

ИНФОРМАЦИОННЫЕ ТЕХНОЛОГИИ И МАТЕМАТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ



В.В. Меньших,
*доктор физико-математических наук,
профессор*



В.В. Горлов

АЛГОРИТМ ИМИТАЦИОННОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ ДЕЙСТВИЙ ОРГАНОВ ВНУТРЕННИХ ДЕЛ ПРИ ЧРЕЗВЫЧАЙНЫХ ОБСТОЯТЕЛЬСТВАХ КРИМИНАЛЬНОГО ХАРАКТЕРА

THE ALGORITHM FOR SIMULATION OF ACTIONS OF LAW-ENFORCEMENT BODIES UNDER EXTRAORDINARY CIRCUMSTANCES OF A CRIMINAL NATURE

Описаны матрично-логическая модель и построенный на её основе алгоритм имитации действий органов внутренних дел при чрезвычайных обстоятельствах криминального характера.

The article describes the matrix-logical model and created on its basis the algorithm for simulation of actions of the law-enforcement bodies under extraordinary circumstances of a criminal nature.

Введение. Деятельность ОВД при чрезвычайных обстоятельствах криминального характера резко отличается от повседневной деятельности. Для действий при чрезвычайных обстоятельствах ОВД вводят особый режим функционирования, создают специальную группировку сил и средств, применяют специальную систему управления силами и средствами, используют специальные приемы и методы работы. Порядок действий планируется заранее и уточняется в ходе выполнения задач в зависимости от складывающейся оперативной обстановки [1].

Как показывает практика, могут существовать несколько вариантов порядка действий ОВД при чрезвычайных обстоятельствах криминального характера, поэтому ак-

туальной является задача выбора оптимального варианта. Решение задачи оптимизации, как правило, базируется на некоторой математической модели. В [2—5] показано, что эффективным математическим аппаратом для разработки таких моделей являются сети Петри. Однако возможности классических сетей Петри [6] ограничены, что делает необходимой модернизацию этих сетей с учётом особенностей решаемой задачи.

Данная статья посвящена разработке алгоритма имитационного моделирования действий ОВД при чрезвычайных обстоятельствах криминального характера, основанного на матрично-логической модели, построение и обоснование которой проведено с помощью аппарата сетей Петри. Этот алгоритм должен учитывать возможности языков программирования по реализации логических функций.

Особенности моделей, описывающих действия ОВД. Выполнение ОВД оперативно-служебных задач можно представить как процесс смены состояний в зависимости от событий, возникающих при чрезвычайных обстоятельствах криминального характера в дискретные моменты времени. Данный процесс описывается моделью, представляющей собой сеть Петри [2—5]. В общем случае сеть Петри представляет собой пятёрку $S = \langle P, T, I, O, \mu \rangle$ с множествами позиций P , переходов T , функциями входов I , выходов O , маркировки позиций μ [5].

Применительно к рассматриваемой задаче позиции сети соответствуют либо одному из альтернативных состояний ОВД, либо одному из событий, влияющих на изменение состояний, т. е. $P = D \cup R$, где D — множество состояний ОВД, R — множество событий. Маркировка позиции, соответствующей состоянию, моделирует нахождение ОВД в этом состоянии, маркировка позиции, соответствующей событию, моделирует наступление данного события. Следовательно, каждую позицию достаточно маркировать не более чем одной фишкой, что позволяет использовать аппарат математической логики для описания маркировок сети [5].

Модель описывает процесс смены состояний ОВД в зависимости от наступления того или иного события. Это означает, что выполнение перехода зависит от условий, изображённых на рис. 1.

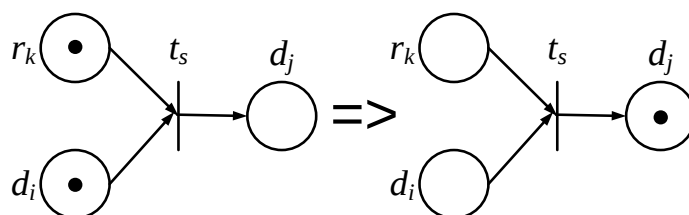


Рис. 1. Фрагмент сети Петри, моделирующий переход из состояния d_i в состояние d_j при появлении события r_k

Данная модель обладает рядом особенностей, вытекающих из особенностей предметной области.

1) Каждый переход имеет ровно два входа (один из позиции, соответствующей состоянию, другой — из позиции, соответствующей событию) и ровно один выход (в позицию, соответствующую состоянию), т. е. $|I \uparrow_s| = 2$ и $|O \uparrow_s| = 1$.

2) В сети отсутствуют кратные дуги (позиции характеризуют отдельные состояния или наличие либо отсутствие события, поэтому передвижение фишек более чем по одной дуге не имеет смысла).

3) В каждый момент времени маркирована одна и только одна позиция, соответствующая состоянию, т. к. ОВД всегда находятся только в одном из состояний.

4) Возникновение того или иного события влечёт изменения состояния. Но, поскольку можно перейти только в одно состояние, то следует исключить остальные возможности. Пусть $r_{k_1}, r_{k_2}, \dots, r_{k_l}$, где $l \leq n_2$ — возможные альтернативные события. Тогда из соответствующих им позиций маркирована может быть только одна.

Последние две особенности накладывают ограничения на маркировку сети.

Заметим, что из достаточности маркировки позиций не более чем одной фишкой, в частности, вытекает исключение необходимости использования кратных дуг, что позволяет использовать аппарат математической логики для описания изменения маркировки сети.

Матрично-логическая модель функционирования сети. Описанные выше особенности сети позволяют разработать модель её функционирования в виде действий над логическими матрицами. Для уменьшения громоздкости формул будем использовать одни и те же обозначения для позиций сети и функций их маркировки.

Маркировку позиций зададим вектор-строкой $\mu = D \parallel R$, где $D = d_1, d_2, \dots, d_{n_1}$,

$$d_i = \begin{cases} 1, & \text{если позиция } d_i \text{ маркирована,} \\ 0, & \text{если иначе.} \end{cases}$$

$$R = r_1, r_2, \dots, r_{n_2}$$

$$r_k = \begin{cases} 1, & \text{если позиция } r_k \text{ маркирована,} \\ 0, & \text{если иначе.} \end{cases}$$

$\parallel$ — операция конкатенации.

Входы позиций будем описывать матрицей $\Phi = \Phi^D \parallel \Phi^R$, где

$$\Phi_{sj}^D = \begin{cases} 1, & \text{если позиция } d_j \text{ является входом для перехода } t_s, \\ 0, & \text{если иначе;} \end{cases}$$

$$\Phi_{sk}^R = \begin{cases} 1, & \text{если позиция } r_k \text{ является входом для перехода } t_s, \\ 0, & \text{если иначе.} \end{cases}$$

Выходы позиций будем описывать матрицей $\Psi = \Psi^D \parallel \Psi^R$, где

$$\Psi_{sj}^D = \begin{cases} 1, & \text{если позиция } d_j \text{ является выходной для перехода } t_s, \\ 0, & \text{если иначе.} \end{cases}$$

Так как ни одна позиция, соответствующая событию, не является выходом для какого-либо перехода t_s , то $\Psi_{sk}^R = 0$. Это делает размерность матриц Φ и Ψ одинаковой, что позволяет применять к ним матричные логические операции.

Обозначим $\xi^{t_s} = \xi_1^{t_s}, \xi_2^{t_s}, \dots, \xi_m^{t_s}$ вектор-строку, соответствующую переходу t_s , координаты которой определяются по следующему правилу:

$$\xi_j^{t_s} = \begin{cases} 1, & \text{если } s = j, \\ 0, & \text{если иначе.} \end{cases}$$

Заметим, что все введенные матрицы являются $(0,1)$ -матрицами. Для произвольных $(0,1)$ -матриц $A = \|a_{ij}\|_{i=1, \dots, s; j=1, \dots, l}$ и $B = \|b_{jk}\|_{j=1, \dots, l; k=1, \dots, p}$ определена следующая операция логического умножения $C = A \otimes B$, такая, что $C = \|c_{ik}\|_{i=1, \dots, s; k=1, \dots, p}$, где

$$c_{ik} = \bigvee_{j=1, \dots, l} a_{ij} \wedge b_{jk} \equiv a_{i1} \wedge b_{1k} \vee a_{i2} \wedge b_{2k} \vee \dots \vee a_{il} \wedge b_{lk}.$$

Из приведённого описания логического умножения матриц следует, что $\xi^{ts} \otimes \Phi \vee \Psi$ представляет собой i -ю строку матрицы $\Phi \vee \Psi$, соответствующую переходу t_s , то есть равно $\Phi \vee \Psi$:

$$\Phi \vee \Psi = \langle a_1^{t_s}, \theta_2^{t_s}, \dots, \theta_{n_1}^{t_s} \parallel \eta_1^{t_s}, \eta_2^{t_s}, \dots, \eta_{n_2}^{t_s} \rangle, \text{ где}$$

$$\theta_j^{t_s} = \begin{cases} 1, \text{ если } d_j \in I \cup O, \\ 0, \text{ если иначе;} \end{cases}$$

$$\eta_k^{t_s} = \begin{cases} 1, \text{ если } r_k \in I, \\ 0, \text{ если иначе.} \end{cases}$$

Для описания процесса функционирования сети необходимо определить операцию смены маркировки. Поскольку вся сеть Петри является объединением фрагментов, аналогичных изображенным на рис. 1, опишем операцию применительно к отдельному фрагменту.

Пусть

$\mu = \langle a_1, d_2, \dots, d_{n_1} \parallel r_1, r_2, \dots, r_{n_2} \rangle$ — вектор-строка, соответствующая маркировке позиций до выполнения перехода t_s ,

$\mu' = \langle a'_1, d'_2, \dots, d'_{n_1} \parallel r_1, r_2, \dots, r_{n_2} \rangle$ — вектор-строка, соответствующая маркировке позиций после выполнения перехода t_s .

Найдем, как изменится маркировка μ после выполнения перехода t_s .

Рассмотрим все возможные случаи.

1) Пусть d_i — входная позиция перехода t_s . Из анализа содержания задачи следует, что взаимосвязь между переменными описывается закономерностью, показанной в табл. 1.

Таблица 1

d_i	$r_k \wedge \theta_i \wedge \eta_k \wedge \theta_j$	d'_i
0	0	0
0	1	0
1	0	1
1	1	0

Данная закономерность может быть описана с помощью логической функции

$$d'_i = d_i \rightarrow a_k \wedge u_i \wedge z_k \wedge u_j, \quad (1)$$

где $\rightarrow$ — операция логической коимпликации.

2) Пусть r_k — входная позиция перехода t_s . Из анализа содержания задачи следует, что взаимосвязь между переменными описывается закономерностью, показанной в табл. 2.

Таблица 2

r_k	$d_i \wedge \theta_i \wedge \eta_k \wedge \theta_j$	r'_k
0	0	0
0	1	0
1	0	1
1	1	0

Данная закономерность может быть описана с помощью логической функции

$$r'_k = r_k \rightarrow d_i \wedge u_i \wedge z_k \wedge u_j. \quad (2)$$

3) Пусть d_j — выходная позиция перехода t_s . Из анализа содержания задачи следует, что взаимосвязь между переменными описывается закономерностью, показанной в табл. 3.

Таблица 3

d_j	$d_i \wedge r_k \wedge \theta_i \wedge \eta_k \wedge \theta_j$	d'_j
0	0	0
0	1	1
1	0	1
1	1	1

Данная закономерность может быть описана с помощью логической функции

$$d'_j = d_j \vee d_i \wedge r_k \wedge u_i \wedge z_k \wedge u_j. \quad (3)$$

Таким образом, можно определить логическую операцию ∇_{t_s} по следующему правилу:

координата d_i вектора μ' соответствует входной позиции перехода t_s , измененного по формуле (1);

координата r_k вектора μ' соответствует входной позиции перехода t_s , измененного по формуле (2);

координата d_j вектора μ' соответствует выходной позиции перехода t_s , измененного по формуле (3).

Остальные координаты не изменяются.

Таким образом, изменение маркировки μ после выполнения перехода t_s определяется по следующей формуле:

$$\mu' = \mu \nabla_{t_s} \Phi \vee \Psi \bar{\tau}_s. \quad (4)$$

Отметим важное свойство операции ∇_{t_s} : если до её выполнения было маркировано только одно состояние, то после выполнения будет маркировано тоже только одно состояние.

Моделирование ограничений на значения логических переменных, описывающих маркировку сети. Полученная матрично-логическая модель содержит в практически интересных случаях очень большое количество переменных. Вместе с тем, как показывает анализ, многие комбинации значений переменных недопустимы. Ограничения на комбинации значений можно определить на основе выявленных выше особенностей 3) и 4) рассматриваемой сетевой модели.

Определим функцию допустимости нахождения ОВД в одном из состояний. Из анализа особенности 3) следует, что в каждый момент времени ОВД может находиться в одном и только одном состоянии. Это может быть описано закономерностью, показанной в табл. 4.

Таблица 4

d_1	d_2	...	d_{n_1}	$f(d_1, \dots, d_{n_1})$
1	0	...	0	1
0	1	...	0	1
...	...	...	...	...
0	0	...	1	1
Все остальные комбинации				0

Данную функцию удобно задать в виде совершенной дизъюнктивной нормальной формы [6]:

$$f(d_1, \dots, d_{n_1}) = d_1 \bar{d}_2 \dots \bar{d}_{n_1} \vee \bar{d}_1 d_2 \dots \bar{d}_{n_1} \vee \dots \vee \bar{d}_1 \bar{d}_2 \dots d_{n_1}. \quad (5)$$

Определим функцию допустимости появления одного из возможных альтернативных событий $r_{k_1}, r_{k_2}, \dots, r_{k_l}$. Из анализа особенности 4) следует, что в каждый момент времени может появиться не более одного события, что может быть описано закономерностью, показанной в табл. 5.

Таблица 5

r_{k_1}	r_{k_2}	...	r_{k_l}	$g_k(r_{k_1}, r_{k_2}, \dots, r_{k_l})$
0	0		0	1
1	0	...	0	1
0	1	...	0	1
...	...	...	...	...
0	0	...	1	1
Все остальные комбинации				0

Данную функцию так же удобно задать в виде совершенной дизъюнктивной нормальной формы:

$$g_k(r_{k_1}, r_{k_2}, \dots, r_{k_l}) = r_{k_1} r_{k_2} \dots r_{k_l} \vee r_{k_1} \bar{r}_{k_2} \dots r_{k_l} \vee r_{k_1} r_{k_2} \dots \bar{r}_{k_l} \vee \dots \vee \bar{r}_{k_1} r_{k_2} \dots r_{k_l}. \quad (6)$$

Ограничения на значения логических переменных выполняются, если

$$f(d_1, \dots, d_{n_1}) = 1 \text{ и найдётся } k, \text{ для которого } g_k(r_{k_1}, r_{k_2}, \dots, r_{k_l}) = 1.$$

Алгоритм имитационной модели. Рассмотрим алгоритм использования полученных выше соотношений для имитации действий ОВД при возникновении чрезвычайных обстоятельств криминального характера. Будем считать, что имитация осуществляется в продолжении T тактов времени длительностью Δt каждый. Определим вектор-строку $H = (h_1, h_2, \dots, h_{n_1})$, где h_i — количество тактов времени, в течение которых ОВД находился в состоянии d_i . На каждом такте моделирования маркирована только одна позиция, соответствующая состоянию ОВД. Поэтому вектор-строка $H+D$ учитывает, в каком из состояний находился ОВД в данный такт времени.

Укрупнённая блок-схема алгоритма имитации описана на рис. 2.

При программной реализации разработанной матрично-логической модели может возникнуть необходимость преобразования операции логической коимпликации в операции стандартного базиса в связи с тем, что данная операция не поддерживается некоторыми языками программирования. Это может быть осуществлено с помощью следующего преобразования: $x \rightarrow y \sim x \wedge \bar{y}$.

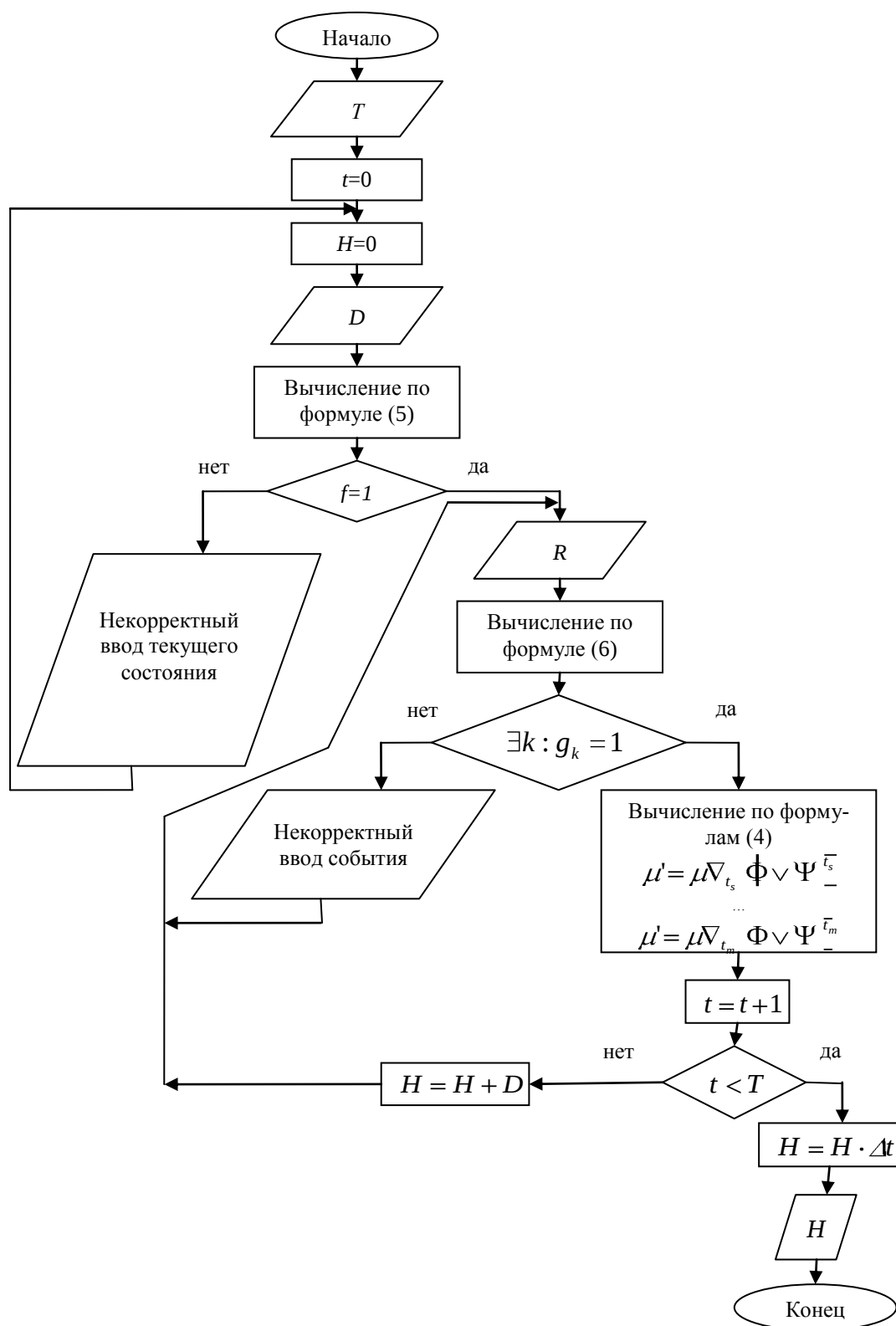


Рис. 2. Укрупнённая блок-схема алгоритма имитации

Таким образом, логическая функция (1) может быть преобразована к виду

$$d'_i = d_i \rightarrow \overline{r_k} \wedge u_i \wedge z_k \wedge u_j \sim d_i \wedge \overline{r_k} \wedge u_i \wedge z_k \wedge u_j \sim d_i \wedge \overline{r_k} \vee \overline{u_i} \vee \overline{z_k} \vee \overline{u_j}, \quad (7)$$

а логическая функция (2) может быть преобразована к виду

$$r'_k = r_k \rightarrow \overline{d_i} \wedge u_i \wedge z_k \wedge u_j \sim r_k \wedge \overline{d_i} \wedge u_i \wedge z_k \wedge u_j \sim r_k \wedge \overline{d_i} \vee \overline{u_i} \vee \overline{z_k} \vee \overline{u_j}. \quad (8)$$

Заключение. Разработанные матрично-логическая имитационная модель действий органов внутренних дел при чрезвычайных обстоятельствах криминального характера и алгоритм имитации могут быть использованы для создания компьютерной имитационной модели, позволяющей оценивать эффективность различных вариантов действий ОВД, оптимизировать действия ОВД в условиях чрезвычайных обстоятельств криминального характера и обучать сотрудников ОВД таким действиям [3, 4]. В данной модели используются логические операции стандартного базиса, что позволяет реализовать его с использованием любого современного языка программирования.

ЛИТЕРАТУРА

1. Бондаревский И.И. Специальная тактика: учебник. — М.: ЦОКР МВД России, 2005. — 368 с.
2. Меньших В.В., Лунев Ю.С., Самороковский А.Ф. Алгоритм имитационного моделирования действий органов внутренних дел и подразделений ОВД при возникновении чрезвычайных обстоятельств // Вестник Воронежского института МВД России. — 2007. — № 2. — С. 125 — 129.
3. Меньших В.В., Пьянков О.В., Самороковский А.Ф. Использование ситуационных центров для обучения действиям в кризисных ситуациях // Информационная безопасность регионов. — 2011. — Вып. 2(9). — С. 104—107.
4. Меньших В.В., Пьянков О.В., Самороковский А.Ф. Использование современных информационных технологий для обучения действиям в кризисных ситуациях // Вестник Воронежского института МВД России. — 2011. — № 3. — С. 154—161.
5. Меньших В.В., Самороковский А.Ф., Горлов В.В., Корчагин А.В. Модель действий органов внутренних дел по обеспечению общественной безопасности при чрезвычайных обстоятельствах криминального характера на примере массовых беспорядков // Информатизация и информационная безопасность правоохранительных органов: сборник трудов XXII Всероссийской научной конференции. — М.: Академия управления МВД России, 2013. — С. 105—109.
6. Питерсон Дж. Теория сетей Петри и моделирование систем: пер. с англ. — М.: Мир, 1984. — 264 с.
7. Меньших В.В. Дискретная математика: учебное пособие. — Воронеж: ВИ МВД России, 2013. — 157 с.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ

Меньших Валерий Владимирович. Начальник кафедры высшей математики. Доктор физико-математических наук, профессор.

Воронежский институт МВД России.

E-mail: menshikh@list.ru

Россия, 394065, г. Воронеж, проспект Патриотов, 53. Тел. (473) 262-33-79.

Горлов Виталий Викторович. Старший преподаватель кафедры тактико-специальной подготовки.

Воронежский институт МВД России.

E-mail: gorlovvv@mail.ru

Россия, 394065, г. Воронеж, проспект Патриотов, 53. Тел. (473) 262-33-96.

