МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
Національний технічний університет України
«Київський політехнічний інститут»
Інститут енергозбереження та енергоменеджменту

ОЦІНКА ТЕХНІЧНИХ РИЗИКІВ

МЕТОДИЧНІ ВКАЗІВКИ
до виконання практичних робіт

Київ
НТУУ «КПІ»
2016

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
Національний технічний університет України
«Київський політехнічний інститут»
Інститут енергозбереження та енергоменеджменту

ОЦІНКА ТЕХНІЧНИХ РИЗИКІВ

МЕТОДИЧНІ ВКАЗІВКИ
до виконання практичних робіт
для студентів напрямку підготовки 6.050702 «Електромеханіка» спеціальності 7.05070205 «Електромеханічні системи геотехнічних виробництв»)

Частина 2

Київ
НТУУ «КПІ»
2016

Оцінка технічних ризиків: методичні вказівки до виконання практичних робіт / Уклад.: О. М. Терентьєв. – К.: НТУУ «КПІ», 2016. – Ч. 2. - 52 с.

В другій частині методичних вказівок до виконання практичних робіт коротко висвітлюються теоретичні відомості щодо керування ризиками методом «Value at Risk (VAR) - Сума під ризиком. Читач знайомиться з методами математичного програмування для визначення оптимальної виробничої програми. Надані приклади як ручного так і машинного розрахунку ризику порушення поточної технології виробництва та мінімаксної оцінки ризику при випуску неякісної продукції Наводяться приклади визначення ймовірності випуску виробу певного ґатунку та аналізу ризику використання виробничого обладнання. Виконання практичних робіт сприяє якісному і кількісному аналізу небезпек та ймовірнісному розрахунку надзвичайної події. Методичні вказівки дають змогу визначити ризик руйнування будівлі при вибуху балонів газу та встановлення стану будівлі після вибуху балонів газу.

Гриф надано Вченою радою ІЕЕ НТУУ «КПІ»
(Протокол № 9 від 15 лютого 2016 р.)

Навчальне видання

Оцінка технічних ризиківі

Методичні вказівки
до виконання практичних робіт

для студентів напрямку підготовки 6.050702 «Електромеханіка»
(спеціальності 7.05070205 «Електромеханічні системи геотехнічних виробництв»)

Електронне видання

Укладач: *Терентьєв Олег Маркович*, д-р. техн. наук, проф.

Відповідальний
редактор: Лістовщік Леонид Констянтинович, канд. техн. наук, доц.

Рецензент: *Ткачук Костянтин Костянтинович,* д-р. техн. наук, проф.

Комп’ютерний
набір: *Терентьєв Олег Маркович*, д-р. техн. наук, проф.

Зміст

ВСТУП

Проблема ризику - одна з ключових в діяльності людини. Урахування і обчислення такого чинника, як ризик, безпосередньо відбивається на кінцевому результаті прийнятого рішення. Тлумачення цього поняття неоднозначно і залежить від конкретної ситуації.

В даний час прийняті різні підходи до визначення ризику. Можна виділити два компоненти, з якими традиційно пов'язується даний термін:

– експозиція ризику, тоб то схильність до зовнішнього впливу;
– невизначеність.

Документи Європейської спілки «Здоров’я і безпека праці» (EC DOC/05/20/97) передбачають загальний підхід до оцінки ризиків, що можуть виникати у виробничих умовах. Ці положення і рекомендації відображено в «Guidance on risk assessment at work, Luxemburg: Office for Official Publications of the European Communities, 1996–2000». Деякі з цих вказівок приведені в підрозділах 1.1. і 1.2. вказаних Основних напрямків. Політику забезпечення безпеки праці та охорони здоров’я визначають також «Основные направления систем управления безопасностью труда и охраны здоровья» (ILO-OSH 2001) Международной Организации Труда (МОТ). Європейська Спілка дає своє бачення подальших дій і пріоритетів безпеки праці в документі «Приспособление к переменам в труде и обществе: новая стратегия безопасности труда и охраны здоровья Сообщества 2002–2006».

У подальшому будуть обговорюватися роботи системи діяльностей, які покликані забезпечувати стійкість траєкторії розвитку технічних проектів. Без усвідомленого їхнього виконання досягнення мети проекту досить сумнівне. Мова йтиме про ***управління ризиками, управління якістю* й *відстеження зав’язків.*** У тій або іншій формі ***управління ризиками, управління якістю*** й ***відстеження зв'язків*** реалізуються у будь-якому проекті.

УДК 65.012. 122
КП __________
№ державної реєстрації_____
Інв. №________

Міністерство освіти і науки, молоді та спорту України
Національний технічний університет України
„Київський політехнічний інститут”
Інститут енергозбереження і енергоменеджменту
03056, м. Київ, вул. Борщагівська, 115

„Затверджую”
Зав. кафедрою Електромеханічного
обладнання енергоємних виробництв
_______________ проф. Шевчук С.П.
“_____” _____________2013 р

ПРАКТИЧНА РОБОТА № 4

З дисципліни «Основи теорії експлуатаційних ризиків»

Тема:

РИЗИК ПОРУШЕННЯ ПОТОЧНОЇ ТЕХНОЛОГІЇ ВИРОБНИЦТВА

Керівник д.т.н., проф. Терентьєв О.М.

Виконав:
Студент групи ______ ______________
№ П.І.Б.

Київ
НТУУ «КПІ»
2016

Мета: Визначення ймовірності аварійної події при виконанні технологічних операцій з випадковими значеннями результатів процесу що може виникати будь – який, але тільки один, з *n* рівно ймовірних наслідків.

4.1. Методи математичного програмування для визначення оптимальної виробничої програми

Оптимальні рішення при створенні виробничих програм порушуються випадковим порушенням технологічної дисципліни виконавців. До найбільш суттєвих порушень можливо віднести невиконання договірних обов'язків сторін, а саме, порушення термінів виконання поставок комплектуючих суміжниками. Договірні санкції у випадку неналежного виконання договірних умов не достатньо дієві. Цим пояснюється велике практичне значення стохастичного програмування або програмування в умовах невизначеності, яке враховує випадковість різних елементів, які входять як в критерії оптимальності, так і в обмеження задачі. В деяких моделях велике значення має ймовірність підтримання належних виробничих умов.

Будемо вважати, що для вирішення задачі програмування, що визначає місячний оптимальний план виробництва цеху, потрібна ймовірність того, що у поточному місяці суміжні виробники виконають план постачання вузлів і напівфабрикатів.

Позначимо цю невідому ймовірність Θ [1]. Це може бути будь яке число в інтервалі [0, 1] - Ω. Задача інженера визначити ймовірність $\Theta \in \Omega$. Позначимо через A= [0, 1] область рішень інженера. Рішення $a \in A$ буде оцінкою ймовірності Θ. Приймаємо квадратичну функцію втрат $L(\Theta, a) = (\Theta-a)^2$. Нехай інженер бажає оцінити ймовірність Θ на основі інформації про виконання поставок у попередньому місяці.

Позначимо простір вибірок X={W, N}, де W – відповідає події, яка полягає в тому, що у попередньому місяці мало місце 100 % виконання сумісниками своїх обов'язків, а N – протилежна подія. Позначимо далі через d не рандомізовану функцію рішення інженера, яка відображає простір вибірок X у області рішень A. Так як інженер може спостерігати лише W або N, функції рішення визначаються наступним чином:

$$d(W) = a_1; \quad d(N) = a_2, \tag{4.1}$$

де $a_1 \in A$, $a_2 \in A$

Для повного опису структури статистичної гри (Ω, D, R) необхідно сформулювати ще **функцію Ризику R(Θ, p)** [1]. Приймаємо, що P{W|Θ}=Θ і P{N|Θ}=1 - Θ. Тобто E_Θ = P{W|Θ}+ P{N|Θ}. Тоді функція Ризику буде мати вигляд:

$$\mathrm{R}(\theta, d) = E_\theta L(\theta, a) = [(\mathrm{P\ W}|\theta) + (\mathrm{P\ N}|\theta)] \cdot L(\theta, a) = (\theta - a_1)^2 \cdot \theta + (\theta - a_2)^2 \cdot (1-\theta) =$$

$$= \left(\theta^2 - 2\theta \cdot a_1 + a_1^2\right) \cdot \theta + \left(\theta^2 - 2\theta \cdot a_2 + a_2^2\right) \cdot (1-\theta) =$$

$$= \theta^3 - 2\theta^2 a_1 + \theta \cdot a_1^2 + \theta^2 (1-\theta) - 2\theta \cdot a_2 (1-\theta) + a_2^2 (1-\theta) = \tag{4.2}$$

$$= \theta^3 - 2\theta^2 a_1 + \theta \cdot a_1^2 + \theta^2 - \theta^3 - 2\theta \cdot a_2 + 2\theta^2 a_2 + a_2^2 - \theta \cdot a_2^2 =$$

$$= -2\theta^2 a_1 + \theta^2 + 2\theta^2 a_2 + \theta \cdot a_1^2 - 2\theta \cdot a_2 - \theta \cdot a_2^2 + a_2^2 = .$$

$$= (1 + 2a_2 - 2a_1) \cdot \theta^2 + \left(a_1^2 - a_2^2 - 2a_2\right) \cdot \theta + a_2^2.$$

Знайдемо оптимальну не рандомізовану функцію рішення шляхом визначення байєсової функції. Припустимо, що для ряду місяців ймовірність Θ відсутності порушень постачання буде випадковою величиною з Бета – розподіленням [1], параметри якого p>0 і q>0,

$$f(\theta, d) == \begin{cases} 0 \quad при \;\; x \le 0, x \ge 1: \\ \dfrac{\Gamma(p+q)}{\Gamma(p) \cdot \Gamma(q)} \theta^{p-1} (1-\theta)^{q-1} \, при \quad 0 \langle \theta \langle 1; \\ p \rangle 0, \quad q \rangle 0 \end{cases}$$

Функція щільності має вигляд:

$$g(\theta)=\frac{\Gamma(p+q)}{\Gamma(p)\cdot\Gamma(q)}\theta^{p-1}(1-\theta)^{q-1} \text{ при } \Theta\in[0,\,1]. \qquad (4.3)$$

Трактування цього Бета-розподілення як апріорне розподілення ξ випадків події $\Theta \in \Omega = [0, 1]$, можливо визначити **байесовий ризик** [2]:

$$R(\theta,d)=E_d R(\theta,d)=\int\limits_{\Omega} R(\theta,d)d\theta=\int\limits_0^1 \left(1+2a_2-2a_1\right)\cdot\theta^2\cdot g(\theta)d\theta+\int\limits_0^1\left(a_1^2-a_2^2-2a_2\right)\cdot\theta\cdot g(\theta)d\theta+$$

$$+\int\limits_1^2 a_2^2\cdot g(\theta)d\theta=\left(1+2a_2-2a_1\right)E\left(\theta^2\right)+\left(a_1^2-a_2^2-2a_2\right)E(\theta)+a_2^2\,, \qquad (4.4)$$

де $m_1 = E(\Theta)$ – перший початковий момент, або математичне очікування випадкової змінної Θ, яка має бета-розподілення з функцією щільності $g(\Theta)$;

$m_2 = E(\Theta^2)$ – другий початковий момент.

