5. Smirniy M.F. The research of the conflict request threads in the data protection systems / Smirniy M.F., Lahno V.A., Petrov A.S. //Праці Луганського відділення Міжнародної Академії інформатизації. № 2(20). Частина 2. 2009. p. 23-30.

6. Лахно В.А. Исследование конфликтных потоков заявок в системах защиты информации / Лахно В.А., Петров А.С., Чертунина Н.Н. // Вісник СНУ ім. В. Даля № 6 (136). 2009. с. 200-209.

7. Воробьев А.А. Анализ моделей процессов защиты информации от несанкционированного доступа в автоматизированных системах // Информатика-машиностроение. 1999. № 2. С.32-34.

8. Кифоренко Б.Н. Математическое моделирование оптимально управляемых динамических объектов / Кифоренко Б.Н., Харитонов А.М. // Пробл. упр. и информатики. - 2000. - № 4. - С. 35-48.

9. Моделирование информационных систем: учебное пособие / под ред. О. И. Шелухина. - М.: Радиотехника, 2005.- 368 с.

Надійшла до редколегії 1.10.2011

Лахно В.А., Петров О.С.

МОДЕЛЮВАННЯ КОМП'ЮТЕРНИХ АТАК НА АДАПТИВНІ СИСТЕМИ ЗАХИСТУ ІНФОРМАЦІЇ ПІДПРИЄМСТВ

В статті запропоновані нові підходи по використовуванню системи моделювання бізнес процесів BPwin та мови моделювання UML для аналізу загроз інформаційним ресурсам підприємств, а також опису структури системи адаптивного захисту інформації.

Lahno V.A., Petrov A.S.

MODELING COMPUTER ATTACKS ON THE ADAPTIVE SYSTEM OF INFORMATION SECURITY COMPANIES

The article suggested new approaches to the use of business process simulation BPwin and modeling language UML for the analysis of threats to information resources, as well as building a framework of adaptive systems of information protection.

УДК 517:621.3.019

Скопа О.О.[1], Волков С.Л.[2], Мінін А.В.[3]

[1]*Одеський державний економічний університет*
[2] *Одеська державна академія технічного регулювання та якості*
[3]*Східноукраїнський національний університет ім. В. Даля*

КОНЦЕПЦІЯ КОНТРОЛЬНИХ ВИПРОБУВАНЬ РЕЗЕРВНИХ СИСТЕМ НА ОСНОВІ БІНОМІАЛЬНОЇ СХЕМИ

Приведено аналіз проекту біноміальної схеми випробувань резервних об’єктів систем. У відповідності до положень про окремі елементи теорії випробувань, показано, що поряд зі статистикою $f_2(n,r,g)$ Клопера-Пірсона, в якості g -нижньої границі для ймовірності успішного функціонування об’єкта, можуть використовуватися статистики іншого виду. Отримане найкраще рішення задачі, яке вже не поліпшується, для ймовірності безвідмовної роботи об’єктів системи, коли кожний з них випробувався по біноміальній схемі з зупинкою.

У деяких випадках використання біноміальної схеми контрольних випробувань окремих резервних об’єктів систем з зупинкою (як це практикується, наприклад, підприємствами зв’язку) не цілком доречно з точки зору практики їх роботи. Дійсно, нехай після проведення n' контрольних випробувань виникло відмовлення r (рис. 1). У такій ситуації, відповідно до схеми Бернуллі, необхідно продовжити контрольні випробування з їх заздалегідь фіксованим загальним обсягом n. В дійсності поступають інакше: після одержання першого відмовлення випробування припиняються, виявляються причини виникнення відмовлення, вводяться необхідні корективи в технологію використання об'єкта випробування, в конструкцію, після чого починаються контрольні випробування нової серії. Найбільший обсяг будь-якої такої серії (тобто – довжина серії) заздалегідь обмовляється так, що $n' \le n$, де n – фіксоване число, а величина n' – число випробувань до виникнення першого відмовлення. При цьому враховують, що $r \ne 0$ і $n' = n$, причому, у відмінності від n, величина n' є випадковою.

