Відомо, що в кваліметрії широко застосовується метод експертних оцінок. Він зазвичай реалізується шляхом оброблення думок досвідчених експертів і фахівців та відрізняється від статистичного лише способом отримання інформації [8]: експертне оцінювання методом приписування балів фактично є вимірюванням за шкалою порядку з використанням даних нечислової природи типу “відмінно”, “добре” і т. п. Отримані експертним методом якісні оцінки шляхом дефазифікації (відомої процедури з теорії нечітких множин) можна “перевести” у кількісні [9]. Схожість процедур використання отриманих статистичним і експертним методами кількісних результатів [10] підтверджує можливість використання експертного методу для кількісного оцінювання ризиків.

Проілюструємо це прикладом оцінювання ризику особи, яка приймає рішення, при відборі кандидатів для навчання в ад'юнктурі.

Покладемо, що умовою відбору кандидата є значення середнього балу за попереднє навчання та вступні іспити не менше, ніж 4,00. До розгляду візьмемо множину усереднених оцінок курсантів за дисциплінами кафедри інформатики та прикладних інформаційних технологій (ПІТ) Академії внутрішніх військ МВС України за 2004–2014 роки. Цю множину подамо об'єднанням множин оцінок A , B і C відповідно у напівінтервалах $[2,00–3,00)$, $[3,00–4,00)$ і відрізка $[4,00–5,00]$:

$$Q = A \cup B \cup C. \quad (2)$$

Цій множині відповідає записана у термінах теорії нечітких множин функція належності

$$\mu(x) = (\max(\mu_A(x), \mu_B(x), \mu_C(x))). \quad (3)$$

Тут числові значення функцій належності $\mu_A(x)$, $\mu_B(x)$ і $\mu_C(x)$, отримані як результати підрахунку кількості оцінок n_A , n_B , n_C , що потрапили у відповідні інтервали, нормовані до максимальної кількості оцінок у інтервалі $[2,00–5,00]$:

$$n_A = 874; n_B = 2977; n_C = 732;$$

$$n_{\max} = \max\{n_A, n_B, n_C\} = \max\{874, 2977, 732\} = 2977;$$

$$\mu_A(x) \approx 0,29; \mu_B(x) = 1; \mu_C(x) \approx 0,25.$$

У табл. 1 наведено опис лінгвістичної змінної β_x , а на рис. 3 – графічну інтерпретацію її функції належності $\mu(x)$.

Т а б л и ц я 1

Експертна оцінка результатів навчання β_x

Терм	Характеристична функція належності	X
$T = \{\text{“середній бал”}\}$	$\mu(x) = \begin{cases} 0,29, \text{ якщо } 2,00 \leq x < 3,00; \\ 1, \text{ якщо } 3,00 \leq x < 4,00; \\ 0,25, \text{ якщо } 4,00 \leq x \leq 5,00. \end{cases}$	2,00–5,00

Для наведеного прикладу (рис. 3) ризик хибного вибору кандидата визначається часткою площини характеристичної функції належності $\mu(x)$, яка відповідає множині S оцінок (аналогічно до рис. 1).

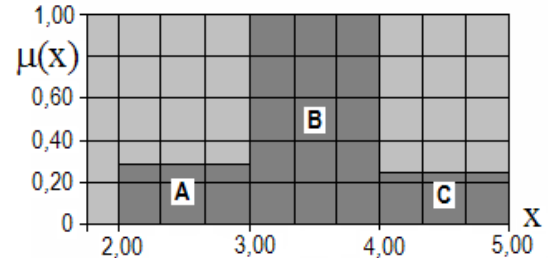


Рис. 3. Графічна інтерпретація $\mu(x)$

У загальному випадку

$$R = \frac{\mu_R(x)}{\sum_i \mu(x_i)}, \quad (4)$$

де $\mu_R(x) = \mu_C(x)$ – функція належності для інтервалу, що відповідає значенням балів, які більше заданого як умова відбору.

Розраховане за виразом (4) чисельне значення ризику $R = 0,25 / (0,29 + 1 + 0,25) \approx 0,16$.

У припущенні, що множина оцінок рівномірно розосереджена в інтервалі $[2,00-5,00]$, ризик складає 0,33. Для емпіричного відбору, який застосовують наразі, ризик складає 0,5.

