

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 розроблення 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// 36. наук. пр. ПІМЕ НАН України. – Виш.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 методика 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]:

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

де x і y – ресурси нападу і, відповідно, захисту;

g – кількість інформації на об'єкті;

$q(x)$ – щільність розподілу ймовірності 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.

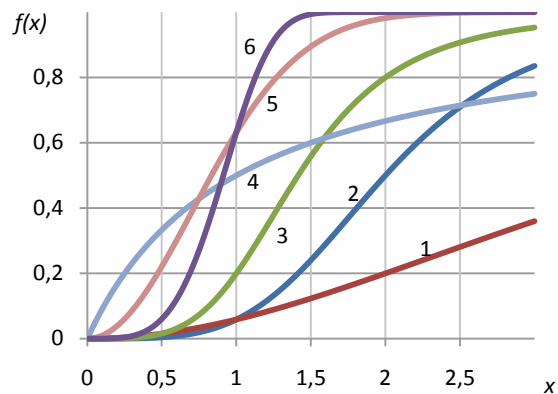


Рис. 1. Залежність $f(x)$ втрат інформації від співвідношення ресурсів

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 2^n і 3^n 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 кожен 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 $l \leq 0,1$ всієї інформації;
- S_3 - кількість вилученої інформації лежить в межах $0,1 < l \leq 0,2$;
- S_4 - кількість вилученої інформації $0,2 < l \leq 0,3$;
- S_5 - кількість вилученої інформації $l > 0,3$.

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

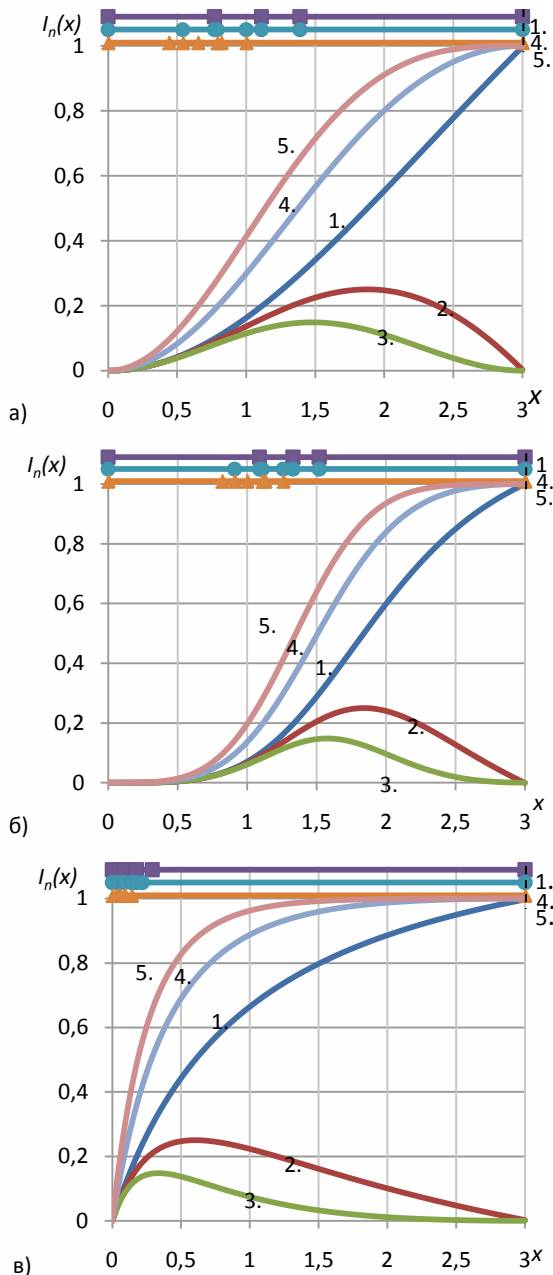


Рис. 2. Залежність кількості вилученої інформації від відносних витрат для трьох спроб:

- 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 l , 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 імовірностей інтервали визначаються з врахуванням станів попереднього кроку. Зокрема, при розрахунку імовірностей 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:

$$P_{22}(3) = 0,81; \quad P_{23}(3) = 0,19; \quad P_{33}(3) = 0,41; \quad P_{34}(3) = 0,59;$$

$$P_{44}(3) = 0,13; \quad P_{45}(3) = 0,87; \quad P_{55}(3) = 1.$$

Одержані результати зображені на рис. 3.