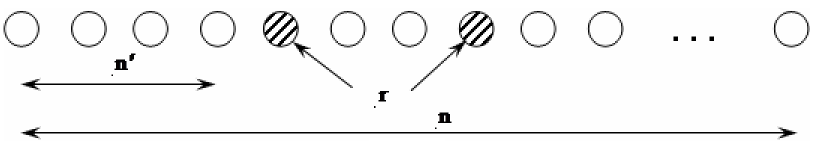

Рис. 1.

Визначення 1. Будемо говорити, що система випробується по біноміальній схемі з зупинкою, якщо виконуються наступні допущення:

– Найбільший обсяг n контрольних випробувань до їхнього проведення встановлений заздалегідь і є фіксованим числом;

– Контрольні випробування здійснюються послідовно і закінчуються в двох випадках:

після виникнення першого відмовлення, якщо число r відмовлень у n випробуваннях не дорівнює нулю, $r > 0$;

після вичерпання встановленого обсягу n контрольних випробувань, якщо $r = 0$ (рис.2). Результатом випробування вважається значення випадкової величини n', яка дорівнює числу контрольних випробувань до виникнення першого відмовлення, якщо $r > 0$ і $n' = n$, при $r = 0$;

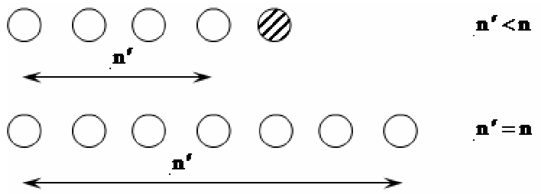

Рис.2.

У кожнім i-м випробуванні можливе виникнення однієї з двох несумісних подій A_i чи $\bar{A}_i$, де A_i полягає в успішному результаті i-го випробування; а $\bar{A}_i$ – у виникненні відмовлення i-м випробуванні. Видно, що $\bar{A}_i = 1 - A_i$.

Події A_i при $i = \overline{1,n}$ незалежні і мають однакову ймовірність $P(A_i) = R = const$, що заздалегідь невідома і підлягає оцінюванню по наслідках n' контрольних випробувань.

При відсутності обмеження $n' \le n$ зверху на величину n', ймовірність $P(n' = k)$ для фіксованого цілого числа k в умовах визначення 1, записується у вигляді:

$$P(n' = k) = R^k q, \quad q = 1 - R,$$

тобто n' у цьому випадку має геометричний розподіл. В силу зазначеного обмеження величина n' має усічений геометричний розподіл:

$$P(n' = k / n' \le n) = \frac{1}{C} R^k q, \; c = \sum_{k=0}^{n} R^k q = Q \frac{1 - R^{n+1}}{1 - R} = 1 - R^{n+1},$$

а значить функція розподілу $P\left(n'=x\right)$ має вигляд:

$$P\left(n'=x\right)=F\left(x\right)=\frac{1}{C}q\sum_{k=0}^{[x]}R^{k}=\frac{1-R^{[x]+1}}{1-R^{n+1}}, \qquad (1)$$

де $\left[x\right]$= ціла частина фіксованого числа x.

У відповідності до положень про окремі елементи теорії випробувань, що приведені в [1], покажемо, що поряд зі статистикою [2] $f_2\left(n,r,g\right)$ Клопера-Пірсона в якості g -нижньої границі для ймовірності R успішного функціонування в одному біноміальному випробуванні може бути використана також статистика виду:

$$\underline{R}=\left(1-g\right)^{\frac{1}{n}} . \qquad (2)$$

Доказ випливає з нерівності Большева [3] і співвідношення (1), тому що

$$g\le P\left(F\left(n'-0\right)\le g\right)=P\left(\frac{1-R^{n'}}{1-R^{n+1}}\le g\right)\le P\left(1-R^{n'}\le g\right)'=P\left(R^{n'}\ge 1-g\right)=P\left(\left(1-g\right)^{\frac{1}{n'}}R\right)$$

або ж $P\left(\left(1-g\right)^{\frac{1}{n'}}\le R\right)\ge g$.

Відзначимо, що нерівність $\left(1-g\right)^{\frac{1}{n'}}\le R$ нестрога так само як і в співвідношенні $P\left(f_2\left(n,r,g\right)\le R\right)\ge g$ для статистики $f_2\left(n,r,g\right)$ Клопера-Пірсона.