Menshikh Valery Vladimirovich. The chief of the chair of High Mathematics. Doctor of physical and mathematical sciences, professor.

Voronezh Institute of the Ministry of the Interior of Russia.

Work address: Russia, 394065, Voronezh, Prospect Patriotov, 53. Tel. (473) 262-33-79.

Gorlov Vitalii Viktorovich. Senior lecturer of chair of tactical and special preparation.

Voronezh Institute of the Ministry of the Interior of Russia.

Work address: Russia, 394065, Voronezh, Prospect Patriotov, 53. Tel. (473) 262-33-96.

Ключевые слова: чрезвычайные обстоятельства криминального характера; действия органов внутренних дел; матрично-логическая модель; алгоритм имитационной модели; сеть Петри.

Key words: extraordinary circumstances of a criminal nature; action of police department; matrix-logical model; algorithm of simulation model; Petri net.

УДК 519.876.2:351.74

ИЗДАНИЯ ВОРОНЕЖСКОГО ИНСТИТУТА МВД РОССИИ

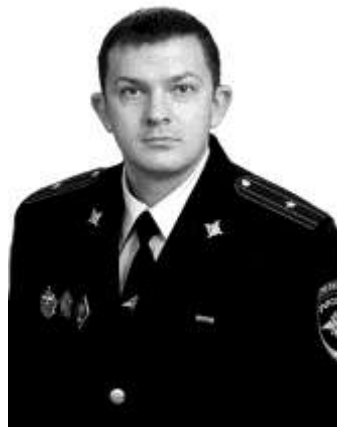


Содержание и особенности профессионально-нравственного воспитания сотрудников ОВД в современных условиях: учебное пособие / Н.М. Морозова [и др.]; под рук. Ю.С. Протасова. — Воронеж: Воронежский институт МВД России, 2013. — 58 с.

Учебное пособие посвящено проблемам профессионально-нравственного воспитания сотрудников ОВД в современных условиях. Предназначено для сотрудников территориальных органов внутренних дел и образовательных учреждений МВД России.



И.В. Атласов,
доктор физико-математических наук,
профессор



Д.Г. Игнатов

О МОДЕЛИРОВАНИИ НАДЕЖНОСТИ РАБОТЫ СЕТЕВОГО УСТРОЙСТВА ХРАНЕНИЯ ИНФОРМАЦИИ

ON THE MODELLING OF RELIABILITY OF NETWORK STORAGE DEVICE

Рассматривается способ увеличения продолжительности работы сетевого устройства хранения информации, основанный на дублировании его работы. Целью работы являются нахождение аналитического выражения для определения среднего времени работы сетевого устройства хранения информации и рекомендации по его увеличению. Используются методы теории вероятности и математической статистики, строится система интегрально-дифференциальных уравнений. На основе преобразования Лапласа авторы получают невырожденную систему линейных уравнений в качестве образа сетевого устройства хранения информации.

The way to increase the length of the network storage device, based on the duplication of its work is considered. The aim is to find an analytical expression for finding the average time of the network storage of information and advice to increase it. The methods of the theory of probability and mathematical statistics are used, a system of integral-differential equations is constructed. On the basis of the Laplace transform authors get a non-degenerate system of linear equations as a way of network storage devices.

Как всякое сложное устройство, сетевое устройство хранения информации нуждается в поддержке для более надежной и продолжительной работы. Естественно, эту проблему можно решить, по крайней мере, двумя способами: создать новое, более долговечное в работе сетевое устройство хранения информации или продублировать работу имеющегося. В последнем случае эти два устройства будем называть системой. Как правило, первый способ достаточно сложный и дорогой, а второй приводит к очень качественным результатам. Поэтому в статье рассматривается второй способ

увеличения продолжительности работы системы. Для этого сетевое устройство хранения информации дублируется аналогичным устройством, что позволяет существенно увеличить длительность работы системы, состоящей из двух устройств.

Итак, рассмотрим более подробно поставленную выше задачу. Имеется два сетевых хранилища, одно из которых назовем основным, или первым, а второе — запасным, или вторым. Сначала работает основное сетевое устройство хранения информации. Проработав какое-то время, оно ломается. В это время функции первого сетевого хранилища передаются второму сетевому хранилищу. А первое сетевое устройство хранения информации передается в ремонт. Далее возможны два варианта: либо второе сетевое устройство хранения информации ломается, а первое не успевает отремонтироваться и время работы системы считается временем работы первого и второго устройств; либо второе сетевое устройство хранения информации ломается, а первое успевает отремонтироваться и совместное время работы системы считается временем работы первого, второго сетевого устройства хранения информации, отремонтированного первого и так далее.

Целью работы является нахождение аналитического выражения для определения среднего времени работы системы и выработка рекомендаций по его увеличению.

Используя методы теории вероятности и математической статистики, строим систему интегрально-дифференциальных уравнений. На основе преобразования Лапласа получаем невырожденную систему линейных уравнений в виде образа рассматриваемой системы устройств.

Решая систему уравнений, находим функции распределения длительности работы системы и, используя этот образ, — математическое ожидание длительности работы системы. Далее рассматриваются возможные способы ее увеличения.

В нашей модели предположим, что:

1. Длительность безотказной работы i -го сетевого устройства хранения информации после k -го ремонта является случайной величиной θ_i^k с функцией распределения F_i^k , $i = 1, 2, k = 0, 1, 2, \dots$

2. Длительность k -го ремонта i -го сетевого устройства хранения информации является случайной величиной η_i^k с функцией распределения G_i^k , $i = 1, 2, k = 1, 2, \dots$

3. Отказавшее сетевое устройство хранения информации немедленно отдается в ремонт, и после ремонта немедленно отдается в резерв.

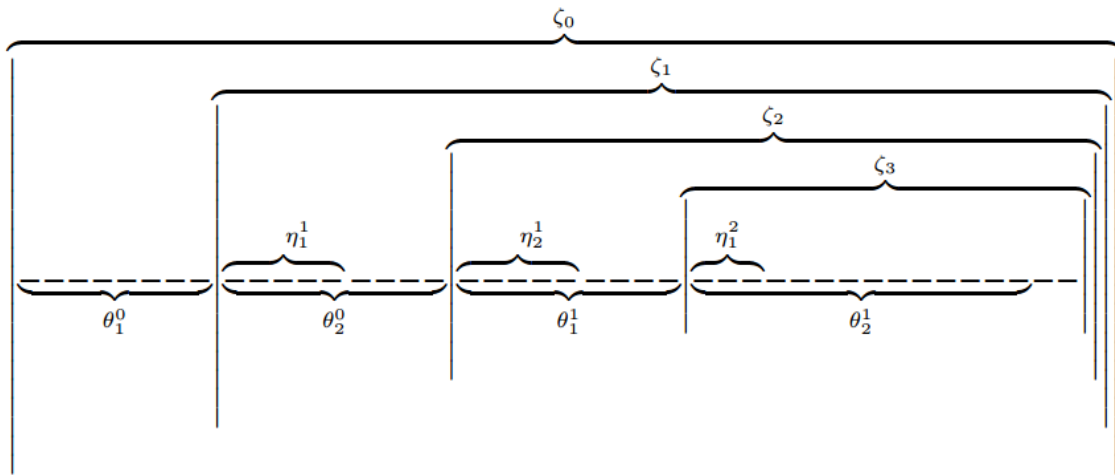
4. Все рассмотренные выше случайные величины независимы.

Будем считать, что при $x > 0$

$$F_i^k = \begin{cases} 1 - \exp(-\lambda_i^k x), & x > 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}, \quad G_i^k = \begin{cases} 1 - \exp(-\mu_i^k x), & x > 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}.$$

Обозначим через ζ_0 — время безотказной работы двух сетевых хранилищ и через Φ_0 его функцию распределения. Обозначим через ζ_1 — время безотказной работы двух сетевых хранилищ и через Φ_1 его функцию распределения. Обозначим через ζ_2 — время безотказной работы двух сетевых хранилищ начиная со времени $\theta_1^0 + \theta_2^0$ и через Φ_2 его функцию распределения. Обозначим через ζ_3 — время безотказной работы двух сетевых хранилищ начиная со времени $\theta_1^0 + \theta_2^0 + \theta_1^1$ и через Φ_3 его функцию распределения. Обозначим через ζ_4 — время безотказной работы

двух сетевых хранилищ начиная со времени $\theta_1^0 + \theta_2^0 + \theta_1^1 + \theta_2^1$ и через $\Phi_4 \mathbb{A}$ его функцию распределения. Для четного k обозначим через ζ_k — время безотказной работы двух сетевых хранилищ начиная со времени $\sum_{j=0}^{\frac{k}{2}-1} \theta_1^j + \theta_2^j$ и через $\Phi_k \mathbb{A}$ его функцию распределения. Для нечетного k обозначим через ζ_k — время безотказной работы двух сетевых хранилищ начиная со времени $\sum_{j=0}^{\frac{k-1}{2}-1} \theta_1^j + \theta_2^j + \theta_1^{\frac{k-1}{2}}$ и через $\Phi_k \mathbb{A}$ его функцию распределения. Основные введенные понятия отображены на рисунке.



Время безотказной работы двух сетевых устройств хранения информации

В дальнейшем будем пользоваться обозначением $\bar{\phi} \mathbb{A} = 1 - \phi \mathbb{A}$ для произвольной функции $\phi \mathbb{A}$, использовать обозначения, принятые в теории вероятностей. Записанное в фигурных скобках условие A будем считать множеством, на числовой оси, которое удовлетворяет этому условию A . Написанные рядом два множества $A \cap B$ будем считать пересечением этих двух множеств. Написанные рядом два множества со знаком «+» между ними $A + B$ будем считать объединением этих двух множеств. Далее воспользуемся некоторыми известными свойствами множеств. Из этих свойств следует, что

$$\begin{aligned} \zeta_0 \geq x &\equiv \zeta_0 \geq x \cap \theta_1^0 \geq x + \zeta_0 \geq x \cap 0 < \theta_1^0 < x = \\ &= \theta_1^0 \geq x + 0 < \theta_1^0 < x \cap \zeta_1 > x - \theta_1^0. \end{aligned}$$

Имеем $\bar{\Phi}_0 \mathbb{A} = \bar{F}_1^0 \mathbb{A} + P(0 < \theta_1^0 < x \cap \zeta_1 > x - \theta_1^0)$. Обозначим

$$B = (x_1, x_2) : 0 < x_1 < x \cap x_2 > x - x_1,$$

$$B_1 = (x_1) : 0 < x_1 < x,$$

$$B_2 = (x_1, x_2) : x_2 > x - x_1.$$

Символом $I_A \mathbb{A}$ обозначим характеристическую функцию множества

$$I_A \llbracket \cdot \rrbracket = \begin{cases} 1 & x \in A \\ 0 & x \notin A \end{cases}.$$

Далее символом $P \llbracket \cdot \rrbracket$ будем обозначать вероятность события A . Также будем использовать следующие обозначения. Для случайной величины $\mathcal{G}$ символом $P_{\mathcal{G}} \llbracket \cdot \rrbracket$ или символом $P_{\mathcal{G}} \llbracket \cdot \rrbracket \in A$ будем обозначать вероятностную меру события $x: \mathcal{G} \llbracket \cdot \rrbracket \in A$, точнее $P_{\mathcal{G}} \llbracket \cdot \rrbracket = x: \mathcal{G} \llbracket \cdot \rrbracket \in A$. Символом $\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi \llbracket \cdot \rrbracket dP \llbracket \cdot \rrbracket$ будем обозначать интеграл от функции φ по мере P . Напомним, что $P \llbracket \cdot \rrbracket = \int_{-\infty}^{+\infty} I_B \llbracket \cdot \rrbracket dP \llbracket \cdot \rrbracket$. Для функции распределения F обозначим символом $\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi \llbracket \cdot \rrbracket dF \llbracket \cdot \rrbracket$ интеграл Лебега — Стильеса от функции φ . Напомним, что $\int_{-\infty}^{+\infty} \varphi \llbracket \cdot \rrbracket dP_{\mathcal{G}} \llbracket \cdot \rrbracket = \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi \llbracket \cdot \rrbracket dF_{\mathcal{G}} \llbracket \cdot \rrbracket$, где функции F и P связаны равенством $F_{\mathcal{G}} \llbracket \cdot \rrbracket = P \llbracket \cdot \rrbracket: \mathcal{G} \llbracket \cdot \rrbracket \leq x$, $I_B \llbracket \cdot \rrbracket, x_2 \rrbracket = I_{B_1} \llbracket \cdot \rrbracket I_{B_2} \llbracket \cdot \rrbracket, x_2 \rrbracket$ и

$$\begin{aligned} P \llbracket \cdot \rrbracket < \theta_1^0 < x \llbracket \cdot \rrbracket \zeta_1 > x - \theta_1^0 \rrbracket &= P \llbracket \cdot \rrbracket \llbracket \cdot \rrbracket \zeta_1 \in B \rrbracket = P_{\theta_1^0, \zeta_1} \llbracket \cdot \rrbracket, x_2 \rrbracket \in B \rrbracket = \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} I_B \llbracket \cdot \rrbracket, x_2 \rrbracket dP_{\theta_1^0, \zeta_1} \llbracket \cdot \rrbracket, x_2 \rrbracket = \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} I_B \llbracket \cdot \rrbracket, x_2 \rrbracket dP_{\zeta_1} \llbracket \cdot \rrbracket, x_2 \rrbracket \right] dP_{\theta_1^0} \llbracket \cdot \rrbracket, x_1 \rrbracket = \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} I_{B_1} \llbracket \cdot \rrbracket, x_1 \rrbracket I_{B_2} \llbracket \cdot \rrbracket, x_2 \rrbracket dP_{\zeta_1} \llbracket \cdot \rrbracket, x_2 \rrbracket \right] dP_{\theta_1^0} \llbracket \cdot \rrbracket, x_1 \rrbracket = \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} I_{B_1} \llbracket \cdot \rrbracket, x_1 \rrbracket \left[\int_{-\infty}^{+\infty} I_{B_2} \llbracket \cdot \rrbracket, x_2 \rrbracket dP_{\zeta_1} \llbracket \cdot \rrbracket, x_2 \rrbracket \right] dP_{\theta_1^0} \llbracket \cdot \rrbracket, x_1 \rrbracket = \\ &= \int_0^x \left[\int_{-\infty}^{+\infty} I_{B_2} \llbracket \cdot \rrbracket, x_2 \rrbracket dP_{\zeta_1} \llbracket \cdot \rrbracket, x_2 \rrbracket \right] dP_{\theta_1^0} \llbracket \cdot \rrbracket, x_1 \rrbracket = \int_0^x P_{\zeta_1} \llbracket \cdot \rrbracket, x_2 \rrbracket \in B_2 \rrbracket dP_{\theta_1^0} \llbracket \cdot \rrbracket, x_1 \rrbracket = \\ &= \int_0^x P \llbracket \cdot \rrbracket \llbracket \cdot \rrbracket \zeta_1 \in B_2 \rrbracket dP_{\theta_1^0} \llbracket \cdot \rrbracket, x_1 \rrbracket = \int_0^x P \llbracket \cdot \rrbracket \zeta_1 > x - x_1 \rrbracket dP_{\theta_1^0} \llbracket \cdot \rrbracket, x_1 \rrbracket = \int_0^x \overline{\Phi}_1 \llbracket \cdot \rrbracket - x_1 \rrbracket dF_1^0 \llbracket \cdot \rrbracket, x_1 \rrbracket. \end{aligned}$$

Окончательно имеем

$$\overline{\Phi}_0 \llbracket \cdot \rrbracket = \overline{F}_1^0 \llbracket \cdot \rrbracket - \int_0^x \overline{\Phi}_1 \llbracket \cdot \rrbracket - x_1 \rrbracket dF_1^0 \llbracket \cdot \rrbracket, x_1 \rrbracket. \quad (1)$$

Рассмотрим время ζ_1 :

$$\begin{aligned} \zeta_1 \geq x &= \zeta_1 \geq x \mid \theta_2^0 \geq x + \zeta_1 \geq x \mid 0 < \theta_2^0 < x = \\ &= \theta_2^0 \geq x + 0 < \theta_2^0 < x \mid \zeta_1 \geq x \mid \eta_1^1 > \theta_2^0 + 0 < \theta_2^0 < x \mid \zeta_1 > x \mid \eta_1^1 \leq \theta_2^1 = \\ &= \theta_2^0 \geq x + 0 < \theta_2^0 < x \mid \zeta_2 > x - \theta_2^0 \mid \eta_1^1 \leq \theta_2^1. \end{aligned}$$

Имеем $\overline{\Phi}_1 \llbracket \cdot \rrbracket = \overline{F}_2^0 \llbracket \cdot \rrbracket + P \llbracket \cdot \rrbracket 0 < \theta_2^0 < x \mid \zeta_2 > x - \theta_2^0 \mid \eta_1^1 \leq \theta_2^0 \rrbracket$. Обозначим

$$B = (x_1, x_2, x_3): 0 < x_1 < x \wedge x_2 > x - x_1 \wedge x_3 < x_1,$$

$$B_1 = (x_1): 0 < x_1 < x,$$

$$B_2 = (x_1, x_2): x_2 > x - x_1,$$

$$B_3 = (x_3, x_1): x_3 < x_1.$$

В этом случае $I_B \llbracket \cdot \rrbracket, x_2, x_3 \rrbracket = I_{B_1} \llbracket \cdot \rrbracket I_{B_2} \llbracket \cdot \rrbracket, x_2 \rrbracket I_{B_3} \llbracket \cdot \rrbracket, x_3, x_1 \rrbracket$ и

$$\begin{aligned}
 & P \left(0 < \theta_2^0 < x - \zeta_2 > x - \theta_2^0 \mid \eta_1^1 \leq \theta_2^0 \right) = \\
 & = P \left(\zeta_2^0, \zeta_2, \eta_1^1 \in B \right) = P_{\theta_2^0, \zeta_2, \eta_1^1} \left(\mathbf{x}_1, x_2, x_3 \in B \right) = \\
 & = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} I_B \left(\mathbf{x}_1, x_2, x_3 \right) dP_{\theta_2^0, \zeta_2, \eta_1^1} \left(\mathbf{x}_1, x_2, x_3 \right) = \\
 & = \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} I_B \left(\mathbf{x}_1, x_2, x_3 \right) dP_{\zeta_2} \left(\mathbf{x}_2 \right) \right] dP_{\eta_1^1} \left(\mathbf{x}_3 \right) \right] dP_{\theta_2^0} \left(\mathbf{x}_1 \right) = \\
 & = \int_{-\infty}^{+\infty} I_{B_1} \left(\mathbf{x}_1 \right) \left[\int_{-\infty}^{+\infty} I_{B_2} \left(\mathbf{x}_1, x_2 \right) dP_{\zeta_2} \left(\mathbf{x}_2 \right) \int_{-\infty}^{+\infty} I_{B_3} \left(\mathbf{x}_3, x_1 \right) dP_{\eta_1^1} \left(\mathbf{x}_3 \right) \right] dP_{\theta_2^0} \left(\mathbf{x}_1 \right) = \\
 & = \int_0^x \left[\int_{-\infty}^{+\infty} I_{B_2} \left(\mathbf{x}_1, x_2 \right) dP_{\zeta_2} \left(\mathbf{x}_2 \right) \right] \left[\int_{-\infty}^{+\infty} I_{B_3} \left(\mathbf{x}_3, x_1 \right) dP_{\eta_1^1} \left(\mathbf{x}_3 \right) \right] dP_{\theta_2^0} \left(\mathbf{x}_1 \right) = \\
 & = \int_0^x P \left(\zeta_2 > x - x_1 \mid P \left(\eta_1^1 < x_1 \right) \right) dP_{\theta_2^0} \left(\mathbf{x}_1 \right) = \\
 & = \int_0^x \overline{\Phi}_2 \left(\mathbf{x} - x_1 \right) \overline{G}_1^1 \left(\mathbf{x}_1 \right) dF_2^0 \left(\mathbf{x}_1 \right).
 \end{aligned}$$

Окончательно имеем $\overline{\Phi}_1 \left(\mathbf{x} \right) = \overline{F}_2^0 \left(\mathbf{x} \right) + \int_0^x \overline{\Phi}_2 \left(\mathbf{x} - x_1 \right) \overline{G}_1^1 \left(\mathbf{x}_1 \right) dF_2^0 \left(\mathbf{x}_1 \right)$. Для $k=2$ рассмотрим время ζ_k :

$$\begin{aligned}
 \zeta_2 \geq x & \iff \zeta_2 \geq x \mid \theta_1^1 \geq x + \zeta_2 \geq x \mid 0 < \theta_1^1 < x = \\
 & = \theta_1^1 \geq x + \mid 0 < \theta_1^1 < x \mid \zeta_2 \geq x \mid \eta_2^1 > \theta_1^1 + \\
 & \quad + \mid 0 < \theta_1^1 < x \mid \zeta_2 > x \mid \eta_2^1 > \theta_1^1 = \\
 & = \theta_1^1 \geq x + \mid 0 < \theta_1^1 < x \mid \theta_2^1 > x - \theta_1^1 \mid \eta_2^1 > \theta_1^1.
 \end{aligned}$$

Имеем

$$\overline{\Phi}_2 \left(\mathbf{x} \right) = \overline{F}_1^1 \left(\mathbf{x} \right) + P \left(0 < \theta_1^1 < x \mid \theta_2^1 > x - \theta_1^1 \mid \eta_2^1 > \theta_1^1 \right). \quad (2)$$

Обозначим

$$B = \left(x_1, x_2, x_3 \right) : 0 < x_1 < x \wedge x_2 > x - x_1 \wedge x_3 < x_1,$$

$$B_1 = \left(x_1 \right) : 0 < x_1 < x,$$

$$B_2 = \left(x_1, x_2 \right) : x_2 > x - x_1,$$

$$B_3 = \left(x_3, x_1 \right) : x_3 < x_1.$$

В этом случае $I_B \left(\mathbf{x}_1, x_2, x_3 \right) = I_{B_1} \left(\mathbf{x}_1 \right) \overline{I}_{B_2} \left(\mathbf{x}_1, x_2 \right) \overline{I}_{B_3} \left(\mathbf{x}_3, x_1 \right)$ и

$$\begin{aligned}
& P(\theta_1^1 < x, \theta_2^1 > x - \theta_1^1, \eta_2^1 > \theta_1^1) = \\
& = P(\zeta_3, \eta_2^1 \in B) = P_{\theta_1^1, \theta_2^1, \eta_2^1}(\mathbf{x}_1, x_2, x_3 \in B) = \\
& = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} I_B(\mathbf{x}_1, x_2, x_3) dP_{\theta_1^1, \theta_2^1, \eta_2^1}(\mathbf{x}_1, x_2, x_3) = \\
& = \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} I_B(\mathbf{x}_1, x_2, x_3) dP_{\theta_2^1}(\mathbf{x}_2) \right] dP_{\eta_2^1}(\mathbf{x}_3) \right] dP_{\theta_1^1}(\mathbf{x}_1) = \\
& = \int_{-\infty}^{+\infty} I_{B_1}(\mathbf{x}_1) \left[\int_{-\infty}^{+\infty} I_{B_2}(\mathbf{x}_1, x_2) dP_{\theta_2^1}(\mathbf{x}_2) \int_{-\infty}^{+\infty} I_{B_3}(\mathbf{x}_3, x_1) dP_{\eta_2^1}(\mathbf{x}_3) \right] dP_{\theta_1^1}(\mathbf{x}_1) = \\
& = \int_0^x \left[\int_{-\infty}^{+\infty} I_{B_2}(\mathbf{x}_1, x_2) dP_{\theta_2^1}(\mathbf{x}_2) \right] \left[\int_{-\infty}^{+\infty} I_{B_3}(\mathbf{x}_3, x_1) dP_{\eta_2^1}(\mathbf{x}_3) \right] dP_{\theta_1^1}(\mathbf{x}_1) = \\
& = \int_0^x P(\zeta_3 > x - x_1, \eta_2^1 < x_1) dP_{\theta_1^1}(\mathbf{x}_1) = \\
& = \int_0^x \Phi_3(\mathbf{x} - x_1) G_2^1(\mathbf{x}_1) dF_1^1(\mathbf{x}_1).
\end{aligned}$$

