неоднозначної інтерпретації термінів і понять сфери поводження з ризиками.

Результати цієї публікації адресовані фахівцям, залученим до діяльності в сфері поводження з ризиками, а також розробникам проектів ДСТУ «Управління ризиками. Словник термінів» та ДСТУ «Управління ризиками. Методи оцінювання ризиків», включених до Плану національної стандартизації на 2012 рік.

Література

[1] Термінологія. Засади і правила розробляння стандартів на терміни та визначення понять : ДСТУ 3966-2000. – [Чинний від 2001-01-01]. – К. : Держстандарт України, 2000. – 365 с. – (Національний стандарт України).

[2] Морозов С.М., Шкарапута Л.М. Словник іншомовних слів. – К.: Наук. думка, 2000. – 683 с.

[3] Білодід І.К., Бурячок А.А. та ін. Словник української мови. В 11 томах. – К.: Наук. думка, 1970 – 1980.

[4] Мохор В.В., Богданов А.М. Постатейная интерпретация ISO GUIDE 73:2009 "Risk management - Vocabulary" на русском языке// Зб. наук. пр. ІПМЕ НАН України. – Вип.59. – К.: 2011. – С. 173-199

[5] Мохор В.В., Богданов А.М. Изложение стандарта «ISO 31000:2009 RISK MANAGEMENT – PRINCIPLES AND GUIDELINES» на русском языке// Das Management. - №3/07-09/2011. – С. 5-18.

[6] Мохор В.В., Богданов А.М. BS 31100:2008. Обращение с рисками: общие практические рекомендации.// Das Management. - № 4/10-12/2011. - С. 7-28.

УДК 006.72, 006.88, 519.876.2(045)

Мохор В.В., Богданов О.М.., Крук О.М., Цуркан В.В. Попытка локализации ISO Guide 73:2009 "Risk Management – Vocabulary"

Аннотация. *Настоящая публикация представляет собой авторскую интерпретацию ISO GUIDE 73:2009 "Risk management – Vocabulary" на украинском языке. Авторы сознательно уклонились от идеи дословного перевода в пользу соблюдения лексических норм, принятых в украиноязычной специальной литературе. Речь идет не столько о переводе терминов и толкований ISO GUIDE 73:2009 с английского языка на украинский, сколько об их трактовке в соответствии с понятийными традициями научно-технического украинского языка.*
Ключевые слова: *риск, менеджмент, обращение с риском, термины, стандарт.*

Mokhor V.V., Bogdanov O.M., Kruck O.M., Tsurkan V.V. An attempt to localize ISO Guide 73:2009 "Risk Management - Vocabulary"

Abstract. *This paper represents the interpretation of the ISO GUIDE 73:2009 "Risk management - Vocabulary" in Ukrainian. The authors deliberately shied away from the idea of a word-for-word translation in favor of compliance with lexical rules adopted in Ukrainian technical literature. It is not so much translation of terms and interpretations of the ISO GUIDE 73:2009 from English into Ukrainian, but their handling in accordance with the traditions of the Ukrainian technical language.*
Keywords: *risk, management, risk management, terms, standard.*

Отримано *12 вересня 2012 року*, затверджено редколегією *15 листопада 2012 року*
(рецензент д.т.н., професор О.Г. Корченко)

НЕОДНОРІДНІ МАРКОВСЬКІ ЛАНЦЮГИ У ВИЗНАЧЕННІ РІВНЯ ІНФОРМАЦІЙНОЇ БЕЗПЕКИ

Євген Левченко, Андрій Рабчун

Національний авіаційний університет

ЛЕВЧЕНКО Євген Григорович, к.ф.-м.н., доцент

Рік та місце народження: 1937 рік, Черкаська обл., Україна.
Освіта: Київський національний університет імені Тараса Шевченка, 1959 рік.
Посада: доцент кафедри засобів захисту інформації з 2002 року.
Наукові інтереси: інформаційна безпека.
Публікації: більше 80 наукових публікацій, серед яких монографії, підручники, навчальні посібники, наукові статті та патенти на винаходи.