Переваги формули (2) в порівнянні зі співвідношенням $\underline{R}=f_2\left(n,r,g\right)$ Клопера-Пірсона:

– вона може використовуватися як в схемі біноміальних випробувань Бернуллі фіксованого обсягу n, так і в схемі їх випробувань з зупинкою до одержання першого відмовлення при обмеженні $n'\le n$ на найбільший обсяг випробувань;

– вона має простий аналітичний вигляд, збігаючись з частковим значенням статистики $f_2\left(n,r,g\right)$ при числі відмовлень r, що дорівнюють нулю в n контрольних випробуваннях. Це пов'язане з тим, що при $r=0$ величина $n'=n$. Інші переваги формули (2) показані далі для багатомірного випадку. Однак при використанні формули (2) у схемі випробувань Бернуллі варто мати на увазі, що вона має меншу стабільність, ніж статистика $f_2\left(n,r,g\right)$. Так, якщо при $n=10$ сталося одне відмовлення, причому на першому контрольному випробуванню ($n'=0, r=1$), і була задана $g=0,90$, то $\left(1-g\right)^{\frac{1}{n'}}=0$, а $f_2\left(n,r,g\right)=0,66$. Якщо ж за тих самих умов відмовлення сталося на останньому контрольному випробуванні, то $n'=9$ і $\left(1-g\right)^{\frac{1}{n'}}=0,77$ у той час, як і раніше $f_2\left(n,r,g\right)=0,66$. Для знаходження $\underline{R}$ з (2) може бути використаний графік (рис.3), розрахований на ЕОМ.

Разом з тим формула (2) має обмеження на область застосування, де статистика $f_2\left(n,t,g\right)$ не може бути використана – це схема біноміальних випробувань з зупинками, описана вище у визначенні 1.

В умовах плану біноміальних випробувань з зупинкою можна знаходити не тільки γ-нижню границю $\underline{R}$ для параметра R розподілу Бернуллі, відмінну від класичної, але і так само відмінну від класичної, γ-верхню границю $\overline{R}=t=f^{-1}\left(1-g\right)$ для R з рівняння $f(t)=\dfrac{1-t^{n'+1}}{1-t^{n+1}}=1-g$, що розв'язується відносно $t\in[0,1]$ при заданих g,n і одержанім значенні n'. Дійсно, з нерівності Большева випливає, що:

$$1-g \ge P\left(F(n')\le 1-g\right)=P\left(\frac{1-R^{n'+1}}{1-R^{n+1}}\le 1-g\right)=P\left(f(R)\le 1-g\right)=P\left(R\ge f^{-1}(1-g)\right)=P\left(R\ge \overline{R}\right),$$