Окончательно имеем

$$\Phi_2(\mathbf{x}) = F_1^1(\mathbf{x}) + \int_0^x F_2^1(\mathbf{x} - x_1) G_2^1(\mathbf{x}_1) dF_1^1(\mathbf{x}_1). \quad (3)$$

Объединяя равенства (1), (2), (3), получим систему интегральных уравнений

$$\begin{cases} \Phi_0(\mathbf{x}) = F_1^0(\mathbf{x}) - \int_0^x \Phi_1(\mathbf{x} - x_1) dF_1^0(\mathbf{x}_1) \\ \Phi_1(\mathbf{x}) = F_2^0(\mathbf{x}) + \int_0^x \Phi_2(\mathbf{x} - x_1) G_1^1(\mathbf{x}_1) dF_2^0(\mathbf{x}_1) \\ \Phi_2(\mathbf{x}) = F_1^1(\mathbf{x}) + \int_0^x \Phi_3(\mathbf{x} - x_1) G_2^1(\mathbf{x}_1) dF_1^1(\mathbf{x}_1) \end{cases} \quad (4)$$

Далее будем использовать преобразование Лапласа — Стильеса. Для $i = 1, 2$ и $k = 0, 1, 2, 3$ обозначим образы

$$\begin{aligned}
f_i^s(\mathbf{w}) &= \int_0^\infty e^{-\mathbf{w}x} dF_i^s(\mathbf{x}) \quad \varphi_k(\mathbf{w}) = \int_0^\infty e^{-\mathbf{w}x} d\Phi_k(\mathbf{x}), \\
g_1^s(\mathbf{w}) &= \int_0^\infty e^{-\mathbf{w}x} G_1^{s+1}(\mathbf{x}_1) dF_2^s(\mathbf{x}_1) \quad g_2^s(\mathbf{w}) = \int_0^\infty e^{-\mathbf{w}x} G_2^s(\mathbf{x}_1) dF_1^s(\mathbf{x}_1).
\end{aligned}$$

Для $i = 1, 2$ и $k = 0, 1, 2, 3$ обозначим образы

$$\begin{aligned}
f_i^s(\mathbf{w}) &= \int_0^\infty e^{-\mathbf{w}x} dF_i^s(\mathbf{x}) \quad \varphi_k(\mathbf{w}) = \int_0^\infty e^{-\mathbf{w}x} d\Phi_k(\mathbf{x}), \\
g_1^s(\mathbf{w}) &= \int_0^\infty e^{-\mathbf{w}x} G_1^{s+1}(\mathbf{x}_1) dF_2^s(\mathbf{x}_1) \quad g_2^s(\mathbf{w}) = \int_0^\infty e^{-\mathbf{w}x} G_2^s(\mathbf{x}_1) dF_1^s(\mathbf{x}_1).
\end{aligned}$$

Из первого уравнения системы (4) имеем

$$\begin{aligned}
 1 - \Phi_0 &= 1 - F_1^0 + \int_0^x dF_1^0 - \int_0^x \Phi_1 - x_1 dF_1^0, \\
 \Phi_0 &= F_1^0 - \int_0^x dF_1^0 + \int_0^x \Phi_1 - x_1 dF_1^0, \\
 \Phi_0 &= \int_0^x \Phi_1 - x_1 dF_1^0, \\
 \varphi_0 &= f_1^0 - \varphi_1.
 \end{aligned}$$

Из второго уравнения системы (4) имеем

$$\begin{aligned}
 1 - \Phi_1 &= 1 - F_2^0 + \int_0^x G_1^1 dF_2^0 - \int_0^x \Phi_2 - x_1 G_1^1 dF_2^0, \\
 \Phi_1 &= F_2^0 - \int_0^x G_1^1 dF_2^0 + \int_0^x \Phi_2 - x_1 G_1^1 dF_2^0, \\
 \varphi_1 &= f_2^0 - \int_0^\infty e^{-wx} d \int_0^x G_1^1 dF_2^0 + \varphi_2 \int_0^x e^{-wx} d \int_0^x G_1^1 dF_2^0, \\
 \varphi_1 &= f_2^0 - \int_0^\infty e^{-wx} G_1^1 dF_2^0 + \varphi_2 \int_0^x e^{-wx} G_1^1 dF_2^0, \\
 \varphi_1 &= f_2^0 - g_1^0 + \varphi_2 g_1^0.
 \end{aligned}$$

Аналогично из третьего уравнения системы (4) получаем

$$\varphi_2 = f_1^1 - g_2^1 + \varphi_3 g_2^1.$$

Строя уравнения по аналогии, получим

$$\begin{cases} \varphi_0 - f_1^0 \varphi &= 0 \\ \varphi_{2k+1} - \varphi_{2k+2} g_1^k &= f_2^k - g_1^k \\ \varphi_{2k} - \varphi_{2k+2} g_2^k &= f_1^k - g_2^k. \end{cases} \quad (5)$$

Итак, получили бесконечную систему линейных при каждом из w уравнений. Для того чтобы система стала конечной, дополнительно предположим, что:

1. Длительность безотказной работы i -го сетевого устройства хранения информации после k -го ремонта является случайной величиной θ_i^k с функцией распределения F_i , $i = 1, 2$ и не зависит от k .

2. Длительность k ремонта i -го сетевое устройство хранения информации является случайной величиной η_i^k с функцией распределения G_i , $i = 1, 2$ и не зависит от k .

Для $i = 1, 2$ обозначим образы

$$\begin{aligned}
 f_i &= \int_0^\infty e^{-wx} dF_i, \\
 g_1 &= \int_0^\infty e^{-wx} G_1 dF_2, \quad g_2 = \int_0^\infty e^{-wx} G_2 dF_1.
 \end{aligned}$$

Из общего вида этой системы видно, что функции $\varphi_1 = \varphi_3 = \dots = \varphi_{2k+1}$ и $\varphi_2 = \varphi_4 = \dots = \varphi_{2k}$, то есть можно ограничиться решением системы

$$\begin{cases} \varphi_0 - f_1 \varphi_1 &= 0 \\ \varphi_1 - \varphi_2 g_1 &= f_2 - g_1 \\ \varphi_2 - \varphi_1 g_2 &= f_1 - g_2, \end{cases}$$

решение которой имеет вид $\varphi_0 = f_1 \frac{f_2 - g_1 + g_1 \varphi_1 - g_2}{1 - g_1 g_2}$. Найдем производную функции φ_0 и вычислим ее в нуле. Так как $\varphi_0^* \equiv f_1^* \equiv f_2^* \equiv 1$, то $\varphi_0^* \equiv f_1^* \equiv \frac{f_2^* + g_1 \varphi_1^*}{1 - g_1 g_2}$. Рассмотрим элементы, входящие в последнюю формулу. Очевидно, $\varphi_0^* \equiv M \varphi_0$, $f_1^* \equiv M \varphi_1$, $f_2^* \equiv M \varphi_2$. Обозначим

$$B = (x_1, x_3): 0 < x_1 \wedge x_3 < x_1,$$

$$B_1 = (x_1): 0 < x_1,$$

$$B_3 = (x_3, x_1): x_3 < x_1.$$

В этом случае $I_B \varphi_1, x_3 \equiv I_{B_1} \varphi_1 I_{B_3} \varphi_3, x_1$ и

$$\begin{aligned} P \varphi_1 \leq \theta_2 &\equiv \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} I_B \varphi_3, x_1 dP_{\eta_1} \varphi_3 dP_{\theta_2} \varphi_1 = \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} I_{B_1} \varphi_1 \left[\int_{-\infty}^{+\infty} I_{B_3} \varphi_3, x_1 dP_{\eta_1} \varphi_3 \right] dP_{\theta_2} \varphi_1 = \\ &= \int_0^{\infty} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} I_{B_3} \varphi_3, x_1 dP_{\eta_1} \varphi_3 \right] dP_{\theta_2} \varphi_1 = \\ &= \int_0^{\infty} P \varphi_1 < x_1 dP_{\theta_2} \varphi_1 = \int_0^{\infty} G_1 \varphi_1 dF_2 \varphi_1 = g_1 \varphi_1. \end{aligned}$$

Аналогично доказывается, что $g_2 \varphi_2 \equiv P \varphi_2 \leq \theta_1$. Отсюда следует, что

$$M \varphi_0 \equiv M \varphi_1 + \frac{M \varphi_2 + P \varphi_1 < \theta_2 M \varphi_1}{1 - P \varphi_1 < \theta_2 P \varphi_2 < \theta_1}. \quad (6)$$

В частности, если функции распределения $f_{\eta_1} \stackrel{\text{def}}{=} f_{\eta_2} \stackrel{\text{def}}{=} f_{\eta}$ и $f_{\theta_1} \stackrel{\text{def}}{=} f_{\theta_2} \stackrel{\text{def}}{=} f_{\theta}$ совпадают, то последняя формула примет вид

$$M \varphi_0 \equiv M \varphi \left(1 + \frac{1}{1 - P \varphi < \theta} \right). \quad (7)$$

Из формулы (6) видно, что увеличить среднее время работы системы можно несколькими способами: увеличить время работы первого $M \varphi_1$ или второго $M \varphi_2$ устройства. Но это, как правило, сопряжено с большими трудностями технического характера. Наиболее эффективно уменьшить величину $1 - P \varphi_1 < \theta_2 P \varphi_2 < \theta_1$. Для этого необходимо, чтобы время ремонта первого устройства было гораздо меньше времени работы второго устройства и время ремонта второго устройства было гораздо меньше времени работы первого устройства. Этого можно добиться умелой организацией труда. Ради справедливости стоит заметить, что вычисление величин $P \varphi_1 < \theta_2$ и $P \varphi_2 < \theta_1$ связано с обработкой достаточно большого потока информации, так как формула (6) очень чувствительна к тому, насколько близки величины $P \varphi_1 < \theta_2$ и $P \varphi_2 < \theta_1$ к единице. Поэтому имеет смысл найти более простые формулы, чем (6).

Аналогичные выводы можно сделать относительно формулы (7). Из нее видно, что увеличить среднее время работы системы можно несколькими способами, например увеличить время работы $M \varphi$ устройства. Но это сопряжено с трудностями

технического характера. Наиболее эффективно уменьшить величину $1 - P\{\eta < \theta\}$. Для этого необходимо, чтобы время ремонта устройства было гораздо меньше времени его работы. Этого можно добиться организацией труда. Вычисление величины $P\{\eta < \theta\}$ также связано с обработкой достаточно большого потока информации, так как формула (7) очень чувствительна к тому, насколько близка величина $P\{\eta < \theta\}$ к единице. Имеет смысл найти более простые формулы, чем (7).

Рассмотрим более конкретный пример, наиболее часто встречающийся на практике. Предположим, что функции распределения $F_i(x)$ и $G_i(x)$ имеют показательное распределение с параметрами λ_i и μ_i соответственно, $i = 1, 2$.

$$F_i(x) = \begin{cases} 1 - \exp(-\lambda_i x), & x > 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}, \quad G_i(x) = \begin{cases} 1 - \exp(-\mu_i x), & x > 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}.$$

В этом случае имеем

$$g_1(w) = \int_0^\infty e^{-wx} G_1(x) dF_2(x) = \frac{\lambda_2}{w + \lambda_2} - \frac{\lambda_2}{w + \mu_1 + \lambda_2},$$

$$g_2(w) = \int_0^\infty e^{-wx} G_2(x) dF_1(x) = \frac{\lambda_1}{w + \lambda_1} - \frac{\lambda_1}{w + \mu_2 + \lambda_1}.$$

Поэтому

$$g_1(0) = P\{\eta_1 \leq \theta_2\} = 1 - \frac{1}{\frac{M\theta_2}{M\eta_1} + 1}, \quad g_2(0) = P\{\eta_2 \leq \theta_1\} = 1 - \frac{1}{\frac{M\theta_1}{M\eta_2} + 1}.$$

Из последней формулы видно, что необходимо, чтобы величины $P\{\eta_1 < \theta_2\}$ и $P\{\eta_2 < \theta_1\}$ были близки к единице, чтобы величины $\frac{M\theta_1}{M\eta_2}$ и $\frac{M\theta_2}{M\eta_1}$ были как можно больше. Этого можно достичь несколькими способами. Во первых, добиться, чтобы величины $M\theta_1$ и $M\theta_2$ были как можно больше. Заметим, что в этом случае значение $M\zeta_0$ растет гораздо быстрее, чем значение величин $M\theta_1$ и $M\theta_2$. Во вторых, можно добиться, чтобы величины $M\mu_1$ и $M\mu_2$ были как можно меньше.

Рассмотрим частный случай. Пусть функции распределения $f_{\eta_1}(x) \stackrel{\text{def}}{=} f_{\eta_2}(x) \stackrel{\text{def}}{=} f_\eta(x)$ и $f_{\theta_1}(x) \stackrel{\text{def}}{=} f_{\theta_2}(x) \stackrel{\text{def}}{=} f_\theta(x)$ совпадают. Предположим, что функции распределения $F(x)$ и $G(x)$ имеют показательное распределение с параметрами λ и μ соответственно,

$$F(x) = \begin{cases} 1 - \exp(-\lambda x), & x > 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}, \quad G(x) = \begin{cases} 1 - \exp(-\mu x), & x > 0 \\ 0, & x < 0 \end{cases}.$$

В этом случае имеем $g(w) = \int_0^\infty e^{-wx} G(x) dF(x) = \frac{\lambda}{w + \lambda} - \frac{\lambda}{w + \mu + \lambda}$. Поэтому

$$M\zeta_0 = M\theta \left(\frac{M\theta}{M\eta} + 2 \right).$$

Очевидно, что величины $M\zeta_0$, $\frac{M\theta}{M\eta}$ и $M\theta$ должны быть как можно больше. Этого можно достичь несколькими способами: во-первых, добиться, чтобы

величина $M \theta$ была как можно больше, заметим, что в этом случае значение $M \theta_0$ растёт быстрее, чем значение величины $M^2 \theta$; во-вторых, чтобы величина $M \mu$ была как можно меньше. Тогда значение $M \theta_0$ обратно пропорционально величине $M \mu$. При удачном комбинировании этих способов можно добиться высоких результатов.

В результате, в общем случае, решена проблема поддержки сетевых устройств хранения информации для более надёжной и продолжительной их работы. Показано, что предложенный авторами способ увеличения продолжительности работы сетевого устройства хранения информации, основанный на дублировании его работы, способствует резкому увеличению среднего времени работы сетевого устройства хранения информации.

ЛИТЕРАТУРА

1. Гнеденко Б.В. Курс теории вероятностей. — 7-е изд. — М.: УРСС, 2001. — 448 с.
2. Вентцель Е.С., Овчаров Л.А. Теория вероятностей и ее инженерные приложения. — М.: Высшая школа, 2000. — 480 с.
3. Атласов И.В. Математическая модель исследования эффективности работы центра обработки информации // Вестник Воронежского института МВД России. — 2012. — № 1. — С. 136—142.
4. Сиренький Е.И., Атласов И.В. Нахождение среднего времени работы системы обработки информации // Вестник Воронежского государственного технического университета. — 2010. — Т. 6. — № 4. — С. 186—188.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ

Атласов Игорь Викторович. Начальник кафедры автоматизированных информационных систем органов внутренних дел. Доктор физико-математических наук, профессор.

Воронежский институт МВД России.

E-mail: mathematic1@rambler.ru

Россия, 394065, Воронеж, проспект Патриотов, 53. Тел. (473)2-623-278.

Игнатов Дмитрий Геннадьевич. Преподаватель кафедры автоматизированных информационных систем органов внутренних дел.

Воронежский институт МВД России.

E-mail: dimastik82@rambler.ru

Россия, 394065, Воронеж, проспект Патриотов, 53. Тел. (473)2-623-257.

Atlasov Igor Viktorovich. Chief of the chair of automated information systems of the law-enforcement bodies. Doctor of sciences (physics and mathematics), professor.

Voronezh Institute of the Ministry of the Interior of Russia.

Work address: Russia, 394065, Voronezh, Prospect Patriotov, 53. Tel. (473)2-623-278.

Ignatov Dmitriy Gennadyevich. Lecturer of the the chair of automated information systems of the law-enforcement bodies.

Voronezh Institute of the Ministry of the Interior of Russia.

Work address: Russia, 394065, Voronezh, Prospect Patriotov, 53. Tel. (473)2-623-257.

Ключевые слова: сетевое устройство хранения информации; время безотказной работы; преобразование Лапласа.

Key words: network storage; system uptime; Laplace transform.

УДК 519.6



В.В. Меньших,
*доктор физико-математических наук,
профессор*



А.В. Папонов,
*ФКОУ ДПО УЦ УФСИН России
по Воронежской области*

**МЕТОДИКА РАСЧЕТА УСТОЙЧИВОСТИ
ФУНКЦИОНИРОВАНИЯ МОДЕЛИ УПРАВЛЕНИЯ
ПРИ ВОЗНИКНОВЕНИИ ЧРЕЗВЫЧАЙНЫХ ОБСТОЯТЕЛЬСТВ
НА ОБЪЕКТЕ УГОЛОВНО-ИСПОЛНИТЕЛЬНОЙ СИСТЕМЫ**

**CALCULATION METHOD OF STABILITY OF MANAGEMENT
MODEL FUNCTIONING IN CASE OF EMERGENCY SITUATIONS
IN INSTITUTIONS OF PENITENTIARY SYSTEM**

Разработана методика расчета устойчивости функционирования модели управления при возникновении чрезвычайных обстоятельств на объекте уголовно-исполнительной системы. Произведено исследование потенциальной выполнимости операции с детализацией влияния конкретных исполнителей. Определен круг лиц, выход из строя которых приведет к невозможности выполнения общей задачи.

In article the method of calculation of stability of functioning of the management model in the event of incidents on object of penitentiary system is developed. The potential impact of the operation with a detailed specific performers is studied. List of persons, failure of which will result in inability to perform common tasks is defined.

Введение. В условиях реформирования уголовно-исполнительная система России подвергается значительным масштабным и системным изменениям, которые затронули организационно-структурное построение, порядок выполнения служебных задач, воспитания осужденных, производственно-хозяйственную деятельность, материально-бытовое, медицинское обеспечение. В первую очередь это изменение условий содержания осужденных к лишению свободы, создание исправительных учреждений новых видов и современной системы охраны, внедрение передовых форм и методов исправительного воздействия на осужденных, применение электронных средств контроля, построение адекватной системы мотиваций осужденных к законопослушному поведению [1, 2].

Проводимые мероприятия по реформированию УИС вызывают преступную и протестную активность со стороны осужденных и лиц, содержащихся под стражей, имеют следствием совершение противоправных действий, в том числе насильственной направленности, что оказывает негативное влияние на функционирование уголовно-исполнительной системы и может приводить к возникновению чрезвычайных обстоятельств (ЧО) на объектах ФСИН России. Поэтому необходимо учитывать, что в повседневной деятельности органы управления могут столкнуться с чрезвычайными обстоятельствами, вызывающими внештатные ситуации, требующие принятия нестандартных управленческих решений. Особенностью внештатных ситуаций на объектах ФСИН России является то, что несвоевременные и неправильные действия сотрудников могут привести в дальнейшем к причинению вреда здоровью, гибели людей, излишним материальным затратам [3].

В связи с этим актуальной является проблема моделирования действий должностных лиц при возникновении чрезвычайных обстоятельств на объектах ФСИН. Наиболее не исследована в настоящее время задача оценки устойчивости управления действиями должностных лиц при возникновении различных внешних обстоятельств, чему и посвящена данная работа.

1. Постановка задачи исследования устойчивости. Под устойчивостью модели управления на объекте УИС при возникновении чрезвычайных обстоятельств будем понимать возможность успешного выполнения возложенных задач при различных допустимых отклонениях параметров составляющих элементов. Необходимо определить два основных критерия оценки устойчивости системы управления при возникновении ЧО:

потенциальная выполнимость поставленной задачи;

выполнение поставленной задачи за требуемый промежуток времени, определяемый действующими нормативными документами и внутренними инструкциями исполнителей.

Процесс принятия управленческого решения, как правило, характеризуется ограничением времени, неполнотой информации о состоянии объекта управления. К одному из важнейших обстоятельств следует отнести постоянно изменяющиеся характеристики объекта управления, которые связаны с возникновением различного вида взаимоотношений (конфликта, содействия и безразличия) между элементами системы управления и объектами внешней среды. Это может приводить к следующим последствиям [4]:

увеличение длительности выполнения действий,

частичный выход исполнителей из строя, приводящий к перераспределению действий между оставшимися исполнителями.

В случае невозможности выполнения задания, предусмотренного управленческим решением на определенном этапе для конкретного исполнителя, его функцию берет на себя дублирующий исполнитель. Поэтому итоговое время выполнения задания может возрасти в связи с увеличением объема выполняемой работы.

В целях исследования устойчивости модели управления при возникновении происшествий на объекте уголовно-исполнительной системы необходимо произвести следующие действия:

1) определить круг лиц, выход из строя которых приведет к невозможности выполнения общей задачи;

2) определить числовые характеристики закона распределения модели управления при выходе из строя отдельных исполнителей;

3) рассчитать вероятность благоприятного исхода операции по пресечению происшествия на объекте уголовно-исполнительной системы.

2. Получение вероятностно-временных оценок. При проведении исследования используются принципы и подходы, предложенные авторами в [5—8] для структурно-параметрического моделирования функционирования системы управления при возникновении различных чрезвычайных обстоятельств: побега из-под охраны, пресечения вооруженных нападений, массовых беспорядков, освобождения заложников — с учетом возможных вариантов сбоев в работе исполнителей.

Для расчета числовых характеристик закона распределения модели управления при выходе из строя всех возможных комбинаций исполнителей на языке Delphi написана программа, исходными данными для которой являются: матрица смежности совокупности действий сотрудников учреждения ФСИН России по пресечению чрезвычайного обстоятельства; количество исполнителей, принимающих участие в операции; количество вышедших из строя исполнителей; данные о минимальном и максимальном времени выполнения действия конкретным сотрудником.