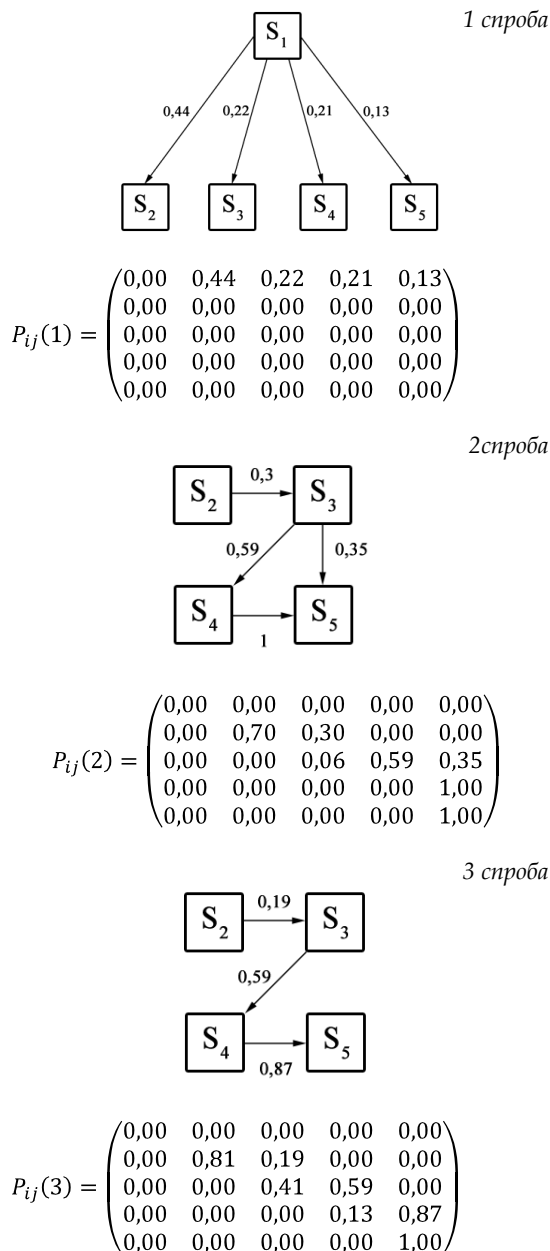


Рис. 3. Графи та перехідні матриці для трьох спроб

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

Значимо, 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:

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

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:

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

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

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

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 $f(x) = \frac{x^2}{x^2+4^2}$:

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

для $f(x) = \frac{x^4}{x^4+2^4}$:

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

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 відрізнятися 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 Максвелла [3]:

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

де N -нормувочний коефіцієнт. Параметри h, a визначають положення максимуму залежності $q(x)$ та ступінь її асиметрії і задаються в результаті експертної оцінки. Значимо, 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.

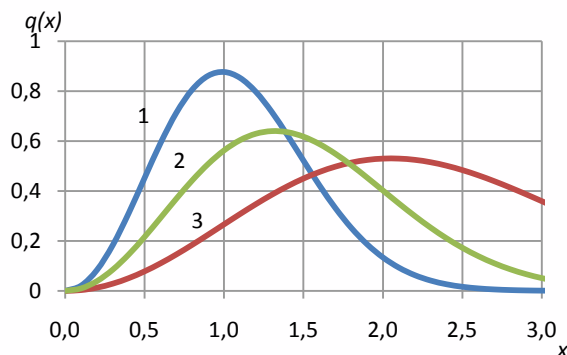


Рис.4. Диференціальна функція розподілу ресурсів нападу

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:

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

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

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:

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

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 сформулювати 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 // НГЖ "Сучасний захист інформації". - 2010. - №1. - С. 16-23.
- [4] Левченко Є.Г., Рабчун А.О. Експертні оцінки в економічних задачах інформаційної безпеки. - К.: НГЖ "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 цепи 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)