

Ежемесячный научно-технический,
информационно-аналитический
и учебно-методический журнал

ТЕЛЕКОМУНИКАЦИИ

5 2008

Telecommunications

Scientific, information-analytical
and educational methods journal

5 2008

Editor-in-Chief

Zakharov I. S.

Editorial Board:

Avdeev V. B.,
Bakhrakh L. D.,
Chizhukhin G. N.,
Dimov Ad. M.
Labunets A. M.,
Mirtalibov T. A.,
Nadeev A. F.,
Obukhovets V. A.,
Oleynik A. V.,
Parfenov V. G.,
Petrovskij Yu. A.,
Sizov A. S.,
Starkov F. A.,
Sultanov A. Kh.,
Tipikin A. P.,
Tikhonov A. N.,
Urazbakhtin I. G.,
Yustrebov A. S.,
Yusupov R. M.

Executive Secretary

Shlykov V. A.

CONTENT

THEORETICAL FOUNDATIONS OF TELECOMMUNICATIONS

Batenkov, A. A.; Moiseev, O. V.; Belyakov, E. V.; Yakovlev, A. V. Mathematical model of modulator output signal of discrete information transmission system, taking into account multi-dimensional signal-code structures and statistical characteristics of the modulating sequence 2

Kvashennikov, V. V.; Soldatenko, E. N.; Shabanov, A. K. Method of failure-proof transmission of messages in communication networks with multi-dimensional routing 6

DISTRIBUTED INFORMATIONAL AND MANAGING SYSTEMS

Lyutikov, B. G.; Morozov, D. V.; Morozov, V. P. Modified genetic algorithm of selecting the configuration of equipment for of designed telecommunication network 10

Pykhtin, A. I.; Spirin, E. A.; Zakarov, I. S. Method and algorithm of solving the problem of competition selection and entering the higher educational institution 12

SATELLITE SYSTEMS OF COMMUNICATION

Golovkov, A. A.; Golovkov, V. A. Synthesis of the matching and filtering facilities using the two-terminal devices for amplitude demodulators with preset modules of transfer coefficients in two states of non-linear elements 19

PROTECTION OF INFORMATION.

ELECTROMAGNETIC COMPATIBILITY

Zakarov, A. N. Application of Beies formalism during identification of logic-probabilistic models of evaluating the information safety of modern infocommunication networks 28

Ovchinnikov, G. N.; Anosov, S. S. Algorithm of spatial identification of electronics radar-contrast facilities in systems of air intelligence in presence of interferences 33

Chukhov, M. V.; Goryunov, M. V. Model of detecting the non-linear user behaviour in computational system for spectral 38

PROBLEMS

Barybina, E. D.; Esenkova, G. A.; Evchenko, A. V. Scenario prediction of perspective development of regional social-economic system ... 42

Телекоммуникации

Ежемесячный научно-технический,
информационно-аналитический
и учебно-методический журнал

Издается с июля 2000 г.

5 2008

Рекомендован ВАК для публикации результатов диссертаций на соискание ученых степеней кандидата и доктора наук

Автор(ы) статьи передает(ют) **исключительное право** издательству ООО «Наука и технологии» на ее публикацию в любой форме в данном журнале и его зарубежных аналогах. Гонорар выплачивается только за русскоязычное издание

Журнал публикуется на английском языке издательством Begell House, Inc. (США) и распространяется по всему миру

ГЛАВНЫЙ РЕДАКТОР

д-р физ.-мат. наук
Захаров И. С.

РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ

Авдеев В. Б.	Сизов А. С.
Бахрах Л. Д.	Старков Ф. А.
Димов Э. М.	Султанов А. Х.
Лабунец А. М.	Типикин А. П.
Мирталибов Т. А.	Тихонов А. Н.
Надеев А. Ф.	Уразбахтин И. Г.
Обуховец В. А.	Чижухин Г. Н.
Олейник А. В.	Юсупов Р. М.
Парфенов В. Г.	Ястребов А. С.
Петровский Ю. А.	

ОТВЕТСТВЕННЫЙ СЕКРЕТАРЬ

канд. техн. наук Шлыков В. А.
e-mail: telecom@kstu2.kursk.ru

ПРЕДСТАВИТЕЛИ В ГОРОДАХ

Журавлев В. И. (Москва)
(495) 362-58-18
Ястребов А. С. (С.-Петербург)
(812) 315-82-38
Лабунец А. М. (Орел) (486) 2-41-99-49
Чижухин Г. Н. (Пенза) (841) 2-52-35-16
Корячко В. П. (Рязань)
(491) 2-72-17-75
Надеев А. Ф. (Казань) (843) 2-38-99-24
Султанов А. Х. (Уфа) (347) 2-22-43-84
Обуховец В. А. (Таганрог)
(863) 44-6-18-83
Николаев В. И. (Воронеж)
(473) 2-52-27-08
Сай С. В. (Хабаровск) (421) 2-35-83-13