Программа проводит вычислительный эксперимент по исследованию устойчивости модели управления при возникновении происшествий на объекте уголовно-исполнительной системы. Производится розыгрыш всех возможных сочетаний исполнителей без повторений исходя из начальных условий, заданных пользователем, с внесением изменений в матрицу исполнителей.

Далее производится получение данных об итоговом времени выполнения операции с учетом равномерного закона распределения вероятностей выполнения действия исполнителями. При проведении расчетов программой используются алгоритмы диспетчеризации, которые, как показано в [9,10], имеют высокую эффективность при оценке временных характеристик информационных систем. При использовании диспетчеров составление расписания происходит на основе некоторого эвристического правила назначения наибольшего приоритета при определении последовательности выполнения действий. В работах [9,10] показано, что в общем случае наибольшую эффективность имеет диспетчер АД₃₁. В соответствии с ним для выполнения выбирается действие, от которого информационно зависит возможность выполнения наибольшего количества других действий; в случае, если существует несколько таких действий, то среди них выбирается действие наименьшей длительности.

Использование составного диспетчера позволяет строить алгоритмы получения временных оценок модели управления при возникновении происшествий на объекте уголовно-исполнительной системы таким образом, что последовательность выполнения операций определяется непосредственно во время ее выполнения или имитации ее выполнения на основе имеющейся информации об уже выполненных операциях, априорных оценках длительностей готовых к выполнению операций, а также имеющихся связей, описанных матрицей смежности [9].

3. Пример расчёта устойчивости управления при возникновении чрезвычайных обстоятельств.

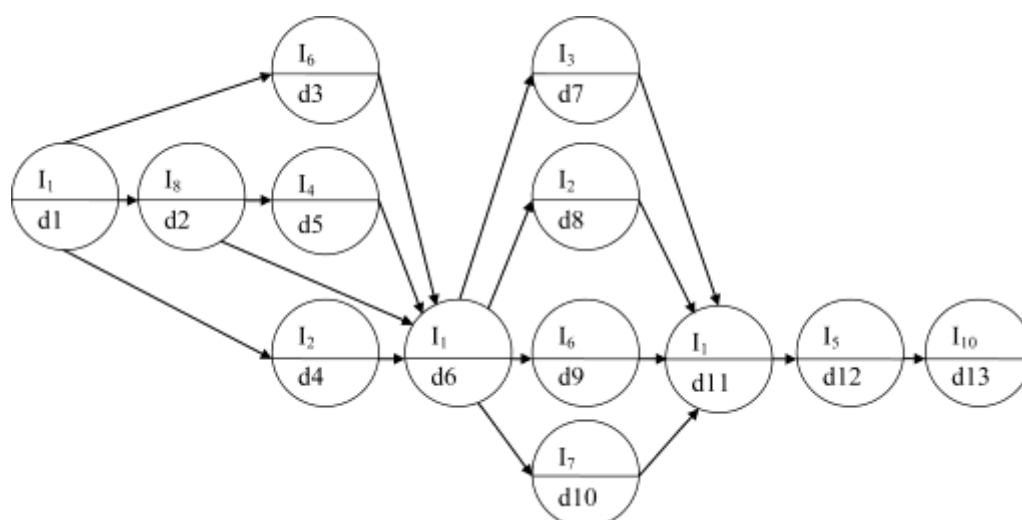
Расчет устойчивости функционирования модели управления при возникновении чрезвычайных обстоятельств на объекте уголовно-исполнительной системы произведем на примере «Побег из-под охраны». Для этого используем ранее разработанную вероятностно-временную модель управления [5]. Согласно должностным инструкциям сотрудников и регламентирующим данное направление деятельности нормативным документам последовательность действий должностных лиц, участвующих в устранении чрезвычайного обстоятельства, приведена в табл. 1. Граф последовательности выполнения действий сотрудников учреждения ФСИН России по пресечению побега осужденного представлен на рисунке.

В результате работы программы получены данные о комбинациях исполнителей, выход из строя которых приведет к невозможности выполнения общей задачи либо к увеличению времени выполнения общей задачи выше предела, определенного нормативными документами уголовно-исполнительной системы. При оценке временных характеристик использован общепринятый уровень значимости для технических наук 5%.

Таблица 1

Последовательность совокупности действий сотрудников учреждения
ФСИН России по пресечению побега

Код действия	Действие	Исполнитель
d1	Распоряжение на осмотр места происшествия.	I ₁ (оперативный дежурный)
d2	Осмотр внешней запретной зоны с целью обнаружения следов побега.	I ₂ (начальник караула)
d3	Осмотр внутренней запретной зоны с целью обнаружения следов побега.	I ₆ (РГ №1 дежурной смены)
d4	Анализ информации о выходе с объекта транспортных средств.	I ₈ (РГ караула)
d5	Анализ информации о выходе лиц с объекта.	I ₄ (помощник начальника караула)
d6	Указание на проверку осужденных, выявление и опрос осужденных, знавших лицо, совершившее побег.	I ₁
d7	Сбор личного состава по тревоге согласно схеме оповещения.	I ₃ (помощник оперативного дежурного)
d8	Организация работы группы преследования.	I ₂
d9	Проверка осужденных, выявление и опрос осужденных, знавших лицо, совершившее побег.	I ₆
d10	Тщательная проверка рабочего и спального места, изъятие всех личных вещей и переписки.	I ₇ (РГ №2 дежурной смены)
d11	Указание о подготовке установочных данных по личному делу.	I ₁
d12	Подготовка установочных данных на бежавшего.	I ₅ (инспектор спецотдела)
d13	Принятие решения на организацию розыска бежавшего	I ₉ (начальник учреждения)



Граф последовательности выполнения действий сотрудников учреждения ФСИН России по пресечению побега осужденного

Статистические результаты работы программы по исследованию устойчивости модели управления при возникновении ЧО на объекте уголовно-исполнительной системы для ситуации «Побег из-под охраны» приведены в табл. 2.

Таблица 2

Исследование потенциальной выполнимости операции при возникновении ЧО на объекте для ситуации «Побег из-под охраны»

Прогноз потенциальной выполнимости операции	Количество выбывших исполнителей			
	1	2	3	4
Благоприятный исход (А)	75%	50%	25%	0%
Выполнение операции не укладывается во временной лимит (Б)	25%	46%	57%	66%
Операция потенциально невыполнима (В)	0%	4%	18%	34%

Важным является изучение вопроса о том, как влияет на результаты прогноза выход из строя конкретных исполнителей.

По итогам исследования комбинаций выхода из строя одного исполнителя из восьми определено, что операция будет выполнена, но превышение времени, установленного нормативными документами УИС, произойдет в случае выхода из строя одного из следующих исполнителей: начальник караула, помощник начальника караула (исполнители I₂ и I₄ соответственно).

При выходе из строя двух исполнителей из восьми выполнение операции будет невозможно при одновременном выходе из строя начальника караула и его помощника. В 13 случаях из 28 возможных вариантов продолжительность операции не уложится в определённый нормативными документами лимит времени.

При выходе из строя трёх исполнителей из восьми успешное выполнение операции произойдет в 14 случаях из 56. В случае выхода из строя четырёх исполнителей из восьми успешное выполнение операции невозможно.

Из анализа результатов исследования функционирования модели управления при возникновении происшествий на объекте уголовно-исполнительной системы на примере побега из-под охраны можно сделать вывод, что в целях повышения эффективности планирования и организации мероприятий по обеспечению охраны объекта УИС и поддержанию установленного режима содержания осужденных и лиц, содержащихся под стражей, особое внимание следует уделить возможности осуществления своих функций исполнителями I_2 и I_4 (начальник караула, помощник начальника караула), так как от успешного выполнения их действий в большей степени зависит благоприятный исход всей операции.

Заключение. Полученные в работе результаты могут быть использованы для совершенствования процесса подготовки должностных лиц к действиям при возникновении чрезвычайных обстоятельств на объектах ФСИН и, в частности, для создания обучающих систем на базе ситуационных центров по аналогии с соответствующими системами для органов внутренних дел [11—13].

ЛИТЕРАТУРА

1. Концепция развития уголовно-исполнительной системы Российской Федерации до 2020 года. Распоряжение Правительства Российской Федерации от 14.10.2010 г. №1772-р. — М.: ФБУ Объединенная редакция ФСИН России, 2010. — 32 с.
2. Федеральная служба исполнения наказаний: [Электронный ресурс]. М., 2013. URL:<http://фсин.рф>. (Дата обращения 02.07.2013).
3. Проблемы взаимодействия правоохранительных органов в ходе розыска лиц, совершивших побег из мест лишения свободы и уклоняющихся от отбывания наказаний, не связанных с лишением свободы: материалы межведомственного круглого стола 23 апреля 2007 г. / под общ. ред. В.Б. Бровкина. — СПб.: СПб ИПК работников ФСИН России, 2007. — 84 с.
4. Меньших В.В., Папонов А.В. Исследование устойчивости модели управления при возникновении происшествий на объекте уголовно-исполнительной системы // Вестник Воронежского института ФСИН России. — 2012. — №1. — С. 43—46.
5. Меньших В.В., Папонов А.В. Вероятностно-временная модель действий должностных лиц при возникновении происшествий на объекте уголовно-исполнительной системы // Вестник Воронежского института МВД России. — 2011. — №3. — С. 128—134.
6. Меньших В.В., Папонов А.В. Разработка структурно-параметрической модели действий сотрудников учреждения ФСИН России по пресечению массовых беспорядков // Вестник Воронежского института ФСИН России. — 2013. — №1. — С. 55—59.
7. Папонов А.В. Разработка структурно-параметрической модели действий сотрудников учреждения ФСИН России по освобождению заложников // Актуальные проблемы деятельности подразделений УИС: сборник материалов Всероссийской научно-практической конференции / ФКОУ ВПО Воронежский институт ФСИН России. — Воронеж : Научная книга, 2012. — С.238—241.
8. Меньших В.В., Папонов А.В. Разработка структурно-параметрической модели действий должностных лиц по пресечению вооруженных нападений на объекты уголовно-исполнительной системы // Вестник Воронежского института высоких технологий. — 2012. — №9. — С. 99—103.
9. Бублик Н.Г., Литвиненко Д.Э., Меньших В.В. Сравнение алгоритмов диспетчеризации в условиях неопределенности длительностей операций // Управляющие системы и машины. — 1990. — №2 — С. 69—72.

10. Меньших В.В. О выборе методов оптимизации последовательности выполнения запросов к вычислительным системам // Автоматика и вычислительная техника. — 1996. — № 1 — С. 72—76.

11. Меньших В.В., Пьянков О.В., Самороковский А.Ф. Использование ситуационных центров для обучения действиям в кризисных ситуациях // Информационная безопасность регионов. — 2011. — Вып. 2(9). — С. 104—107.

12. Меньших В.В., Пьянков О.В., Самороковский А.Ф. Использование современных информационных технологий для обучения действиям в кризисных ситуациях // Вестник Воронежского института МВД России. — 2011. — №3. — С. 154—161.

13. Меньших В.В., Самороковский А.Ф., Меренков А.С. Методика обучения принятию управленческих решений в ходе несения службы по охране общественного порядка при проведении спортивных мероприятий с использованием современных информационных технологий // Вестник Воронежского института МВД России, 2013. — №1. — С. 204—208.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ

Меньших Валерий Владимирович. Начальник кафедры высшей математики. Доктор физико-математических наук, профессор.

Воронежский институт МВД России.

E-mail: menshikh@list.ru

Россия, 394065, Воронеж, проспект Патриотов, 53. Тел. (473) 200-52-10.

Папонов Андрей Владимирович. Начальник цикла специальных дисциплин.

ФКОУ ДПО «Учебный центр УФСИН России по Воронежской области».

E-mail: paponov@mail.ru

Россия, 394044, Воронеж, ул. Землячки, 41. Тел. (473) 227-72-87.

Menshikh Valery Vladimirovich. The chief of the chair of High Mathematics. Doctor of physical and mathematical sciences, professor.

Voronezh Institute of the Ministry of the Interior of Russia.

Work address: Russia, 394065, Voronezh, Prospect Patriotov, 53. Tel. (473) 262-33-97.

Paponov Andrey Vladimirovich. The head of the cycle of special disciplines.

FKOU DPO «Educational center UFSIN of Russia on the Voronezh region».

Work address: Russia, 394044, Voronezh, Zemljachka Str., 41. Tel. (473) 227-72-87.

Ключевые слова: принятие решений; последовательность выполнения действий должностными лицами; структурно-параметрическая модель; теория расписаний.

Key words: decision making; sequence of performance of actions by officials; structural-parametric model; scheduling theory.

УДК 681.518:351.74:519.1



С.В. Скрыль,
доктор технических наук, профессор



А.А. Окрачков,
кандидат технических наук,
Военный учебно-научный центр (Воронеж)

МЕТОД КОЛИЧЕСТВЕННОЙ ОЦЕНКИ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ЭФФЕКТИВНОСТИ СИСТЕМ ЗАЩИТЫ ИНФОРМАЦИИ ОТ НЕСАНКЦИОНИРОВАННОГО ДОСТУПА

METHOD OF QUANTITATIVE ESTIMATION OF EFFICIENCY INDICATORS OF INFORMATION PROTECTION SYSTEMS AGAINST UNAUTHORIZED ACCESS

Разработан метод количественной оценки показателей эффективности систем защиты информации от несанкционированного доступа. Метод основан на представлении динамики функционирования СЗИ НСД конечным полумарковским процессом, характеризующимся полумарковской матрицей.

Method of quantitative estimation of efficiency indicators of information security systems is developed. The method is based on the representation of the dynamics of the operation of systems to protect information from unauthorized access to end the semi-Markov process, characterized by a semi-Markov matrix.

Модели исследования математических свойств динамики функционирования СЗИ НСД для комплексной оценки их эффективности представляют собой математические модели комплексной оценки показателей эффективности СЗИ НСД, отражающих данные математические свойства [1]. Комплексная оценка эффективности СЗИ НСД осуществляется с помощью интегрального показателя, оцениваемого через элементарные показатели эффективности СЗИ НСД. Элементарные показатели эффективности СЗИ НСД как объекты контроля можно разделить на качественные ($E_{\text{ф}}$, $E_{\text{уи}}$) и количественный ($E_{\text{кф}}$). Обозначим элементарные показатели СЗИ НСД как объекты контроля следующим образом: $E_{\text{ф}}$ — показатель функциональности СЗИ НСД; $E_{\text{кф}}$ — показатель корректности функционирования СЗИ НСД; $E_{\text{уи}}$ — показатель удобства использования СЗИ НСД.

Оценку показателей $E_{\text{ф}}$, $E_{\text{уи}}$ целесообразно осуществлять на основе анализа программной документации на СЗИ НСД при помощи качественной шкалы, предполагающей лингвистическую оценку в виде одного из значений «допустимо», «недопустимо»,

что дает возможность введения булевой переменной. При этом значение, равное 1, интерпретируется как допустимая эффективность функционирования, а 0 — недопустимая.

Показатель корректности функционирования СЗИ НСД ($E_{\text{кф}}$) вычисляется на основе моделирования динамики функционирования СЗИ НСД в АС как системы массового обслуживания. Динамика функционирования СЗИ НСД формально представляется с помощью аппарата Е-сети. В основе корректности функционирования СЗИ НСД лежит время реализации СЗИ НСД защитных функций, поэтому показатель корректности функционирования СЗИ НСД, в соответствии с [2,3], предлагается определять следующим образом:

$$E_{\text{кф}} = P\{\tau_{\text{кф}} \leq \tau_{\text{max кф}}\}, \quad (1)$$

где $\tau_{\text{кф}}$ — время реализации СЗИ НСД защитных функций; $\tau_{\text{max кф}}$ — его максимально допустимое значение.

Показатель корректности функционирования СЗИ НСД оценивается при помощи количественной шкалы, предполагающей оценку в виде действительного числа $[0, 1]$.

Для оценки показателя корректности функционирования СЗИ НСД как объектов контроля по формуле (1) используется полумарковская модель, формируемая на основе Е-сетевого представления динамики функционирования СЗИ НСД [2,3]. Модель динамики функционирования СЗИ НСД для оценки показателя корректности ее функционирования $E_{\text{кф}}$ в интересах комплексной оценки эффективности СЗИ НСД и организации автоматизированного контроля эффективности этих систем в АС представляется КПП, вход в начальное состояние которого соответствует обращению к СЗИ, а вход в конечное состояние — окончанию реализации СЗИ своих функций по данному обращению. Основной задачей анализа КПП является вычисление интервально-переходных вероятностей процесса [4].

Конечный полумарковский процесс, моделирующий динамику функционирования СЗИ для оценки показателя корректности функционирования, характеризуется полумарковской матрицей

$$H_{\text{кф}}(\tau) = \|H_{\text{кф } ij}(\tau)\|, \quad i = \overline{1, n}, \quad j = \overline{1, n}. \quad (2)$$

Произвольный элемент $H_{\text{кф } ij}(\tau)$ этой матрицы есть вероятность того, что соответствующий КПП, оказавшись в состоянии i , перейдет из него непосредственно в состояние j , причем за время, меньшее τ , и определяется следующим образом:

$$H_{\text{кф } ij}(\tau) = P_{\text{кф } ij} G_{\text{кф } i}(\tau), \quad i = \overline{1, n}, \quad j = \overline{1, n}, \quad (3)$$

где $P_{\text{кф } ij}$ — вероятности перехода КПП из состояния i непосредственно в состояние j при условии, что этот КПП оказался в состоянии i ; $G_{\text{кф } i}(\tau)$ — функции распределения времени пребывания КПП в состоянии i .

Переходные вероятности $P_{\text{кф } ij}$, $i = \overline{1, n}$, $j = \overline{1, n}$ определяются разрешающими процедурами, а функции распределения $G_{\text{кф } i}(\tau)$, $i = \overline{1, n}$ — процедурами временной задержки соответствующих переходов Е-сети, формализующей динамику функционирования СЗИ. Законы распределения для функций $G_{\text{кф } i}(\tau)$ предполагаются известными при комплексной оценке эффективности СЗИ в АС. Однако их параметры и переходные вероятности $P_{\text{кф } ij}$ не могут быть заранее достоверно и навсегда определены. Поэтому предполагаются заранее известными лишь их предварительные значения. Для корректировки этих значений используются результаты статистической обработки данных о параметрах выполнения СЗИ НСД своих функций ЗИ при реализации сервисных задач в АС.

Показатель корректности функционирования СЗИ НСД, отражающий ВВХ динамики функционирования системы, определяется как вероятность своевременного достижения КПП конечного состояния. Исходя из этого, основой для исследования ВВХ динамики функционирования СЗИ НСД является система уравнений полных вероятностей перехода из состояний КПП, моделирующего динамику функционирования СЗИ НСД, в его конечное состояние, за время меньшее τ , сформированная на основе анализа системы уравнений интервально-переходных вероятностей КПП [4]:

$$Q_{\text{кф } i}(\tau) = p_{\text{кф } in} \cdot G_{\text{кф } i}(\tau) + \sum_{j=1}^{n-1} p_{\text{кф } ij} \cdot G_{\text{кф } i}(\tau) * Q_{\text{кф } j}(\tau), \quad i = \overline{1, n-1}, \quad (4)$$

где $Q_{\text{кф } i}(\tau)$ — вероятность того, что КПП из состояния i достигнет конечного состояния n , причем за время, меньшее τ .

Данная система уравнений связывает ВВХ отдельных состояний КПП (состояний функционирования СЗИ НСД) с ВВХ КПП в целом (динамики функционирования СЗИ в целом).

Для упрощения системы интегральных уравнений (4) используем преобразование Лапласа. В результате получим систему алгебраических уравнений для производящих функций:

$$q_{\text{кф } i}(v) = p_{\text{кф } in} \cdot g_{\text{кф } i}(v) + \sum_{j=1}^{n-1} p_{\text{кф } ij} \cdot g_{\text{кф } i}(v) * Q_{\text{кф } j}(v), \quad i = \overline{1, n-1}, \quad (5)$$

где $q_{\text{кф } i}(v)$ — преобразование Лапласа функции $Q_i(\tau)$; $g_{\text{кф } i}(v)$ — преобразование Лапласа функции $G_i(\tau)$.

При этом преобразование Лапласа элементов полумарковской матрицы $H_{\text{кф } ij}(\tau)$ определяется как

$$h_{\text{кф } ij}(v) = p_{\text{кф } ij} \cdot g_{\text{кф } i}(v). \quad (6)$$

Величина $g_{\text{кф } i}(v)$, необходимая для проведения расчетов для типовых распределений времени пребывания СЗИ НСД в состоянии i , определяется следующим образом.

Если время пребывания СЗИ НСД в состоянии i есть равномерно распределенная на отрезке $[a_i; b_i]$ случайная величина, то

$$g_{\text{кф } i}(v) = \frac{\exp(-a_i v) [1 - \exp(-b_i v)]}{b_i v}. \quad (7)$$

В случае экспоненциального распределения времени пребывания СЗИ НСД в состоянии i , со средним значением b_i , имеем:

$$g_{\text{кф } i}(v) = \frac{1}{1 + b_i v}. \quad (8)$$

Если время пребывания СЗИ НСД в состоянии i оценивается нормально распределенной случайной величиной со средним значением μ_i и достаточно малой дисперсией σ_i^2 , то

$$g_{\text{кф } i}(v) = \exp(-\mu_i v + \frac{1}{2} \sigma_i^2 v^2). \quad (9)$$

Для удобства записи будем подразумевать:

$$h_{ij} = h_{\text{кф } ij}(v); \quad q_i = q_{\text{кф } i}(v).$$

Учитывая выражение (6), систему уравнений (5) можно представить в следующем виде:

(10)

Разделив все члены первого уравнения на $(1-h_{11})$, получим

(11)

где
$$h_{i,j}^{(1)} = \frac{h_{1,j}}{1 - h_{1,1}}, \quad j = \overline{2, n}.$$

Получим следующую систему уравнений:

(12)

(13)

В результате преобразований получим систему приведенных уравнений:

(14)

(15)

$$\overline{k=1,n-1}, \quad \overline{i=k+1,n-1}, \quad \overline{j=k+1,n}.$$

(16)

Определенный равенством (1) показатель корректности функционирования СЗИ НСД, характеризующий ВВХ динамики функционирования СЗИ НСД, выражается через ВВХ отдельных состояний функционирования СЗИ НСД следующим образом:

(17)

Таким образом, для определения показателя корректности функционирования СЗИ НСД ($E_{\text{кф}}$) сначала вычисляются $g_i(v_m)$ с помощью формул (7)–(9) или аналогичных им для других законов распределения, затем определяются величины $h_{ij}(v_m)$ по формуле (6), далее вычисляются коэффициенты уравнений системы (14) с помощью выражений (15), наконец, искомое значение показателя корректности функционирования СЗИ НСД ($E_{\text{кф}}$), определенного равенством (17), вычисляется с помощью системы уравнений (16) с подстановкой $v = v_m$.