РАБЧУН Андрій Олександрович

Рік та місце народження: 1988 рік, м. Краснодар, Росія.
Освіта: Державний університет інформаційно-комунікаційних технологій, 2011 рік.
Наукові інтереси: інформаційна безпека.
Публікації: 14 наукових публікацій.
E-mail: chef@3g.ua

Анотація. *Розглянуто методику розрахунку елементів матриці станів інформаційної безпеки і матриці ефективності витрат для двох випадків: коли щільність розподілу ймовірностей виділених ресурсів в заданому інтервалі є рівномірною і коли вона задається певною функцією.*

Ключові слова: *інформація, стан захищеності, марковські ланцюги.*

Вступ

Стан інформаційної безпеки характеризується кількістю інформації – як втраченої, так і збереженої, точніше – їх співвідношенням. Аналіз станів в динаміці приводить до використання марковських ланцюгів [1,2], в яких основну роль відіграє перехідна матриця. Елементи матриці – імовірності переходів системи з одного стану в інший – визначаються кількістю інформації, яка може бути вилучена на кожному кроці. Таким чином, визначення станів інформаційної безпеки приводить до необхідності розрахунку кількості вилученої інформації. Ця величина в загальній формі може бути представлена у вигляді [3]:

$$I(x,y) = g \cdot q(x) \cdot f(x,y), \qquad (1)$$

де x і y – ресурси нападу і, відповідно, захисту;
g – кількість інформації на об'єкті;
$q(x)$ – щільність розподілу імовірності виділення суперником ресурсів x;
$f(x,y)$ – залежність частки вилученої інформації від співвідношення x і y.

Зазначимо, що наш розгляд розповсюджується на напівмарковські ланцюги, в яких, на відміну від чисто марковських, часові інтервали між переходами з стану в стан не підкоряються якійсь закономірності і не є постійними, а утворюють випадковий процес [1].

Постановка задачі

Для побудови цільової функції (1) в явному вигляді необхідно розв'язати такі задачі: знайти залежності $f(x,y)$ і $q(x)$ та визначити параметр g. В [3] дано ретроспективний аналіз залежностей $f(x,y)$, які використовувались при розгляді протистояння двох сторін (в основному, у військовій сфері) і запропоновані нові функції, які враховують специфіку інформаційної безпеки. Покладаючи для спрощення запису y=1, наведемо деякі з можливих залежностей $f(x)$ на рис. 1.

Оскільки наш розгляд ведеться в умовах невизначеності, коли дії суперника невідомі і статистична інформація про результати протистояння практично відсутня, вибір функції $f(x)$, як і визначення інших складових розрахунку в (1), можна здійснити лише шляхом експертної оцінки [4]. В даній роботі будемо використовувати залежності 1, 2, 4.

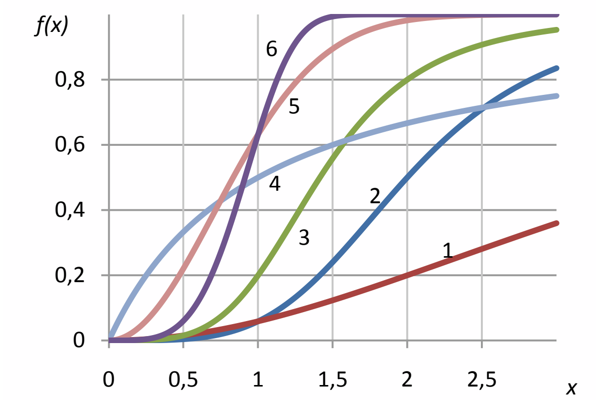


Рис. 1. Залежність $f(x)$ втрат інформації від співвідношення ресурсів

1. $f(x) = \frac{x^2}{x^2+4^2}$; 2. $f(x) = \frac{x^4}{x^4+2^4}$; 3. $f(x) = \frac{x^4}{x^4+4}$;
4. $f(x) = \frac{x}{x+1}$; 5. $f(x) = 1 - e^{-x^2}$;
6. $f(x) = 1 - e^{-x^4}$.

Кількість інформації, вилученої на n-му кроці (тобто при n-ій спробі), виражається рекурентною формулою $I_n(x) = (1 - \sum_{r=1}^{n-1} I_r(x)) \cdot f(x)$. В цьому виразі всі величини нормовані, $g = 1$, $q(x) = const$, і кількість втраченої інформації визначається величиною $f(x)$.

На рис. 2 приведені залежності $I_n(x)$ для перших трьох спроб вилучення інформації. Для першої спроби $I_1(x) = f(x)$. Криві 2 і 3 визначають кількість інформації, втраченої при 2й і 3й спробах з врахуванням її зменшення на об'єкті після попередніх спроб, а криві 4 і 5 визначають сумарну кількість інформації, втрачену після двох і трьох спроб відповідно. При розрахунках вважалось, що кількість ресурсів, виділених нападом на кожну зі спроб, однакова.

Результати розрахунків

Розглянемо три спроби вилучення інформації, які складають кроки марковського випадкового процесу з дискретними станами і

дискретним часом. П'ять можливих станів визначимо такими умовами:
S_1 – інформація збережена повністю;
S_2 – вилучено $I \leq 0{,}1$ всієї інформації;
S_3 – кількість вилученої інформації лежить в межах $0{,}1 < I \leq 0{,}2$;
S_4 – кількість вилученої інформації $0{,}2 < I \leq 0{,}3$;
S_5 – кількість вилученої інформації $I > 0{,}3$.