При использовании материалов журнала
в любой форме ссылка на журнал обязательна
За достоверность информации и рекламы
ответственность несут авторы и рекламодатели

АДРЕС РЕДАКЦИИ:

107076, Москва,
Стромынский пер., 4/1
Тел./факс: (495) 269-52-97, тел.: 268-39-23
<http://www.nait.ru>
e-mail: sokol@nait.ru

© ООО "Наука и технологии", 2008

СОДЕРЖАНИЕ

ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ ТЕЛЕКОММУНИКАЦИЙ

Батенков А. А., Моисеев О. В., Беляков Э. В., Яковлев А. В. Математическая модель сигнала на выходе модулятора систем передачи дискретной информации, учитывающая многомерность сигнально-кодовых конструкций и статистические характеристики модулирующей последовательности 2

Квашенников В. В., Солдатенко Э. Н., Шабанов А. К. Метод отказоустойчивой передачи сообщений в сетях связи с многомерной маршрутизацией 6

РАСПРЕДЕЛЕННЫЕ ИНФОРМАЦИОННЫЕ И УПРАВЛЯЮЩИЕ СИСТЕМЫ

Лютиков Б. Г., Морозов Д. В., Морозов В. П. Модифицированный генетический алгоритм выбора конфигурации оборудования проектируемой телекоммуникационной сети 10

Пыхтин А. И. Спирин Е. А., Захаров И. С. Метод и алгоритм решения задачи конкурсного отбора и зачисления в вуз 12

СПУТНИКОВЫЕ СИСТЕМЫ СВЯЗИ

Головков А. А., Головков В. А. Синтез согласующе-фильтрующих устройств на двухполюсниках с комплексными сопротивлениями для амплитудных демодуляторов с заданными модулями коэффициента передачи в двух состояниях нелинейного элемента 19

ЗАЩИТА ИНФОРМАЦИИ. ЭЛЕКТРОМАГНИТНАЯ СОВМЕСТИМОСТЬ

Назаров А. Н. Применение Байесова формализма к идентификации логико-вероятностных моделей оценки уровня информационной безопасности современных инфокоммуникационных сетей 28

Овчинников Г. Н., Аносов С. С. Алгоритм пространственного отождествления радиоэлектронных и радиолокационно-контрастных средств в системах воздушной разведки при наличии помех 33

Бочков М. В., Горюнов М. Н. Модель обнаружения нетипичности поведения пользователя в вычислительной системе специального назначения 38

ОБЩИЕ ВОПРОСЫ

Барыбина Е. Д., Есенкова Г. А., Евченко А. В. Сценарное прогнозирование перспективного развития региональной социально-экономической системы 42

УДК 621.394.142

Математическая модель сигнала на выходе модулятора систем передачи дискретной информации, учитывающая многомерность сигнально-кодовых конструкций и статистические характеристики модулирующей последовательности

А. А. БАТЕНКОВ, д-р техн. наук, О. В. МОИСЕЕВ, канд. техн. наук,
Э. В. БЕЛЯКОВ, канд. техн. наук, А. В. ЯКОВЛЕВ

Академия ФСО России, г. Орел

Предложена модель сигнала на выходе модулятора систем передачи дискретной информации, позволяющая синтезировать ансамбли многомерных сигнально-кодовых конструкций, учитывая характеристики модулирующей последовательности. Данная модель позволяет провести анализ частотных свойств многомерных сигнально-кодовых конструкций на основе решения уравнения Фоккера—Планка—Колмогорова.

Сигнал на выходе кодера сигнально-кодовых конструкций (СКК) представляет собой непрерывный марковский процесс [1].

Рассмотрим непрерывные (непрерывнозначные) марковские процессы. В противоположность разрывным процессам, непрерывные процессы характеризуются тем, что в любом малом интервале Δt имеет место некоторое малое (порядка $\sqrt{\Delta t}$) изменение состояния.

Многомерные плотности вероятностей марковских процессов выражаются через плотность вероятности перехода $\pi(\lambda, t|\lambda', t')$ и одномерную начальную плотность вероятности $P(\lambda_0, t_0)$. Можно сказать, что характерное свойство марковских процессов состоит в том, что начальная одномерная плотность вероятности и плотность вероятности перехода полностью определяют марковский случайный процесс.

Вероятность перехода $\pi(\lambda, t|\lambda, t_0)$, $t > t_0$, непрерывнозначного марковского процесса удовлетворяет следующему уравнению в частных производных:

$$\begin{aligned} & \frac{\partial}{\partial t} \pi(\lambda, t|\lambda, t_0) = \\ & = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{(-1)^n}{n!} \frac{\partial^n}{\partial \lambda^n} [K_n(\lambda, t) \pi(\lambda, t|\lambda, t_0)], \quad (1) \end{aligned}$$

где $K_n(\lambda, t)$ — конечные коэффициенты уравнения.

