Сініцький М.Є.,
кандидат фізико-математичних наук, доцент;
Фуртат Ю. О.,
кандидат технічних наук, доцент кафедри економіко-математичних дисциплін та інформаційних технологій;
Національна академія статистики, обліку та аудиту

Економічні ризики – статистичний вимір

Для управління економічною безпекою підприємств використовують різноманітні підходи, серед яких вагоме місце займає статистичне оцінювання критеріїв діяльності, що є основою для прийняття рішень в умовах часткової невизначеності та ризику. Найчастіше – це векторні критерії, складені з різноманітних фінансових коефіцієнтів, комбінації яких представляють статистичні факторні моделі, розроблені за допомогою багатовимірного регресійного та дискримінантного аналізу. Загальним для створюваних моделей є те, що отримуваний за ними відгук є випадковою величиною, якій притаманні певні параметри та оцінки їх значень (середнє значення, дисперсія, довірчий інтервал). Тому рівень ризику (виробничого, кредитного, процентного, ліквідності, інвестиційного, ринкового тощо) вимірюють часто величиною варіації певного показника ефективності (критерію) рішення (операції). В умовах повної невизначеності варіація показників ефективності визначають експертними шляхами і залежать від якостей експертів [1, с. 91]. В умовах часткової невизначеності застосовують методи імітаційного моделювання Монте-Карло, наприклад, при оцінюванні інвестиційних проектів [2] і в статистичних іграх (рандомізація чистих стратегій) [3, с. 67]. За їх допомогою моделюють математичні очікування та дисперсії критичних показників, а також будують функції ризику.

Що ж стосується вибору довірчого інтервалу для критерію, то це питання залишається неоднозначним і вимагає окремого розгляду, чому присвячена дана робота.

По-перше, задача побудови довірчого інтервалу виникає при оцінюванні розміру кількості спостережень, що мають бути покладені в основу прийняття рішення. Наприклад, якщо ймовірність того, що похибка у визначенні середнього значення скалярного критерію, стандартне відхилення якого дорівнює σ = 900 грн., перевищить 300 грн., має бути не більше 2%, то це означає, що 98-відсотковий довірчий інтервал складає

$$\left(\underline{K} - z_{\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \underline{K} + z_{\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = \left(\underline{K} - 2{,}33\frac{900}{\sqrt{n}}, \underline{K} + 2{,}33\frac{900}{\sqrt{n}}\right) = \left(\underline{K} - 300, \underline{K} + 300\right), \quad (1)$$

звідки $n \geq 49$.

По-друге, довірчі інтервали можуть використовуватись для перевірки деяких видів статистичних гіпотез [4, с. 112]. Нагадаємо, що прийняти нульову гіпотезу H_0 чи відхилити її та прийняти альтернативну їй гіпотезу

H_1, означає за наявними спостереженнями $x_1,\dots, x_n$ випадкових величин $X_1,\dots, X_n$ відповісти на питання, до якої з двох неперетинних частин H_0 або H_1 сімейства H функцій розподілу ($H_0 \cup H_1 = H,\ H_0 \cap H_1 = \varnothing$) належить конкретна функція розподілу F цих величин. Для відповіді на це питання в залежності від виду розподілу F обирається деякий статистичний критерій $T_n(X_1,\dots, X_n)$: $R^n \to R$, множина значень якого $D \subseteq R$ також розбивається на дві неперетинні частини D_0 і D_1: $D_0 \cup D_1 = D,\ D_0 \cap D_1 = \varnothing$. Якщо $T_n(X_1,..., X_n) \in D_0$, то приймається основна гіпотеза H_0, якщо $T_n(X_1,..., X_n) \in D_1$, то приймається альтернативна гіпотеза H_1. Окрім того з діапазону [0, 1) обирається рівень значимості α (інша назва p-рівень), що як правило, є достатньо малим числом, наприклад, 0,01; 0,05; 0,1, яке визначає межу ймовірності події $T_n(X_1,..., X_n) \in D_1$:

$$P_F(T_n(X_1,..., X_n) \in D_1) \le \alpha\ , \tag{2}$$

де нижній символ P_F означає, що ймовірність P залежить від того, яка конкретно функція розподілу з сімейства H_0 є функцією розподілу випадкової величини X_j. Так само для будь-якої функції розподілу $F \in H_1$ визначають імовірність помилкового відхилення альтернативної гіпотези, коли вона вірна: $\beta_F = P_F(T_n(X_1,..., X_n) \in D_0)$. Число $(1 - \beta_F)$ характеризує потужність статистичного критерію. Гіпотеза є простою, якщо H_0 або H_1 містить лише одну функцію розподілу, і складною – у протилежному випадку.

Демонстрацією наведеного може служити задача перевірки основної гіпотези, щодо невідповідності прибутку від торгівлі товарами зі скидками певному встановленому критерію (нормативу) μ_0. Основна гіпотеза H_0 є простою і містить лише одну функцію нормального розподілу з математичним сподіванням μ_0 і дисперсією σ_0^2. Альтернативна гіпотеза H_1 є складною і містить всі функції нормального розподілу з дисперсією σ_0^2 і математичним сподіванням $\mu \ne \mu_0$.

Статистика T_n в даному випадку має вигляд:

$$T_n(K_1,..., K_n) = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} K_j = \bar{K}, \tag{3}$$

де K_j – прибуток від реалізації j-го товару.

Множина D функції T_n співпадає з дійсною прямою R, а в якості множини D_0 береться її інтервал:

$$D_0 = \left(\mu_0 - z_{\alpha/2}\frac{\sigma_0}{\sqrt{n}}, \mu_0 + z_{\alpha/2}\frac{\sigma_0}{\sqrt{n}} \right) \tag{4}$$

де $z_{\alpha/2}$ – квантиль стандартного нормального розподілу порядку $(1 - \alpha/2)$, у виборках обсягом $n < 30$ його замінює відповідна квантіль розподілу Стьюдента.

В результаті подію $T_n(K_1,..., K_n) \in D_0$ можна представити у вигляді:

$$\left(\mu_0 - z_{\alpha/2}\frac{\sigma_0}{\sqrt{n}} < \underline{K} < \mu_0 + z_{\alpha/2}\frac{\sigma_0}{\sqrt{n}}\right) \to \left(-z_{\alpha/2} < \frac{\underline{K}-\mu_0}{\left(\frac{\sigma_0}{\sqrt{n}}\right)} < z_{\alpha/2}\right) \to \qquad (5)$$

$$\to \left(\underline{K} - z_{\alpha/2}\frac{\sigma_0}{\sqrt{n}} < \mu_0 < \underline{K} + z_{\alpha/2}\frac{\sigma_0}{\sqrt{n}}\right)$$

Імовірність цієї події дорівнює $(1-\alpha)$, отже ймовірність події $T_n(K_1,...,K_n) \in D_1$ дорівнює α, що свідчить про виконання умови (2).

Гіпотеза H_0 приймається, якщо $T_n(X_1,...,X_n) = \bar{X} \in D_0)$. Це легко перевірити за допомогою (5). Якщо (1 – α)-довірчий інтервал «накриває» норматив μ_0, то справедлива гіпотеза H_0, а у противному випадку – гіпотеза H_1.

Звернемо увагу, що на кінцевий результат суттєво впливає формулювання альтернативної гіпотези. В прикладі вище ми обрали $\mu \neq \mu_0$, тобто будь-який недохід чи перехід середнього прибутку через його норматив вважається нежаданим. Якщо $\mu < \mu_0$, то замість (4) для D_0 матимемо напівпряму

$$D_0 = \left(\mu_0 - z_{\alpha/2}\frac{\sigma_0}{\sqrt{n}}, \infty\right) \qquad (6)$$

і оскільки гіпотеза H_0 приймається, якщо $T_n(K_1,...,K_n) \in D_0$, то достатньо перевірити, чи $K \in D_0$, або $\mu_0 - z_{\alpha/2}\frac{\sigma_0}{\sqrt{n}} \le K$. або $\mu_0 \le K + z_{\alpha/2}\frac{\sigma_0}{\sqrt{n}}$. Останнє означає, що основна гіпотеза H_0 приймається тільки тоді, якщо μ_0 лежить у односторонньому (1 – α)-довірчому інтервалі $\left(-\infty, \underline{K} + z_{\alpha/2}\frac{\sigma_0}{\sqrt{n}}\right)$.