Побудуємо перехідні матриці, матрицю станів, матрицю доходу і матрицю ефективності, використовуючи залежності рис. 2(а) при $q(x) = const = q$.

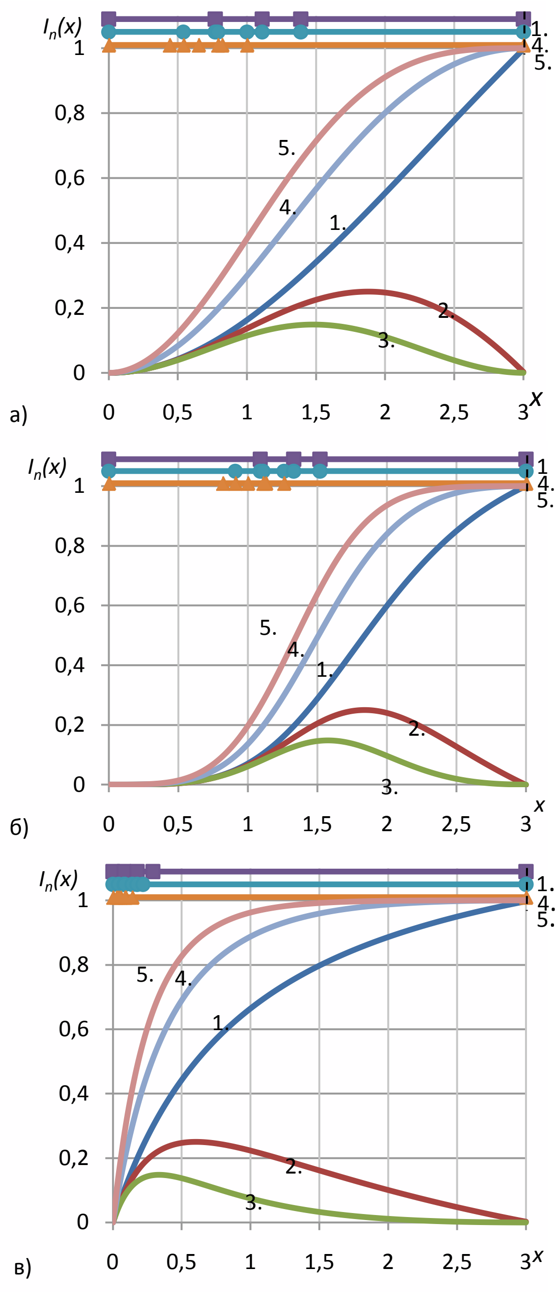


Рис. 2. Залежність кількості вилученої інформації від відносних витрат для трьох спроб:
а) при $f(x) = \frac{x^2}{x^2+4^2}$; б) при $f(x) = \frac{x^4}{x^4+2^4}$;
в) при $f(x) = \frac{x}{x+1}$.

Вважаючи x неперервною випадковою величиною, будемо визначати перехідну імовірність як геометричну імовірність потрапляння точки на відрізок Δx, який відповідає значенням I, що належать даному стану. Інакше кажучи, імовірність $P_{ij}(n)$ переходу з i-го в j-ий стан на n-му кроці визначається відношенням ширини інтервалу Δx_{ij} до загальної ширини інтервалу $\Delta x = 3$, на якому відбуваються переходи:

$$P_{ij}(n) = \frac{\Delta x_{ij}(n)}{\Delta x}.$$

Для першого кроку маємо:

$$x_{12} = [0; 1{,}33]; \quad \Delta x_{12}(1) = 1{,}33; \quad P_{12}(1) = \frac{1{,}33}{3} = 0{,}44;$$

$$x_{13} = [1{,}33; 1{,}99]; \quad \Delta x_{13}(1) = 0{,}66; \quad P_{13}(1) = \frac{0{,}66}{3} = 0{,}22;$$

$$x_{14} = [1{,}99; 2{,}61]; \quad \Delta x_{14}(1) = 0{,}62; \quad P_{14}(1) = \frac{0{,}62}{3} = 0{,}21;$$

$$x_{15} = [2{,}61; 3]; \quad \Delta x_{14}(1) = 0{,}39; \quad P_{14}(1) = \frac{0{,}39}{3} = 0{,}13.$$

З формули повної імовірності $P_{11}(1) = 1 - 0{,}44 - 0{,}22 - 0{,}21 - 0{,}13 = 0$.