Рассмотрим частный случай данного уравнения, когда первые два коэффициента $K_1(\lambda, t)$ и

$K_2(\lambda, t)$ конечны, а остальные коэффициенты $K_n(\lambda, t)$ при $n \geq 3$ равны нулю:

$$a(\lambda, t) \equiv K_1(\lambda, t); \quad b(\lambda, t) \equiv K_2(\lambda, t).$$

Таким образом, уравнение (1) упрощается и его можно записать в виде

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial t} \pi(\lambda, t|\lambda_0, t_0) = & - \frac{\partial}{\partial \lambda} [a(\lambda, t) \pi(\lambda, t|\lambda_0, t_0)] + \\ & + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial \lambda^2} [b(\lambda, t) \pi(\lambda, t|\lambda_0, t_0)]; \quad (2) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} - \frac{\partial}{\partial t_0} \pi(\lambda, t|\lambda_0, t_0) = & a(\lambda_0, t_0) \frac{\partial}{\partial \lambda_0} \pi(\lambda, t|\lambda_0, t_0) + \\ & + \frac{1}{2} b(\lambda_0, t_0) \frac{\partial^2}{\partial \lambda_0^2} \pi(\lambda, t|\lambda_0, t_0). \quad (3) \end{aligned}$$

Первое из последних уравнений называется уравнением Фоккера—Планка—Колмогорова или прямым уравнением (поскольку в нем фигурирует производная по конечному моменту времени $t > t_0$), а второе уравнение называется уравнением Колмогорова или обратным уравнением (так как в него входит производная по начальному моменту времени $t_0 < t$).

По условию согласованности плотностей вероятностей имеем

$$P(\lambda, t) = \int_{-\infty}^{\infty} P(\lambda_0, t_0) \pi(\lambda, t|\lambda_0, t_0) d\lambda_0. \quad (4)$$

Умножив (2) на $P(\lambda_0, t_0)$ и проинтегрировав по λ_0 , с учетом (4) получим

$$\frac{\partial}{\partial t} P(\lambda, t) = -\frac{\partial}{\partial \lambda} [a(\lambda, t)P(\lambda, t)] + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial \lambda^2} [b(\lambda, t)P(\lambda, t)]. \quad (5)$$

Следовательно, одномерная плотность вероятности марковского процесса удовлетворяет уравнению Фоккера—Планка—Колмогорова (5). При дельтаобразном начальном распределении плотность вероятности совпадает с плотностью вероятности перехода.

Сигнал $y(t)$ на выходе кодера СКК представляет собой дискретно-непрерывный случайный процесс. Вероятностно-временные характеристики такого процесса описываются уравнениями Фоккера—Планка—Колмогорова при известной одномерной плотности вероятности [2]. Для исследования частотных свойств ансамблю сигналов на основе решения уравнения Фоккера—Планка—Колмогорова необходимо вычислить коэффициенты сноса и диффузии. Коэффициент сноса характеризует среднее значение локальной скорости, а коэффициент диффузии — локальную скорость изменения дисперсии приращения марковского процесса. Коэффициент диффузии не может быть отрицательным: $b(\lambda, t) \geq 0$. Выберем значение коэффициента $b = \text{const}$.

Тогда уравнение Фоккера—Планка—Колмогорова записывается в виде

$$\frac{\partial}{\partial t} P(\lambda, t) = -\frac{\partial}{\partial \lambda} [a(\lambda, t)P(\lambda, t)] + \frac{1}{2} b \frac{\partial^2}{\partial \lambda^2} P(\lambda, t). \quad (6)$$

Общий вид линейного дифференциального уравнения первого порядка таков: $y' + f(x)y = g(x)$. Если $f(x)$ и $g(x)$ непрерывны при $a < x < b$, то интегральная кривая, проходящая через точку (ξ, η) , определяется уравнением [3]

$$y = e^{-F} \left(\eta + \int_{\xi}^x g(x) e^F dx \right), \quad (7)$$

где
$$F(x) = \int_{\xi}^x f(x) dx. \quad (8)$$

Приведем уравнение (6) к общему виду линейного дифференциального уравнения первого порядка:

$$\frac{\partial}{\partial \lambda} a(\lambda, t) + a(\lambda, t) \frac{\partial}{\partial \lambda} P(\lambda, t)/P(\lambda, t) = \frac{b}{2} \frac{\partial^2}{\partial \lambda^2} P(\lambda, t)/P(\lambda, t) - \frac{\partial}{\partial t} P(\lambda, t)/P(\lambda, t); \quad (9)$$

$$f(\lambda, t) = \frac{\partial}{\partial \lambda} P(\lambda, t)/P(\lambda, t);$$

$$g(\lambda, t) = \frac{b}{2} \frac{\partial^2}{\partial \lambda^2} P(\lambda, t)/P(\lambda, t) - \frac{\partial}{\partial t} P(\lambda, t)/P(\lambda, t). \quad (11)$$