Комплексная оценка эффективности СЗИ НСД как объекта контроля осуществляется с помощью интегрального показателя эффективности СЗИ НСД ($E_{\text{и}}$), объединяющего элементарные показатели, рассмотренные выше. Для формирования интегрального показателя эффективности СЗИ НСД проанализируем элементарные показатели.

$$E_\phi=1; E_{\text{vH}}=1. \quad (18)$$

(18)

$$E_\phi \wedge E_{\psi\psi} = 1. \quad (19)$$

(19)

$$E_{\kappa\phi} \geq E_{\min \kappa\phi}, \quad (20)$$

(20)

$$E_u = \begin{cases} E_{\kappa\phi}, & \text{если } E_{\kappa\phi} \geq E_{\min \kappa\phi} \wedge E_\phi \wedge E_{yu} = 1, \\ 0, & \text{если иначе.} \end{cases} \quad (21)$$

(21)

Таким образом, комплексная оценка эффективности СЗИ НСД приравнивается к оценке показателя корректности функционирования СЗИ НСД при условии, что величина показателя $E_{\text{кф}}$ не меньше заданной $E_{\text{min кф}}$ и остальные элементарные показатели «допустимы».

ЛИТЕРАТУРА

1. Скрыль С.В., Вохминцев В.А. Математическое моделирование как инструмент исследования процессов защиты информации в деятельности органов внутренних дел // Современные проблемы борьбы с преступностью: материалы Всероссийской научно-практической конференции (информационная безопасность). — Воронеж: Воронежский институт МВД России, 2005. — С. 14—15.
2. Окрачков А.А. Модели и алгоритмы автоматизированного контроля эффективности программных систем защиты информации: автореф. дис. ... канд. техн. наук. — Воронеж, 2008.
3. Модели и алгоритмы автоматизированного контроля эффективности систем защиты информации в автоматизированных системах: монография / А.А.Окрачков [и др.]. — Воронеж: Воронежский институт МВД России, 2012.
4. Тихонов В.И., Миронов М.А. Марковские процессы. — М.: Сов. радио, 1977.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ

Скрыль Сергей Васильевич. Профессор кафедры информационной безопасности. Лауреат премии Правительства Российской Федерации. Доктор технических наук, профессор.
Воронежский институт МВД России.
E-mail: aliro2013@yandex.ru
Россия, 394065, просп. Патриотов, 53. Тел. (473) 277-56-24.

Окрачков Алексей Алексеевич. Старший преподаватель. Кандидат технических наук.
Военный учебно-научный центр Военно-воздушных сил «Военно-воздушная академия имени профессора Н.Е. Жуковского и Ю.А. Гагарина» (г. Воронеж).
E-mail: aliro2013@yandex.ru
Россия, 394020, ул. Старых Большевиков, 54а. Тел. (473) 222-54-89.

Skryl Sergey Vasilyevich. Professor of the Information Security chair. Winner of the Prize of the Government of the Russian Federation. Doctor of technical sciences, professor.
Voronezh Institute of the Ministry of the Interior of Russia.
Work address: Russia, 394065, Voronezh, Prospect Patriotov, 53. Tel. (473) 277-56-24.

Okrachkov Aleksey Alekseevich. Senior lecturer. Candidate of technical sciences.
Air Force Military Educational and Scientific Center "Air Force Academy named after Professor N.E. Zhukovsky and Y.A. Gagarin" (Voronezh).
Work address: Russia, 394020, Starych Bolshevikov Str., 54a. Tel. (473) 251-64-20.

Ключевые слова: количественный показатель эффективности; система защиты информации; полумарковский процесс.

Key words: quantitative indicator of efficiency; system to protect information; semi-Markov process.

УДК 621.3



В.С. Зарубин,
доктор технических наук,
профессор



Д.А. Сошнева,
ФГКУ УВО при УМВД
по Липецкой области



Е.М. Абросимова

ХАРАКТЕРИСТИКИ ИНФОРМАЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ В ЦЕНТРАХ ОПЕРАТИВНОГО УПРАВЛЕНИЯ АППАРАТНО-ПРОГРАММНЫХ КОМПЛЕКСОВ ОХРАНЫ

INFORMATION PROCESSES CHARACTERISTICS IN OPERATING CONTROL CENTRES OF HARDWARE AND SOFTWARE PROTECTION COMPLEXES

Рассматриваются базовые характеристики информационных процессов информационной безопасности в аппаратно-программных комплексах охраны (АПКО), получаемые либо путем измерения, либо на основе расчетов соотношений между результатами измерений. Обосновывается математическое представление показателя эффективности информационных процессов в АПКО как комплексного показателя, получаемого на основе их базовых характеристик.

Basic characteristics of information processes of information security in hardware-software complexes of protection (HSCP) received either by measurement, or on basis of calculations of ratios between results of measurements, are considered. Mathematical conception of efficiency index of information processes in HSCP, as complex indicator received on basis of their basic characteristics, is reasoned.

Совершенствование управления процессами решения ОВД своей основной задачи — охраны общественного порядка — определяет необходимость решения комплекса проблем, связанных с эффективным функционированием объектов обеспечения общественной безопасности. Это в значительной степени относится к центрам оперативного управления (ЦОУ) аппаратно-программных комплексов охраны (АПКО).

Разработанные к настоящему времени и используемые в практике научных исследований подходы к оценке характеристик информационных процессов основаны на общих требованиях, устанавливаемых международными и отечественными стандарта-

ми в отношении такой сложной и в концептуальном, и в прикладном плане категории, какой является категория «информация». Как показывает анализ существа данной проблемы, ни одно из существующих определений этого понятия не раскрывает его содержания и, как следствие, не устанавливает полный набор характеристик ее оценки применительно к различным условиям реализации информационных процессов [1]. Основная причина такого положения — широта содержания понятия «информация», отражение в нем значительного числа аспектов, слабо связанных друг с другом [2].

Для определения характеристик информационных процессов в ЦОУ АПКО предлагается исходить из посылки, что характеристики такого рода процессов могут быть адекватно оценены результатами их реализации. Характеристикой информационных процессов в данных условиях является состояние механизмов обработки информации. Тогда, используя общие понятия и определения информатики, под характеристиками информационных процессов в ЦОУ АПКО будем понимать совокупность свойств и меру полезности, обуславливающих их способность удовлетворять групповые и индивидуальные информационные потребности персонала ЦОУ. Из этого следует, что для определения характеристик информационных процессов в ЦОУ АПКО необходимо знать и оценивать весь набор свойств информационного процесса.

Это приводит к необходимости обоснования множества характеристик информационных процессов в ЦОУ АПКО.

При этом в качестве основания воспользуемся таким известным методом анализа, как классификация, где критерием классификации будет выступать способ получения значений характеристики — либо путем измерения, либо на основе расчетов соотношений между измеряемыми характеристиками.

Характеристики, получаемые путем измерения. Измерение определяется как процедура установления соответствия инструментально измеряемых свойств объекта заданной шкале. Общим признаком измеряемых характеристик является возможность присваивания результатам измерений количественных показаний шкалы отношений.

Характеристики, получаемые путем измерения, позволяют оценивать по шкале отношений свойства информационных процессов в ЦОУ АПКО как информационного продукта. В этих условиях и характеристики такого продукта, и характеристики используемых для его получения процедур являются измеримыми.

Отличительной особенностью информационных процессов в ЦОУ АПКО является детерминированность областей допустимых значений и вариантов оценивания их характеристик. При этом сами характеристики информационного процесса в АПКО и характеристики получаемого продукта описываются и измеряются, как правило, физическими скалярными характеристиками. Основными характеристиками информационных процессов в ЦОУ АПКО, получаемыми путем измерения, являются количество информации (κ) и время реализации информационного процесса (Δt).

В зависимости от существующих в информатике теоретических направлений мера количества информации имеет различную интерпретацию [2]:

синтаксическую, выраженную через энтропию;

семантическую, выраженную через объем и степень содержательности информации;

прагматическую, определяемую полезностью информации, выраженной через соответствующие экономические эффекты.

Исходя из специфики информационного процесса в ЦОУ АПКО, реализуемого в условиях неопределенности состояний общественной безопасности, воспользуемся синтаксической мерой количества информации, представленной метрикой Шеннона [3].

Определение количества информации по Шеннону применительно к информационному процессу в ЦОУ АПКО формулируется следующим образом.

Для некоторого конечного множества состояний $X = \{x_1, x_2, \dots, x_K\}$, обстановки на контролируемой ЦОУ АПКО территории, обработанных ЦОУ с соответствующими ве-

роятностями $p_1, p_2, \dots, p_K$, $\sum_{k=1}^K p_k = 1$, количество информации, формируемой при реагировании на определенную ситуацию $x_k \in X$, связанную с нарушением общественной безопасности, определяется изменением степени неопределенности и равно

$$\kappa(X) = -\sum_{k=1}^K p_k \log_2 p_k. \quad (1)$$

В качестве характеристики времени реализации информационного процесса в ЦОУ АПКО целесообразно рассматривать длину временного интервала $[t_{(H)}^{(un)}, t_{(K)}^{(un)}]$ как

$$\Delta t = t_{(K)}^{(un)} - t_{(H)}^{(un)},$$

где $t_{(H)}^{(un)}, t_{(K)}^{(un)}$ — время начала и окончания реализации исследуемого фрагмента информационного процесса в ЦОУ АПКО, соответственно.

Характеристики, получаемые на основе расчетов соотношений между измеряемыми характеристиками. Специфичность характеристик такого рода определяется их субъективным восприятием, исходя из способности информационного продукта, получаемого в результате реализации информационного процесса, соответствовать определенным требованиям. Подобная специфика обусловлена отсутствием возможности непосредственного восприятия этих характеристик через соответствующие приспособления и инструменты и использованием для их представления определенных соотношений между измеряемыми характеристиками информационного процесса. В ряде источников [4] описанный способ измерения рассматривается как субъективный способ измерения характеристик информации.

Несмотря на субъективизм оценки, характеристики, получаемые на основе расчетов соотношений между измеряемыми характеристиками информационных процессов в ЦОУ АПКО имеет общие признаки:

- унифицированное формальное представление;
- относительный формат количественной шкалы оценки;
- вероятностный характер связи с измеряемыми характеристиками;
- взаимная зависимость характеристик от условий реализации информационных процессов в ЦОУ;

вероятностный характер оценки и, как следствие, оценка доверительного интервала полученного значения и др.

Основными характеристиками информационных процессов в ЦОУ АПКО, получаемыми на основе расчетов соотношений между измеряемыми характеристиками являются полнота информации (α), характеризующая степень ее достаточности для решения задач ЦОУ, и своевременность реализации информационного процесса (β), характеризующая соответствие времени его реализации требуемым значениям;

На основе рассмотренных характеристик информационных процессов в ЦОУ АПКО определим показатель эффективности информационных процессов в ЦОУ, комплексно учитывающий рассмотренные выше характеристики.

Данный показатель, как комплексная характеристика, определяется на основе расчетов соотношений между следующими измеряемыми характеристиками информационного процесса в ЦОУ:

количеством информации κ , получаемым в результате реализации информационного процесса, и его значением $\kappa_{(0)}$, достаточным для решения Центром оперативного управления задач по обеспечению общественной безопасности;

временем Δt реализации информационного процесса и максимальным значением $\tau_{(\max)}$, необходимым ЦОУ для решения задач обеспечения общественной безопасности.

Будем считать, что полнота информации, получаемой в результате реализации процедур информационного процесса в ЦОУ АПКО, достаточна для решения задач обеспечения общественной безопасности, если количество информации κ , получаемое в результате реализации информационного процесса, не менее величины $\kappa_{(0)}$, т.е. при выполнении неравенства

$$\kappa \geq \kappa_{(0)}. \quad (2)$$

Исходя из специфики информационного процесса в ЦОУ АПКО, обе входящие в неравенство (2) величины — случайные, поэтому его выполнение является случайным событием. Вероятность этого события $P(\kappa \geq \kappa_{(0)})$ представляет собой среднее количество запросов на решение Центром оперативного управления задач по обеспечению общественной безопасности, количество информации по которым достаточно для решения этих задач относительно общего числа такого рода запросов:

$$P(\kappa \geq \kappa_{(0)}) = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \alpha_{ij}, \quad (3)$$

где $\alpha_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{при } \kappa_{ij} \geq \kappa_{(0)j} \\ 0, & \text{в противном случае} \end{cases}$;

κ_{ij} — количество информации, получаемое в результате реализации i -го запроса на решение j -й, $j = 1, 2, \dots, J$, задачи;

$\kappa_{(0)j}$ — количество информации, достаточное для решения j -й задачи;

I — общее число запросов на решение ЦОУ АПКО задач по обеспечению общественной безопасности в течение интервала времени $[t_{(н)}, t_{(0)}]$ функционирования ЦОУ.

Величина $\kappa_{(0)}$ количества информации, достаточного для решения Центром оперативного управления задач по обеспечению общественной безопасности определяется нормативными требованиями и имеет для каждой ситуации конкретное значение.

Вероятность $P(\kappa \geq \kappa_{(0)})$ характеризует полноту информации, получаемой в результате реализации процедур информационного процесса и может быть использована в качестве характеристики полноты информации, при реализации информационных процессов в ЦОУ:

$$a = P(\kappa \geq \kappa_{(0)}). \quad (4)$$

По аналогии с изложенным, информационный процесс в ЦОУ АПКО считается реализованным своевременно, если время Δt его реализации не превышает максимального значения $\tau_{(\max)}$, необходимого ЦОУ для решения задач обеспечения общественной безопасности, т.е. при выполнении неравенства:

$$\Delta t \leq \tau_{(\max)}. \quad (5)$$

В общем случае обе входящие в неравенство (5) величины — случайны, поэтому его выполнение является случайным событием. Вероятность этого события $P(\Delta t \leq \tau_{(\max)})$ представляет собой среднее количество своевременно реализованных Центром оперативного управления запросов на решение задач по обеспечению общественной

безопасности относительно общего числа запросов:

$$P(\Delta t \leq \tau_{\max}) = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \beta_{ij}, \quad (6)$$

где $\beta_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{при } \Delta t_{ij} \leq \tau_{\max}; \\ 0, & \text{в противном случае} \end{cases}$;

Δt_{ij} — время реализации i -го запроса на решение j -й задачи;

$\tau_{(\max)j}$ — максимальное значение времени, необходимое для решения j -й задачи.

Максимально допустимая величина $\tau_{(\max)}$, времени, необходимого ЦОУ для решения задач обеспечения общественной безопасности, определяется нормативными характеристиками их решения и спецификой ситуации решаемой задачи.

В соответствии с [5] вероятность $P(\Delta t \leq \tau_{(\max)})$ характеризует своевременность реализации информационного процесса и может быть использована в качестве характеристики своевременности при реализации информационных процессов в ЦОУ:

$$b = P(\Delta t \leq \tau_{(\max)}). \quad (7)$$

В качестве показателя эффективности информационных процессов в ЦОУ АПКО будем использовать комплексный показатель, учитывающий полноту и своевременность реализации информационных процессов в ЦОУ:

$$E = a \cdot b. \quad (8)$$

С целью представления показателя (8) в виде аналитической модели рассмотрим его статистическую интерпретацию как среднее количество своевременно решенных Центром оперативного управления задач по обеспечению общественной безопасности относительно общего числа решаемых задач, количество информации по которым достаточно для их решения.

Разобьем временной интервал $[t_{(н)}, t_{(о)}]$ исследования информационных процессов в ЦОУ АПКО на K равных составляющих $[t_{(н)k}, t_{(о)k}]$, где $t_{(н)k}$ и $t_{(о)k}$ — соответственно, начало и окончание k -й, $k = 1, 2, \dots, K$, составляющей временного интервала $[t_{(н)}, t_{(о)}]$.

Представим статистическую интерпретацию выражения (8) для k -й составляющей временного интервала $[t_{(н)}, t_{(о)}]$ как среднее количество своевременно решенных Центром оперативного управления задач по обеспечению общественной безопасности, количество информации по которым достаточно для решения относительно общего числа решаемых задач в пределах $[t_{(н)k}, t_{(о)k}]$:

$$e_k = a_k \cdot b_k, \quad (9)$$

где a_k и b_k — количество решенных Центром оперативного управления задач по обеспечению общественной безопасности, количество информации по которым достаточно для своевременного решения, относительно общего числа решаемых задач в пределах временного интервала $[t_{(н)k}, t_{(о)k}]$, соответственно.

При этом величина a_k представляется в виде

$$a_k = \frac{1}{J_k} \sum_{j=1}^{J_k} \chi_{kj}, \quad (10)$$

где $\chi_{kj} = \begin{cases} 1, & \text{если } \kappa_{kj} \geq \kappa_{\max}; \\ 0 & \text{в противном случае} \end{cases}$;

κ_{kj} — количество информации, получаемое в результате решения ЦОУ j -й, $j = 1, 2, \dots, J$, задачи по обеспечению общественной безопасности в пределах временного интервала $[t_{(н)k}, t_{(о)k}]$;

$\kappa_{(o)j}$ — соответствует (3);

J_k — количество задач, решаемых за время $t_{(o)k} - t_{(н)k}$.

Для установления статистических закономерностей характеристик, входящих в выражение (10), как характеристик информационного процесса в целом представим величину κ_k — количество информации, получаемое в результате решения ЦОУ всех задач по обеспечению общественной безопасности в пределах временного интервала $[t_{(н)k}, t_{(o)k}]$ как комбинацию J_k случайных величин $\kappa_{kj}, j = 1, 2, \dots, J_k$:

$$\kappa_k = \sum_{j=1}^{J_k} \circ \kappa_{kj} . \quad (11)$$

где $\circ$ — знак композиции случайных величин.

Учитывая, что число J_k задач, решаемых ЦОУ АПКО по обеспечению общественной безопасности за время $t_{(o)k} - t_{(н)k}$, как правило, больше 5, то, согласно центральной предельной теореме теории вероятностей [6], случайная величина κ_k количества информации, получаемого в результате решения этих задач в пределах временного интервала $[t_{(н)k}, t_{(o)k}]$, будет иметь нормальное распределение с:

математическим ожиданием

$$\bar{\kappa}_k = \sum_{j=1}^{J_k} \bar{\kappa}_{kj} , \quad (12)$$

где $\bar{\kappa}_{kj}$ — математическое ожидание случайной величины κ_{kj} количества информации, получаемого в результате решения ЦОУ j -й, $j = 1, 2, \dots, J_k$, задачи по обеспечению общественной безопасности в пределах временного интервала $[t_{(н)k}, t_{(o)k}]$;

дисперсией

$$\sigma^2 = \sum_{j=1}^{J_k} \sigma_{kj}^2 , \quad (13)$$

где σ_{kj} — среднеквадратичное отклонение случайной величины κ_{kj} ;

минимальным значением:

$$\kappa_{\min \bar{\kappa}} = \sum_{j=1}^{J_k} \circ \kappa_{kj}^{\min} , \quad (14)$$

где $\kappa_{kj}^{(\min)}$ — минимальное количество информации, получаемое в результате решения ЦОУ j -й, $j = 1, 2, \dots, J$, задачи в пределах временного интервала $[t_{(н)k}, t_{(o)k}]$.

Используя аналогичный подход, величину b_k представим в виде

$$b_k = \frac{1}{J_k} \sum_{j=1}^{J_k} \eta_{kj} , \quad (15)$$

где $\eta_{kj} = \begin{cases} 1, & \text{если } \Delta t_{kj} \leq \tau_{\max \bar{j}}; \\ 0, & \text{в противном случае} \end{cases}$;

Δt_{kj} — время решения ЦОУ j -й, $j = 1, 2, \dots, J$ задачи по обеспечению общественной безопасности время обмена информацией в ЦОУ в пределах временного интервала $[t_{(н)k}, t_{(o)k}]$;

$\tau_{(\max)j}$ — соответствует (6).

Аналогичным образом представим величину времени Δt_k реализации информационного процесса в ЦОУ АПКО в пределах временного интервала $[t_{(н)k}, t_{(o)k}]$ как ком-

бинацию J_k случайных величин Δt_{kj} , $j = 1, 2, \dots, J$, времен решения ЦОУ АПКО всех задач за время $t_{(o)k} - t_{(n)k}$:

$$\Delta t_k = \sum_{j=1}^{J_k} \circ \Delta t_{kj} . \quad (16)$$

По аналогии с (12) — (14), если число J_k задач по обеспечению общественной безопасности исследуемого фрагмента информационного процесса в ЦОУ больше 5, то время Δt_k реализации информационного процесса будет иметь нормальное распределение с математическим ожиданием

$$\Delta \bar{t}_k = \sum_{j=1}^{J_k} \Delta \bar{t}_{kj} , \quad (17)$$

где $\Delta \bar{t}_{kj}$ — математическое ожидание случайной величины времени Δt_{kj} решения ЦОУ j -й, $j = 1, 2, \dots, J_k$ задачи по обеспечению общественной безопасности в пределах временного интервала $[t_{(n)k}, t_{(o)k}]$; дисперсией

$$\sigma^2_{\Delta t \bar{k}} = \sum_{j=1}^{J_k} \sigma^2_{\Delta t \bar{k}j} , \quad (18)$$

где $\sigma_{\Delta t \bar{k}j}$ — среднее квадратичное отклонение случайной величины Δt_{kj} ; минимальным значением:

$$\Delta t_{\min \bar{k}} = \sum_{j=1}^{J_k} \Delta t_{kj}^{\min \bar{k}} , \quad (19)$$

где $\Delta t_{kj}^{(\min)}$ — минимальное значение времени выполнения j -й задачи по обеспечению общественной безопасности в пределах временного интервала $[t_{(n)k}, t_{(o)k}]$.

Из выражения (4)

$$a = P(\kappa \geq \kappa_{(o)}) = 1 - \text{Вер}(\kappa < \kappa_{(o)})$$

очевидно сходство вероятности $\text{Вер}(\kappa < \kappa_{(o)})$ и функции распределения вероятностей [6], что позволяет для определения значения a_k использовать выражение

$$a_k = 1 - U^* \left(\frac{\kappa_{\min \bar{k}} - \bar{\kappa}_k + \kappa_{\min \bar{k}}}{\sigma_k} \right) , \quad (20)$$

где $U^* \left(\frac{z - \bar{z}}{\sigma_z} \right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z e^{-\frac{t^2}{2}} dt$ — интеграл вероятностей [6], в котором

$$t = \frac{z - \bar{z}}{\sigma_z} ,$$

$\bar{z}$ и σ_z — среднее значение и среднее квадратичное отклонение случайной величины z , соответственно.