При знаходженні перехідних ймовірностей інтервали визначаються з врахуванням станів попереднього кроку. Зокрема, при розрахунку ймовірностей на другому кроці слід враховувати, що частина інформації вже вилучена на першому кроці.

Інтервал $\Delta x_{ij}(n)$ на кожному кроці визначається при одночасному виконанні наступних умов:

1) після попереднього кроку об'єкт має знаходитися в i-му стані;

2) після n-го кроку він знаходиться в j-му стані;

3) значення x, які визначають межі інтервалу для кожного кроку, однакові;

4) кількість ресурсів, втрачених під час всіх спроб має задовольняти умовам стану (наприклад, для другої спроби інтервал Δx_{22} (2) визначається умовою $I_1(x) + I_2(x) \leq 0{,}1$).

Таким чином, інтервал значень $\Delta x_{ij}(n)$, який визначає перехідну імовірність $P_{ij}(n)$, являє собою перетин двох множин. Так, наприклад, ліва межа інтервалу, який визначає імовірність $P_{33}(3)$, обумовлена першою з зазначених причин, а права – другою. В результаті $x_{33}(3) < x_{23}(2)$ і $P_{33}(3) < P_{23}(2)$.

Враховуючи ці умови, одержуємо для другої спроби:

$$x_{22} = [0; 0{,}93]; \quad \Delta x_{22}(2) = 0{,}93; \quad P_{22}(2) = \frac{0{,}93}{1{,}33} = 0{,}70;$$

$$x_{23} = [0{,}93; 1{,}33]; \quad \Delta x_{23}(2) = 0{,}4; \quad P_{23}(2) = \frac{0{,}4}{1{,}33} = 0{,}30;$$

$$x_{33} = [1{,}33; 1{,}37]; \quad \Delta x_{33}(2) = 0{,}04; \quad P_{33}(2) = \frac{0{,}04}{0{,}66} = 0{,}06;$$

$$x_{34} = [1{,}37; 1{,}76]; \quad \Delta x_{34}(2) = 0{,}39; \quad P_{34}(2) = \frac{0{,}39}{0{,}66} = 0{,}59;$$

$$x_{35} = [1{,}76; 1{,}99]; \quad \Delta x_{34}(2) = 0{,}23; \quad P_{34}(2) = \frac{0{,}23}{0{,}66} = 0{,}35;$$

$$x_{45} = [1{,}99; 2{,}61]; \quad \Delta x_{44}(2) = 0{,}62; \quad P_{44}(2) = \frac{0{,}62}{0{,}62} = 1;$$

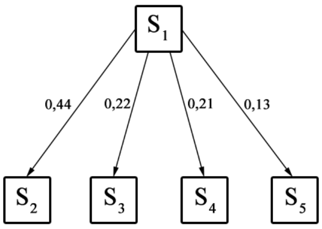
$$x_{55} = [2{,}61; 3]; \quad \Delta x_{44}(2) = 0{,}39; \quad P_{44}(2) = \frac{0{,}39}{0{,}39} = 1.$$

Аналогічно визначимо імовірності переходів після третьої спроби:

$P_{22}(3) = 0{,}81$; $P_{23}(3) = 0{,}19$; $P_{33}(3) = 0{,}41$; $P_{34}(3) = 0{,}59$; $P_{44}(3) = 0{,}13$; $P_{45}(3) = 0{,}87$; $P_{55}(3) = 1$.

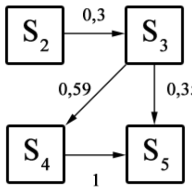
Одержані результати зображені на рис. 3.

1 спроба



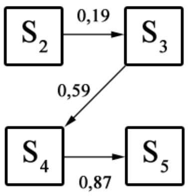
$$P_{ij}(1) = \begin{pmatrix} 0{,}00 & 0{,}44 & 0{,}22 & 0{,}21 & 0{,}13 \\ 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 \\ 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 \\ 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 \\ 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 \end{pmatrix}$$

2спроба



$$P_{ij}(2) = \begin{pmatrix} 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 \\ 0{,}00 & 0{,}70 & 0{,}30 & 0{,}00 & 0{,}00 \\ 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}06 & 0{,}59 & 0{,}35 \\ 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 1{,}00 \\ 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 1{,}00 \end{pmatrix}$$

3 спроба



$$P_{ij}(3) = \begin{pmatrix} 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 \\ 0{,}00 & 0{,}81 & 0{,}19 & 0{,}00 & 0{,}00 \\ 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}41 & 0{,}59 & 0{,}00 \\ 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}13 & 0{,}87 \\ 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 0{,}00 & 1{,}00 \end{pmatrix}$$

Рис. 3. Графи та перехідні матриці для трьох спроб

На полі рис. 2(а) схематично показані межі переходів з *і-го* в *j-й* стан для трьох спроб.