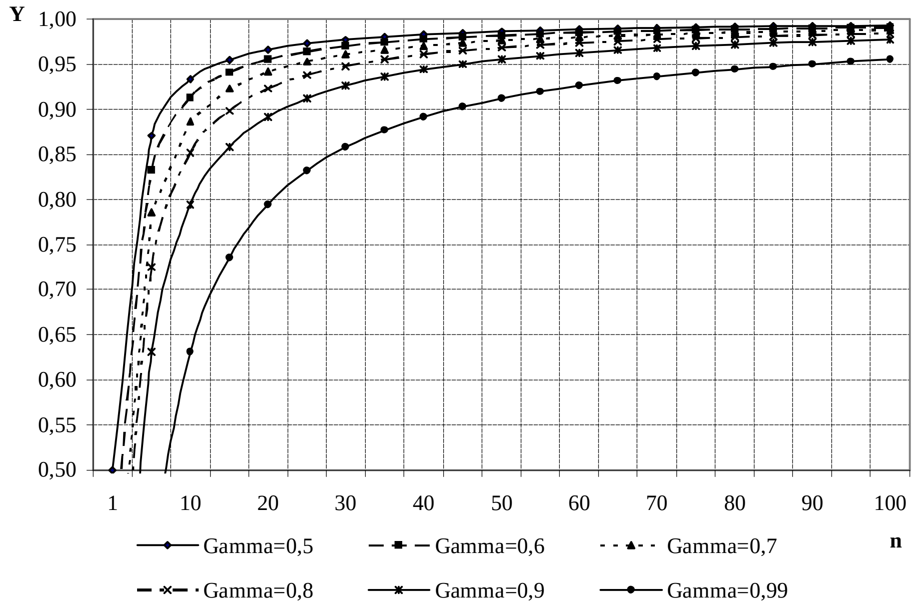

Рис. 3. Функція $\underline{R}=(1-g)^{\frac{1}{n}}$

або ж $P\left(\overline{R}<R\right)\ge g,\quad n'<n$, де враховано, що $f(t)$ не зростає по $t>0$ при $n'<n$.

Проведемо аналіз багатомірних біноміальних задач, де за результатами біноміальних випробувань оцінюється не один параметр R, а деяка функція $y=f(R_1R_2,...,R_m)$ від m біноміальних параметрів. Ці задачі виникають при оцінці надійності систем з послідовним з'єднанням об'єктів за результатами їх біноміальних випробувань з зупинками.

Розглянемо випадок, коли $y=R_1\cdot R_2...R_m$, тобто коли y є добутком m біноміальних параметрів $R_i,\ i=\overline{1,m}$.

За основу приймемо згадану в заголовку систему (рис.1). Позначимо через A_i і C події, що складаються в успішному функціонуванні i-го об'єкта системи в цілому в одному контрольному випробуванні. При цьому номер випробування враховувати не будемо, так як передбачається, що кожний з об'єктів випробувався окремо від системи по біноміальній схемі з зупинкою (рис.2), для якої ймовірність $R_i=P(A_i)$ успішного функціонування i-го об'єкта вважається однаковою в кожному з випробувань.

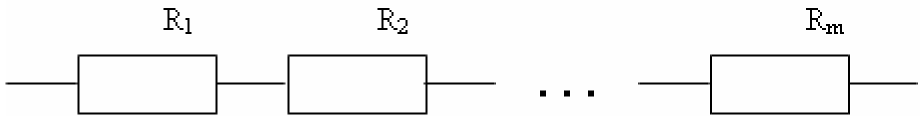

Рис. 4

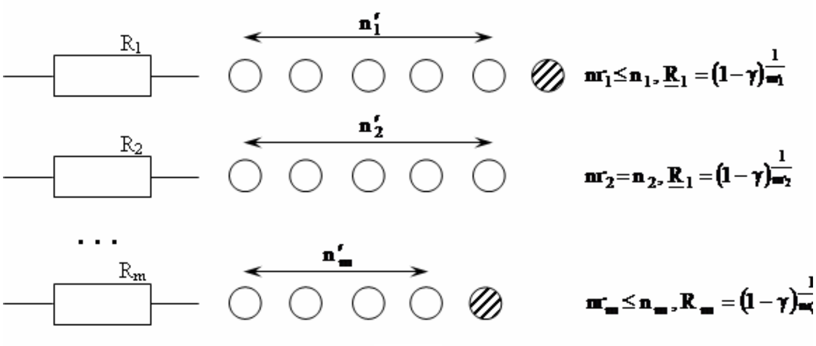

Рис.5.

Події A_i при $i=\overline{1,m}$ будемо вважати незалежними. У такому випадку добуток $p = R_1 R_2 ... R_m$ ймовірностей R_1 являють собою ймовірність $p = P(C)$ того, що система в цілому функціонує успішно в її одному контрольному випробуванні. Ймовірність $p = R_1 R_2 ... R_m$ перепишемо в загально прийнятій формі:

$$p = R_1 R_2 ... R_m = \prod_{i=1}^{m} R_i \quad , \tag{3}$$

Такий запис ймовірності π називають показником надійності системи (рис.4) з послідовним з’єднанням об’єктів.