Варіаційний ряд розподілу може характеризуватися системою статистик, які мають загальний математичний вираз і носять назву **моментів розподілу.** В цій системі знаходять своє відображення (місце) такі узагальнюючі характеристики ряду, як середня і дисперсія.

Система моментів розподілу вперше була розроблена російськім математиком П. Л. Чебишевим.

З теорії ймовірностей відомо, що для Бета-розподілення перший і другий моменти являють собою функції параметрів p і q:

$$m_1=E(\theta)=\frac{p}{p+q}; \qquad (4.5)$$

$$m_2=E\left(\theta^2\right)=\frac{p(p+1)}{(p+q+1)(p+q)}. \qquad (4.6)$$

Тоді байєсовий ризик є функція цих початкових моментів:

$$R(\theta, d) = \left(1+2a_2-2a_1\right)m_2 + \left(a_1^2-a_2^2-2a_2\right)m_1 + a_2^2 . \qquad (4.7)$$

При визначенні байєсової функції рішення, яка мінімізує байєсовий ризик для даного апріорного розподілення Θ, потрібно продиферинціювати вираз для байєсового ризику R(Θ, p) за a_1 і a_2, котрі будуть рішеннями, які відповідають події W або N, що спостерігається.

Згадаємо правила диференціювання функцій. З комутативності множення і правила Лейбниця:

$$\partial\left(x^2\right) = x\partial x + \partial(x)x = 2x\partial(x);$$

$$\partial(mx) = m\partial(x).$$

Звідси отримуємо:

$$\frac{\partial\, \mathrm{R}(\theta, \mathrm{d})}{\partial\, \mathrm{a}_1} = -2m_2 + 2a_1m_1 ; \qquad (4.8)$$

$$\frac{\partial\, \mathrm{R}(\theta, \mathrm{d})}{\partial\, \mathrm{a}_2} = 2m_2 - 2a_2m_1 - 2m_1 + 2a_2 \qquad (4.9)$$

Порівнюючи похідні нулю, отримаємо систему рівнянь:

$$\begin{cases} a_1m_1 = m_2; \\ a_2 - a_2m_1 = m_1 - m_2. \end{cases} \qquad (4.10)$$

Рішенням цієї системи рівнянь буде:

$$a_1 = \frac{m_2}{m_1} \quad \text{і} \quad a_2 = \frac{m_1 - m_2}{1 - m_1} , \qquad (4.11)$$

Де m_1 – перший (4.5), m_2 – другій (4.6) початкові моменти апріорного розподілення параметру Θ при Бета-розподіленні.

4.2. Ризик порушення поточної технології виробництва

Проведемо байєсове оцінювання ймовірності безперервного технологічного процесу виробництва.

4.2.1. Постановка завдання. З урахуванням подій W або N необхідно оцінити ймовірність Θ відсутності зупинок технологічних операцій, в зв'язку з порушенням планів постачання комплектуючих суміжними виробництвами у даному місяці.

Нехай Θ має бета – розподілення з параметрами p=3, q=1.

Бета-розподіл в теорії ймовірностей – двох параметричне сімейство абсолютно неперервних розподілів. Використовується для опису випадкових величин, значення яких обмежені кінцевим інтервалом.

Функція щільності цього розподілення має вигляд:

$$g(\theta)=\frac{\Gamma(3+1)}{\Gamma(3)\cdot\Gamma(1)}\theta^{3-1}(1-\theta)^{1-1}=3\theta^2 \text{ при } \Theta\in[0,\,1]. \qquad (4.12)$$

Графік функції щільності цього розподілення показаний на рисунку 4.1

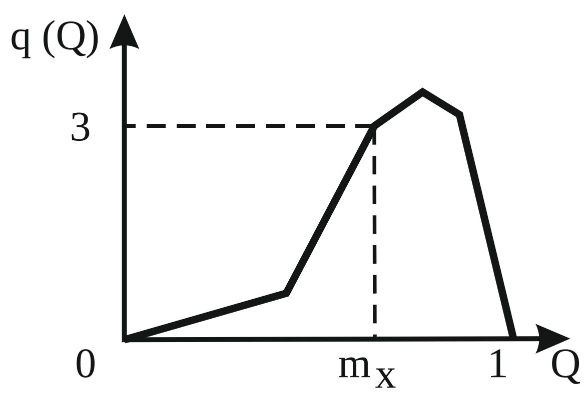


Рисунок 4.1 – Функція щільності q(Q) випадкової змінної Q

4.2.2. Реалізація завдання по встановленню ступеню ризику порушення поточної технології виробництва

В цьому розподіленні значення ймовірності Θ, що наближаються до 1, мають значно більшу щільність, ніж значення, що близькі до 0. Таке допущення правомірне до поставленої задачі.

З урахуванням взаємозв'язку між моментами m_1 і m_2 і параметрами p=3 і q=1 Бета-розподілення отримуємо:

$$m_1 = \frac{p}{p+q} = \frac{3}{3+1} = \frac{3}{4} \quad \text{і} \quad m_2 = \frac{p(p+1)}{(p+q+1)\cdot(p+q)} = \frac{3(3+1)}{(3+1+1)(3+1)} = \frac{12}{20} = \frac{3}{5}.$$

Звідки байєсова функція рішення:

$$d(W) = a_1 = \frac{m_2}{m_1} = \frac{\frac{3}{5}}{\frac{3}{4}} = \frac{3\cdot 4}{3\cdot 5} = \frac{4}{5} = 0{,}8;$$

$$d(N) = a_2 = \frac{m_1 - m_2}{(1-m_1)} = \frac{\frac{3}{4} - \frac{3}{5}}{1-\frac{3}{4}} = \frac{\frac{3}{20}}{\frac{1}{4}} = \frac{3\cdot 4}{20} = \frac{12}{20} = \frac{3}{5} = 0{,}6.$$

Таким чином, оцінкою ймовірності Θ події, що полягає у безперебійній роботі технологічної лінії виробництва у даному місяці завдяки сумлінному виконанню договірних умов постачальниками комплектуючих буде число d(W)=0,8. Якщо у минулому місяці також не було перерви з постачанням комплектуючих від суміжників, тоді оцінкою цієї ймовірності буде число d(N)=0,6.

В прикладі, що розглянуто передбачалося знання апріорного розподілення ймовірності відсутності порушення терміну договірних поставок комплектуючих виробів суміжниками.

У деяких випадках апріорне розподілення невідомо. Крім того інженер повинен передбачати і можливі гірші варіанти, тобто проводити більш обережну оцінка можливого ризику. У цьому випадку слід користуватися не байєсовою, а **мінімаксною оцінкою ризику.**

4.3. Мінімаксна оцінка ризику

Визначаємо спочатку рівноважну функцію рішення, для якої ризик не залежить від Θ. З формули функції ризику R(Θ, p), виходить, що ця функція не залежить від Θ, тоді, як:

$$1 + 2a_2 - 2a_1 = 0 \quad \text{і} \qquad a_1^2 - a_2^2 - 2a_2 = 0$$

Рішення цієї системи рівнянь дає :

$$a_1 = \frac{\mathrm{m}_2}{\mathrm{m}_1} = \frac{p}{p+q} = \frac{\frac{3}{5}}{\frac{3}{4}} = \frac{3 \cdot 4}{3 \cdot 5} = \frac{4}{5} = 0{,}8\,;$$

$$a_2 = \frac{m_1 - m_2}{1 - m_1} = \frac{(p+q) \cdot p}{(p+q+1) \cdot (p+q)} = \frac{(3+1) \cdot 3}{(3+1+1) \cdot (3+1)} = \frac{3}{5} = 0{,}6$$

$$\mathrm{d}(\mathrm{W}) = a_1 = \frac{m_2}{m_1} = \frac{\frac{3}{5}}{\frac{3}{4}} = \frac{3 \cdot 4}{3 \cdot 5} = \frac{4}{5} = 0{,}8\,;$$

$$d(N) = a_2 = \frac{m_1 - m_2}{(1 - m_1)} = \frac{\frac{3}{4} - \frac{3}{5}}{1 - \frac{3}{4}} = \frac{\frac{3}{20}}{\frac{1}{4}} = \frac{3 \cdot 4}{20} = \frac{12}{20} = \frac{3}{5} = 0{,}6$$

Функції d(W)=a_1=4/5=0,8 і d(N) =a_2=3/5 = 0,6 є врівноважуючи, тоді постійний ризик:

$$R(\theta,p)=(1+2a_2-2a_1)m_2+\left(a_1^2-a_2^2-2a_2\right)m_1+a_2^2=$$

$$=(1+2\cdot 0{,}6-2\cdot 0{,}8)\cdot 0{,}6+(0{,}8^2-0{,}6^2-2\cdot 0{,}6)\cdot 0{,}8+0{,}6^2=$$

$$=(1+1{,}2-1{,}6)\cdot 0{,}6+(0{,}64-0{,}36-1{,}2)\cdot 0{,}8=0{,}6\cdot 0{,}6+(-0{,}92\cdot 0{,}8)+0{,}36=$$

$$=0{,}36-0{,}736+0{,}36=0{,}016$$

$$\mathrm{R}(\theta,\mathrm{d})=1/16=0{,}016\,.$$

Для того, щоб переконатися, що ця функція рішення буде мінімаксною, достатньо довести, що вона байєсова відносно деякого апріорного розподілення параметра Θ.

Візьмемо у якості апріорного розподілення Θ бета - розподілення з параметрами p = q = 0,5.