Зазначимо, що процеси, які протікають у сфері інформаційної безпеки, являються, зазвичай, однонаправленими, оскільки дії суперника скеровані лише на вилучення інформації (за винятком спроб дезінформації, які ми не розглядаємо, а також у випадку комплексного протистояння в конкурентній боротьбі, коли кожна сторона має на меті захист своєї інформації і вилучення інформації у конкурента). Тому перехідні матриці являються верхніми трикутними, а графи – однонаправленими.

Знайдемо тепер імовірності можливих станів системи після кожної спроби вилучення інформації (матрицю станів). В початковий момент $p_1(0) = 1$, $p_2(0) = p_3(0) = p_4(0) = p_5(0) = 0$ – система знаходиться в стані S_1. Імовірності станів після першої спроби визначаються першим рядком перехідної матриці $P_{ij}(1)$: $p_1(1) = 0$, $p_2(1) = 0{,}44$, $p_3(1) = 0{,}22$, $p_4(1) = 0{,}21$, $p_5(1) = 0{,}13$. Імовірності станів після наступних спроб знаходимо за рекурентною формулою:

$$p_j(n) = \sum_{i=1}^{5} p_j(n-1)P_{ij}.$$

Після другої спроби маємо:

$$p_1(2) = p_1(1)P_{11} + p_2(1)P_{21} + p_3(1)P_{31} + p_4(1)P_{41} + p_5(1)P_{51} = 0{,}00;$$
$$p_2(2) = p_1(1)P_{12} + p_2(1)P_{22} + p_3(1)P_{32} + p_4(1)P_{42} + p_5(1)P_{52} = 0{,}31;$$
$$p_3(2) = p_1(1)P_{13} + p_2(1)P_{23} + p_3(1)P_{33} + p_4(1)P_{43} + p_5(1)P_{53} = 0{,}15;$$
$$p_4(2) = p_1(1)P_{14} + p_2(1)P_{24} + p_3(1)P_{34} + p_4(1)P_{44} + p_5(1)P_{54} = 0{,}13;$$
$$p_5(2) = p_1(1)P_{15} + p_2(1)P_{25} + p_3(1)P_{35} + p_4(1)P_{45} + p_5(1)P_{55} = 0{,}41.$$

Задаючи $n = 3$, аналогічно одержуємо імовірності станів після третьої спроби:

$p_1(3) = 0$; $p_2(3) = 0{,}25$; $p_3(3) = 0{,}12$; $p_4(3) = 0{,}10$; $p_5(3) = 0{,}53$.

Елементи матриці доходу для нападу представляють кількість інформації, вилученої на кожному кроці:

$$D\,(n) = \textstyle\sum_{j=2}^{5} I_j \cdot p_j(n).$$

При розрахунку I_j використовуємо лінійну інтерполяцію I_j на рис. 2.

$$I_2 = \frac{0{,}1}{2} = 0{,}05;\ I_3 = \frac{0{,}1+0{,}2}{2} = 0{,}15;\ I_4 = \frac{0{,}2+0{,}3}{2} = 0{,}25;\ I_5 = \frac{0{,}3+1}{2} = 0{,}65.$$

Елементи матриці ефективності – відношення цієї величини до відповідних витрат:

$$E(n) = \frac{D(n)}{\sum_1^n x(n)}.$$

Нижче приведені матриця станів $p(n)$ після трьох спроб, матриці доходів $D(n)$ і ефективності $E(n)$ для $q(x) = const$ і $f(x) = \frac{x^2}{x^2+4^2}$:

$$p(n) = \begin{pmatrix} 0 & 0{,}44 & 0{,}22 & 0{,}21 & 0{,}13 \\ 0 & 0{,}31 & 0{,}15 & 0{,}13 & 0{,}41 \\ 0 & 0{,}25 & 0{,}12 & 0{,}10 & 0{,}53 \end{pmatrix};$$
$$D(n) = \begin{pmatrix} 0{,}19 \\ 0{,}34 \\ 0{,}40 \end{pmatrix};\ E(n) = \begin{pmatrix} 0{,}19 \\ 0{,}17 \\ 0{,}13 \end{pmatrix};$$

для $f(x) = \frac{x^4}{x^4+2^4}$:

$$p(n) = \begin{pmatrix} 0 & 0{,}39 & 0{,}09 & 0{,}07 & 0{,}46 \\ 0 & 0{,}32 & 0{,}07 & 0{,}05 & 0{,}56 \\ 0 & 0{,}29 & 0{,}06 & 0{,}05 & 0{,}60 \end{pmatrix};$$
$$D(n) = \begin{pmatrix} 0{,}35 \\ 0{,}40 \\ 0{,}43 \end{pmatrix};\ E(n) = \begin{pmatrix} 0{,}35 \\ 0{,}20 \\ 0{,}14 \end{pmatrix};$$