У табл. 2 наведені результати підрахунку кількості n_i усереднених оцінок курсантів за дисциплінами кафедри ІПТ у дев'яти інтервалах Δ_i від 2,00 до 5,00, а також їх функції належності $\mu_i(x)$.

Т а б л и ц я 2

Множина усереднених оцінок курсантів за дисциплінами кафедри ІПТ

Δ_i	2,00-2,33	2,33-2,66	2,66-3,00	3,00-3,33	3,33-3,66	3,66-4,00	4,00-4,33	4,33-4,66	4,66-5,00
n_i	582	99	193	992	926	1124	323	267	142
$\mu_i(x)$	0,52	0,09	0,17	0,89	0,83	1,00	0,29	0,23	0,13

За припущення, що має місце стохастична невизначеність (у разі отримання оцінок за шкалами вище шкали порядку), рис. 4 є гістограмою розподілу усереднених оцінок курсантів, де $p_i(x) = n_i / n_{\Sigma}$, $n_{\Sigma} = 4583$. За такої інтерпретації ризик визначається як імовірність потрапляння у інтервал праворуч від оцінки 4,00, тобто $R_{ch} = (323 + 267 + 142) / 4583 \approx 0,16$. Очевидно, що розраховані значення R та R_{ch} практично співпадають.

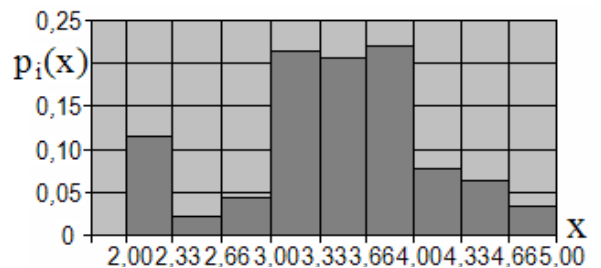


Рис. 4. Гістограма розподілу усереднених оцінок курсантів

На рис. 5 і 6 наведено графічні інтерпретації функцій належності $\mu(x)$ відповідно усереднених оцінок курсантів і кандидата до вступу в ад'юнктуру, середній бал якого складає 4,53 (результати його навчання на кафедрі ІПТ ураховані в усереднених оцінках курсантів). Такі дані можна використовувати для оцінювання графоаналітичним способом імовірності прийняття вірного рішення $P_{вв}$ за конкретними даними конкретної особи, як це робиться при виборі засобу вимірювань для контролю параметра виробу:

– помилка першого роду – ймовірність хибного вибору (потрапляння у інтервал праворуч від оцінки 4,00 на рис. 5), розраховане значення оціненого вище ризику $P_{хвб} = R \approx 0,16$;

– помилка другого роду – ймовірність хибної відмови кандидату (потрапляння у інтервал ліворуч від оцінки 4,00 на рис. 6), $P_{хвд} = (0,07+0,21) / (0,07+0,21+0,29+0,14+1) \approx 0,16$; збіжність числових даних прикладу, що розглядається, випадкова;

– імовірність вірного рішення у висновку за формулою (1):

$$P_{ep} = 1 - (P_{xob} + P_{xod}) = (0,16 + 0,16) = 0,68.$$

При суміщенні графіків, зображених на рис. 5 та 6, маємо аналогію до рис. 2.

Статистичний матеріал із результатами навчання курсантів за дисциплінами кафедри ППТ постійно накопичується, хоча його можна тримати у так званому “ковзному вікні” терміном, наприклад, десять років. Основні дані кандидатів мають у їх особових справах і, можливо, на кафедрах.

Крім розглянутих вище методів, для оцінювання ризиків можна використовувати методи оброблення результатів вимірювань із галузі метрології, у яких використані критерії оцінювання точності і результату вимірювання (максимальна правдоподібність, мінімум середнього ризику, мінімаксий), методи інформаційної теорії вимірювань [11], метод аналізу ієрархій [4], а також методи, у яких застосовують біноміальну схему або схему пуассонівського потоку негативних подій тощо [7, 12]. Їх основним недоліком є складність обчислення.