Тоді:

$$m_1=\frac{\mathrm{p}}{\mathrm{p+q}}=\frac{0{,}5}{0{,}5+0{,}5}=0{,}5$$ і

$$m_2=\frac{(p+1)\cdot p}{(p+q+1)\cdot(p+q)}=\frac{(0{,}5+1)\cdot 0{,}5}{(0{,}5+0{,}5+1)\cdot(0{,}5+0{,}5)}=\frac{0{,}75}{2}=0{,}375$$

Звідки байєсова функція рішення:

$$\mathrm{d(W)}=\frac{\mathrm{m}_2}{\mathrm{m}_1}=\frac{0{,}375}{0{,}5}=0{,}75 \quad \text{і} \quad d(N)=\frac{m_1-\mathrm{m}_2}{(1-m_1)}=\frac{0{,}5-0{,}375}{1-0{,}5}=\frac{0{,}125}{0{,}5}=0{,}25.$$

Згідно з теоремою функція рішення d(W)=0,75 і d(N)=0,25 є мінімаксною, тобто дає мінімаксну оцінку ймовірності Θ невиконання договірних умов постачання комплектуючих суміжними організаціями.

Нехай, ця мінімаксна функція рішення узгоджується з мінімаксною оцінкою параметра Θ у біноміальному розподіленні, отриманою Дж. Ходжесом і Е. Леманом [2]. Ця оцінка мала вигляд:

$$\mathrm{d}(\mathrm{x}) = \frac{x + \frac{1}{2}\sqrt{n}}{\sqrt{n} + n}$$

Прийнявши n=1 і призначивши події W число 1, а події N – число 0, отримаємо доведену мінімаксну функцію рішення.

З формули мінімаксної оцінки параметра Θ в біноміальному розподіленні для одного спостереження у виборці виходить, що

$$\mathrm{d}(\mathrm{W}) = \frac{1 + \frac{1}{2}}{1+1} = \frac{3}{4} = 0{,}75 \qquad \text{і} \qquad d(N)\frac{0 + \frac{1}{2}}{1+1} = \frac{1}{4} = 0{,}25$$

Коли нема необхідної інформації про апріорне розподілення, замість байєсових оцінок ймовірності Θ можливо використовувати у задачах стохастичного програмування їх мінімаксну оцінку, тобто 0,75, якщо у минулому місяці спостерігалася подія W, і 0,25, якщо спостерігалася подія N.

ВИСНОВКИ

(готуються самостійно)

ПРАКТИЧНІ РЕКОМЕНДАЦІЇ

(готуються самостійно)

Варіанти для самоперевірки та контрольні завдання

1. Оцінити ймовірність Θ відсутності зупинок технологічних операцій, в зв'язку з порушенням планів постачання комплектуючих суміжними виробництвами у даному місяці.

Нехай Θ має бета – розподілення з параметрами p=3, q=1.

Варіанти для самостійної реалізації і контролю наведені в таблиці 5.1

Таблиця 5.1 - Варіанти для самостійної реалізації і аналізу

Варіанти для самоконтролю	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Параметр, p	1	2	4	5	6	2	3	4	5	6
Параметр, q	3	4	5	4	3	4	4	5	5	6
Ймовірність Θ відсутності зупинок технологічних операцій										

Варіанти для самоконтролю	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
Параметр, p	3	4	5	4	3	4	4	3	8	6
Параметр, q	1	2	4	4	6	2	3	5	5	1
Ймовірність Θ відсутності зупинок технологічних операцій										

Варіанти для самоконтролю	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
Параметр, p	6	5	4	5	8	1	3	4	5	6
, q	2	3	5	4	3	1	3	4	5	6
Ймовірність Θ відсутності зупинок технологічних операцій										

ПЕРЕЛІК ПОСИЛАНЬ

1. Колмогоров А.Н. Основное понятия теории вероятностей. – М.: Наука, 1974. – 120с.
2. Глонь О.В., Дубовой В.М. Моделювання систем керування в умовах невизначеності. Монографія. – Вінниця: УНІВЕРСУМ-Вінниця, 2004. – 169с.
3. Gren Jerzy. Gry statyczne I ich zastosowania/ Jerzy Gren – Warszawa, Panstwowe Wydavnictwo Ekonomiczne, 1972. - с. 176/
4. Hodges J. L. Some Problems in Minimax Point Estimation /J. L. Hodges, E. L. Lehmann – “Annals of Mathem. Statistics”, 1950, vol. 21 – p. 18-29.

Додаток А. Пояснення до вибору коду УДК

65 – Керування підприємствами, організація виробництва, торгівлі і транспорту

65.012 – Методи:

.1 – Дослідження. Нагляд. Досліди.

.12 – Дослідження. Нагляд. Аналізи.

.122 – Дослідження планування і виробничих процесів. Дослідження операцій. Лінійне програмування. Вивчення досвіду підприємств.

Додаток Б. Пояснення до вибору коду продукту з ДКПП 016-97

Загальна структура цифрових кодів для утворення класифікаційних угрупувань у ДКПП відповідає такій схемі:

- XX - розділ;
- XX.X - група;
- XX.XX - клас;
- XX.XX.X - категорія;
- XX.XX.XX - підкатегорія;
- XX.XX.XX.XXX - тип.

Приклад: 10.10.11.100,

- 10 - розділ "Вугілля кам'яне, вугілля буре та торф";
- 10.1 - група "Вугілля кам'яне";
- 10.10 - клас "Вугілля кам'яне";
- 10.10.1 - категорія "Вугілля кам'яне";
- 10.10.11 - підкатегорія "Вугілля кам'яне неагломероване";
- 10.10.11.100 - тип "Вугілля сортове".

Додаток В. Парадокси методу максимальної правдоподібності

А) Історія парадоксу

Метод максимальної правдоподібності (ММП) є одним з найбільш ефективних методів оцінювання невідомих параметрів. Отримав поширення в 20-і роки нашого сторіччя завдяки роботам англійського статистика Р. Фішера. І хоча у Фішера були попередники, саме його робота, написана в 1912 р., зіграла в цьому вирішальну роль. Нагадати суть методу. Оцінка максимальної правдоподібності (ОМП) має ряд гарних властивостей. Наприклад, якщо $\bar{\theta}$ - ОМП параметра θ, то $g(\bar{\theta})$ - ОМП для $g(\theta)$. При досить загальних умовах ОМП поводить себе як нормально розподілена випадкова величина з середнім θ і дисперсією $1/nI(\theta)$, значить, $\bar{\theta}$ - слушна оцінка, і її дисперсія асимптотично мінімальна (тобто сама оцінка асимптотично ефективна). Більш того, якщо достатня статистика існує, то ММП приводить до функції від цієї достатньої статистики.

Б) Парадокси

і) Нехай X_1, X_2,…, X_n - незалежні випадкові величини, рівномірно розподілені на інтервалі $(\theta, 2\theta)$. ОМП невідомого параметра θ є $\max(X_i/2)$. Розглянемо трохи іншу оцінку:

$$\tilde{\theta} = \frac{2n+2}{2n+1}\max\frac{X_i}{2},$$

яка є незміщеною оцінкою θ з дисперсією $D^2(\tilde{\theta}) = 1/4n^2$. З іншого боку, дисперсія оцінки $\frac{n+1}{5n+4}(\min X_i + 2\max X_i)$ асимптотично еквівалентна $1/5n^2$, значить, ця оцінка більш ефективна, ніж ОМП, яка має найбільшу асимптотичну ефективність.

ii) Наведемо простий приклад, який показує, що ОМП не завжди слушна. Нехай A – множина раціональних чисел між 0 та 1, а B – деяка зліченна множина ірраціональних чисел між 0 і 1. Припустимо, що значеннями незалежних елементів вибірки є тільки 0 і 1, причому значення 1 приймається з імовірністю θ, якщо θ - елемент множини A, і з імовірністю 1 - θ, якщо θ - елемент B. Тоді ОМП для θ не є слушною. (Деяка більш складна слушна оцінка для θ все ж існує.)

Додаток Г. Парадоксальне оцінювання ймовірності

Оцінкою невідомої ймовірності, як правило, служить відносна частота. Наприклад, якщо при 100 підкиданнях монети герб випав 47 разів, то оцінкою ймовірності випадання герба й буде 47/100. Але якщо при 10 підкиданнях більш чи менш правильної монети герб жодного разу не з′явився, то нема підстав вважати, що ймовірність випадання герба дорівнює 0. При наявності деякої *апріорної* інформації (наприклад, що монета більш чи менш правильна) оцінювання через відносну частоту, взагалі кажучи, не є кращим способом. Наша апріорна інформація добре виражається через бета-розподіл, який залежить від двох параметрів a і b. Щільність бета-розподілу дорівнює нулю поза інтервалом (0, 1) і пропорційна $x^{a-1}(1-x)^{b-1}$ на (0, 1) ($a > 0$, $b > 0$). Математичне сподівання і дисперсія бета-розподілу відповідно дорівнюють

$$m = \frac{a}{a+b} \text{ і } d = \frac{ab}{(a+b)^2(a+b+1)}.$$

Розв′язуючи цю систему рівнянь, знаходимо, що наша *апріорна* інформація відносно m і d може бути виражена через a і b (наприклад, якщо монета правильна, то $m = 1/2$, і $a = b$). Якщо апріорний розподіл є бета-розподілом з параметрами (a, b), то за теоремою Байєса апостеріорний розподіл також буде бета-розподілом. (Саме ця властивість пояснює широку застосовуваність бета-розподілу.) Якщо в n експериментах подія, ймовірність якої невідома, відбулася k раз, то параметрами *апостеріорного* розподілу будуть ($a + k$, $b + n - k$) , значить, *апостеріорне* математичне сподівання матиме вигляд

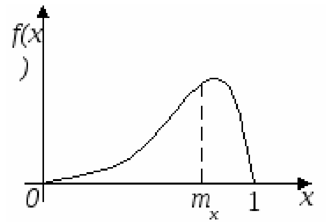
$$M = \frac{a+k}{a+b+n},$$

що дає більш змістовну і кращу оцінку для невідомої ймовірності, ніж відносна частота k/n. Очевидно, що при досить великих n величина M практично не відрізняється від відносної частоти, але, наприклад, коли $n = 10$, $k = 0$ і $a = b = 100$, то маємо $M = 100/210 \approx 0.48$; і той же час відносна частота дорівнює 0, що зовсім не повинно нас влаштовувати.