для $f(x) = \frac{x}{x+1}$:

$$p(n) = \begin{pmatrix} 0 & 0{,}037 & 0{,}043 & 0{,}060 & 0{,}860 \\ 0 & 0{,}017 & 0{,}020 & 0{,}027 & 0{,}937 \\ 0 & 0{,}010 & 0{,}013 & 0{,}017 & 0{,}960 \end{pmatrix};$$

$$D(n) = \begin{pmatrix} 0{,}582 \\ 0{,}619 \\ 0{,}631 \end{pmatrix}; \; E(n) = \begin{pmatrix} 0{,}582 \\ 0{,}310 \\ 0{,}210 \end{pmatrix}.$$

Аналізуючи одержані результати, можна зробити такі висновки:

1. Із збільшенням кількості спроб імовірність знаходження в другому, третьому та четвертому стані зменшується, а в п'ятому стані зростає.
2. Залежність імовірності знаходження об'єкта в певному стані від номера спроби (рядки в матриці $p(n)$) для другої і третьої спроб має мінімум. Це пов'язано з тим, що інтервали ΔI, які визначають стани, не однакові, зокрема для третього стану цей інтервал найбільший, що і приводить до зростання p.
3. Порівняння матриць $p(n)$ для різних функцій $f(x)$ показує, що проміжні результати в деяких позиціях можуть відрізнятись суттєво, проте кінцевий результат – імовірності знаходження системи в п'ятому стані після третьої спроби майже однакові (0,53; 0,60).
4. Попередній висновок характерний і для інших матриць (наприклад ефективність становить 0,13 та 0,14).

На практиці, звичайно, $q(x) \neq const$. З врахуванням реальних можливостей нам видається найбільш обґрунтованим вибрати залежність $q(x)$ в формі розподілу Максвела [3]:

$$q(x) = Nx^2 e^{-h(x-a)^2}, \qquad (2)$$

де N -нормовочний коефіцієнт. Параметри h, a визначають положення максимума залежності $q(x)$ та ступінь її асиметрії і задаються в результаті експертної оцінки. Зазначимо, що вигляд цільової функції з кожним кроком може змінюватись, оскільки може змінюватися як вигляд функції $f(x)$ (перехід від залежності $f_1(x)$ до $f_2(x)$, $f_3(x)$), так і значення параметрів розрахунку g, h, a.

Розглянемо приклад. Умови задачі залишимо такими ж, як в попередньому викладі. Припустимо, що щільність розподілу імовірності виділення суперником ресурсів x, визначають три експерти. На рис. 4 приведені залежності, котрі обрали експерти.

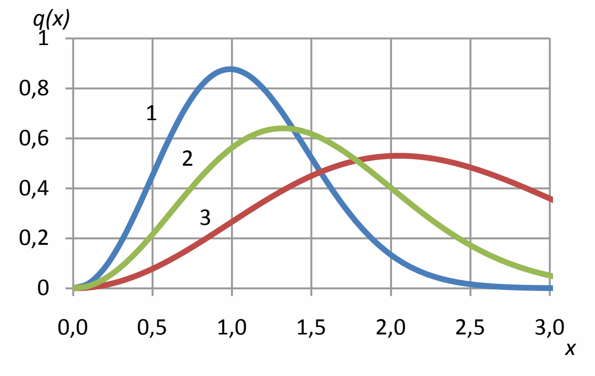


Рис.4. Диференціальна функція розподілу ресурсів нападу

На рис.4 зображені функції $q(x) = N \cdot x^2 \cdot e^{-h^2 \cdot (x-a)^2}$, де

1. $h = 1{,}1; a = 0{,}15; \; N = 2{,}1;$
2. $h = 0{,}758; a = 0; \; N = 1;$
3. $h = 0{,}5; a = 0{,}1; \; N = 0{,}3265.$

При $q(x) \neq const$ перехідна імовірність $P_{ij}(n)$ буде визначатись відношенням площі криволінійних трапецій, що обмежуються кривою $q(x)$, на інтервалі Δx_{ij}, межі якого визначаються умовами стану і знаходяться з кривих (1, 4, 5) рис. 2, та кривою $q(x)$ на інтервалі Δx_i, на якому відбувається перехід з i-го стану в усі інші:

$$P_{ij}(n) = \frac{\int_{x_{ij}^{(1)}}^{x_{ij}^{(2)}} q(x)dx}{\int_{x_i^{(1)}}^{x_i^{(2)}} q(x)dx};$$

Розрахувавши ці величини, одержимо шукані матриці для трьох залежностей $q(x)$, зображених на рис. 4.