Відповідно до припущення кожний з m об’єктів системи випробується по біноміальному плану з зупинкою (рис.5). Результатом контрольних випробувань i -го об’єкта є величина n_i', що дорівнює встановленому обсягу n_i випробувань i -го об’єкта, якщо всі випробування безвідмовні $(t_i = 0)$, а в протилежному випадку – дорівнює числу випробувань до виникнення першого відмовлення. Ще раз наголосимо, що n_i – фіксоване число, а n_i' - випадкова величина. З формули (2) по n_i' може бути знайдена γ-нижня границя $\underline{R}_i$ для ймовірності успішного функціонування i -го об’єкта системи. При цьому, як встановлено раніше, гарантується, що невідома ймовірність R_i, як правило, вища, ніж $\underline{R}_i$, а точніше:

$$P\left(\underline{R}_i \le R_i\right) = P\left(\left(1-g\right)^{\frac{1}{n_i'}} \le R_i\right) \ge g \tag{4}$$

Розглянемо наступну задачу: знаючи значення γ-нижніх границь $\underline{R}_i$ з (2) де $i=\overline{1,m}$, визначаємих за результатами n_i' автономних контрольних випробувань для кожного з m об’єктів системи, потрібно знайти γ-нижню границю $\underline{p}$ для показника надійності p системи в цілому таку, що, як правило, $\underline{p} \le p$, а точніше таку, що:

$$P\left(\underline{p} \le p\right) \ge g \tag{5}$$

Найкраще рішення цієї задачі, яке вже не поліпшується, для випадку, коли кожний з об’єктів системи випробується по біноміальній схемі з зупинкою дає наступна теорема:

Теорема. Нехай величини n_i' при $i=\overline{1,m}$ – незалежні. Тоді менша з m величин (2), а саме – статистика

$$\underline{p} = \left(1-g\right)^{\frac{1}{n'}} \tag{6}$$

де $n' = \min\limits_{1\le i\le m} n_i'$ – менша з m величин n_i', $i=\overline{1,m}$, є γ – нижньою границею для добутку

$p = R_1R_2...R_m = \prod\limits_{i=1}^{m} R_i$ невідомих ймовірностей R_i у тім значенні, що вона задовольняє нерівності (5).

Доказ. Знайдемо спочатку функцію F розподілу випадкової величини n'. Позначимо: (a) $\leftrightarrow$(b) – еквівалентність (a) і (b), тобто подія (a) відбувається тоді і тільки тоді, коли відбувається подія (b). При цьому справедливе і зворотне твердження: подія (b) відбувається тоді і тільки тоді, коли відбувається подія (a). Тоді, так як $n' \ge x \leftrightarrow \bigwedge\limits_{i=1}^{m} (n_i' \ge x)$, то в силу незалежності величини n_i' при $i=\overline{1,m}$, дістаємо:

$$P(n' \ge x) = \prod_{i=1}^{m} P(n_i' \ge x) = \prod_{i=1}^{m} 1 - P((n_i' < x)),$$

або ж $P(n' \ge x) = 1 - P(n' < x) = 1 - F(x-0) = \prod\limits_{i=1}^{m} \left(1 - F_i(x-0)\right)$,

де: $F_i(x-0) = P(n_i' < x)$.

Звідси, на основі співвідношення (3) дістаємо:

$$1 - F(x-0) = \prod_{i=1}^{m} \left(1 = \frac{1 = R_i^{[x]}}{1 = R_i^{n_i+1}}\right),$$

або ж $F(x-0) = P(n' < x) = 1 - \prod\limits_{i=1}^{m} \left(1 - \frac{1-R_i^{[x]}}{1-R_i^{n_i+1}}\right)$

Так як

$$P(n' \ge x) = \prod_{i=1}^{m} \left(1 - \frac{1-R_i^{[x]}}{1-R_i^{n_i+1}}\right) < \prod_{i=1}^{m} \left(1 - \left(1 - R_i^{[x]}\right)\right) = p^{[x]}, \tag{7}$$

то з нерівності Большева випливає, що

$$g \le P\left(F(n'-0) \le g\right) = P\left(1 - F(n'-0) \ge 1-g\right) = P\left(\prod_{i=1}^{m}\left(1 - \frac{1-R_i^{n'}}{1-R_i^{n_i+1}}\right) \ge 1-g\right) \le P\left(p^{n'} \ge 1-g\right) =$$

$$= Pp\left(p \ge (1-g)^{\frac{1}{n'}}\right)$$

або ж $P\left((1-g)^{\frac{1}{n'}} \le p\right) \ge g$, що доводить теорему1.