Додаток Д. Види розподілу випадкової величини

Бета-розподіл

$$f(x;\alpha)=\begin{cases}0 & \text{при } x\le 0, x\ge 1,\\ \dfrac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}x^{\alpha-1}(1-x)^{\beta-1} & \\ \text{при } 0<x<1\,(\alpha>0,\beta>0). & \end{cases}$$

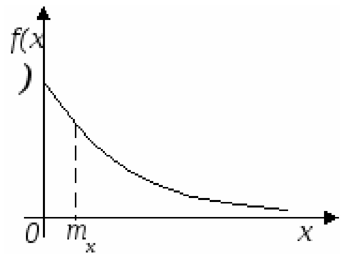


$$m_x=\frac{\alpha}{\alpha+\beta}$$

$$D_x=\frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)}$$

Експоненційний (показниковий)

$$f(x)=\begin{cases}\lambda e^{-\lambda x} & \text{при } x\ge 0, \lambda>0,\\ 0 & \text{при } x<0, \lambda>0.\end{cases}$$

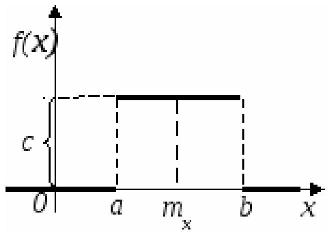


$$m_x=\sigma=1/\lambda$$

$$D_x=1/\lambda^2$$

Рівномірний

$$f(x)=\begin{cases}0 & \text{при } x<a;\\ \dfrac{1}{b-a} & \text{при } a\le x\le b;\\ 0 & \text{при } x>b.\end{cases}$$



$$m_x=(a+b)/2$$

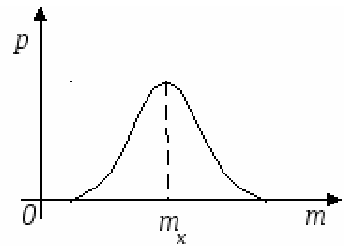
$$\sigma_x=(b-a)/2\sqrt{3}$$

Біноміальний

$$f(x)=\begin{cases}0 & \text{при } m\le 0;\\ \sum\limits_{m_i<m} P_{m,n} & \text{при } 0\le m\le n;\\ 1 & \text{при } m>n.\end{cases}$$

$$P(X=m)=C_n^m p^m q^{n-m}$$

$$(m=0,1,\ldots,n),\ q=1-p.$$

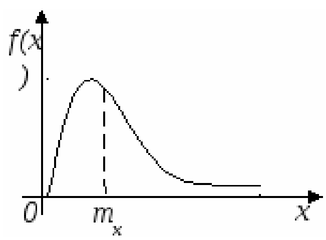


$$m_x=n\,p$$

$$\sigma_x=\sqrt{npq}$$

Гама-розподіл

$$f(x;\alpha)=\begin{cases}0 & \text{при } x\le 0,\\ \dfrac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)}x^{\alpha-1}e^{-\beta x} & \text{при } x>0.\\ (\alpha>0,\beta>0) & \end{cases}$$



$$m_x=\frac{\alpha}{\beta}$$

$$D_x=\frac{\alpha}{\beta^2}$$

УДК 65.012. 122
КП __________
№ державної реєстрації_____
Інв. №________

Міністерство освіти і науки України
Національний технічний університет України
„Київський політехнічний інститут”
Інститут енергозбереження і енергоменеджменту
03056, м. Київ, вул. Борщагівська, 115

„Затверджую”
Зав. кафедрою Електромеханічного
обладнання енергоємних виробництв
________________ проф. Шевчук С.П.

_____” _____________2016 р

ПРАКТИЧНА РОБОТА № 5

З дисципліни «Основи теорії експлуатаційних ризиків»

Тема:

РИЗИК ВИПУСКУ НЕЯКІСНОЇ ПРОДУКЦІЇ

Керівник д.т.н. проф. Терентьєв О. М.

Виконав:
Студент групи ______ ______________
№ П.І.Б.

Київ
НТУУ «КПІ»
2016

Мета: Засвоєння методів математичного програмування для визначення оптимальної виробничої програми при випадковому порушенні технологічної дисципліни виконавців.

5.1. Визначення поняття ймовірність події

При виконанні досліджень дослідник має справу з випадковими значеннями результатів процесу, що вивчається. При кожному випробуванні може виникати будь – який, але тільки один, з n рівно ймовірних наслідків.

Будь яку можливу множину наслідків називають **випадковою подією** [1]. Ця випадкова подія обов'язково виникає, і тому має назву **достовірна подія**.

Нехай деяка подія А виникає тоді і тільки тоді, коли виникає хоча б один з m різних визначених наслідків з загальної кількості n можливих. **Ймовірністю події** А називають відношення m/n – сприятливих подй А, до числа всіх можливих

Ймовірність події А позначають символом P(A):

$$P(A) = m/n. \tag{5.1}$$

Тобто, при будь якому i ($1 \le i \le n$):

$$P(Ei) = 1/n, \tag{5.2}$$

де Ei – наслідок i, для події U, що виникає кожного разу, коли виникає якійсь наслідок Ei, якому сприяють усі можливі наслідки, P(U) = 1.

Подію Ui у загальному випадку називають **достовірною.**

5.2. Визначення ймовірності випуску виробу певного ґатунку

5.2.1. Постановка завдання.

В замовленій партії 350 гідроциліндрів було:

- 200 гідроциліндрів вищого ґатунку;
- 100 гідроциліндрів – першого ґатунку;
- 50 гідроциліндрів – другого ґатунку.

При випадковому виборі одного гідроциліндра з вказаної партії визначити ймовірність отримання виробу вищого, першого і другого ґатунку.

5.2.2. Реалізація завдання по визначенню ймовірності вибору гідроциліндра необхідної якості

За умовою: n=350 – загальна кількість гідроциліндрів у партії. Позначимо літерами В – гідроциліндри вищого ґатунку, П – першого, Д – другого.

Ймовірність вибору з усієї партії одного гідроциліндру вищого ґатунку:

$$P(В) = m/n = 200/350 = 0{,}571;$$

Ймовірність вибору з усієї партії одного гідроциліндру першого ґатунку:

$$P(П) = 100/350 = 0{,}286;$$

Ймовірність вибору з усієї партії одного гідроциліндру другого ґатунку:

$$P(Д) = 50/350 = 0{,}143.$$

5.3. Аналіз ризику використання виробничого обладнання

Для аналізу експлуатаційних ризиків необхідно визначити:

- джерела підвищеної небезпеки, які повинні частіше контролюватися;
- потенційні аварії;
- послідовність подій в аварійних ситуаціях;
- величину наслідків;
- конкретні шляхи попередження аварій;
- шляхи зниження тяжкості наслідків.

На практиці аналіз експлуатаційних ризиків слід починати з досліджень, які дозволяють ідентифікувати потенційні джерела небезпеки.

Методи розрахунку ймовірностей і статистичний аналіз є складовими кількісного аналізу експлуатаційних ризиків виробництва.

Попередній аналіз експлуатаційного ризику (ПАЕР) виконують у наступному порядку:

- вивчають технічні характеристики об’єкта, а також енергетичні джерела, що використовуються, робочі середовища, матеріали, з метою встановити їх найнебезпечніші чинники, що можуть викликати аварію;
- встановлюють закони, стандарти, правила, дія яких розповсюджується на конкретний технічний об’єкт, систему, процес;
- перевіряють технічну документацію на її відповідність нормативним і нормативно-правовим документам;
- складають перелік можливих станів небезпеки, в якому вказують ідентифіковані джерела небезпеки (системи, підсистеми, компонента), можливі травмуючи чинники, потенційні аварійні ситуації:
- встановлюють недоліки і порушення технологічної дисципліни.

5.4. Якісний і кількісний аналіз небезпек

Якісні методи аналізу небезпек включають:

- попередній аналіз небезпек;
- аналіз наслідків відмов;
- аналіз небезпек за допомогою "дерева причин";
- аналіз небезпек методом потенційних відхилень;
- аналіз помилок персоналу;
- причинно-наслідковий аналіз.

В результаті аналізу аварійної (потенційною) небезпеки встановлюють наступні показники:

- індивідуальний ризик;
- соціальний ризик;
- структуру уражених по ступеню тяжкості;
- вид уражень;
- матеріальний збиток тощо.

Найбільш поширеним методом аналізу безпеки є метод побудови і аналізу "дерев відмов":

- спочатку проводять класифікацію зовнішніх небажаних подій (ЗНП). Тобто ураховують вихід з ладу певних елементів. Наприклад, порушення герметичності резервуару із зрідженим вуглеводневим газом з подальшим утворенням хмари паливо-повітряної суміші та її вибухом, класифікується як зовнішня небажана подія;
- далі "дерево відмов" будують внизу від ЗНП, враховуючи усі події, що його, що викликають;
- закінчують виділенням первинних подій, причини настання яких не досліджуються.

5.5. Імовірнісний розрахунок надзвичайної події

При аналізі безпеки необхідно знати, в якій групі елементів найймовірніше і можливе виникнення аварійного стану. Для цього використовують імовірнісні методи математичної статистики.

Технологічне устаткування виробничих об'єктів можна умовно розбити на три основні групи:

1. Реакційні апарати, проміжні ємності, машини.
2. Комунікації мережи– трубопроводи.
3. Запірна арматура (засувки, крани, ущільнення).

Гази або пари горючих рідин, що знаходяться в технологічному устаткуванні під тиском вище за атмосферний, можуть потрапити на об'єкт або в приміщення при порушенні цілісності устаткування. Усе устаткування об'єкту може стати джерелом виходу газів, і, отже, є K груп по n елементів ризику.

При великому числі незалежних елементів з малою інтенсивністю відмов сумарний потік відмов буде близький до простого після закінчення деякого часу, незалежно від законів розподілу термінів служби цих елементів. У разі простого потоку подій ймовірність P появи m подій в інтервалі часу від t до $t + \tau$ знаходиться за законом Пуассона [1]:

$$\mathrm{P} = \frac{\Delta\tau}{m!} e^{-\Delta\tau}, \qquad (5.3)$$

де $\Delta\tau$ - ймовірність безаварійної роботи обладнання протягом часу τ;

m - середнє число подій за певний інтервал часу;

Δ - параметр потоку відмов.

У відповідності з цим при середніх термінах працездатності елементів T_1, T_2 …T_R, параметр потоку відмов Δ в цілому по виробництву буде мати межу:

$$\Delta = \frac{n_1}{T_1} + \frac{n_2}{T_2} + ... \frac{n_R}{T_R} = \frac{1}{T} \tag{5.4}$$

За Δ або Т можливо визначити ймовірність R(τ) безвідмовної роботи протягом часу τ:

$$P_0(\tau) = e^{-\frac{\tau}{T}} \tag{5.5}$$

Точкою від рахунку є зв'язок між:

- ймовірністю безаварійної роботи обладнання протягом часу Δτ;
- ступенем заповнення виробничих приміщень обладнанням;
- режимом роботи.