Процедура прийняття ймовірнісних гіпотез, коли критерієм виступає дисперсія певного показника, відрізняється від вище наведеної лише вибором функцій розподілу F і відповідно T_n. Методики запобігання банкрутству виробничих підприємств або банківського скорингу будують на методах множинної та логістичної регресії, де довірчий інтервал для результуючого показника визначає зону ризику для прийняття рішення на користь клієнта. Питання прийняття ймовірнісних гіпотез з використанням довірчих інтервалів для коефіцієнту кореляції розглянуто у [4, с. 147].

Список використаних джерел:

1. Волошин О.Ф. Моделі та методи прийняття рішень: навч. посіб. для ст. вищ. навч. закл. / О.Ф. Волошин, С.Ф. Мащенко. – 2-ге вид. перероб. та допов. – К.: Видавничо-поліграфичний центр «Київський університет», 2010. – 336 с.
2. Сініцький М.Є. Вибір інвестиційних проектів методом Монте-

Карло за наявності ризику / М.Є. Сініцький, Ф.В. Моцний // Науковий вісник НАСОА. – 2017. – №1-2. – С.100 – 111.

3. Петросян Л.А. Теория игр: учебник / Л.А. Петросян, Н.А. Зенкевич, Е.В. Шевкопляс. – СПб.: БХВ-Петербург, 2012. – 432 с.

4. Шведов А.С. Теория вероятности и математическая статистика: промежуточный уровень: учеб. пособие / А.С. Шведов; Нац. иссл. ун-т «Высшая школа Экономики». – М. : Изд. дом Высшей школы экономики, 2016. – 280 с.

Смишляк А. В.,
студентка освітнього рівня «магістр»,
спеціальність «Міжнародні економічні відносини»,
Інститут міжнародних відносин
Київського національного університету
імені Тараса Шевченка

Корпоративна культура як інструмент підвищення прибутковості компанії

Корпоративна культура як інструмент підвищення лояльності співробітників, лояльність співробітників, як інструмент підвищення прибутку компанії – ці формули вже давно і успішно застосовуються в світі як ефективні засоби нематеріальної мотивації співробітників, що мають величезний кумулятивний потенціал для розвитку бізнесу. Ще всесвітньо відомий економіст, професор Кембріджа, Ха-Юн Чанг у своєму бестселлері «23 факти: те, що вам не розкажуть про капіталізм» спростував твердження про те, що навіть в психології необмежено вільного ринку людьми рухають виключно корисливі мотиви і стверджував, що світ більш-менш функціонує завдяки тому, що люди далеко не такі егоїсти, якими вони вважаються в парадигмі ринкової економіки. В той же час він говорив – припустіть про людей гірше – і ви отримаєте гірше [7, с. 60].

В то же час, аудит компаній, які велику увагу приділяють впровадженню нематеріальної мотивації та розвитку корпоративної культури, спрямованої на підвищення рівня щастя співробітників, показують: на 37% оптимісти випереджають песимістів за об`ємами продажів, видатки на медичне обслуговування оптимістів на 30% менші за ті, які несуть песимісти, на 27% більшу прибутковість показують компанії із високим показником залученості співробітників а їх акціонерна вартість зростає на 20% порівняно з тими компаніями, працівники яких не показують великих результатів залученості. На довершення такий приклад прямо зі шпальт світових новин: американська компанія Amazon на 37% та 31% відповідно збільшила ефективність бізнесу та обсяги продажів після купівлі компанії