Аналогичное сходство вероятности $\text{Вер}(\Delta t \leq \tau_{(\max)})$ и функции распределения вероятностей позволяет для определения значения b_k использовать выражение

$$b_k = U^* \left(\frac{\tau_{\max} - \Delta \bar{t}_k + \Delta t_{\min \bar{k}}}{\sigma_{\Delta t \bar{k}}} \right) , \quad (21)$$

Исходя из обоснованного выше предположения о нормальном законе распределения случайных величин количества информации κ_k , получаемого в результате решения ЦОУ АПКО задач по обеспечению общественной безопасности за время $t_{(o)k} - t_{(n)k}$, и времени Δt_k реализации информационного процесса в пределах временного интервала $[t_{(n)k}, t_{(o)k}]$, аналитическое выражение для (9) имеет вид

$$e_k = a_k \cdot b_k = \left(1 - U^* \left(\frac{\kappa_{\max} - \bar{\kappa}_k + \kappa_{\min}}{\sigma_k} \right) \right) \cdot U^* \left(\frac{\tau_{\max} - \Delta \bar{t}_k + \Delta t_{\min}}{\sigma_{\Delta t_k}} \right). \quad (22)$$

С учетом изложенного вероятность (8) запишется в виде

$$e = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K e_k. \quad (23)$$

Обозначим через Ω длину временного интервала $[t_{(n)}, t_{(o)}]$ и определим ее через длину ω_k временного интервала $[t_{(n)k}, t_{(o)k}]$:

$$\Omega = t_{(o)} - t_{(n)} = K \cdot \omega_k. \quad (24)$$

Тогда при $\omega_k \rightarrow 0$

$$\bar{\kappa}_1 = \bar{\kappa}_2 = \dots = \bar{\kappa}_k = \dots = \bar{\kappa}_K = \bar{\kappa};$$

$$\kappa_{(\min)1} = \kappa_{(\min)2} = \dots = \kappa_{(\min)k} = \dots = \kappa_{(\min)K} = \kappa_{(\min)};$$

$$\sigma_1 = \sigma_2 = \dots = \sigma_k = \dots = \sigma_K = \sigma;$$

$$\Delta \bar{t}_1 = \Delta \bar{t}_2 = \dots = \Delta \bar{t}_k = \dots = \Delta \bar{t}_K = \Delta \bar{t};$$

$$\Delta t_{(\min)1} = \Delta t_{(\min)2} = \dots = \Delta t_{(\min)k} = \dots = \Delta t_{(\min)K} = \Delta t_{(\min)};$$

$$\sigma_{(\Delta t)1} = \sigma_{(\Delta t)2} = \dots = \sigma_{(\Delta t)k} = \dots = \sigma_{(\Delta t)K} = \sigma_{(\Delta t)}.$$

С учетом этого выражение (22) запишется в виде

$$E^{om} = \frac{1}{\Omega} \int_0^{\Omega} e^{om} dt.$$

Тогда выражение (8), можно представить в виде

$$E^{om} = a \cdot b = \left(1 - U^* \left(\frac{\kappa_{\max} - \bar{\kappa} + \kappa_{\min}}{\sigma} \right) \right) \cdot U^* \left(\frac{\tau_{\max} - \Delta \bar{t} + \Delta t_{\min}}{\sigma_{\Delta t}} \right). \quad (25)$$

Использование выражения (25) как аналитической модели показателя эффективности информационных процессов в ЦОУ АПКО позволяет количественно оценить различные варианты оснащения ЦОУ техническими средствами информатизации.

ЛИТЕРАТУРА

1. Информатика. Теория и практика: учебник / С.В. Скрыль [и др.]. — Воронеж: Воронежский ЦНТИ — ФГБУ «РЭА» Минэнерго России, 2013 — 806 с.
2. Информатика: учебник для высших учебных заведений МВД России. Т. 1. Информатика: концептуальные основы / В.А. Минаев [и др.]. — М.: Маросейка, 2008. — 464 с.
3. Шеннон К. Математическая теория связи // Работы по теории информации и кибернетике. — М.: ИЛ, 1963.

4. Теоретические и организационно-методические основы комплексной оценки защищенности информации правоохранительных органов: монография / под ред. С.В. Скрыля. — Воронеж: Воронежский институт МВД России, 2011. — 88 с.

5 Оценка защищенности информационных процессов в территориальных ОВД: модели исследования: монография / под ред. С.В. Скрыля. — Воронеж: Воронежский институт МВД России, 2010. — 217 с.

6. Вентцель Е.С. Теория вероятностей: учебник. — 11-е изд. — М.: КноРус, 2010. — 664 с.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ

Зарубин Владимир Сергеевич. Начальник кафедры технических систем безопасности. Доктор технических наук, профессор.

Воронежский институт МВД России.

E-mail: zarvs@mail.ru

Россия, 394065, г. Воронеж, проспект Патриотов, 53. Тел.(473) 200-52-80.

Сошнева Дарья Алексеевна. Инспектор группы морально-психологического обеспечения отделения кадров.

ОВО по г. Липецку филиала ФГКУ УВО УМВД по Липецкой области.

E-mail: dasha48rus@mail.ru

Россия, 398017, г. Липецк, ул. Талалихина, 5. Тел. 8-908-143-25-56.

Абросимова Евгения Михайловна. Адъюнкт.

Воронежский институт МВД России.

E-mail: chip_ik@mail.ru

Россия, 394065, г. Воронеж, проспект Патриотов, 53. Тел.(473) 200-52-80..

Zarubin Vladimir Sergeevich. Chief of chair of technical systems of security. Doctor of technical sciences, professor.

Voronezh Institute of the Ministry of the Interior of Russia.

Work address: Russia, 394065, Voronezh, Prospect Patriotov, 53. Tel. (473) 200-52-80.

Soshneva Darya Alekseevna. Inspector of group of moral and psychological providing shots.

Non-department security of Lipetsk affiliate of the Federal Public State Institution Management of non-department security of the Managements of the Ministry of the Interior of Russia on the Lipetsk region.

Work address: Russia, 398017, Lipetsk, Talalikhin Str., 5. Tel. 8-908-143-25-56.

Abrosimova Evgeniya Mikhailovna. Post-graduate cadet.

Voronezh Institute of the Ministry of the Interior of Russia.

Work address: Russia, 394065, Voronezh, Prospect Patriotov, 53. Tel. (473) 200-52-80.

Ключевые слова: аппаратно-программный комплекс охраны; информационные процессы; характеристики и показатели; утечка информации; защищенность информации.

Key words: hardware-software complex of protection; information processes; characteristics and indicators; information leakage; security of information.

УДК 621



Д.А. Волков,
Главное управление МВД
России по Свердловской
области



А.В. Мельников,
кандидат технических наук



В.В. Навоев,
кандидат технических наук,
Главное управление МВД
России по Свердловской
области

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ЗНАЧЕНИЙ ОБОБЩЕННОГО ПОКАЗАТЕЛЯ КАЧЕСТВА ОБЪЕМНЫХ ИЗВЕЩАТЕЛЕЙ ВНЕВЕДОМСТВЕННОЙ ОХРАНЫ

FORECASTING OF THE GENERALIZED INDICATOR OF QUALITY OF THE VOLUME DETECTORS IN DIVISIONS OF PRIVATE SECURITY

Рассматривается многомерная калибровочная модель обобщенного показателя качества объемных извещателей. Обсуждается проблема мультиколлинеарности данных и способ ее преодоления. Для предсказания значений показателя нового прибора используется метод гребневой регрессии. Результаты численного анализа подтверждают достаточную точность прогнозирования.

The multidimensional calibration model of the generalized indicator of quality of the volume detectors is considered. The problem of a multicollinearity of data and way of its overcoming is discussed. For a prediction of values of an indicator of the new device the method of ridge regression is used. Results of the numerical analysis confirm the sufficient accuracy of forecasting.

В практике деятельности вневедомственной охраны МВД России актуальной задачей является выбор наиболее качественных технических средств, удовлетворяющих одновременно требованию приемлемости цены. Научно обоснованный подход к решению этой задачи заключается в использовании методов теории экспертных систем. В частности, представляется целесообразным введение комплексного показателя «качество-цена», основанного на теории множественной линейной регрессии [1,2], а также прогнозирование его значения.

Постановка задачи. Для n образцов (приборов), обладающих m характеристиками (признаками), модель множественной линейной регрессии имеет вид

$$\begin{bmatrix} J_1 \\ J_2 \\ \dots \\ J_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & \dots & x_{1m} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & \dots & x_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{n1} & x_{n2} & \dots & \dots & x_{nm} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} V_1 \\ V_2 \\ \dots \\ V_m \end{bmatrix}, \quad (1)$$

где J_i — обобщенный показатель для i -го образца; x_{ij} — значение j -го признака для i -го образца; V_i — коэффициент регрессии.

Для применения в теории экспертных систем уравнение (1) необходимо модифицировать [3]:

$$\hat{J} = \hat{X} \cdot \hat{V}, \quad (2)$$

где $\hat{J}, \hat{X}, \hat{V}$ — нормированные матрицы соответствующей размерности. Процедура нормировки не тривиальна: она является многоступенчатой и требует использования определения нормы в различных функциональных пространствах: R_0^m, R_1^m, R_E^m [4]. Кроме того, для определения вектора коэффициентов регрессии (весовых коэффициентов обобщенного показателя) $\hat{V}$ может использоваться метод анализа иерархий Т. Саати [5].

Во многих случаях необходимо решить *обратную задачу*: зная обобщенные показатели качества известных образцов (приборов) J и матрицу X для нескольких известных образцов, определить множество весовых коэффициентов V_i , а затем использовать это множество для оценки показателей новых приборов, т.е. осуществить их прогноз. Такая процедура в эконометрике называется *многомерной калибровкой* [1]. Решение этой задачи требуется в ряде практических ситуаций: 1) алгоритм расчета весовых коэффициентов неизвестен; 2) алгоритм известен, но сложен (например, метод анализа иерархий); 3) отсутствует необходимое программное обеспечение и др.

В целом процедура многомерной калибровки распадается на два этапа: а) собственно калибровка, т.е. оценка вектора весовых коэффициентов по данным заранее известных приборов; б) прогнозирование обобщенного показателя качества для новых приборов. Основой данной процедуры являются следующие методы эконометрики: линейная множественная регрессия, метод наименьших квадратов и гребневая (ridge) регрессия. С учетом сложившейся в эконометрике терминологии [1,2] для этого процесса будем использовать следующие термины: *обучение* многомерной регрессионной модели по *референтным данным* известных образцов и *прогноз* обобщенного показателя качества новых приборов.

Целью данной работы является оценка методом гребневой регрессии множества весовых коэффициентов $\{V_i\}$ по заданным референтным данным X, J известных приборов и последующее прогнозирование обобщенного показателя качества нового прибора.

Формирование калибровочной модели. Осуществим вначале многомерную калибровку для данных трех известных промышленных объектов извещателей (ре-

ферентных данных), используемых в подразделениях вневедомственной охраны МВД России. Затем осуществим второй этап калибровки — оценку вектора $\hat{V}$ и прогноз обобщенного показателя качества.

Согласно принципу разделения признаков объекта экспертизы, выберем аддитивную форму обобщенного показателя «качество-цена» [3]:

$$J = \hat{V}_{\text{кол}} \frac{\sum_j V_{j,\text{кол}} \hat{x}_{j,\text{кол}}}{\sum_j V_{j,\text{кол}}} + \hat{V}_{\text{нал}} \frac{\sum_i V_{i,\text{нал}} \hat{x}_{i,\text{нал}}}{\sum_i V_{i,\text{нал}}} + V_{\text{кач.пр.}} \frac{\sum_l V_{l,\text{кач.пр.}} \hat{x}_{l,\text{кач.пр.}}}{\sum_l V_{l,\text{кач.пр.}}} + \hat{V}_{\text{цены}} \cdot \hat{P}(x_{\text{цены}}), \quad (3)$$

где $\hat{x}_{j,\text{кол}}$ — нормированные количественные признаки; $\hat{x}_{i,\text{нал}}$ — нормированные признаки наличия определенного свойства прибора; $\hat{x}_{l,\text{кач}}$ — нормированные качественные признаки, усредненные по множеству экспертов; $\hat{P}(x_{\text{цены}})$ — нормированная функция цены; $\hat{V}_{\text{кол}}, \hat{V}_{\text{нал}}, \hat{V}_{\text{кач}}, \hat{V}_{\text{цены}}$ — групповые весовые коэффициенты, учитывающие относительную важность различных групп признаков.

Все множество признаков делится на признаки положительного эффекта (ППЭ), увеличение которых приводит к росту показателя J , и признаки отрицательного эффекта (ПОЭ), увеличение которых приводит к уменьшению J . Для того чтобы обеспечить однородный вклад различных слагаемых во взвешенную сумму (3), необходимо привести их значения к единому диапазону. Для признаков ППЭ введем следующую нормировку:

$$\hat{x}_j = \frac{x_j}{x_{j,\text{баз}}}, \quad j = 1, 2, \dots, m, \quad (4)$$

где знаменатель — *максимальное* значение признака по всем объектам.

Подробные характеристики трех известных промышленных объемных извещателей приведены в статье [6]. Поэтому здесь мы ограничимся краткой таблицей значений признаков X_i и нормированных значений признаков $\hat{x}_i$ извещателей (табл.1).

Как видим, большинство признаков являются признаками положительного эффекта. Признаками отрицательного эффекта являются X_3, X_4 и X_{11} . В отличие от формулы (4) для них требуется иная нормировка:

$$\hat{x}_i = \frac{x_{i,\text{баз}}}{x_i}, \quad (5)$$

где числитель — *минимальное* значение признака по группе сравниваемых объектов.

Цена объекта также является признаком отрицательного эффекта, и для ее нормировки используем разновидность формулы (5)

$$\hat{P}^{(k)} = \frac{P_{\text{баз}}}{P^{(k)}}, \quad (6)$$

где $P_{\text{баз}}$ — минимальная цена по группе сравниваемых объектов, $P^{(k)}$ — цена k -го объекта экспертизы.

Таблица 1

Характеристики промышленных объектовых извещателей

Показатели		«Астра-551»		«Сокол-2»		«Орлан»	
№	Содержание	x_i	$\hat{x}_i$	x_i	$\hat{x}_i$	x_i	$\hat{x}_i$
1	Длина минимальной зоны обнаружения, м	10	0,833	12	1,000	6	0,500
2	Ширина минимальной зоны обнаружения, м	6	1,000	6	1,000	5	0,833
3	Контролируемая минимальная скорость детекции, м/с	0,3	1,000	0,3	1,000	0,35	0,857
4	Токопотребление в дежурном режиме, мА	16	1,000	20	0,800	35	0,457
Сумма количественных взвешенных признаков		—	0,929	—	0,976	—	0,651
5	Наличие регистрации вскрытия извещателя	Нет	0,000	Да	1,000	Да	1,000
6	Наличие радиоканала (эффект Доплера)	Да	1,000	Да	1,000	Нет	0,000
7	Наличие радиоволновой или инфракрасной зоны обнаружения извещателя	Да	1,000	Да	1,000	Нет	0,000
Сумма взвешенных признаков наличия		—	0,460	—	1,000	—	0,539
8	Помехозащищенность (дополнительные каналы связи, специализированные алгоритмы и процессоры распознавания помех)	3,2	0,640	3,2	0,640	4,8	0,960
9	Эргономичность для клиента (наличие внешних индикаторов, возможность установки без прокладки проводов)	3,1	0,620	3,1	0,620	3,8	0,760
10	Эстетичность (внешний вид, цветовая гамма, размеры, возможность скрытой установки)	3,6	0,720	2,9	0,580	3,6	0,720
Сумма качественных взвешенных признаков		—	0,646	—	0,628	—	0,887
11	Цена устройства, руб.	1054	1,000	1348	0,782	1106	0,953

Обычно для построения адекватной калибровочной модели требуется, чтобы число образцов n было в 2-3 раза больше, чем число признаков m . В нашем случае количества известных образцов явно недостаточно: мы имеем всего 3 образца, обладающих 10 признаками. Воспользуемся приемом *выделения характеристических точек*, хорошо зарекомендовавшим себя в задачах обработки спектров, когда множество признаков (интервалов частот спектра) достигает нескольких сотен [1].

Выберем в качестве характеристических точек взвешенные суммы групп количественных признаков, признаков наличия, качественных признаков. Для расчета этих сумм в статье [6] был неоднократно использован метод анализа иерархий Т. Саати и получены для векторов приоритетов признаков выражения

$$V_{\text{кол}} = 0,424 \quad 0,227 \quad 0,227 \quad 0,122^T; \quad (7)$$

$$V_{\text{нал}} = 0,540 \quad 0,297 \quad 0,163^T. \quad (8)$$

$$V_{\text{кач}} = 0,662 \quad 0,213 \quad 0,125^T, \quad (9)$$

а для вектора трех групповых признаков — выражение

$$\hat{V} = 0,649 \quad 0,122 \quad 0,229^T. \quad (10)$$

Рассчитанные с учетом формул (7)—(9) взвешенные суммы признаков также сведены в таблицу (см. табл.1).

В упомянутой выше статье рассматривалась мультипликативная форма обобщенного показателя качества, а в данной работе мы выбрали аддитивную форму (3). Поэтому к перечисленным трем групповым признакам следует добавить четвертый — признак цены, выделяя тем самым четыре характеристические точки.

В начале экспертизы мы имели слишком большое количество признаков $n = 11$ по сравнению с референтными данными всего лишь трех объемных извещателей. После выбора 4 характеристических точек соотношение количества образцов $n = 3$ и признаков ($m = 4$) несколько улучшится, хотя по-прежнему мы имеем недостаточное количество известных образцов $n < m$. Сформируем матрицу нормированных групповых признаков (добавив признак цены)

$$\hat{X} = \begin{bmatrix} 0,929 & 0,460 & 0,646 & 1,000 \\ 0,976 & 1,000 & 0,628 & 0,782 \\ 0,651 & 0,539 & 0,887 & 0,953 \end{bmatrix}, \quad (11)$$

соответствующую трем известным образцам.

В работе [6] после неоднократного применения метода анализа иерархий и достаточно громоздких выкладок был определен вектор обобщенного показателя качества для трех известных объемных извещателей

$$\hat{J} = 0,807 \quad 0,899 \quad 0,691^T.$$

Для аддитивной формы обобщенного показателя (3) выберем $\hat{V}_{\text{цены}} = 1$, что означает равнозначность учета качественных и ценовых характеристик. Тогда после сложения показателей качества и цены (см. табл.1) получим для калибровки окончательный вид вектора показателей «качество-цена»

$$\hat{J} = \begin{pmatrix} 1,807 & 1,681 & 1,644 \end{pmatrix}^T. \quad (12)$$

Обучение калибровочной модели. Воспользовавшись референтными данными (11), (12), произведем обучение модели, т.е. попытаемся найти неизвестные весовые коэффициенты $\hat{V}_i$. В эконометрике для решения задач линейной множественной регрессии используется метод наименьших квадратов (МНК) [2,7], согласно которому искомое решение должно определиться формулой

$$\hat{V} = [\hat{X}^T \hat{X}]^{-1} \hat{X}^T \hat{J}. \quad (13)$$

Однако на самом деле это не так: нам не удастся вычислить первый сомножитель выражения (13), т.е. найти обратную матрицу, поскольку определитель произведения матриц $\hat{X}^T \hat{X}$ равен нулю.

Причиной этого факта является то обстоятельство, что матрица X содержит слишком малый объем референтных данных, причем количество образцов $n=3$ (известных приборов) оказывается меньшим числа признаков $m=4$, что явно недостаточно. В теории множественной линейной регрессии считается [1], что для достаточной точности калибровки количество образцов должно быть в 2-3 раза большим, чем число признаков.

В нашей ситуации наблюдается явление *мультиколлинеарности* референтных данных, которое отражает сильную корреляционную (или даже функциональную) связь между векторами матрицы $\hat{X}^T \hat{X}$ (такая матрица называется *плохо обусловленной*). В теории линейной множественной регрессии известны различные способы преодоления вычислительных проблем, связанных с мультиколлинеарностью [7], среди которых мы выберем метод гребневой регрессии.

Гребневая регрессия предполагает оценку неизвестных весовых коэффициентов калибровочной модели $\hat{V}_{c,i}$ по следующей формуле:

$$\hat{V}_c = (\hat{X}^T \hat{X} + \alpha I)^{-1} \hat{X}^T \hat{J}. \quad (14)$$

Добавление регуляризирующего параметра α решает проблему плохой обусловленности матрицы $\hat{X}^T \hat{X}$. Эти оценки смещены, в отличие от МНК-оценок. Однако доказано [7], что существует такое α , при котором получаемые оценки оказываются более эффективными, чем оценки МНК (известно, что МНК-оценки наиболее эффективны среди несмещенных оценок). Тем не менее, четких правил выбора этого параметра нет. Поэтому в дальнейшем при вычислениях мы будем последовательно уменьшать величину α , начиная с $\alpha=0,1$ до достижения наилучшей точности оценок.

Для оценки погрешности калибровочной модели в процессе обучения сравним между собой «точный» вектор весовых коэффициентов $\hat{V} = \begin{pmatrix} \hat{V}_1, \dots, \hat{V}_m \end{pmatrix}^T$, рассчитанный в статье [6] методом анализа иерархий и расширенный за счет введения группового коэффициента цены:

$$\hat{V} = \begin{pmatrix} 0,649 & 0,122 & 0,229 & 1,000 \end{pmatrix}^T, \quad (15)$$

и оцениваемый по формуле (14) вектор $\hat{V}_c = \begin{pmatrix} \hat{V}_{c,1}, \dots, \hat{V}_{c,m} \end{pmatrix}$, последовательно уменьшая величину α . Относительная ошибка калибровки определяется формулами

$$\delta_V = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^m \|\hat{V}_{c,i} - \hat{V}_i\|^2}}{\|\hat{V}\|_E^m}, \quad \text{где} \quad \|\hat{V}\|_E^m = \sqrt{\sum_{i=1}^m \hat{V}_i^2}. \quad (16)$$

Рассчитаем вектор весовых коэффициентов $\hat{V}_c$ и относительную ошибку калибровки δ_V для различных величин регуляризующего множителя α (табл. 2).

Таблица 2

Зависимость ошибки калибровки δ_V от параметра α

Параметр α	10^{-1}	10^{-2}		10^{-6}		10^{-12}		10^{-14}
δ_V	0,299	0,212		0,208		0,208		0,253

Как видим, с уменьшением значений α относительная ошибка калибровки δ_V снижается до 20,8 %. Предпоследняя графа табл.2 содержит минимально достижимую ошибку 0,208, а последняя графа отражает тот факт, что при $\alpha = 10^{-14}$ матрица $\hat{X}^T \hat{X}$ уже плохо обратима из-за ограниченной разрядности компьютера. Наилучшее приближение к вектору весовых коэффициентов после калибровки примет вид

$$\hat{V}_c = 0,771 \ 0,049 \ 0,360 \ 0,836^T. \quad (17)$$

На первый взгляд ошибка в 20,8 % кажется большой. Однако это объясняется слишком малым количеством референтных данных: мы проводили обучение калибровочной модели по данным всего лишь 3 известных образцов, а обычно процесс калибровки требует для четырех признаков $\hat{x}_i$ объекта экспертизы референтных данных 8-12 образцов (известных приборов) [1]. С учетом этого обстоятельства полученный результат можно считать вполне объяснимым.

Прогноз обобщенного показателя качества нового объемного извещателя. Итак, на первом этапе многомерной калибровки на основе обучения калибровочной модели (2) получена оценка неизвестного вектора групповых весовых коэффициентов (17). Перейдем ко второму этапу многомерной калибровки — прогнозированию обобщенного показателя J нового прибора.

Рассмотрим новый объемный извещатель «Сокол-Р» и выберем его признаки x_i такими же, как и для трех известных образцов (см. табл.1). Получим нормированные значения $\hat{x}_i$ его признаков согласно формулам (4)—(6) и сведем полученные результаты в таблицу (табл.3).