Ймовірність ***B*** виникнення відмови елемента ***n***-ї групи з ***K*** груп:

$$B_m = n_m \Delta_m / \left(n_1 \Delta_1 + n_2 \Delta_2 + ... + n_k \Delta_k\right) \tag{5.6}$$

Наприклад, у цеху знаходяться наступні види обладнання:

- ємності 50 м^3 - 10 шт. (термін служби 50 років);
- ємності 25 м^3 - 20 шт. (термін служби 100 років);
- трубопроводи діаметром 250 мм - 100 пог.м. (термін служби 1 пог.м - 200 років).

Необхідно оцінити ймовірний вихід газу в атмосферу за час між ревізіями (6 місяців).

Рішення: Параметр потоку відмов:

$$\Delta = \frac{n_1}{T_1} + \frac{n_2}{T_2} + \frac{n_3}{T_3} = \frac{10}{50} + \frac{20}{100} + \frac{100}{200} = \frac{9}{10}$$

Для терміну τ=0,5 року ймовірність $P_0(\tau)$ безаварійної роботи:

$$P_0(\tau) = e^{-\tau/T} = e^{-0{,}5\cdot 9/10} = 0.63$$

Ймовірність того, що вихід газу пройде з m - ї групи обладнання, можливо розрахувати за (5.6).

Ймовірність виходу з ладу ємності 50 м^3:

$$B_{m1} = \frac{n_1\Delta_1}{n_1\Delta_1 + n_2\Delta_2 + n_3\Delta_3} = \frac{10\frac{1}{5}}{10\frac{1}{5} + 20\frac{1}{5} + 100\frac{1}{2}} = \frac{2}{56} = 0{,}0357$$

Ймовірність виходу з ладу ємності 25 м^3:

$$B_{m2} = \frac{n_2\Delta_2}{n_1\Delta_1 + n_2\Delta_2 + n_3\Delta_3} = \frac{20\frac{1}{5}}{10\frac{1}{5} + 20\frac{1}{5} + 100\frac{1}{2}} = \frac{4}{56} = 0{,}0714$$

Ймовірність виходу з ладу труб діаметром 250 мм:

$$B_{m3} = \frac{n_3\Delta_3}{n_1\Delta_1 + n_2\Delta_2 + n_3\Delta_3} = \frac{100\frac{1}{2}}{10\frac{1}{5} + 20\frac{1}{5} + 100\frac{1}{2}} = \frac{50}{56} = 0{,}893$$

5.6. Оцінка випуску неякісного продукту в оболонці LabVIEW

5.1. Слід перевести отримані раніше рівняння з символьного у машинний вигляд, дивись таблиці 5.1 і 5.2

Таблиця 5.1. - Переведення символьних параметрів у машинні

Параметр	Символьний вигляд	Машинний вигляд	Розмірність	Значення			Джерело
				Початкове	Кінцеве	Крок	
1	2	3	4	5	6	7	8
1. Сумарний параметр потоку відмови	Δ	d		9/10			Роз
2. Кількість ємностей 50 м^3	n1	n1	Шт.	10			Ум
3. Кількість ємностей 20 м^3	n2	n2	Шт.	20			Ум
4. Кількість труби діаметром 250 мм	n3	n3	пог. м	100			Ум
5. Термін служби ємностей 50 м^3	T_1	T1	рік	50			[ ]
6. Термін служби ємностей 20 м^3	T_2	T2	рік	100			[ ]
7. Термін служби труб Ø 250 мм	T_3	T3	рік	200			[ ]
8. Термін безаварійної роботи	t	t	рік	0,5			Ум
9. Термін експлуатації обладнання	t1	t1	роки	0,5	4,5	1,0	Завд
10. Параметр потоку відмов ємності 50 м^3	Δ1=n1/T1	d1=n1/T1;					Роз
11. Параметр потоку відмов ємності 20 м^3	Δ2-n2/T2	d2-n2/T2;					Роз
12. Параметр потоку відмов труби діаметром 250 мм	Δ3=n3/T3	d3=n3/T3;					Роз

Таблиця 5.2 - Переведення символьних рівнянь по темі у машинні

Назва рівняння	Символьний вид	Машинний вид
1. Параметр потоку відмови	$\Delta= (n_1/T_1)+(n_2/T_2)+(n_3/T_3)$	d = (n1/T1)+(n2/T2)+(n3/T3);
2. Ймовірність безаварійної роботи	$P_0(\tau)=e^{-\tau/T}=e^{-0,5\cdot 9/10}=0.63$	P0=exp(-t*d);
3. Ймовірність аварії ємності 50 м^3	$B_{m1}=\frac{n_1\Delta_1}{n_1\Delta_1+n_2\Delta_2+n_3\Delta_3}$	B1= (n1*d1)/(n1*d2+n2*d2+n3*d3);
4. Ймовірність аварії ємності 20 м^3	$B_{m2}=\frac{n_2\Delta_2}{n_1\Delta_1+n_2\Delta_2+n_3\Delta_3}$	B2= (n2*d2)/(n1*d2+n2*d2+n3*d3);
5. Ймовірність аварії труб 250 мм	$B_{m3}=\frac{n_3\Delta_3}{n_1\Delta_1+n_2\Delta_2+n_3\Delta_3}$	B3= (n3*d3)/(n1*d2+n2*d2+n3*d3);

Ймовірність аварії ємності 50 м^3:

$$B_{m1}=\frac{n_1\Delta_1}{n_1\Delta_1+n_2\Delta_2+n_3\Delta_3}$$ B1= (n1*d1)/(n1*d2+n2*d2+n3*d3);

Якщо виключити Параметр сумарного потоку відмови d, замінити його через кількість одиниць обладнання і їх розрахунковий термін служби, тоді Ймовірність аварії можна записати у вигляді:\

B1= n1*(n1/T1)/(n1*(n1/T1)+n2*(n2/T2)+n3*(n3/T3));

B2= n2*(n2/T2)/(n1*(n1/T1)+n2*(n2/T2)+n3*(n3/T3));

B3= n3*(n3/T3)/(n1*(n1/T1)+n2*(n2/T2)+n3*(n3/T3)).

5.2. Увійти в середовище LabVIEW і скласти Контрольну панель, рисунок 5.1 та Блок – схему на панелі функцій, рисунок 5.2, віртуального приладу для проведення досліджень по встановленню терміну безаварійної роботи обладнання.

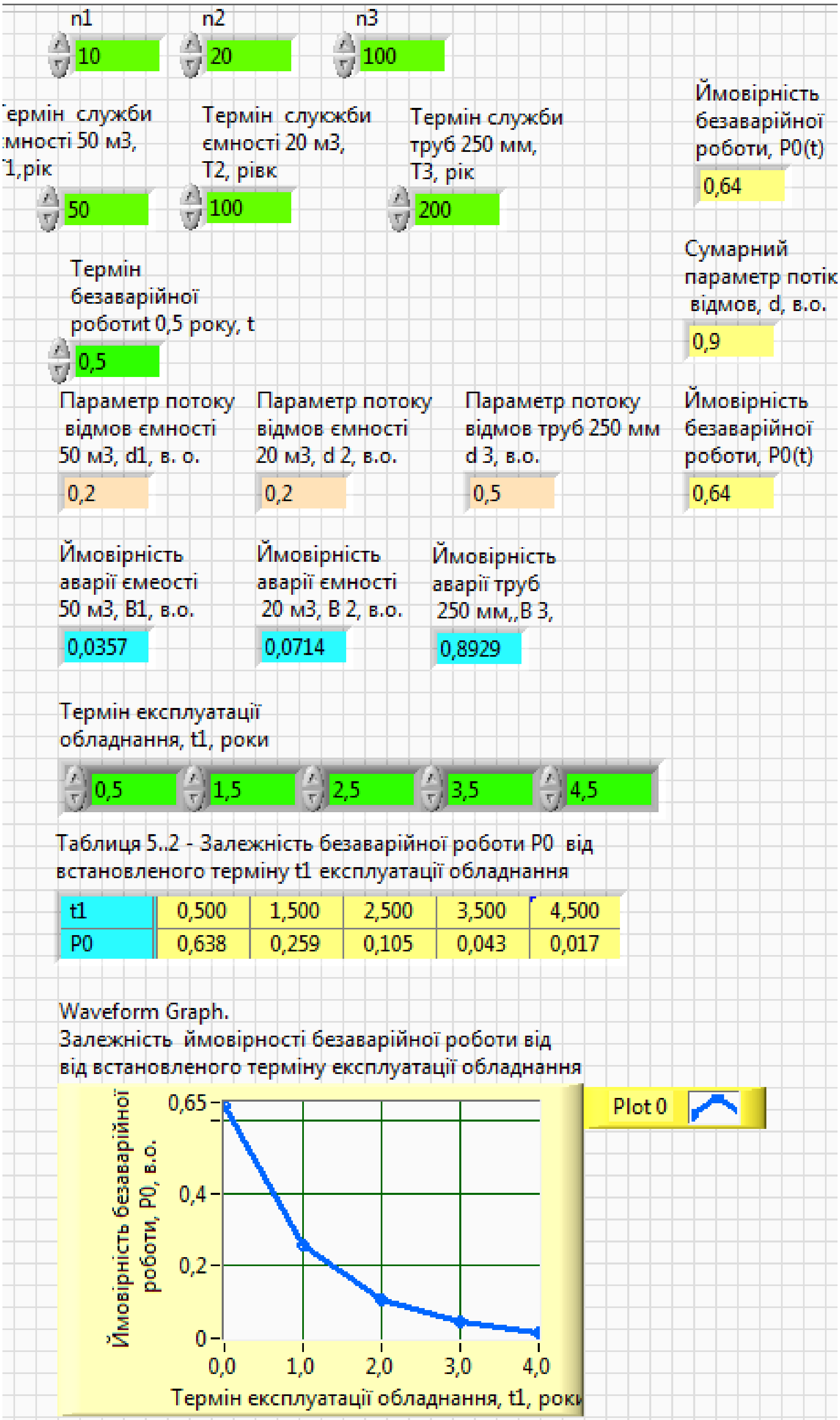


Рисунок 5.1. – Контрольна панель віртуального приладу для досліджень по встановленню терміну безаварійної роботи обладнання