В соответствии с выражением (7) коэффициент сноса

$$a(\lambda, t) = e^{-F(\lambda, t)} \left(\eta + \int_{\xi}^{\lambda} g(\lambda, t) e^{F(\lambda, t)} d\lambda \right), \quad (12)$$

где
$$F(\lambda, t) = \int_{\xi}^{\lambda} f(\lambda, t) d\lambda. \quad (13)$$

Тогда

$$F(\lambda, t) = \int_{\xi}^{\lambda} \frac{\partial}{\partial \lambda} P(\lambda, t)/P(\lambda, t) d\lambda = \ln P(\lambda, t) \Big|_{\xi}^{\lambda} = \ln \frac{P(\lambda, t)}{P(\xi, t)}; \quad (14)$$

$$e^{-F(\lambda, t)} = e^{-\ln \frac{P(\lambda, t)}{P(\xi, t)}} = \frac{P(\xi, t)}{P(\lambda, t)}; \quad (15)$$

$$e^{F(\lambda, t)} = e^{\ln \frac{P(\lambda, t)}{P(\xi, t)}} = \frac{P(\lambda, t)}{P(\xi, t)}. \quad (16)$$

Подставив данные выражения в формулу (8), для точки $(-\infty, 0)$ с учетом того, что $\frac{\partial}{\partial \lambda} P(-\infty, t) = 0, \forall t$, получим

$$a(\lambda, t) = \frac{1}{P(\lambda, t)} \left\{ \frac{b}{2} \frac{\partial}{\partial \lambda} P(\lambda, t) - \frac{\partial}{\partial t} \Phi(\lambda, t) \right\}, \quad (17)$$

где $\Phi(\lambda, t)$ — функция распределения.

Таким образом, полученные коэффициенты сноса и диффузии являются частным решением уравнения Фоккера—Планка—Колмогорова при известной одномерности плотности распределения вероятности.

При заданных начальных условиях и вычисленных коэффициентах сноса и диффузии найдем плотность вероятности перехода марковского процесса, на основе которой можно вычислить и оценить корреляционные и частотные свойства дискретного множества сигналов.

Учитывая, что $\pi(\lambda, t|\lambda_0, t_0) = P(\lambda, t)\pi(\lambda_0, t_0|\lambda, t)/P(\lambda_0, t_0)$, уравнение Фоккера—Планка—Колмогорова можно переписать в виде

$$\begin{aligned} & \frac{\partial}{\partial t} [P(\lambda, t)\pi(\lambda_0, t_0|\lambda, t)/P(\lambda_0, t_0)] = \\ & = -\frac{\partial}{\partial \lambda} [a(\lambda, t)P(\lambda, t)\pi(\lambda_0, t_0|\lambda, t)/P(\lambda_0, t_0)] + \\ & + \frac{1}{2} b \frac{\partial^2}{\partial \lambda^2} [P(\lambda, t)\pi(\lambda_0, t_0|\lambda, t)/P(\lambda_0, t_0)]. \quad (18) \end{aligned}$$

Записав, условное математическое ожидание как

$$m(t_0/\lambda, t) = \int \lambda_0(t_0)\pi(\lambda_0, t_0|\lambda, t)d\lambda_0, \quad (19)$$

выражение (18) представим в виде

$$\begin{aligned} & \frac{\partial}{\partial \lambda} \Phi(\lambda, t) \frac{\partial}{\partial t} m(t_0/\lambda, t) - \\ & - \frac{\partial}{\partial t} \Phi(\lambda, t) \frac{\partial}{\partial \lambda} m(t_0/\lambda, t) = 0. \quad (20) \end{aligned}$$

Таким образом, уравнение Фоккера—Планка—Колмогорова при вычисленных коэффициентах сноса и диффузии было преобразовано в дифференциальное уравнение в частных производных для условного математического ожидания.

Решением данного уравнения является

$$m(t_0/\lambda, t) = \psi[\Phi(y, t), t_0], \quad (21)$$

т. е. условное математическое ожидание вычисляется как обратная функция $\psi[\Phi(y, t), t_0]$ в момент времени t_0 от функции распределения.