Таблица 3

Характеристики нового объемного извещателя «Сокол-Р»

Признаки											
Вид	количественные 1-4				наличия 5-6			качественные 7-10			цены
№	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
x_i	12 м	9 м	0,3м/с	16mA	Да	Нет	Нет	4,3	3,8	4,2	1888
$\hat{x}_i$	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,00	0,00	0,86	0,76	0,84	0,558
$\sum V_i \hat{x}_i$	1,000				0,540			0,836			0,558

Рассчитаем обобщенный показатель «качество-цена» нового прибора двумя способами: 1) используя полученную после калибровки оценку вектора групповых весовых коэффициентов (15) — показатель J_c ; 2) используя «точный» вектор весовых коэффициентов (10), рассчитанный в статье [6] методом анализа иерархий и расширенный за счет группового коэффициента цены — показатель J :

$$J_c = 1,565, \quad J = 1,464. \quad (16)$$

Относительная ошибка предсказания обобщенного показателя структуры капитала

$$\delta_J = \frac{J_c - J}{J} = 0,069. \quad (17)$$

Итак, относительная ошибка прогноза составляет 6,9 %, что является вполне удовлетворительным результатом. Обратим внимание на то, что эта небольшая погрешность предсказания достигается при значительно большей относительной ошибке оценки весовых коэффициентов $V_c = 20,8\%$. Это объясняется тем, что при суммировании слагаемых $V_{c,i} \hat{\lambda}_i$ обобщенного показателя J_c по формуле (3) часть из них имеет большую величину, чем соответствующие слагаемые референтного показателя J , а другая часть — меньшую величину. Поэтому наблюдается эффект частичной взаимной компенсации слагаемых. Последнее утверждение можно доказать, используя известное из функционального анализа неравенство Коши [4]:

$$|\langle V_c - V, X \rangle| \leq \|V_c - V\| \cdot \|X\|. \quad (18)$$

Объединив значения обобщенного показателя качества $\hat{J}$ для трех известных объемных извещателей (см. формулу (12)) и полученное значение (16) для прогнозируемого прибора, для лучшей сравнимости результатов разделим их на максимальное значение 1,807. Тогда показатель «качество-цена» сравниваемых приборов $\hat{J}$ примет значения (в порядке возрастания): 0,866 — «Сокол-Р»; 0,909 — «Орлан»; 0,930 — «Сокол-2»; 1,000 — «Астра-551». Таким образом, новый объемный извещатель «Сокол-Р» по результатам экспертизы получил наихудшую оценку, что объясняется его излишне завышенной ценой.

Вывод. Обычное для теории множественной линейной регрессии применение метода наименьших квадратов в нашем случае оказалось невозможным, поскольку количество признаков m было даже большим, чем число образцов n . В этом случае матрица $X^T X$ необратима. Как известно [1,2,7], для высокой точности оценивания требуется совершенно обратное соотношение $n > (2,5 - 3)m$.

Для преодоления указанного затруднения использован метод гребневой (ridge) регрессии. Результаты численного анализа подтверждают эффективность данного подхода для обучения (калибровки) регрессионной модели.

Так, даже в случае явной недостаточности количества образцов (известных объемных извещателей) погрешность прогнозирования обобщенного показателя качества составила 6,9 %, что вполне приемлемо для поставленной задачи. Привлечение для калибровки большего количества данных об известных приборах позволит получить еще более точную оценку.

ЛИТЕРАТУРА

1. Эсбенсен К. Анализ многомерных данных. Избранные главы: пер. с англ. / под ред. О.Е. Родионовой. — Черноголовка: Изд-во ИПХФ РАН, 2005. — 160 с.

2. Доугерти К. Введение в эконометрику: пер. с англ. — М: ИНФРА-М, 1999. — 402 с.
3. Бухарин С.В., Мельников А.В. Кластерно-иерархические методы экспертизы экономических объектов: монография. — Воронеж: Научная книга, 2012. — 276 с.
4. Треногин В.А. Функциональный анализ: учеб. пособие. — М.: Наука, 1980. — 495 с.
5. Саати Т. Принятие решений: Метод анализа иерархий: пер. с англ. — М.: Радио и связь, 1993. — 278 с.
6. Волков Д.А., Мельников А.В., Навоев В.В. Техничко-экономическая экспертиза объемных извещателей охранно-пожарной сигнализации // Вестник Воронежского института МВД России. — 2013. — №2. — С. 172—181.
7. Магнус Я.Р., Катышев П.К., Пересецкий А.А. Эконометрика. — М.: Дело, 1997. — 248 с.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ

Волков Дмитрий Александрович. Заместитель начальника отдела Управления вневедомственной охраны Главного управления МВД России по Свердловской области.

Управление вневедомственной охраны Главного управления МВД России по Свердловской области.

E-mail: volfmvd@rambler.ru

Россия, 620142, г. Екатеринбург, ул. Чапаева, 12а. Тел. (343) 257-62-50.

Мельников Александр Владимирович. Старший преподаватель кафедры огневой подготовки. Кандидат технических наук.

Воронежский институт МВД России.

E-mail: meln78@mail.ru

Россия, 394065, г. Воронеж, проспект Патриотов, 53. Тел. (473) 2623-397.

Навоев Виктор Владимирович. Начальник Управления вневедомственной охраны Главного управления МВД России по Свердловской области. Кандидат технических наук.

Управление вневедомственной охраны Главного управления МВД России по Свердловской области.

E-mail: v.navoev@mail.ru

Россия, 620142, г. Екатеринбург, ул. Чапаева, 12а. Тел. (343) 257-62-50.

Volkov Dmitry Alexandrovich. The deputy chief of division of Department of private security of Central administrative board of the Ministry of the Interior of Russia on Sverdlovsk area.

Work address: Russia, 620142, Ekaterinburg, Chapaev Str., 12a. Tel. (343) 257-62-50.

Melnikov Alexander Vladimirovich. Senior lecturer of the chair of Range practice. Candidate of technical sciences.

Voronezh Institute of the Ministry of the Interior of Russia.

Work address: Russia, 394065, Voronezh, Prospect Patriotov, 53. Tel. (473) 2623-397.

Navoev Victor Vladimirovich. The head of Department of private security of Central administrative board of the Ministry of the Interior of Russia on Sverdlovsk area. Candidate of technical sciences.

Work address: Russia, 620142, Ekaterinburg, Chapaev Str., 12a. Tel. (343) 257-62-50.

Ключевые слова: показатели качества приборов; коллинеарность; множественная линейная регрессия; прогнозирование обобщенного показателя.

Key words: indicators of quality of the devices; collinearity; multiple linear regression; forecasting of the generalized indicator.

УДК 004.891



А.В. Душкин,
доктор технических наук, доцент.
Воронежский институт ФСИН России



Ю.В. Щербакова,
Воронежский институт ФСИН
России

МЕТОДЫ РАСЧЕТА И АНАЛИЗА ПРОЦЕССОВ ОБРАБОТКИ ЗАПРОСОВ В ВЕДОМСТВЕННОЙ СЕТИ

METHODS OF CALCULATION AND ANALYSIS OF THE REQUEST HANDLING PROCESSES IN A DEPARTMENTAL NETWORK

Представлена модель обработки запросов к распределению баз данных для автоматизированных информационных систем. Показан агрегативный подход для разработки систем; в качестве агрегатов применены объекты, с помощью которых генерируются и преобразуются моделируемые процессы. Показана динамическая связь между этими агрегатами.

The model of the query to the distribution database for automated information systems is presented. The aggregative approach to systems development is shown. As aggregates are used the objects with which the simulated processes are generated and transformed. The dynamic relationship between these units is shown.

В настоящее время интенсивно проводятся работы в сфере комплексной информатизации подразделений и органов силовых ведомств. Основу процессов информатизации составляют автоматизированные информационные системы (АИС). Цель внедрения этих систем в практику состоит в повышении оперативности и обоснованности принимаемых решений. Накопление, хранение и выдачу информации для решения задач управления в автоматизированном режиме обеспечивают интегрированные системы хранения и обработки данных. Территориальная удаленность элементов системы управления определяет необходимость построения и использования распределенных баз данных (РБД). Очевидно, что временные показатели процессов решения задач в существенной степени зависят от характеристик РБД. В связи с этим оценка оперативности АИС и своевременности информационного процесса в системе управления требует построения и использования двухуровневого комплекса математических моделей. На нижнем уровне анализу подлежит процесс обработки запросов к РБД с целью оцен-

ки реактивности базы данных. Результаты этой оценки должны выступать в качестве исходных данных для получения интегрированных характеристик на верхнем уровне, что способствует получению вероятностно-временных показателей процесса решения задач управления в АИС.

Целью работы является разработка методов расчета и анализа процессов обработки запросов в автоматизированной информационной системе, с помощью которых можно оценить реактивность распределенных баз данных, и соответственно получить вероятностно-временные показатели процесса управления АИС.

Автоматизированные информационные системы по характеру функционирования относятся к стохастическим сетям массового обслуживания. Сеть представляет собой совокупность взаимосвязанных систем массового обслуживания (СМО), каждая из которых интерпретирует один из элементов АИС.

Основным показателем оперативности функционирования подобных сетей является функция распределения времени между поступлением и удовлетворением запроса и/или его моменты [1].

АИС как стохастическая сеть массового обслуживания, определяется следующей совокупностью характеристик:

множеством СМО $S_1, S_2, \dots, S_n$, образующих сеть;

числом каналов $K_1, K_2, \dots, K_n$ в системах $S_1, S_2, \dots, S_n$ соответственно;

матрицей траекторий движения заявок $R = \|r_{ij}\|$, где r_{ij} — номер СМО, на которую переходит заявка, продвигающаяся по i -му пути на j -й фазе обслуживания при детерминированной процедуре маршрутизации, или матрицей вероятностей перехода заявок из одной СМО в другую $P = \|p_{ij}\|$, где p_{ij} — вероятность того, что заявка, покидающая S_i , поступает в S_j ;

числом заявок, циркулирующих в замкнутой сети N_j ;

интенсивностью источников заявок в разомкнутой сети $\Lambda = \lambda_j^{(k)}$, где j — тип заявки; k — категория срочности;

законами распределения времени $F_1^{(k)}, F_2^{(k)}, \dots, F_n^{(k)}$ и дисциплинами обслуживания заявок в системах $S_1, S_2, \dots, S_n$.

Элементами, участвующими в обработке запросов к РБД и представляющими различные СМО, являются:

сети передачи данных (моноканалы) локальных вычислительных сетей, входящих в состав общей сети АИС;

серверы базы данных (СБД), на которых размещены фрагменты данных;

коммутационные устройства, обеспечивающие обмен данными между удаленными узлами;

каналы передачи данных.

Помимо числа обслуживающих приборов, каждый тип СМО характеризуется следующими параметрами [2]:

интенсивностью обслуживания заявок $\mu_{ij}^{(k)}$, где i — тип системы; j — тип заявки; k — ее категория срочности;

длиной очереди (если таковая имеется);

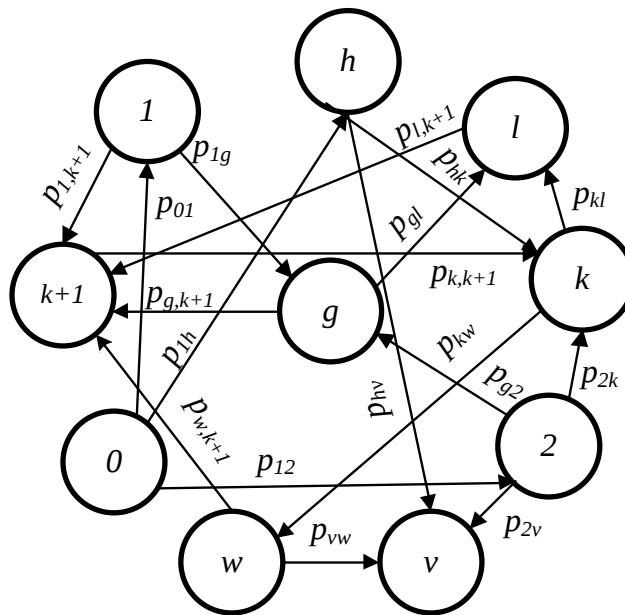
интенсивностями входного λ_{vxi} и выходного λ_{vixi} потоков заявок;
механизмом дообслуживания прерванных заявок.

Заявки описываются вектором $\bar{v} = (t, k, j, d, a_1, a_2)$, где t — время поступления заявки в сеть массового обслуживания; k — категория срочности; j — тип; d — длина; a_1 и a_2 — адреса отправителя и получателя соответственно.

Расчет показателей реактивности РБД сводится к отысканию функции распределения времени пребывания заявок в сети. Как показано в теории распределений, для удовлетворительного описания функции распределения случайной величины достаточно найти первые четыре центральных момента этой величины и при необходимости аппроксимировать закон распределения с помощью семейств кривых.

При построении модели целесообразно применить агрегативный подход. В качестве агрегатов выступают объекты, с помощью которых генерируются и преобразуются моделируемые процессы. Для моделирования процесса обработки запросов к РБД, представленной в виде сети массового обслуживания, в качестве агрегатов выступают: источники заявок, системы массового обслуживания и управляющие процедуры. Учитывая конкретную предметную область, можно выделить конечное множество типовых агрегатов — СМО, интерпретирующих элементы АИС, а также источники заявок в соответствии с типами запросов, поступающих в систему. По своей сути эти агрегаты представляют собой модели источников запросов и элементов АИС. Динамические связи между этими агрегатами осуществляются с помощью процедуры, моделирующей процесс движения заявок и выполняющей функции коммутации входов и выходов агрегатов. В качестве результатов моделирования выступают значения показателей реактивности РБД и характеристики необходимые для работы модели верхнего уровня.

В модели верхнего уровня процесс решения задачи в АИС представляется ориентированным графом, узлы которого отображают операции по обработке запросов к РБД, а дуги — связи между операциями (рисунок).



Граф процесса решения задачи

Узел 0 является начальным, а узел $k + 1$ — конечным. Каждому узлу ставится в соответствие вектор, определяющий параметры закона распределения времени его обработки. Дуги характеризуются вероятностями p_{kl} перехода от k -го запроса к l -му ($k = \overline{0, K}$; $l = \overline{1, K + 1}$). Если из узла выходит единственная дуга, то переход по ней идет с вероятностью, равной 1. Если из узла выходит несколько дуг $(k, l), (k, m), \dots, (k, w)$, то выбор направления рассматривается как случайное событие, характеризуемое вероятностями исходов $p_{kl}, p_{km}, \dots, p_{kw}$, причем $\sum_{j=1}^w p_{kj} = 1$.

Исследование представленной модели с помощью аппарата марковских цепей сводится к расчету числовых характеристик многомерной случайной величины $X = (x_1, x_2, \dots, x_M)$ — количества попаданий случайного процесса в состояния $s_1, s_2, \dots, s_M$, соответствующие выполнению запросов [3]. На основе законов распределения времени обработки запросов определяются вероятностно-временные характеристики процесса решения задач.

Следует отметить, что неотъемлемым свойством непрерывного марковского процесса является экспоненциальность распределения времени пребывания запроса в состоянии s_k ($k = \overline{0, K + 1}$).

В общем законы распределения времени выполнения запросов отличны от экспоненциального. Применительно к нашему случаю процесс решения задач описывается с помощью вложенных марковских цепей (полумарковский процесс). Характеристики полумарковского процесса определяются значительно сложнее, чем для марковского процесса, и вычисление стационарных вероятностей состояний выливается в сложную математическую задачу. Граф, описывающий процесс решения задачи, может быть интерпретирован разомкнутой сетью массового обслуживания, в которой характеристики законов распределения времени обработки запросов определяются на представленной ранее модели. Узел 0 представляет собой источник заявок, а узел $k + 1$ — выход из сети. Конкуренция заявок за ресурсы АИС учитывается во временных параметрах узлов, что позволяет рассматривать процесс решения различных задач, а также одной и той же задачи в разные моменты времени независимо друг от друга.

Для определения функции времени пребывания заявок в сети достаточно знать первые четыре центральных момента этой величины. Дальнейший переход к искомой функции осуществляется с помощью семейств кривых, охватывающие различные виды распределений, конечных рядов и т.д.

Использование взвешенного суммирования при решении такой задачи требует существенных затрат вычислительных ресурсов для многократного нахождения величины $F_i \leq t_{don}$. Упростить решение данной задачи позволяют особенности исследуемой сети массового обслуживания:

в произвольный момент в сети присутствует только одна заявка и никакая другая не поступает на вход до тех пор, пока не будет обслужена предыдущая;

при обслуживании заявка продвигается строго по одному пути, определяемому вероятностью его выбора.

Учитывая эти особенности, можно рассматривать сеть как состоящую из независимых путей. Поскольку операция взвешенного суммирования применима по отношению к

законам распределения случайных величин, уместно предположить возможность ее использования и для нахождения некоторых других числовых характеристик времени пребывания заявки в сети [4]. В доказательство этой гипотезы решим следующую задачу.

Предположим, что дано множество случайных величин $X_1, X_2, \dots, X_m$, для которых указаны их возможные значения $X_j = x_i$ ($i = \overline{1, n}; j = \overline{1, m}$) и соответствующие им вероятности $p_{ij} = P\{X_j = x_i\}$.

Требуется доказать: $M_k = \sum_{j=1}^m a_j M_{kj}$, где M_k — k -й начальный момент множества случайных величин, M_{kj} — k -й начальный момент j -й случайной величины, входящей в множество, a_j — весовой коэффициент этой величины, выбранный при условии $\sum_{j=1}^m a_j = 1$.

По определению начальных моментов $M_k = \sum_{i=1}^n x_i^k a_i$. Так как события $X_j = x_1, X_j = x_2, \dots, X_j = x_n$ образуют полную группу попарно несовместных событий, то $\sum_{i=1}^n p_{ij} = 1$.

Обобщая на случай множества случайных величин, получим

$$M_k = \sum_{i=1}^n x_i^k p_i, \text{ где } p_i = P\{X_1 \vee X_2 \vee \dots \vee X_m = x_i\}. \quad (1)$$

Учитывая, что события, заключающиеся в выборе различных случайных величин из множества, несовместны, а выбор одной из величин и выпадение ее возможного значения есть события независимые, можно записать $p_i = \sum_{j=1}^m p_j p_{ij}$, где p_j — вероятность выбора случайной величины X_j .

Следовательно,

$$M_k = \sum_{i=1}^n x_i^k \sum_{j=1}^m p_j p_{ij} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m x_i^k p_i p_{ij} = \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n x_i^k p_j p_{ij} = \sum_{j=1}^m p_j \sum_{i=1}^n x_i^k p_{ij} = \sum_{j=1}^m p_j M_{kj}. \quad (2)$$

Для несовместных событий выбора случайной величины X_j из множества выполняется условие $\sum_{j=1}^m p_j = 1$, поэтому вероятности p_j являются весовыми коэффициентами α_j ($j = \overline{1, m}$) и справедливо утверждение

$$M_k^{(n)} = \sum_{j=1}^m p_j M_{kj}^{(n)}. \quad (3)$$

Применительно к исследуемой сети можно утверждать, что k -й начальный момент времени пребывания заявки в сети равен взвешенной сумме начальных моментов того же порядка времени прохождения каждого из путей, причем в качестве весовых коэффициентов используются вероятности выбора путей.

Значения начальных моментов времени прохождения i -го пути $M_{i1}^{(n)}$ могут быть получены на основе выражения:

$$M_r^{(n)} = \sum_{s=0}^r \binom{r}{s} M_{r-s}^{(n)} M_{11}^{(n)s}. \quad (4)$$

Для $r = 1, 4$ имеем

$$\begin{aligned} 1) \quad M_{1i}^{(n)} &= M_{1i}^{(u)}, M_{3i}^{(n)} = M_{3i}^{(u)} + 3M_{2i}^{(u)} M_{1i}^{(n)} + M_{1i}^{(n)3}, \\ 2) \quad M_{2i}^{(n)} &= M_{2i}^{(u)} + M_{2i}^{(n)2}, \\ M_{4i}^{(n)} &= M_{4i}^{(u)} + 4M_{4i}^{(u)} M_{1i}^{(n)} + 6M_{2i}^{(u)} M_{1i}^{(n)2} + M_{1i}^{(n)4}, \end{aligned} \quad (5)$$

где $M_{ri}^{(n)}$ — r -й начальный момент случайной величины t_i ; $M_{ri}^{(n)}$ — r -й центральный момент той же величины.

Таким образом показано, что начальные моменты k -го порядка множества случайных величин равны взвешенной сумме начальных моментов того же порядка входящих в множество величин при условии несовместности событий выбора случайных величин. Дуальность свойств моментов позволяет оперировать только этими числовыми характеристиками при вычислении промежуточных расчетов и однократно вычислять значение функции распределения времени пребывания заявки в сети массового обслуживания.

В вопросе о восстановлении функции распределения широкое распространение получил метод кривых Пирсона. В основе метода лежит нахождение выражений для функции плотности случайной величины по значениям первых четырех центральных моментов и дальнейшее численное интегрирование этих выражений, так как для основных типов распределений интегралы от функций плотности через элементарные функции не выражаются. В общем виде функция распределения может быть описана как

$$F(x) = 1 + \exp - G(x)^{-1}, \quad \text{где } G(x) = \int_0^x g(t) dt. \quad (6)$$

Здесь $g(t)$ — некоторая функция, которая должна быть неотрицательной при $0 \leq F(x) \leq 1$ и в области изменения x .

Существует ряд функций, таких как $c, ct^{-1}, -t, c + \sec^2 t, c \times \operatorname{ch} t$, где $c > 0$, для которых интеграл на интервале $-\infty < x < \infty$ таков, что $0 \leq F(x) \leq 1$. При этом задача аппроксимации сводится к отысканию функции g , через которую находят значения функции $F(x)$.

Известны функции, удовлетворяющие признакам функции распределения. Среди них следующие:

$$F(x) = x, \quad 0 \leq x \leq 1 \quad (7)$$

$$F(x) = e^{-x} + 1^{-r}, \quad -\infty \leq x \leq \infty \quad (8)$$

получим соотношения для первых четырех центральных моментов распределения

$$m_1^{(u)} = m_1^{(u)} = M_0, \quad m_3^{(u)} = 3M_2 - 12M_1M_0 + 2M_0^3, \quad (17)$$

$$m_2^{(u)} = 2M_1 = M_0^2, \quad m_4^{(u)} = 4M_3 - 12M_2M_0 + 12M_1M_0^2 - 3M_0^4, \quad (18)$$

от которых осуществляется переход к параметрам $\bar{x}$, σ , $\sqrt{\beta_1}$, β_2 и далее к коэффициентам c и k .

Таким образом, в ходе исследования разработаны модель реализации запросов в РБД, построенная на основе представления процесса обработки запросов с позиций обслуживания заявок в стохастической сети массового обслуживания, и модель решения задач в АИС, основанная на методах теории распределений, таких как метод моментов и метод аппроксимации функции распределения. Представленные методы расчета и анализа процессов обработки запросов в сети позволяют объективно оценить реактивность баз данных, а это способствует получению точных вероятностно-временных показателей процесса управления автоматизированными информационными системами в территориальных органах и подразделениях силовых ведомств.