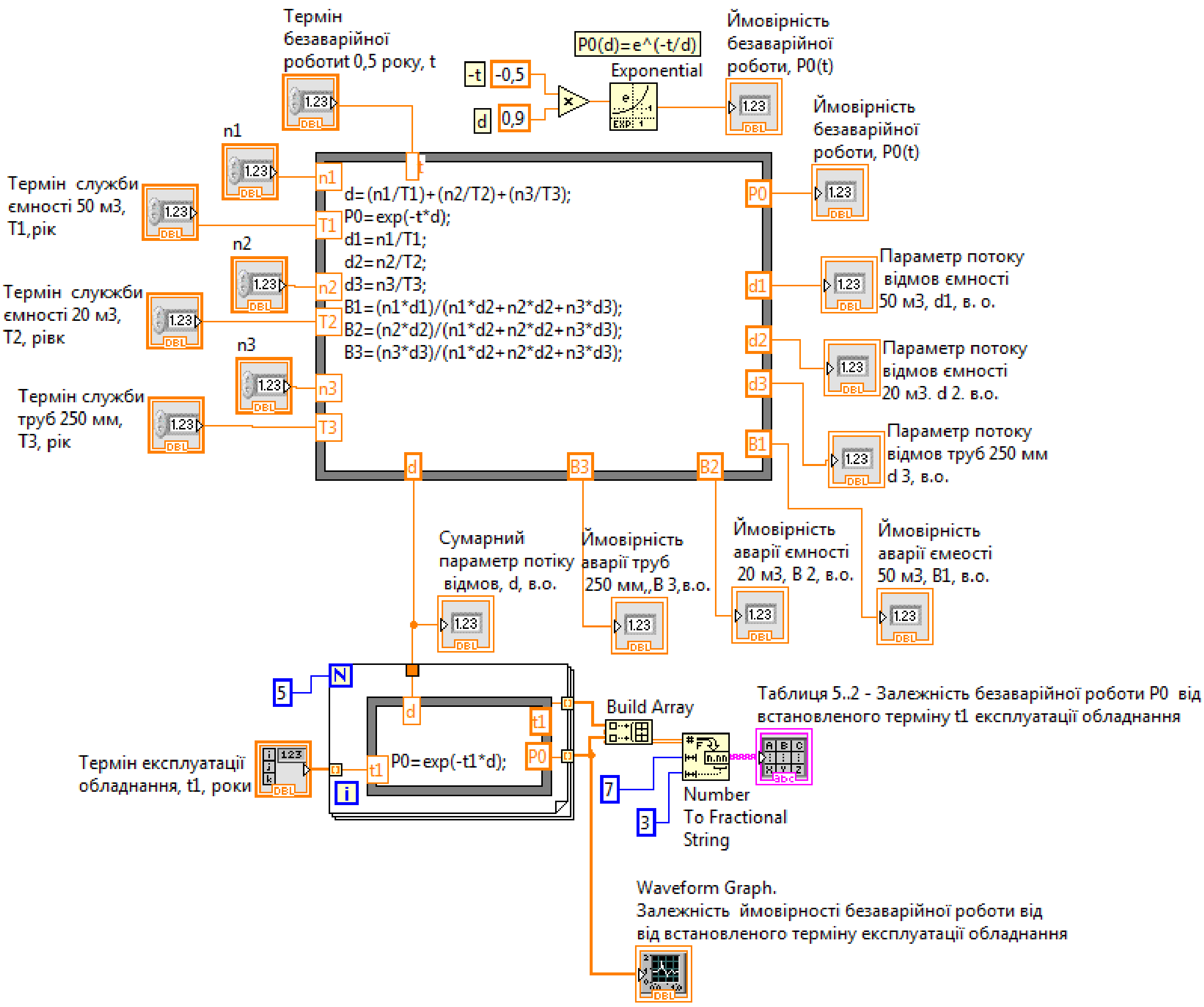


Рисунок 5.2. – Функціональна панель віртуального приладу для досліджень по встановленню терміну безаварійної роботи обладнання

ВИСНОВКИ

1. Найбільша ймовірним джерелом утворення вибухонебезпечної суміші є трубопроводи, оскільки ймовірність аварії трубопроводу діаметром 250 мм дорівнює 0.893, в той час як ймовірність аварійного стану ємностей 50 м^3 и 25 м^3 відповідно дорівнює 0,0375 і 0,0714.

ПРАКТИЧНІ РЕКОМЕНДАЦІЇ

(готуються самостійно)

Варіанти для самоперевірки та контрольні завдання

1. Знайти параметр потоку відмов.
2. Знайти ймовірність безаварійної роботи терміном 15 років.
3. Знайти ймовірність виходу з ладу: ємності 50 м^3; ємності 25 м^3; частини трубопроводу.

Варіанти для самостійної реалізації і контролю наведені в таблиці 5.1

Таблиця 5.1 - Варіанти для самостійної реалізації і аналізу

Варіанти для самоконтролю		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Ємність 25 м^3.	Термін використання, років	20	30	40	50	60	20	30	40	50	60
Ємність 50 м^3.	Термін використання, років	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60
Трубопровід діаметром, 219 мм.	Термін використання, років	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60

Продовження табл. 5.1

Варіанти для самоконтролю		11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
Ємність 75 м^3.	Термін використання, років	20	30	40	50	60	20	30	40	50	60
Ємність 20 м^3.	Термін використання, років	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60
Трубопровід діаметром, 108 мм.	Термін використання, років	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60

Кінець табл. 5.1

Варіанти для самоконтролю		21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
Ємність 45 м^3.	Термін використання, років	20	30	40	50	60	20	30	40	50	60
Ємність 35 м^3.	Термін використання, років	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60
Трубопровід діаметром, 114 мм.	Термін використання, років	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60

ПЕРЕЛІК ПОСИЛАНЬ

1. Колмогоров А.Н. Введение в теорию вероятностей/А.Н. Колмогоров, И.Г. Журбенко, А.В. Прохоров – М.: Наука, (Библиотечка «Квант». Вып. 23) 1982. – с.160.

Додаток А. Пояснення до вибору коду УДК

65 – Керування підприємствами, організація виробництва, торгівлі і транспорту

65.012 – Мктоди:

.1 – дослідження. Нагляд. Досліди.

.12 – Дослідження. Нагляд. Аналізи.

.122 – Дослідження планування і виробничих процесів. Дослідження операцій. Лінійне програмування . Вивчення досвіду підприємств.

Додаток Б. Пояснення до ДКПП 016-97

(дивись Додаток Б Практичного заняття № 3)

УДК 65.012. 122
КП __________
№ державної реєстрації_____
Інв. №________

Міністерство освіти і науки, молоді та спорту України
Національний технічний університет України
„Київський політехнічний інститут”
Інститут енергозбереження і енергоменеджменту
03056, м. Київ, вул. Борщагівська, 115

„Затверджую”
Зав. кафедри Електромеханічного обладнання енергоємних виробництв
_____________проф. Шевчук С.П.
_____” _____________2016 р

ПРАКТИЧНЕ ЗАНЯТТЯ № 6

З дисципліни «Основи теорії експлуатаційних ризиків»

Тема

РИЗИК РУЙНУВАННЯ БУДІВЛІ ПРИ ВИБУХУ БАЛОНІВ ГАЗУ

Керівник д.т.н. проф. Терентьєв О.М.

Виконав:
Студент групи ______ ______________
№ П.І.Б.

Київ
НТУУ «КПІ»
2016

Мета: Встановлення стану будівлі після вибуху балонів газу

6.1. Теоретичні відомості

Техногенні аварії в сучасних умовах за своїми масштабами і важкістю наслідків можуть бути порівняні з природніми катастрофами і руйнуючими наслідками військових подій з використанням ядерної зброї. За статистикою [1] останні 20 років двадцятого сторіччя принесли 56 % від найбільш крупних подій в промисловості і на транспорті. Вважають, що втрати від аварійності і травматизму досягають 10…15 % від валового національного продукту промислово розвинутих країн. Екологічне забруднення навколишнього природнього середовища і недосконала техніка безпеки є причиною передчасної смерті 20…30 % чоловіків і 10…20 % жінок. У 1995 році на території Росії було зафіксовано біля 1550 надзвичайних ситуацій, з яких 1150 носили техногений характер і 400 – природній. В них постраждало 8000 осіб, загинуло 1800 осіб.

Така ситуація у питаннях аварійності і травматизму пояснюється не тільки низькою культурою безпеки і відсутністю технологічної, виробничої і адміністративної дисципліни, але і конструктивною недосконалістю продукту і послуг, використовуємого промислового і транспортного обладнання [2].

Найбільш аварійними є вугільна, гірничорудна, хімічна, нафтогазова і металургійна галузі промисловості, транспорту.

Проблема попередження аварійних ситуацій і подій набуває особливу актуальність у атомній енергетиці, хімічній промисловості, при експлуатації військової техники, де використовуються і обертаються потужні джерела енергії, пожежо- і вибухонебезпечні, високотоксичні і агресивні речовини.

Основними причинами техногених аварій є [3]:

– вибухи газових сумішей при їх небезпечній концентрації у виробничих умовах;

– неправільне зберігання і недбала експлуатація (порушення відповідних діючих нормативних документів) пожежо- і вибухонебезпечних речовин;
– відмови технічних систем, що обумовлені дефектами виготовлення і порушеннями режимів експлуатації;
– помилкові дії операторів технічних систем;
– концентрації різних виробництв в промислових зонах;
– високий енергетичний ріень технічних систем;
– зовнішні негативні впливи на об’єкти енергетики, транспорта тощо.

6.2. Встановлення стану будівлі після вибуху балонів газу

Умова завдання. На території цеху знаходяться три балона з воднем. В результаті розгерметизації балонів ймовірний їх вибух. Після вибуху можливі три стани будівлі цеху: $СБ_1$ – будівля непостраждала; $СБ_2$ – руйнування будівлі незначні; $СБ_3$ – будівля отримала суттєві пошкодження; $СБ_4$ – будівля повністю зруйнована.

Завдання. За розміченим графом стану будівлі цеху (системи), рисунок 8.1, визначити ймовірності стану будівля вчсля вибуху 1 – 3 балонів газу.