Кодер многомерных сигнально-кодовых конструкций может быть представлен в виде [3, 4] (рисунок)

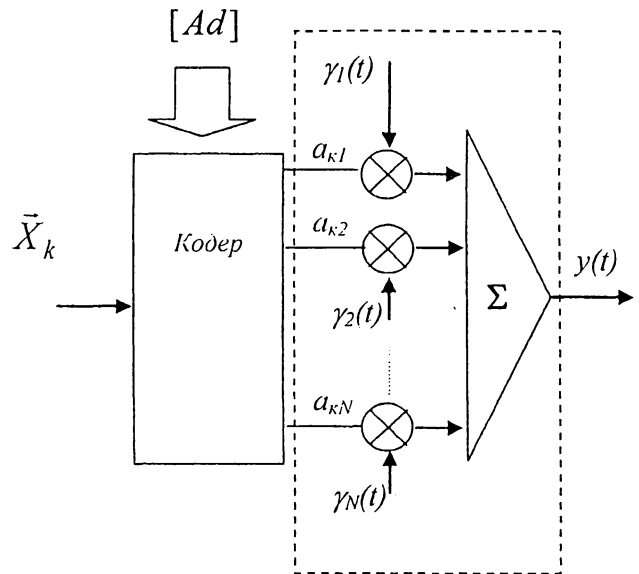
$$y_k(t) = \sum_{i=1}^N a_{ki}\gamma_i(t), \quad (22)$$

где $\{\gamma_i(t)\}$ — ортонормированный базис из функций $\gamma_i(t)$, определяющий построение модулятора; N — число измерений, определяющее размерность сигнала $y_k(t)$, $0 \leq t \leq T$; k — номер сигнала; $[Ad]$ — базисная матрица кодера.

В матричной форме вид сигнала $y(t)$ на выходе кодера определяется выражением

$$y(t) = \bar{a}_k^T \bar{\Xi}(t), \quad (23)$$

где $\bar{\Xi}(t)$ — вектор, включающий функции $\{\gamma_i(t)\}$ модулятора.



Эквивалентная схема кодера многомерных сигнально-кодовых конструкций

Сигнал $y(t)$ характеризуется следующей плотностью распределения вероятности:

$$\omega(y, t) = \sum_{k=1}^{2^{N+1}-1} p_k \delta[y - \bar{a}_k^T \bar{\Xi}(t)], \quad (24)$$

где p_k — вероятность появления k -го сообщения на выходе источника; $\delta[y - \bar{a}_k^T \bar{\Xi}(t)]$ — дельта-функция.

Для упрощения вычислений представим дельта-функцию в виде

$$\delta[y - \bar{a}_k^T \bar{\Xi}(t)] = \lim_{\lambda \rightarrow \infty} [\lambda e^{-\lambda(y - \bar{a}_k^T \bar{\Xi}(t))}]. \quad (25)$$

Функция распределения данного случайного процесса имеет вид

$$\begin{aligned} \Phi(y, t) &= \sum_{k=1}^{2^{N+1}-1} p_k \int_{-\infty}^y (\lambda e^{-\lambda(y - \bar{a}_k^T \bar{\Xi}(t))}) dy = \\ &= \sum_{k=1}^{2^{N+1}-1} p_k [1 - e^{-\lambda(y - \bar{a}_k^T \bar{\Xi}(t))}]. \quad (26) \end{aligned}$$

Для одного выбранного значащего интервала с учетом выражения для функции распределения формулу (20) запишем в виде

$$p_k [1 - e^{-\lambda(\psi - \bar{a}_k^T \bar{\Xi}(t_0))}] = p_k [1 - e^{-\lambda(y - \bar{a}_k^T \bar{\Xi}(t))}]. \quad (27)$$

Откуда $\psi(y, t_0, k) = y + \bar{a}_k^T \bar{\Xi}(t_0) - \bar{a}_k^T \bar{\Xi}(t)$.

Для вычисления корреляционной функции подставим выражения для условного и безусловного математического ожидания в следующую формулу:

$$K(t, t_0) = \int_{-\infty}^{\infty} y \omega(y, t) m(t_0/y, t) dy - m(y, t) m(y, t_0). \quad (28)$$

В результате получим:

$$k(t, t_0) = \sum_k p_k \vec{a}_k^T \vec{\Xi}(t_0) \vec{a}_k^T \vec{\Xi}(t) - \left[\sum_k p_k \vec{a}_k^T \vec{\Xi}(t_0) \right] \left[\sum_l p_l \vec{a}_l^T \vec{\Xi}(t) \right]. \quad (29)$$

Для определения корреляционной функции всей случайной последовательности на бесконечной временной оси введем оконную функцию вида

$$O_k(t, n, T) = \begin{cases} 1, & nT \leq t \leq (n+1)T; \\ 0, & t \leq nT; t \geq (n+1)T, \end{cases} \quad (30)$$

где n — номер значащего интервала; T — длительность значащего интервала (ширина окна).