Приклад. Розглянемо систему (рис.4), що складається з $m = 100$ об’єктів, ймовірності успішного функціонування яких $R_i = P(A_i)$ невідомі й оцінюються за результатами їхній автономних біноміальних випробувань з зупинкою за співвідношенням (2). Потрібно знайти значення γ-нижньої границі $\underline{p}$ для показника p надійності системи в цілому, якщо задана довірча ймовірність $g = 0,90$, а при аналізі вихідних даних встановлено, що найменша з величин n_i' прийняла значення $n' = 15$.

Рішення. По формулі (6) за допомогою графіка (рис.3), дістаємо $\underline{p} = (1-g)^{\frac{1}{n'}} = 0,1^{\frac{1}{15}} = 0,86$. Дана відповідь справедлива для зазначених вихідних даних і в тому випадку, коли контрольні випробування об’єктів здійснюється по біноміальній схемі Бернуллі в обсязі n_i для кожного з них.

Результат (5) є найкращим у наступному смислі: статистика $\underline{p} = \underline{p}(h)$ для p, що при обраному плані контрольних випробувань задовольняє нерівності (5) і залежна від деякої величини h (у нашому випадку $h = n'$), є для цього плану контрольних випробувань і обраного h найкращою по Павлову [4], якщо $h = \min\limits_{1\le i\le m} h_i$, $\underline{R}_i \underline{R}_i(h_i)$, $P(\underline{R}_i \le R_i) \ge g$ і $\underline{p} = \min\limits_{1\le i\le m} \underline{R}_i$.

Цікаво відзначити, що ймовірності R_i у формулі (3) для p перемножуються, а серед γ-нижніх границь $\underline{R}_i$ у формулі (6) для $\underline{p}$ виділяється лише менша з них.

Нехай при $m \to \infty$ ймовірності R_i в (3) фіксовані і не прагнуть до одиниці. Тоді $p \to \infty$ і в силу (7) у цьому випадку $\forall x > 0: \lim\limits_{m\to\infty} P(n' \ge x) \le \lim\limits_{m\to\infty} p^{[x]} = 0$ чи ж $\forall x > 0: \lim\limits_{m\to\infty} P(n' < x) = 1$. Це означає, що є межа $\lim\limits_{m\to\infty} n' = \lim\limits_{m\to\infty} \min\limits_{1\le i\le m} n_i = 0$, якщо $\lim\limits_{m\to\infty} p = 0$.

Таким чином, у випадку, коли $m \to \infty$, числа $R_i = const$, з ймовірністю, що практично дорівнює одиниці, статистика $\underline{p}$ з (6) прагне до нуля при числі об'єктів $m \to \infty$. Однак, якщо при $m \to \infty$ одночасно підвищується і надійність системи, причому $R_i \to \infty$, то ситуація змінюється в тім смислі, що γ-нижня границя з (6) не зобов'язана необмежено зменшуватися з ростом m.

В якості висновку відзначимо основні особливості формули (6) при обмеженому числі m об'єктів системи:

1. У випадку контрольних випробувань об'єктів системи по біноміальній схемі з зупинками результат (6) поки є єдиним і найкращим в зазначеній схемі.

2. Статистика $\underline{p}$ з (6) може бути використана і тоді, коли контрольні випробування кожного з об'єктів проводяться по біноміальній схемі Бернуллі. У цьому випадку також гарантується виконання нерівності (5). Однак інформація відносно результатів контрольних випробувань з номерами $n_i'+1,\ n_i'+2,\dots,n_i$ у формулі (6) не враховується, що приводить до необхідності розгляду й інших рішень, які використовують замість $h = n'$ і інші статистики h, функція розподілу яких чи оцінка для неї містить параметр p і монотонно залежить від нього.