1) Визначимо імовірність переходу з першого в другий стан після першої спроби:

$$P_{12}(1) = \frac{\int_0^{1,33} 2{,}1 * x^2 * e^{-1{,}1^2 * (x-0{,}15)^2} dx}{\int_0^3 2{,}1 * x^2 * e^{-1{,}1^2 * (x-0{,}15)^2} dx} = \frac{0{,}71}{1} = 0{,}71.$$

Аналогічно знаходимо всі інші імовірності і отримуємо матрицю $p(n)$:

$$p(n) = \begin{pmatrix} 0 & 0{,}71 & 0{,}25 & 0{,}03 & 0{,}01 \\ 0 & 0{,}39 & 0{,}35 & 0{,}18 & 0{,}08 \\ 0 & 0{,}24 & 0{,}31 & 0{,}23 & 0{,}23 \end{pmatrix};$$

$$D(n) = \begin{pmatrix} 0{,}08 \\ 0{,}17 \\ 0{,}26 \end{pmatrix}; \; E(n) = \begin{pmatrix} 0{,}08 \\ 0{,}08 \\ 0{,}09 \end{pmatrix};$$

2) $p(n) = \begin{pmatrix} 0 & 0{,}44 & 0{,}36 & 0{,}16 & 0{,}03 \\ 0 & 0{,}20 & 0{,}27 & 0{,}23 & 0{,}30 \\ 0 & 0{,}12 & 0{,}19 & 0{,}20 & 0{,}50 \end{pmatrix}; \; D(n) = \begin{pmatrix} 0{,}14 \\ 0{,}30 \\ 0{,}41 \end{pmatrix}; \; E(n) = \begin{pmatrix} 0{,}14 \\ 0{,}15 \\ 0{,}14 \end{pmatrix};$

3) $p(n) = \begin{pmatrix} 0 & 0{,}21 & 0{,}32 & 0{,}32 & 0{,}16 \\ 0 & 0{,}08 & 0{,}14 & 0{,}18 & 0{,}58 \\ 0 & 0{,}04 & 0{,}09 & 0{,}12 & 0{,}74 \end{pmatrix}; \; D(n) = \begin{pmatrix} 0{,}24 \\ 0{,}45 \\ 0{,}52 \end{pmatrix}; \; E(n) = \begin{pmatrix} 0{,}24 \\ 0{,}22 \\ 0{,}17 \end{pmatrix}.$

Присвоїмо ваговий коефіцієнт c кожному експерту, враховуючи його кваліфікацію: $c_1 = 0{,}25; \; c_2 = 0{,}40; \; c_3 = 0{,}35$. Врахувавши вагові коефіцієнти c, отримаємо остаточний результат:

$$\boldsymbol{p(n)} = \begin{pmatrix} \mathbf{0} & \mathbf{0,43} & \mathbf{0,32} & \mathbf{0,18} & \mathbf{0,07} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0,21} & \mathbf{0,24} & \mathbf{0,20} & \mathbf{0,34} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0,12} & \mathbf{0,19} & \mathbf{0,18} & \mathbf{0,52} \end{pmatrix};$$

$$\boldsymbol{D(n)} = \begin{pmatrix} \mathbf{0,16} \\ \mathbf{0,32} \\ \mathbf{0,41} \end{pmatrix}; \; \boldsymbol{E(n)} = \begin{pmatrix} \mathbf{0,16} \\ \mathbf{0,16} \\ \mathbf{0,14} \end{pmatrix}.$$

Аналогічно одержані матриці для $f(x) = \frac{x^4}{x^4+2^4}$:

1) $p(n) = \begin{pmatrix} 0 & 0,58 & 0,19 & 0,10 & 0,13 \\ 0 & 0,42 & 0,18 & 0,11 & 0,29 \\ 0 & 0,33 & 0,17 & 0,12 & 0,38 \end{pmatrix}$; $D(n) = \begin{pmatrix} 0,17 \\ 0,26 \\ 0,32 \end{pmatrix}$; $E(n) = \begin{pmatrix} 0,17 \\ 0,13 \\ 0,11 \end{pmatrix}$;

2) $p(n) = \begin{pmatrix} 0 & 0,33 & 0,17 & 0,12 & 0,38 \\ 0 & 0,22 & 0,12 & 0,10 & 0,56 \\ 0 & 0,17 & 0,10 & 0,09 & 0,64 \end{pmatrix}$; $D(n) = \begin{pmatrix} 0,32 \\ 0,42 \\ 0,46 \end{pmatrix}$; $E(n) = \begin{pmatrix} 0,32 \\ 0,21 \\ 0,15 \end{pmatrix}$;

3) $p(n) = \begin{pmatrix} 0 & 0,15 & 0,10 & 0,09 & 0,66 \\ 0 & 0,09 & 0,06 & 0,06 & 0,79 \\ 0 & 0,07 & 0,05 & 0,04 & 0,84 \end{pmatrix}$; $D(n) = \begin{pmatrix} 0,09 \\ 0,06 \\ 0,04 \end{pmatrix}$; $E(n) = \begin{pmatrix} 0,09 \\ 0,03 \\ 0,01 \end{pmatrix}$.