Функция, описывающая дифференцируемый аналог окна, может быть представлена следующим образом:

$$O_k(t, n, T) = \frac{1}{1 + e^{-k(t-nT)}} - \frac{1}{1 + e^{-k[t-(n+1)T]}}. \quad (31)$$

Тогда плотность распределения вероятности записывается как

$$w(y, t) = \sum_{k_0=1}^k \sum_{k_1=1}^k \dots \sum_{k_i=1}^k \dots \sum_{k_n=1}^k P(k_0, k_1, \dots, k_i, \dots, k_n) \delta \left[y - \sum_{i=0}^n \vec{a}_{k_i}^T \vec{\Xi}(t) O_k(t - iT) \right]. \quad (32)$$

С учетом выражения (16) функция корреляции

$$K(t_0, t_1) = \sum_{k_0=1}^k \dots \sum_{k_i=1}^k \dots \sum_{k_n=1}^k P(k_0, k_1, \dots, k_i, \dots, k_n) \left[\sum_{i=0}^n \vec{a}_{k_i}^T \vec{\Xi}(t) O_k(t_0, i, T) \right] \times \left[\sum_{l=0}^n \vec{a}_{k_l}^T \vec{\Xi}(t) O_k(t_1, l, T) \right] - m(t_0) m(t_1). \quad (33)$$

Упростив выражение (33), получим

$$K(t_0, t_1) = \vec{P}_0^T \sum_{i=0}^n \pi^i \text{diag} \left\{ \sum_{j \geq i} \vec{Z}_j(t_0) \vec{Z}_j^T(t) \pi^{j-i} \right\}, \quad (34)$$

где $\vec{Z}_{ki} = [A] \vec{\Xi}(t) O_k(t, i, T)$; \vec{P}_0 — вектор начальных вероятностей; $[A]$ — матрица состояний координат кодирования в базисе $\vec{\Xi}(t)$; $[\pi]$ — матрица переходных вероятностей.

Таким образом, получено выражение для корреляционной функции нестационарного случайного процесса. Примем начало отсчета внутри нулевого значащего интервала и будем считать, что оно равномерно распределено. Это позволит считать совокупный марковский процесс, состоящий из стационарной марковской цепи, состояния которого определяются точками сигнальной диаграммы и базисными функциями, стационарным [5], тогда

$$K(\tau) = \frac{1}{T} \vec{P}_0^T \text{diag} \left\{ \sum_{j=0}^n \left[\int_{-T/2}^{T/2} \vec{Z}_0(t_0) \vec{Z}_j^T(t_0 + \tau) dt_0 \right] \pi^j \right\}. \quad (35)$$

Для описания случайных процессов наряду с корреляционными функциями широко используются спектральные характеристики, в частности спектральная плотность мощности. Между корреляционными функциями и спектральными характеристиками существует пара преобразования Фурье:

$$S(\omega) = \frac{1}{T} \int_{-\infty}^{\infty} \vec{P}_0^T \text{diag} \left\{ \sum_{j=-n}^n \left[\int_{-T/2}^{T/2} \vec{Z}_0(t_0) \times \vec{Z}_j^T(t_0 + \tau) dt_0 \right] \pi^j \right\} e^{-i\omega\tau} d\tau. \quad (36)$$

Одним из актуальных направлений совершенствования систем специальной связи, а также систем связи с подвижными объектами является разработка и внедрение сигнальных и сигнально-кодовых конструкций, позволяющих существенно повысить частотно-энергетические характеристики, эффективность использования выделяемого частотного ресурса, обеспечить более высокие скорости передачи информации с требуемым качеством.

Существенное повышение частотно-энергетических характеристик сигнальных и сигнально-кодовых конструкций возможно только на основе применения принципиально новых подходов к их синтезу. В области синтеза помехоустойчивых сигнальных и сигнально-кодовых конструкций, обеспечивающих более высокие

частотно-энергетические характеристики, необходимо использовать мировой опыт в синтезе СКК как основы для принципиально новых решений в этой области.

Кроме того, для дальнейшего проведения работ в области синтеза сигнальных и сигнально-кодовых конструкций необходимо проведение детального анализа их предельно достижимых частотно-энергетических характеристик. Такой детальный анализ должен позволить выявить новые закономерности предельно достижимых частотно-энергетических характеристик сигнальных и сигнально-кодовых конструкций, которые безусловно должны стать основой синтеза этих конструкций с максимально высокими частотно-энергетическими характеристиками.

Одним из возможных путей такого исследования может быть разработка математической модели сигнала на выходе модулятора системы

передачи дискретной информации на основе косвенного описания. Данная модель позволяет учитывать корреляционные и частотные характеристики многомерных сигнально-кодовых конструкций и статистические характеристики модулирующей последовательности.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Теория электрической связи / А. Г. Зюко, Д. Д. Кловский, В. И. Коржик, М. В. Назаров. М.: Радио и связь, 1998. 432 с.
2. Тихонов В. И., Кульман Н. К. Нелинейная фильтрация и квазикогерентный прием сигналов. М.: Советское радио, 1975. 704 с.
3. Зяблов В. В., Коробков Д. Л., Портной С. Л. Высоко-скоростная передача сообщений в реальных каналах. М.: Радио и связь, 1991. 288 с.
4. Григорьев В. А., Григорьев С. В. Сигнально-кодовые конструкции. СПб.: ВАС, 1997. 148 с.
5. Камке Э. Справочник по обыкновенным дифференциальным уравнениям. М.: Наука, 1976. 576 с.