3. При безвідмовних випробуваннях всіх об'єктів $\left(n_i' = n_i,\ i = \overline{1,m}\right)$ з (6) випливає часткове значення:

$$\underline{p} = \underline{p}_0 = (1-g)^{\frac{1}{n}} \qquad (8)$$

де: $n = \min\limits_{1\le i\le m} n_i$ – менший з обсягів n_i контрольних випробувань. Формула, аналогічна (8), в [4] для випадку контрольних випробувань об'єктів по біноміальній схемі Бернуллі, розцінена як несподіваний і парадоксальний результат. Однак, проведений аналіз граничної ситуації, зокрема при $m \to \infty$, усуває видиму парадоксальність. Дійсно, в силу викладеного, рівність $n_i' = n_i$ при $m \to \infty$ може реалізовуватися лише у випадку, коли $R_i \to 1$ при $m \to \infty$.

4. Формула (6) має простий аналітичний вигляд, що є великою рідкістю в задачах такого типу, які часто приводять до необхідності складних обчислень на ЕОМ.

Література

1. Теория псевдополуобратных матриц и ее применение к задачам оценки надежности. / Р.С.Судаков. – М.: Знание, 1981. – 107 с.

2. Скопа О.О. Інтервальне оцінювання надійності Т-систем з паралельним з'єднанням елементів за результатами їх біноміальних іспитів // Наукові праці Одеської націон. академії зв'язку: Період. наук. збірник з радіотехніки і телекомунікацій, електроніки та економіки в галузі зв'язку. – Одеса, 2002. – №1.

3. Большев Л.Н., Логвинов Э.А. Интервальные оценки при наличии мешающих параметров. – Теория вероятностей и ее применения. – 1966. – Т.1. - №1.

4. Павлов И.В. Статистические методы оценки надежности сложных систем по результатам испытаний. – М.: Радиосвязь, 1982.

Надійшла до редколегії 23.09.2011

Скопа А.А., Волков С.Л., Минин А.В.

КОНЦЕПЦИЯ КОНТРОЛЬНЫХ ИСПЫТАНИЙ РЕЗЕРВНЫХ СИСТЕМ НА ОСНОВЕ БИНОМИАЛЬНОЙ СХЕМЫ

Приведен анализ проекта биномиальной схемы испытаний резервных объектов систем. В соответствии с положениями об отдельных элементах теории испытаний, показано, что рядом со статистикой $f_2(n,r,g)$ Клопера-Пирсона, в качестве g -нижней границы для вероятности успешного функционирования объекта, могут использоваться статистики другого вида. Получено наилучшее решение задачи, которое уже не улучшается, для вероятности безотказной работы объектов системы, когда каждый из них испытывался по биномиальной схеме с остановкой.

Skopa A.A., Volkov S.L., Ninin A.V.

CONCEPTION OF PROOF-TESTING OF THE BACKUP SYSTEMS ON THE BASIS OF BINOMIAL CHART

The analysis of the project binomial scheme of tests of stand-by objects is adduced. Pursuant to positions of the theory of tests, is rotined, that together with statistics $f_2(n,r,g)$ of the Klopper-Pearson, in quality g -lower boundaries for probability of successful operation of object, can be used and statistics of other kind. The not enriched solution of a problem on probability of a reliable operation of objects is obtained, when each of them was tested under the binomial scheme with a stop.

УДК 681.3.06(075)

Коженевский С.Р., Прокопенко С.Д. , Поречный В.Н. , Быхно Е.А.

Предприятие «Эпос»

МЕТОДИКА ТЕСТИРОВАНИЯ АППАРАТНЫХ БЛОКИРАТОРОВ ЗАПИСИ, ПРИМЕНЯЕМЫХ В ПРОЦЕССЕ РАССЛЕДОВАНИЯ КОМПЬЮТЕРНЫХ ПРОИСШЕСТВИЙ

В статье рассмотрены принципы построения современных аппаратных блокираторов записи, применяемых в процессе расследования компьютерных происшествий. Выработаны требования, которым должны соответствовать такие устройства. Авторами разработаны общие принципы проведения испытаний и предложена методика тестирования аппаратных блокираторов записи с интерфейсами PATA и SATA, которая может быть использована при проведении сертификационных испытаний

Ключевые слова: расследование компьютерных происшествий, съем данных, блокиратор записи, методика тестирования, сертификация, защита от записи, жесткий диск, НЖМД.

Введение

При выполнении работ по расследованию компьютерных происшествий, важнейшее значение приобретает вопрос обеспечения целостности данных на исследуемом