ЛИТЕРАТУРА

1. Васильев К.К., Служивый М.Н. Математическое моделирование систем связи: учебное пособие. — Ульяновск: УлГТУ, 2008. — 170 с.
2. Каштанов В.А., Кондрашова Е.В. Анализ входного потока, управляемого цепью Маркова // Надёжность. — 2012. — №1 — С. 52 — 68.
3. Емельянова Н.З., Партыка Т.Л., Попов И.И. Основы построения автоматизированных информационных систем: учеб. пособие. — М.: Форум, Инфра-М, 2011. — 158 с.
4. Автоматизированные информационные технологии / под ред. В.Б. Либермана, А.И. Никифорова. — М.: Инфра-М, 2010. — 348 с.
5. Бояринов Ю.Г., Дли М.И., Круглов В.В. Оценка диапазона возможных значений вероятности пребывания в заданном состоянии марковской модели производственно-экономической системы // Программные продукты и системы. — 2009. — № 4. — С. 88—91.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ

Душкин Александр Викторович. Начальник кафедры управления и информационно-технического обеспечения. Доктор технических наук, доцент.

Воронежский институт ФСИН России.

E-mail: vifsin@mail.ru

Россия, 394072, г. Воронеж, ул. Иркутская, 1а. Тел. (473) 260-68-19.

Щербакова Юлия Владимировна. Адьонкт.

Воронежский институт ФСИН России.

E-mail: vifsin@mail.ru

Россия, 394072, г. Воронеж, ул. Иркутская, 1а. Тел. (473) 260-68-19.

Dushkin Alexander Viktorovich. Chief of chair of management and information-technical maintenance. Doctor of technical sciences, assistant professor.

Voronezh Institute of the Russian Federal Penitentiary Service.

Work address: Russia, 394072, Voronezh, Irkutskaya Str., 1a. Tel. (473) 260-68-19.

Shcherbakova Julia Vladimirovna. Post-graduate cadet.

Voronezh Institute of the Russian Federal Penitentiary Service.

Work address: Russia, 394072, Voronezh, Irkutskaya Str., 1a. Tel. (473) 260-68-19.

Ключевые слова: модель; база данных; агрегативный подход; сеть.

Key words: mode; database; aggregative approach; network.

УДК 681.3



С.В. Зарубин,
кандидат технических наук



Т.Б. Ходырев,
*Главное управление вневедомственной
охраны МВД России*

**МАТЕМАТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ ХАРАКТЕРИСТИК
ИНФОРМАЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ В КОМПЬЮТЕРНЫХ
СИСТЕМАХ В УСЛОВИЯХ ПРОТИВОДЕЙСТВИЯ УТЕЧКЕ
ИНФОРМАЦИИ**

**MATHEMATICAL MODELS OF CHARACTERISTICS
OF INFORMATION PROCESSES IN COMPUTER SYSTEMS
UNDER CONDITIONS OF COUNTERACTION TO INFORMATION
LEAKAGE**

Рассматриваются математические модели характеристик и соответствующих показателей процессов утечки информации и противодействия утечке в компьютерных системах (КС). Приводятся аналитические выражения для характеристик информационных процессов в КС в условиях противодействия утечке информации.

Mathematical models of characteristics and corresponding indicators of processes of information leakage and counteraction to leakage in computer networks (CN) are considered. Analytical expressions for characteristics of information processes in CN in conditions of counteraction to information leakage are given.

При исследовании возможностей реализации информационных процессов в компьютерных системах (КС) в условиях противодействия утечке информации важное значение имеет корректность обоснованных характеристик информационных процессов, как комплексных характеристик, отражающих возможности информационных процессов, процессов утечки информации и противодействия утечке.

В соответствии с существующими в современной информатике концептуальными положениями [1] выделяются две основные характеристики информации, как продукта информационной деятельности: ее количество и время реализации информаци-

онных процедур. Указанные характеристики описывают и такие специфичные виды информационной деятельности, как перехват (несанкционированное копирование) информации и противодействие утечке информации.

С целью математического представления этих характеристик выделим на множестве состояний X обрабатываемой в КС информации подмножество $Z = \{z_1, z_2, \dots, z_L\}$ защищаемых состояний и определим количество защищаемой информации в КС в соответствии с выражением [2]

$$K^*(Z) = -\sum_{l=1}^L p'_l \log_2 p'_l,$$

в котором p'_l — вероятность обработки состояния z_l .

Аналогичным образом для определения количества перехватываемой (несанкционированно копируемой) информации выделим на множестве состояний Z подмножество $Y = \{y_1, y_2, \dots, y_M\}$ состояний, представляющих интерес для злоумышленника, и определим количество перехватываемой (копируемой) злоумышленником информации в процессе функционирования КС в соответствии с выражением

$$K^*(Y) = -\sum_{m=1}^M p''_m \log_2 p''_m,$$

где p''_m — вероятность перехвата информации состояния y_m .

Временной характеристикой канала утечки информации в КС служит длина временного интервала от момента $t_{(H)}^{(y)}$ начала до момента $t_{(K)}^{(y)}$ окончания перехвата (несанкционированного копирования) информации:

$$\Delta t^{(y)} = t_{(K)}^{(y)} - t_{(H)}^{(y)}.$$

В качестве временной характеристики процесса противодействия утечке информации в КС целесообразно рассматривать длину временного интервала $[t_{(o)}, t_{(n)}]$:

$$\Delta t^{(z)} = t_{(n)} - t_{(o)},$$

где $t_{(o)}$, $t_{(n)}$ — моменты времени обнаружения и подавления канала утечки информации в КС, соответственно.

Показатель возможностей по перехвату (несанкционированному копированию) информации в КС является комплексной характеристикой эффективности канала утечки информации, учитывающей возможности двух разнотипных видов разведки: технической и компьютерной.

Будем полагать, что канал утечки информации в КС функционирует эффективно, если количество $\kappa_i^{(y)}$ перехватываемой (несанкционированно копируемой) информации i -м видом разведки превышает минимальную величину $\kappa_i^{(p)}$, необходимую для раскрытия ее содержания, т.е. при выполнении неравенства

$$\kappa_i^{(y)} \geq \kappa_i^{(p)}. \quad (1)$$

В общем случае обе входящие в неравенство (1) величины являются случайными, поэтому его выполнение является случайным событием.

Вероятность $P(\kappa_i^{(y)} \geq \kappa_i^{(p)})$ характеризует полноту перехватываемой (несанкционированно копируемой) информации i -го вида, обрабатываемой в КС, и может быть использована в качестве частного показателя $a_i^{(y)}$ возможностей по перехвату (несанкционированному копированию) информации в КС, т.е.

$$a_i^{(y)} = P(\kappa_i^{(y)} \geq \kappa_i^{(p)}). \quad (2)$$

По аналогии с изложенным перехват (несанкционированное копирование) информации i -го вида, обрабатываемой в КС, считается реализованным своевременно, если время $\Delta t_i^{(y)}$

перехвата (копирования) информации не превышает время $\tau_i^{(c)}$ ее старения, т.е. при выполнении неравенства

$$\Delta t_i^{(v)} \leq \tau_i^{(c)}. \quad (3)$$

В общем случае обе входящие в неравенство (3) величины — случайные, поэтому его выполнение является случайным событием.

Вероятность $P(\Delta t_i^{(v)} \leq \tau_i^{(c)})$ характеризует своевременность перехвата (несанкционированного копирования) информации i -го вида, обрабатываемой в КС, и может быть использована в качестве частного показателя $b_i^{(v)}$ возможностей по перехвату (несанкционированному копированию) информации в КС, т.е.

$$b_i^{(v)} = P(\Delta t_i^{(v)} \leq \tau_i^{(c)}). \quad (4)$$

В качестве показателя возможностей по перехвату (несанкционированному копированию) информации будем использовать комплексный показатель, учитывающий достоверность и своевременность перехвата (копирования) информации i -го вида, обрабатываемой в КС, в рассматриваемых условиях:

$$e_i^{(v)} = a_i^{(v)} \cdot b_i^{(v)}. \quad (5)$$

С целью аналитического представления показателя (5) рассмотрим его вероятностную интерпретацию относительно производимых злоумышленником попыток перехвата (несанкционированного копирования) информации i -го вида, обрабатываемой в КС, в течение интервала времени Ω исследования информационных процессов в КС.

Интерпретация (2) и (4) как вероятностей попадания соответствующих характеристик в заданный отрезок дает следующее представление (5):

$$e_i^{(v)} = 1 - \left(1 - \prod_{j=1}^J a_{ij}^{(v)} \cdot b_{ij}^{(v)} \right),$$

$$\text{где } a_{ij}^{(v)} = \begin{cases} \frac{\kappa_{ij}^{(v)}}{\kappa_{ij}^{(p)}}, \text{ при } \kappa_{ij}^{(v)} < \kappa_{ij}^{(p)}; \\ 1, \text{ при } \kappa_{ij}^{(v)} \geq \kappa_{ij}^{(p)} \end{cases};$$

$$b_{ij}^{(v)} = \begin{cases} 1 - \frac{\Delta t_{ij}^{(v)}}{\tau_{ij}^{(c)}}, \text{ при } \Delta t_{ij}^{(v)} < \tau_{ij}^{(c)}; \\ 0, \text{ при } \Delta t_{ij}^{(v)} \geq \tau_{ij}^{(c)} \end{cases}$$

J — число попыток перехвата (несанкционированного копирования) информации i -го вида, обрабатываемой КС, в течение интервала времени Ω ;

$\kappa_{ij}^{(v)}$ — количество перехватываемой (несанкционированно копируемой) информации i -м видом разведки в результате j -й, $j = 1, 2, \dots, J$, попытки перехвата (несанкционированного копирования)

$\kappa_{ij}^{(p)}$ — минимальная величина количества информации i -го вида, необходимая для раскрытия ее содержания в результате j -й, $j = 1, 2, \dots, J$, попытки перехвата (несанкционированного копирования);

$\Delta t_{ij}^{(v)}$ — длительность j -й, $j = 1, 2, \dots, J$, попытки перехвата (несанкционированного копирования) информации i -го вида;

$\tau_{ij}^{(c)}$ — время старения информации i -го вида, перехватываемой (несанкционированно копируемой) при j -й попытке перехвата (копирования).

С учетом независимости действий по перехвату и несанкционированному копированию информации, обрабатываемой КС, показатель возможностей по реализации подобного рода действий будет рассчитываться в соответствии с выражением

$$E^{(v)} = 1 - (1 - e_1^{(v)}) \cdot (1 - e_2^{(v)}),$$

где $e_1^{(v)}$ — показатель возможностей по перехвату информации техническими средствами разведки; $e_2^{(v)}$ — показатель возможностей по несанкционированному копированию информации средствами компьютерной разведки.

Исходя из того, что деятельность по защите информации от утечки в КС направлена на противодействие ее перехвату (несанкционированному копированию) при формировании показателя эффективности противодействия, воспользуемся тем же методическим подходом, что и при обосновании показателя возможностей по перехвату (несанкционированному копированию) информации в КС.

Будем полагать, что деятельность по защите информации от перехвата (несанкционированного копирования) в КС i -м видом разведки считается реализованной в полном объеме (обеспечена ее полнота), если обеспечиваемое защитой количество информации $\kappa_i^{(3)}$ не менее минимально допустимой величины $\kappa^{(3)}_{(min)i}$, т.е. при выполнении неравенства

$$\kappa_i^{(3)} \geq \kappa^{(3)}_{(min)i}. \quad (6)$$

Величина $\kappa^{(3)}_{(min)i}$ минимально допустимого количества информации, обеспечиваемого защитой, определяется характеристиками применяемых в КС средств технической защиты информации и средств защиты от несанкционированного доступа.

В общем случае обе входящие в неравенство (6) величины являются случайными, поэтому его выполнение — случайное событие. Вероятность $P(\kappa_i^{(3)} \geq \kappa^{(3)}_{(min)i})$ этого события характеризует полноту реализации в КС мер противодействия утечке информации при ее перехвате (несанкционированном копировании) i -м видом разведки и может быть использована в качестве частного показателя $\alpha_i^{(3)}$ эффективности противодействия утечке информации по каналу данного типа, т.е.

$$\alpha_i^{(3)} = P(\kappa_i^{(3)} \geq \kappa^{(3)}_{(min)i}). \quad (7)$$

Аналогичным образом, меры по противодействию утечке информации при ее перехвате (несанкционированном копировании) i -м видом разведки считаются реализованными своевременно, если время $\Delta t_i^{(3)}$ реагирования на угрозу утечки информации по каналу данного типа не превышает максимально допустимой величины $\tau^{(3)}_{(max)i}$, т.е. при выполнении неравенства

$$\Delta t_i^{(3)} \leq \tau^{(3)}_{(max)i}. \quad (8)$$

Максимально допустимая величина времени $\tau^{(3)}_{(max)i}$ реагирования на угрозу утечки информации по каналу i -го типа в КС определяется характеристиками применяемых средств технической защиты информации и средств защиты от несанкционированного доступа.

Случайный характер входящих в неравенство (8) величин обуславливает его выполнение как случайное событие. Вероятность $P(\Delta t_i^{(3)} \leq \tau^{(3)}_{(max)i})$ характеризует своевременность реакции на угрозы перехвата (несанкционированного копирования) информации i -м видом разведки в КС и может быть использована в качестве частного показателя $\beta_i^{(3)}$ эффективности противодействия утечке информации по каналу данного типа, т.е.

$$\beta_i^{(3)} = P(\Delta t_i^{(3)} \leq \tau^{(3)}_{(max)i}). \quad (9)$$

В качестве показателя эффективности противодействия утечке информации по i -му каналу КС будем использовать комплексный показатель, учитывающий полноту и своевременность реакции на угрозы утечки в рассматриваемых условиях:

$$e_i^{(3)} = \alpha_i^{(3)} \cdot \beta_i^{(3)}. \quad (10)$$

С целью аналитического представления показателя (10) рассмотрим его вероятностную интерпретацию относительно мер, принимаемых специалистами по защите информации КС при реагировании на ситуации, связанные с противодействием утечке информации в течение интервала времени Ω исследования информационных процессов в КС.

Интерпретация (7) и (9) как вероятностей попадания соответствующих характеристик в заданный отрезок дает следующее представление (10):

$$e_i^{(3)} = 1 - \left(1 - \prod_{r=1}^R a_{ir}^{(3)} \cdot b_{ir}^{(3)} \right),$$

где $a_{ir}^{(3)} = \begin{cases} \frac{\kappa_{ir}^{(3)}}{\kappa_{\min}^{(3)}}, \text{ при } \kappa_{ir}^{(3)} < \kappa_{\min}^{(3)}; \\ 1, \text{ при } \kappa_{ir}^{(3)} \geq \kappa_{\min}^{(3)} \end{cases}$

$$b_{ir}^{(3)} = \begin{cases} 1 - \frac{\Delta t_{ir}^{(3)}}{\tau_{\max}^{(3)}}, \text{ при } \Delta t_{ir}^{(3)} < \tau_{\max}^{(3)}; \\ 0, \text{ при } \Delta t_{ir}^{(3)} \geq \tau_{\max}^{(3)} \end{cases}$$

R — количество мероприятий по реагированию на угрозы утечки информации в КС в течение интервала времени Ω ;

$\kappa_{ir}^{(3)}$ — количество информации защищаемое от перехвата (несанкционированного копирования) i -м видом разведки в результате проведения r -го, $r = 1, 2, \dots, R$, мероприятия;

$\kappa_{\min}^{(3)}$ — минимально допустимая величина количества информации защищаемого от перехвата (несанкционированного копирования) i -м видом разведки в результате проведения r -го мероприятия;

$\Delta t_{ir}^{(3)}$ — время реагирования на угрозу утечки информации по каналу i -го типа в результате проведения r -го мероприятия;

$\tau_{\max}^{(3)}$ — максимально допустимая величина времени реагирования на угрозу утечки информации по каналу i -го типа в результате проведения r -го мероприятия.

Исходя из предпосылки, что противодействие утечке информации в КС обеспечивается в случае противодействия утечке информации по техническим каналам и противодействия ее несанкционированному копированию, выражение для показателя эффективности противодействия имеет вид

$$E^{(3)} = e_1^{(3)} \cdot e_2^{(3)}, \quad (11)$$

где $e_1^{(3)}$ — показатель эффективности противодействия утечке информации по техническим каналам; $e_2^{(3)}$ — показатель эффективности противодействия несанкционированному копированию информации.

С целью аналитического представления характеристик информационных процессов в КС в условиях противодействия утечке информации рассмотрим вероятностную интерпретацию группы событий [3], связанных с реализацией информационных процессов в КС, угроз утечки информации и мер противодействия утечке.

Для этого определим следующие события: событие 1 — «Информационный процесс в КС в условиях противодействия утечке информации». Его составляют два события: событие 2 — «Информационный процесс в КС в условиях отсутствия утечки информации» и событие 3 — «Информационный процесс в КС в условиях реализации угроз утечки информации». В свою очередь событие 3 составляют два события: событие 4 — «Меры противодействия утечке информации обеспечивают конфиденциальность информационного процесса» и событие 5 — «Меры противодействия утечке информации не обеспечивают конфиденциальность информационного процесса».

На основе этих событий запишем выражения для характеристик информационного процесса в КС.

Выражение для среднего количества информации, получаемого в результате реализации информационного процесса, имеет вид

$$\bar{\kappa} = \bar{\kappa}_{\text{ном}} + E^{(3)} \cdot \kappa_1^{(3)} - E^{(3)} \cdot \kappa_2^{(3)}, \quad (12)$$

где $\bar{\kappa}_{om}$ — среднее значение потенциального количества информации, которое можно получить в результате реализации информационного процесса (в отсутствие угроз утечки информации и мер противодействия утечке); $\kappa_1^{(v)}$ — количество информации, перехватываемой техническими средствами разведки; $\kappa_2^{(v)}$ — количество информации, несанкционированно копируемой средствами компьютерной разведки; $\circ$ — знак композиции случайных величин.

Композиция $\kappa_1^{(v)} \circ \kappa_2^{(v)}$ представляет собой среднее значение количества информации, перехватываемой или несанкционированно копируемой в КС. Данная величина интерпретируется как мера ущерба информационному процессу в единицах количества информации.

Выражение для среднего значения времени Δt реализации информационного процесса имеет вид

$$\Delta \bar{t} = \Delta \bar{t}_{om} + E[\Delta t_1] \circ E[\Delta t_2], \quad (13)$$

где $\Delta \bar{t}_{om}$ — среднее значение потенциального времени реализации информационного процесса (в отсутствие угроз утечки информации и мер противодействия утечке); $\Delta t_1^{(v)}$ — время перехвата информации техническими средствами разведки; $\Delta t_2^{(v)}$ — время несанкционированного копирования информации средствами компьютерной разведки.

Композиция $\Delta t_1^{(v)} \circ \Delta t_2^{(v)}$ представляет собой среднее значение времени перехвата или несанкционированного копирования информации в КС. Данная величина интерпретируется как мера ущерба информационному процессу в единицах времени реализации информационных процедур.

Очевидно, что левая часть выражений (12) и (13) соответствует событию 1, а слагаемые правой части — его составляющим — событиям 2 и 3 (4 и 5), соответственно.

Таким образом, предложенная в статье событийная интерпретация состояний информационных процессов в КС в условиях противодействия утечке информации дает возможность рассматривать выражения (12) и (13) как аналитические модели соответствующих характеристик информационных процессов.

Полнота представления целевой функции информационных процессов в КС в рассматриваемых условиях позволяет использовать данные модели как инструмент оценки влияния угроз утечки информации по каналам различного вида и мер противодействия утечке на характеристики информационных процессов, и, как следствие, использовать предложенный в статье методический аппарат для обоснования требований к средствам обработки и защиты информации.

ЛИТЕРАТУРА

1. Информатика: учебник для высших учебных заведений МВД России. Т. 1. Информатика: концептуальные основы / В.А. Минаев [и др.]. — М.: Маросейка, 2008. — 464 с.
2. Шеннон К. Математическая теория связи // Работы по теории информации и кибернетике. — М.: ИЛ, 1963.
3. Вентцель Е.С. Теория вероятностей: учебник. — 11-е изд. — М.: КноРус, 2010. — 664 с.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ

Зарубин Сергей Владимирович. Старший преподаватель кафедры информационной безопасности. Кандидат технических наук.

Воронежский институт МВД России.

E-mail: info@existone.com

Россия, 394065, г. Воронеж, проспект Патриотов, 53. Тел. (473) 200-52-42.

Ходырев Тимофей Борисович. Инспектор.

Главное управление вневедомственной охраны МВД России.

E-mail: tim-hod@yandex.ru

Россия, 125047, г. Москва, Бутырский вал, 7, стр. 2. Тел. 8-916-607-97-31.

Zarubin Sergey Vladimirovich. Senior lecturer of the chair of information security.

Voronezh Institute of the Ministry of the Interior of Russia.

Work address: Russia, 394065, Voronezh, Prospect Patriotov, 53. Tel. (473) 200-52-42.

Hodirev Timothy Borisovich. Inspector.

Central administrative board of non-department security of the Ministry of the Interior of Russia.

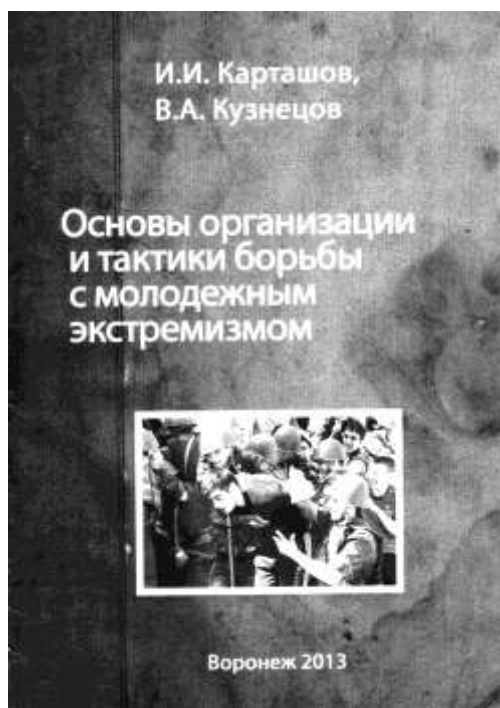
Work address: Russia, 125047, Moscow, Butyrsky Val, 7, adjacent building 2. Tel. 8-916-607-97-31.

Ключевые слова: автоматизированный комплекс защиты; информационная безопасность; канал утечки информации; показатель эффективности; информационный процесс.

Key words: automated complex of protection; information security; information leakage channel; efficiency indicator; information process.

УДК 621

ИЗДАНИЯ ВОРОНЕЖСКОГО ИНСТИТУТА МВД РОССИИ



Карташов И.И., Кузнецов В.А.

Основы организации и тактики борьбы с молодежным экстремизмом: учеб. пособие. — Воронеж: Воронежский институт МВД России, 2013. — 60 с.

Учебное пособие посвящено широкому спектру проблем оперативно-розыскного противодействия экстремизму в молодежной среде.

Издание адресуется курсантам, слушателям и студентам образовательных учреждений юридического профиля, преподавателям, научным работникам и сотрудникам правоохранительных органов.