УДК 621.396

Метод отказоустойчивой передачи сообщений в сетях связи с многомерной маршрутизацией

В. В. КВАШЕННИКОВ, Э. Н. СОЛДАТЕНКО, канд. техн. наук, А. К. ШАБАНОВ

Федеральное государственное унитарное предприятие

"Калужский научно-исследовательский институт телемеханических устройств"

Предложен метод отказоустойчивой пакетной передачи сообщений в сетях связи с многомерной маршрутизацией с использованием блочного перемежения и помехоустойчивого кодирования символов пакетов. Приведены формулы для расчета надежности сети связи, проведено сравнение с методом дублирования каналов.

В сетях связи с пакетной передачей сообщений и многомерной маршрутизацией k пакетов информации, составляющих сообщение, передают одновременно по k независимым каналам связи. При большом числе k используемых каналов надежность сети снижается. Протоколы канального уровня, например протокол HDLC, предусматривают квитирование принятых пакетов, что позволяет контролировать доведение сообщения. При отказе одного или нескольких каналов непринятые пакеты информации повторно передают по другим каналам связи. Это приводит к увеличению времени передачи сообщения.

Известным методом повышения надежности сети связи является введение дублирующих каналов связи (маршрутов) [1]. При дублировании каналов пакет информации передается одновре-

менно по основному и дублирующему каналам. При отказе основного канала пакет информации доводится по дублирующему каналу, что повышает надежность сети связи. Одновременный отказ двух каналов — основного и дублирующего — приводит к потере пакета, необходимости повторения передачи пакета по другим каналам связи, а значит, к задержке приема сообщения. Общее число каналов при дублировании увеличивается вдвое.

Повысить надежность сети связи с многомерной маршрутизацией и одновременно сократить время доведения сообщения можно за счет использования блочного перемежения и помехоустойчивого кодирования [2]. Для этого исходную информацию объемом kh символов кодируют h помехоустойчивыми кодами, например кодами Рида—Соломона, где k — число инфор-

мационных символов в каждом коде. Число h помехоустойчивых кодов выбирается равным числу символов в пакете информации. Символы кодов передают в $n = k + r$ пакетах, из которых в k пакетах передают информационные, а в остальных r пакетах — проверочные символы помехоустойчивых кодов. В каждом пакете передают только один символ каждого кода. На приемной стороне пакеты самостоятельно не квитируются. После накопления всех пакетов, используя контрольные группы пакетов, обнаруживают ошибки в принятых пакетах. Затем из символов принятых пакетов формируют помехоустойчивые коды, декодируют их с исправлением ошибок и стираний и восстанавливают исходное сообщение. Квितिруются пакеты выполняют после декодирования помехоустойчивых кодов.

Непринятые пакеты повторяют при числе ошибок и стираний, лежащих за пределами корректирующей способности помехоустойчивого кода и отказе от декодирования кода.

Код Рида—Соломона является кодом с максимально достижимым кодовым расстоянием $d = n - k + 1$ (МДР-кодом). Поэтому при однократной передаче пакетов сообщение восстанавливается при отказе любых r и менее из общего числа $n = k + r$ используемых для передачи пакетов каналов, где r — число резервных каналов. Для приема всего сообщения достаточно принять любые k пакетов из n переданных пакетов. В терминах теории надежности [3] система сохраняет работоспособность при отказе любых k приборов из общего числа n приборов. Это значит, что используется резервирование с дробной кратностью и постоянно включенным резервом. В предлагаемом методе число дополнительных резервных каналов можно уменьшить по сравнению с числом дублирующих каналов при одинаковой средней наработке на отказ сети связи.

В сети связи по результатам квитирования пакетов на передающей стороне можно оценить качество каналов и повторять не все непринятые пакеты, а только то число пакетов, которое необходимо для повторного декодирования кода [4]. Это позволяет уменьшить количество повторно передаваемых пакетов, уменьшить загрузку сети и время доведения сообщения. По результатам квитирования можно оценить минимальную избыточность помехоустойчивого кода, которая обеспечивает его декодирование при однократной передаче пакетов, и в следующем сеансе связи передавать код с новыми параметрами. Параметры кода автоматически и целенаправленно изменяются в зависимости от состояния каналов

сети, и система является адаптивной системой помехоустойчивого кодирования с пакетной передачей сообщений.

Рассматриваемая сеть связи обладает свойством робастности: система сохраняет работоспособность при отказах отдельных маршрутов передачи пакетов. Сеть успешно работает и при возникновении случайных ошибок в каналах связи, т. е. при кратковременных отказах.

Наиболее эффективно с точки зрения повышения скорости передачи, надежности и достоверности использование предлагаемого метода в сетях с многомерной маршрутизацией при большом числе маршрутов, по которым одновременно и независимо передают пакеты, составляющие сообщение.