Врахувавши вагові коефіцієнти c, отримаємо остаточний результат:

$$\boldsymbol{p(n)} = \begin{pmatrix} \mathbf{0} & \mathbf{0,33} & \mathbf{0,15} & \mathbf{0,10} & \mathbf{0,42} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0,22} & \mathbf{0,11} & \mathbf{0,09} & \mathbf{0,57} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0,18} & \mathbf{0,10} & \mathbf{0,08} & \mathbf{0,65} \end{pmatrix};$$
$$\boldsymbol{D(n)} = \begin{pmatrix} \mathbf{0,20} \\ \mathbf{0,25} \\ \mathbf{0,28} \end{pmatrix}; \ \boldsymbol{E(n)} = \begin{pmatrix} \mathbf{0,20} \\ \mathbf{0,13} \\ \mathbf{0,09} \end{pmatrix}.$$

Порівняння матриць показує, що перехід від рівномірного розподілу $q(x)$ до залежності (x) (рис. 4), суттєво змінює результати для кривої 1, і в меншій степені для кривих 2 і 3, для яких розподіл $q(x)$ ближчий до рівномірного.

Висновки

Порівняння використаної моделі [3] з розробленими раніше моделями [5,6], які одержали емпіричне підтвердження, показує, що при належному виборі параметрів розрахунку ми одержуємо ідентичні розрахунки [7]. Таким чином, можна вважати, що отримані результати мають достатнє обґрунтування і можуть бути використані при пошуку оптимального розподілу ресурсів в системах захисту інформації, оскільки вони дають можливість передбачити дії суперника і на цій основі сформувати свою власну стратегію.

Література

[1] Тихонов В. И., Миронов М. А. Марковские процессы – М.: Сов. радио, 1977. – 488с.

[2] Левченко Є.Г., Рабчун А.О. Марковські ланцюги у визначенні станів інформаційної безпеки – Інформаційна безпека: Матеріали наук.-практ. конф. (Київ, 26-27 березня 2009 р.) С. 239-242.

[3] Левченко Є.Г., Рабчун А.О. Оптимізаційні задачі менеджменту інформаційної безпеки // НПЖ "Сучасний захист інформації". – 2010. – №1. – С. 16-23.

[4] Левченко Є.Г., Рабчун А.О. Експертні оцінки в економічних задачах інформаційної безпеки. – К.: НТЖ "Захист інформації". – 2009. – №3. – С. 81-85.

[5] Gordon L.A., Loeb M.P. The Economics of Information Security Investment // ACM Transactions of Information and System Security. – Nov. 2002. – Vol. 5. – №4. – P. 438-457.

[6] Задірака В.К., Олексюк О.С., Смоленюк Р.П., Штабалюк П.І. Фінансування витрат на захист інформації в економічній діяльності // Університетські наукові записки. – 2006. – № 3-4 (19-20). – С. 479-490.

[7] Левченко Є.Г., Демчишин М.В., Рабчун А.О. Математичні моделі економічного менеджменту інформаційної безпеки // Системні дослідження та інформаційні технології. – К.: НТУУ КПІ. – 2011. – №4. – С. 98-106.

УДК 004.056:621 (045)

Левченко Е.Г., Рабчун А.А. Неоднородные марковские цени в определении уровня информационной безопасности

Анотация. *Рассмотрена методика расчета элементов матрицы состояний информационной безопасности и матрицы эффективности потерь для двух случаев: когда плотность распределения вероятностей выделенных ресурсов в определенном интервале есть равномерной и когда она задается определенной функцией.*

Ключевые слова: *информация, состояние защищенности, марковские цепи.*

Levchenko Ye. G., Rabchun A.O. Markov chain in determination of information security level

Abstract. *The method of calculation elements of information security state matrix review, and effectiveness losses matrix for two cases: when the probability distribution of resources allocated in a certain range is even and when it is given as a function.*

Keywords: *information, security state, Markov chain.*

Отримано *20 вересня 2012 року*, затверджено редколегією *13 листопада 2012 року*
(рецензент к.т.н., доцент С.О. Гнатюк)