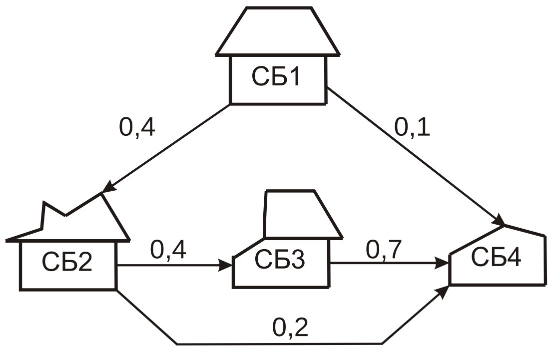


Рисунок 6.1 - Граф стану будівлі цеху після вибухів балонів з газом

З графа стану будівлі цеху після вибухів балонів з газом маємо:

$$P_{11} = 1 - (P_{12} + P_{13} + P_{14}) = 1 - (0,4 + 0,2 + 0,1) = 0,3;$$

$$P_{22} = 1 - (P_{21} + P_{23} + P_{24}) = 1 - (0,0 + 0,4 + 0,2) = 0,4;$$

$$P_{33} = 1 - (P_{31} + P_{32} + P_{34}) = 1 - (0,0 + 0,0 + 0,7) = 0,3;$$

$$P_{44} = 1 - (P_{41} + P_{42} + P_{43}) = 1 - (0,0 + 0,0 + 0,0) = 1,0.$$

Матриця перехідних станів:

$$\left\| P_{ij} \right\| = \left\| \begin{matrix} \text{Đ}11 & \text{Đ}12 & \text{Đ}13 & \text{Đ}14 \\ \text{Đ}21 & \text{Đ}22 & \text{Đ}23 & \text{Đ}24 \\ \text{Đ}31 & \text{Đ}32 & \text{Đ}33 & \text{Đ}34 \\ \text{Đ}41 & \text{Đ}42 & \text{Đ}43 & \text{Đ}44 \end{matrix} \right\| = \left\| \begin{matrix} 0,3 & 0,4 & 0,2 & 0,1 \\ 0 & 0,4 & 0,4 & 0,2 \\ 0 & 0 & 0,3 & 0,7 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{matrix} \right\| .$$

Ймовірність стану будівлі цеху після вибуху одного балона визначені у першрму рядку:

$$p_1(1) = 0,3;\ p_2(1) = 0,4;\ p_3(1) = 0,2;\ p_4(1) = 0,1.$$

Ймовірність стану будівлі цеху після вибуху двох балонів визначена за формулою повної ймовірності:

$p_1(2) = p_1(1) \cdot P_{11} = 0,3 \cdot 0,3 = 0,09;$

$p_2(2) = p_1(1) \cdot P_{12} + p_2(1) \cdot P_{22} = 0,3 \cdot 0,4 + 0,4 \cdot 0,4 = 0,28;$

$p_3(2) = p_1(1) \cdot P_{13} + p_2(1) \cdot P_{23} + p_3(1) \cdot P_{33} = 0,3 \cdot 0,2 + 0,4 \cdot 0,4 + 0,2 \cdot 0,3 = 0,28;$

$p_4(2)=p_1(1) \cdot P_{14}+p_2(1) \cdot P_{24}+p_3(1) \cdot P_{34}+p_4(1) \cdot P_{44}=0,3 \cdot 0,1+0,4 \cdot 0,2+0,2 \cdot 0,7+0,1\ 1= 0,35.$

Ймовірність стану будівлі цеху після вибуху трьох балонів газу:

$p_1(3) = p_1(2) \cdot P_{11} = 0,09 \cdot 0,3 = 0,027;$

$p_2(3) = p_1(2) \cdot P_{12} + p_2(2) \cdot P_{22} = 0,09 \cdot 0,4 + 0,28 \cdot 0,4 = 0,148;$

$p_3(3) = p_1(2) \cdot P_{13} + p_2(2) \cdot P_{23} + p_3(2) \cdot P_{33} = 0,09 \cdot 0,2 + 0,28 \cdot 0,4 + 0,28 \cdot 0,3 = 0,214;$

$p_4(3)=p_1(2)\cdot P_{14}+p_2(2)\cdot P_{24}+p_3(2)\cdot P_{34}+p_4(2)\cdot P_{44}=0,09\cdot 0,1+0,28\cdot 0,2+0,28\cdot 0,7+0,35\cdot 1=$ 0,6

ВИСНОВКИ

1. Після вибуху двох балонів газу ймовірність пошкодження будівлі цеху наступні:

– будівля цеху не пошкоджена: $p_1(2) = 0,009$;
– будівля цеху отримала незначні пошкодження: $p_2(2) = 0,28$;
– будівля цеху отримала значні пошкодження: $p_3(2) = 0,28$;
– будівля цеху повністю зруйнована: $p_4(2) = 0,35$.

2. Після вибуху трьох балонів газу ймовірність пошкодження будівлі цеху наступні:

– будівля цеху не пошкоджена: $p_1(3) = 0,027$;
– будівля цеху отримала незначні пошкодження: $p_2(3) = 0,148$;
– будівля цеху отримала значні пошкодження: $p_3(3) = 0,214$;
– будівля цеху повністю зруйнована: $p_4(3) = 0,611$.

ПРАКТИЧНІ РЕКОМЕНДАЦІЇ

1. Заборонено зберігати в цій будівлї цех більше одного балону зазу, що забезпечить в разі її вибуху наступну ймовірність пошкодження будівлі цеху:

– будівля цеху отримала значні пошкодження: $p_3(1) = 0,2$;
– будівля цеху повністю зруйнована: $p_4(1) = 0,1$.

2. Для зниження ризику руйнування будівлі привибуху балона з газом менше ніж 10 % необхідно прийняти і дотримуватись спеціальних заходів безпеки

ПЕРЕЛІК ПОСИЛАНЬ

1. Ветошкин Ф.Г. Надежность технических систем и техногенный риск. Учебное пособие Пензенский госуниверситет архитектуры и строительства./Ф. Г. Ветошкин - Пенза, ПГИС, 2003 – 155 с.

2. Хенли Э. Надежность технических систем и оценка риска / Э. Дж. Хенли, Х. Кумамото – М.: Машиностроение, 1984. - 234 с.

3. Диллон Б., Сингх Ч. Инженерные методы обеспечения надежности систем/ Б. Диллон, Ч. Сингх - М.: Мир, 1984. – 186 с.

4. ГОСТ 27.002-89. Надежность в технике. Основные понятия, термины и определения.

5. ГОСТ 18322-78. Система технического обслуживания и ремонта техники. Термины и определения.

6. РД 03-418-01. Методические указания по проведению анализа риска опасных производственных объектов.

Додаток А. Пояснення до вибору коду УДК

65 – Керування підприємствами, організація виробництва, торгівлі і транспорту

65.012 – Методи:

.1 – дослідження. Нагляд. Досліди.

.12 – Дослідження. Нагляд. Аналізи.

.122 – Дослідження планування і виробничих процесів. Дослідження операцій. Лінійне програмування . Вивчення досвіду підприємств.

Додаток Б. Пояснення до вибору коду продукту за ДКПП 016-97

(дивись Додаток Б Практичного заняття № 3)

УДК 65.012. 122
КП __________
№ державної реєстрації_____
Інв. №________

Міністерство освіти і науки, молоді та спорту України
Національний технічний університет України
„Київський політехнічний інститут”
Інститут енергозбереження і енергоменеджменту
03056, м. Київ, вул. Борщагівська, 115

„Затверджую”
Зав. кафедри Електромеханічного
обладнання енергоємних виробництв
_____________проф. Шевчук С.П.
“_____” _____________2016 р

ПРАКТИЧНЕ ЗАНЯТТЯ № 7

З дисципліни «Основи теорії експлуатаційних ризиків»

Тема

ОЦІНКА ТА КЕРУВАННЯ РИЗИКАМИ

МЕТОДОМ «VALUE AT RISK (VAR) - СУМА ПІД РИЗИКОМ ».

Керівник д.т.н. Терентьєв О.М.

Виконав:

Студент групи ______ ______________
№ П.І.Б.

Київ
НТУУ «КПІ»
2016

Мета: Керування ризиками методом «Value at Risk (VAR) - Сума під ризиком» при виборі варіантів технічних рішень.

7.1. Теоретичні відомості щодо керування ризиками методом «Value at Risk (VAR) - Сума під ризиком »

Опис методології ризик-аналізу, розробленого в Центрі по безпеці хімічної промисловості (CCPS) США.

Аналіз ризику є частиною *системного підходу до практичних заходів у розв'язку завдань попередження або зменшення небезпеки для життя людини, захворювань або травм, збитку майну й навколишньому середовищу,* називаного в нашій країні *забезпеченням промислової безпеки, керуванням ризиком.*

При цьому ***аналіз ризику або ризик-аналіз (Risk Analysis, Process Hazard Analysis)*** визначається *використання наявної інформації для виявлення небезпек і оцінки ризику.* **Аналіз ризику полягає** у виявленні (ідентифікації) небезпек і оцінці ризику. **Небезпека** - *джерело потенційного збитку або шкоди або ситуація з можливістю завдання збитків,* а **ризик (Risk)** або **ступінь ризику (level of risk)** - *це комбінація частоти або ймовірності й наслідків певної небезпечної події.* Тобто **поняття ризику завжди включає два елементи: частоту, з якої відбувається небезпечна подія, і наслідку небезпечної події.** Застосування поняття ризику, таким чином, дозволяє переводити небезпека в розряд вимірюваних категорій.

Ідея методу полягає в тому щоб побудувати верхню оцінку капіталу, що може бути втраченим в результаті небажаних подій. Тобто мова йде про капітал, який буде втрачено у «гіршому» випадку. При цьому обирають деякий рівень ймовірності a , оцінюють капітал, який може бути втраченим зі цією допустимістю. Зазвичай обирається a = 0,05. Можна зробити висновок, що VaR — верхня границя довірчого напівінтервалу рівня a суми, яка може бути втрачена. [1,2]

Приклад 7.1

Мета розрахунків. Розрахунок коефіцієнта VaR (Value-at-Risk – вартісної міри ризику) (див. сайт Investfunds) проводиться з метою надання інформації про максимальний збиток, який може понести інвестор з імовірністю 97,5 інвестуючи розробку і впровадження магнітно-ультразвукової системи очищення водних середовищ від іонів домішок фізичними методами, продуктивністю 60 м^3/год.

Методом експертної оцінки встановлено, що для підтримання постійного попиту на вказану модель ціна за один апарат повинна коливатися в діапазоні від 20 000 грн. до 40 000 грн.

Слід визначити мінімальний рівень попиту на рівні значимості 1/9.