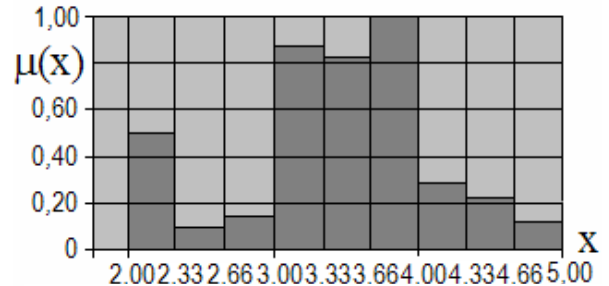


Рис. 5. Графічна інтерпретація $\mu(x)$ за даними табл. 2

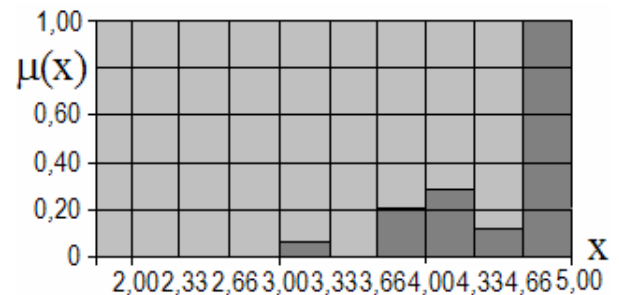


Рис. 6. Графічна інтерпретація $\mu(x)$ кандидата до вступу в ад'юнктурі

Висновки

Розглянуті ймовірнісний, ймовірнісно-статистичний методи та один із варіантів експертного методу оцінювання ризиків, прийнятних з погляду на простоту реалізації для вирішення завдань підтримки прийняття рішень в умовах невизначеності, зокрема при виборі альтернатив.

Запропонований метод оцінювання ризиків за даними нечислової природи може бути використаний для вирішення завдання відбору кандидатів на заміщення посад у підрозділах сил охорони правопорядку.

Список використаних джерел

1. Глуценко, В. В. Введение в кризисологию. Финансовая кризисология. Антикризисное управление [Текст] / В. В. Глуценко. – М. : ИП Глуценко В.В., 2008. – 88 с.
2. Мадера, А. Г. Риски и шансы: неопределенность, прогнозирование и оценка [Текст] / А. Г. Мадера. – М. : УРСС, 2014. – 448 с.
3. Человеческий фактор. Т. 1. Эргономика – комплексная научно-техническая дисциплина [Текст] / Ж. Кристенсен, Д. Майстер, П. Фоули и др.; пер. с англ. – М. : Мир, 1991. – 599 с.
4. Городнов, В. П. Теоретические основы моделирования микроэкономических и других процессов и систем : монография [Текст] / В. П. Городнов. – Х. : Акад. ВВ МВД Украины, 2008. – 484 с.
5. Вентцель, Е. С. Теория вероятностей [Текст] / Е. С. Вентцель. – М. : Высш. шк., 1998. – 576 с.
6. Вероятность и математическая статистика [Текст] : энциклопедия / гл. ред. Ю. В. Прохоров. – М. : Большая Российская энцикл., 1999. – 910 с.
7. Управление риском [Электронный ресурс]. – Режим доступа : klubok.net. – Загл. с экрана.
8. Шишкин, И. Ф. Метрология, стандартизация и управление качеством [Текст] / И. Ф. Шишкин. – М. : Изд-во стандартов, 1990. – 343 с.
9. Козлов, В. Є. Теоретико-множинний метод експертного оцінювання [Текст] / В. Є. Козлов, О. О. Новикова // Системи обробки інформації. – Х. : ХУПС, 2012. – Вип. 9(107). – С. 291–293.
10. Козлов, В. Є. Методика рейтингового оцінювання для експертного застосування [Текст] / В. Є. Козлов, В. Т. Оленченко, І. О. Юзьков // Системи управління, навігації та зв'язку. – Х. : ХУПС, 2009. – Вип. 4(12). – С. 69–74.
11. Морозов, А. А. Теоретические основы метрологии и информационно-измерительной техники. Ч. 1. Теоретические основы метрологии [Текст] / А. А. Морозов, Е. В. Чубаров. – Х. : ВИРТА ПВО, 1992. – 377 с.
12. Количественная оценка риска [Электронный ресурс]. – Режим доступа : beintrend.ru. – Загл. с экрана.

Стаття надійшла до редакції 14.04.2015 р.