1) Визначимо параметри розподілу, вважаючи очікуваним рівнем попиту $a \cong E(U(X))$ середину даного діапазону.
2) Знаходимо оцінку математичного очікування $\alpha_{ср}$, як середнє арифметичне значення ціни устаткування (при одному вимірюванні):
3)

$$\alpha_{ср} = (20\,000+40\,000)/2=30000 \text{ грн.}$$

4) Середнє квадратичне відхилення Δ від середнього вимірювання:

$$\Delta = \frac{D}{\sqrt{n}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}\left(\alpha_i - \alpha_{cp}\right)^2}{n\cdot(n-1)}} = \sqrt{\frac{(20000-30000)^2+(40000-30000)^2}{2\cdot(2-1)}} = \sqrt{\frac{200\,000\,000}{2}} = 10\,000$$

де D = $\sqrt{\dfrac{\sum_{i=1}^{n}\left(\alpha_i - \alpha_{cp}\right)}{n\cdot(n-1)}}$ – похибка одного вимірювання (вибірковий стандарт).

5) Застосовуючи правило «трьох сигм» визначено дисперсія, яка вказує не дисперсію тобто на скільки реальна ціна може відхилятися в одну, або іншу сторону від тієї що прогнозується:

$$\sigma=\Delta/3= 10000/3= 3333.3$$

6) Оскільки функція розподілу обсягу випуску продукції невідома, надійність оцінки середнього квадратичного відхилення рівна 8/9.
7) Знайдемо мінімальний рівень попиту:

$$P(U(X) < \mathrm{R}) \cong \mathrm{F}(x) = 1/9.$$

Ймовірність того, що ціна апарату (величина *X)* прийме яке-небудь значення за межами діапазону ($\alpha_{ср}$ *-Δ,* $\alpha_{ср}$ *+Δ)*, не перевершує величини σ^2/Δ^2

Тоді вказана нижче нерівність є вірною:

$$P\left(\left|X-\alpha_{cp}\right| \geq \Delta\right) \leq \frac{\sigma^2}{\Delta^2}\text{, тобто}$$

$$\mathrm{P}(\left|40000\text{-}30000\right| \geq 10000) \leq 3333{,}3^2/10000^2=1/9= 0.111$$

6) Нижня границя рівня попиту *R* визначається з рівності:

$$\frac{1}{2}+\Phi\left(\frac{R-30000}{3333.3}\right)=\frac{1}{9}$$

або

$$\Phi[(\mathrm{R}\text{-}30000)/3333.3] = 0.111\text{-}\ 0.5 = -\ 0.389,$$

Аналітичний метод розрахунку VaR вимагає оцінки параметрів розподілу ринкових цін, які коливаються, як правило, за нормальним законом розподілення. Оцінивши стандартні відхилення цін на магнітно-ультразвукову системи очищення водних середовищ від іонів домішок фізичними методами, продуктивністю 60 $м^3$/год або подібне устаткування, обчислюємо VaR для них шляхом множення стандартних відхилень на відповідний до довірчого рівня коефіцієнт (наприклад, для рівня 95 % він рівний 1,64).

$$\mathrm{Va}R = \alpha_{ср} \pm\ k \cdot \sigma = 30000 - 1.64 \cdot 3333.3 = 30000 - 5466{,}6 = 24533{,}9$$

де VaR - вартісна міра ризику;

$\alpha_{ср}$ - математичного очікування як середнє арифметичне значення ціни устаткування (при одному вимірюванні)

k =1.64- число стандартних відхилень, що визначає значення VaR,

σ – дисперсія, стандартне відхилення прибутковості розробки і впровадження магнітно-ультразвукової системи очищення водних середовищ від іонів домішок фізичними методами, продуктивністю 60 $м^3$/год.

.

Коефіцієнт довіри k, який є сполучною ланкою між розміром стандартного відхилення (σ) і ймовірністю виходу окремо взятої ціни устаткування за її межі. Величину коефіцієнта довіри важко обчистити, і для простоти в економічних розрахунках звичайно використовують відповідні готові табличні значення, наведені в таблиця 7.1.[1]

Таблиця 7.1 - Коефіцієнти довіри k

Довірчий рівень (імовірність)	0,84	0,9	0,95	0,99
Значення коефіцієнта довіри	1	1,28	1,64	2,33

Найбільше часто застосовувані — 95 % рівень, широко використовуваний у закордонній практиці при оцінці ринкових ризиків по стандартах Risk Metrics (коефіцієнт 1,65), 97,5 % рівень (коефіцієнт 1,96) і

прийнятий у якості стандарту Базельським комітетом з банківського нагляду 99 % рівень (коефіцієнт 2,33) [1].
інакше

$$R=30000 – (-0.389)\cdot 3333.3 = 30000 – 1296.65 = 28703.35$$

Якщо випадкова величина відповідає нормальному розподіленню з математичним очікуванням E(X) і дисперсією σ(X), тоді **Value at Risk (VaR) - Сума під ризиком**

$$VaR_a(X) = E(X) + F^{-1}(1-\alpha_{cp}) \cdot \sigma(X) =$$

$$=$$

$$30000 + \frac{1}{(1-0.05)} \cdot 3333.3 = 30000 - 1.053 \cdot 3333.3 = 30000 - 3509.96 = 26490$$

де - $F^{-1}(1-\alpha)$ - квантиль стандартного нормального розподілення рівня (1-α).

Таким чином з імовірністю 8/9 попит на один виріб не буде нижче 26490 грн.

Аналогічним чином образом можливо зробити, якщо наслідки прийнятого рішення залежать від декількох змінних. Припустимо, що нас цікавить величина *Y*, яка залежить від декількох випадкових факторів $Y = Y(x_1, x_2,\ldots, xn)$.

Припустимо, що величина *F* розподілена за нормальним законом. Тоді для її повного опису необхідно визначити обидва параметра цього закону, а саме— математичне очікування *a* й дисперсію *s* . Припустимо, що практично діапазон зміни величин $x_1, x_2,\ldots, xn$ відомі їх рівні $x_1 \pm \Delta x_1$, $x_2 \pm \Delta x_2,\ldots, x_n \pm \Delta x_n$.Тоді для діапазону зміни величини *F* одержуємо оцінку [2]:

$$\Delta Y \le \sum_{i=1}^{n} \left| \frac{\partial Y}{\partial x_i} \right| \Delta x_i$$

Таким чином, знайдений діапазон зміни величини Y. Знаючи ΔY, можна знайти середнє квадратичне відхилення σ величини Y відповідно до правила «трьох сигм»:

$$\sigma = \frac{\Delta Y}{3}$$

Математичне очікування a величини Y можна знайти за формулою:

$$a = Y\left(\overline{x_1}, \overline{x_2}, \ldots \overline{x_n}\right)$$

Знаючи a й s можемо визначити нижню границю значень величини F, якщо відомий закон її розподілу.

Приклад 7.2

Припустимо, що необхідно здійснити вибір між двома рішеннями, у результаті яких передбачається наступний імовірнісний розподіл значень прибутку, таблиця 7.2.

Таблиця 7.2. - Імовірнісний розподіл значень прибутку

	Варіант 1				Варіант 2			
Прибуток, X	100	200	250	400	180	210	240	250
Імовірність, p	0.2	0.3	0.4	0.1	0.2	0.3	0.4	0.1
Матем. очікування **E**(U(X))	220				220			
Ризик cr Var(U(X))	81.24				24.49			

Тут прийнято функцію корисності U(X) рівною значенню прибутку X.

Математичне очікування E(U(X) – середній результат, що прогнозується, за обома варіантами:

E(U(X))= $\sum_{i=1}^{n} x_i \cdot p_i$ = 100·0.2+200·0.3+250·0.4+400·0.1=20+60+100+40=220

$E_2(U(X))= \sum_{i2=1}^{n} X_{i2} \cdot p_{i2}$ = 180·0.2+210·0.3+240·0.4+250·0.1=36+63+96+25=220

Дисперсія (ризик) **σ** за обома варіантами:

$$\sigma_1 = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} \left(x_i - E_1(U(X))\right)^2 \cdot p_i} =$$

$$= \sqrt{(100-220)^2 \cdot 0.2 + (200-220)^2 \cdot 0.3 + (250-220)^2 \cdot 0.4 + (400-220)^2 \cdot 0.1} =$$

$$= \sqrt{1440 \cdot 0.2 + 400 \cdot 0.3 + 900 \cdot 0.4 + 32400 \cdot 0.1} = \sqrt{2880 + 120 + 360 + 3240} = \sqrt{6600} = 81.24$$

$$\sigma_2 = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} \left(x_i - E_2(U(X))\right)^2 \cdot p_i} =$$

$$= \sqrt{(180-220)^2 \cdot 0.2 + (210-220)^2 \cdot 0.3 + (240-220)^2 \cdot 0.4 + (250-220)^2 \cdot 0.1} =$$

$$\sqrt{1600 \cdot 0.2 + 100 \cdot 0.3 + 400 \cdot 0.4 + 900 \cdot 0.1} = \sqrt{320 + 30 + 160 + 90} = \sqrt{600} = 24.49$$

Таким чином, другий варіант характеризується тим же очікуваним значенням прибутку, що і перший варіант, але має меншу дисперсію, тобто має менший рівень ризику. Отже, більш раціональним буде прийняти другий розв'язок.

У наведеному прикладі кожен з розглянутих розв’язків характеризується одним і тим же очікуваним значенням прибутків, тому перевага другого розв'язку очевидна, оскільки в цьому випадку прибуток очікується такий же, що й у першому випадку, але з меншим ризиком.

Ще більш очевидним було б віддати перевагу другому розв'язку, якби в першому випадку очікуване значення прибутку було меншим (менший прибуток при більшому рівні ризику). Насправді набагато більш розповсюдженою є така ситуація, коли більшому очікуваному значенню прибутку відповідає й більший рівень ризику. У цьому випадку виникає спокуса піти на більш високий очікуваний прибуток, але з меншою гарантією.

У цьому випадку можна використовувати коефіцієнт варіації $V(X)$ у якості заходу ризику. Коефіцієнт варіації показує ступінь відхилення отриманих значень від математичного очікування. Чим вище коефіцієнт варіації, тем сильніше мінливість ознаки. Установлена наступна оцінка коефіцієнта варіації:

- до 10% — слабка варіація (низький ризик);
- 10-25% — помірна варіація (помірний ризик);
- понад 25% — висока варіація (високий ризик).

ПЕРЕЛІК ПОСИЛАНЬ

1. Morgan Guaranty Trust Company Market Risk Research/ New York February 1995 Jacques Longerstaey (1-212) 648-4936 – p. 45.

2. *Лобанов А.* Энциклопедия финансового риск-менеджмента. 2-е изд. М.: Альпина Бизнес Букс, 2005. – с. 213 с.