Более строго математическая задача передачи сообщений в сетях с многомерной маршрутизацией формулируется следующим образом. Предположим, что исходное сообщение на передающей стороне сети связи состоит из n символов

$$a_0, a_1, a_2, \dots, a_{n-1}.$$

Из символов сообщения формируются k пакетов, состоящие из h символов каждый. Пакеты расположить в виде прямоугольной таблицы размера $k \times h$. Строками этой таблицы являются k пакетов:

$$\begin{matrix} a_0, a_1, \dots, a_{h-1}, c_0 \\ a_h, a_{h+1}, \dots, a_{2h-1}, c_1 \\ \vdots \\ a_{(k-1)h}, a_{(k-1)h+1}, a_{kh-1}, c_{k-1} \end{matrix} \quad (1)$$

содержащих символы сообщения $a_i, i = 0 \dots kh - 1$ и проверочные группы пакетов $c_i, i = 0 \dots k - 1$.

Затем все первые, вторые и последующие символы всех пакетов (столбцы таблицы) объединяются в информационные блоки и каждый из этих блоков кодируется помехоустойчивым кодом, например кодом Рида—Соломона. Код Рида—Соломона является МДР-кодом. Минимальное кодовое расстояние кода Рида—Соломона

$$d = n - k + 1, \quad (2)$$

где n и k — соответственно блоковая и информационные длины кода; $r = n - k$ — число проверочных символов кода. При таком минимальном кодовом расстоянии код Рида—Соломона исправляет s стираний с помощью s проверочных символов или восстанавливает сообщение по любым k принятым символам из n переданных.

После кодирования информационных блоков кодом Рида—Соломона получим $n = k + r$ пакетов:

$$\begin{matrix} a_0, a_1, \dots, a_{h-1}, c_0 \\ a_h, a_{h+1}, \dots, a_{2h-1}, c_1 \\ \vdots \\ a_{(k-1)h}, a_{(k-1)h+1}, \dots, a_{kh-1}, c_{k-1} \\ b_0, b_1, \dots, b_{h-1}, c_k \\ b_h, b_{h+1}, \dots, b_{2h-1}, c_{k+1} \\ \vdots \\ b_{(r-1)h}, b_{(r-1)h+1}, \dots, b_{rh-1}, c_{k+r-1} \end{matrix} \quad (3)$$

из которых первые k пакетов содержат информационные символы кода $a_i, i = 0 \dots kh - 1$, а последние r пакетов — проверочные символы кода $b_i, i = 0 \dots rh - 1$. Соответственно можно говорить, что передается k информационных пакетов и r проверочных, избыточных, пакетов.

Прямоугольная таблица символов (3) образует итеративный код, столбцы которого составлены из кодов Рида—Соломона, а строки проверяются контрольными группами пакетов. Можно видеть, что символы кодов Рида—Соломона получают путем блочного перемежения символов сообщения.

На приемной стороне проверяют контрольные группы пакетов. Символы пакетов, в которых обнаружены ошибки, стирают. Это означает, что некоторые строки таблицы (3) будут стерты. Стирание s строк таблицы (3) приводит к стиранию точно s символов в каждом коде Рида—Соломона. Поэтому на приемной стороне получают последовательность h помехоустойчивых кодов Рида—Соломона, в каждом из которых стерто одинаковое число s символов. Сообщение будет принято, если число принятых пакетов не меньше числа k информационных пакетов.

Оценим надежность многомерной сети связи с передачей пакетов. Многомерный маршрут состоит из совокупности независимых одномерных маршрутов связи. Отказы каждого из маршрутов, вызванные случайными помехами, приводят к кратковременным неприемам пакетов и не вызывают отказ многомерной сети в целом. Рассмотрим постоянные отказы. Допустим, что пакеты по различным одномерным маршрутам передаются с одинаковой вероятностью безотказной работы, распределенной по экспоненциальному закону

$$p(\tau) = e^{-\lambda\tau}. \quad (4)$$

Для независимого потока отказов средняя наработка до отказа сети связи с многомерной мар-

шрутизацией при s резервных маршрутах, т. е. при исправлении s и менее стертых пакетов будет

$$T_1 = \int_0^{\infty} \sum_{i=0}^s C_n^i p^{n-i}(\tau) [1 - p(\tau)]^i d\tau. \quad (5)$$

Рассмотрим интеграл

$$\begin{aligned} S_i &= \int_0^{\infty} C_n^i p^{n-i}(\tau) [1 - p(\tau)]^i d\tau = \\ &= \int_0^{\infty} C_n^i (1 - e^{-\lambda\tau})^i (e^{-\lambda\tau})^{n-i} d\tau. \end{aligned} \quad (6)$$

Сделаем подстановку $x = e^{-\lambda\tau}$, тогда из (6) получим

$$\begin{aligned} S_i &= \frac{1}{\lambda} C_n^i \int_0^1 (1-x)^i x^{n-i-1} dx = \\ &= \frac{1}{\lambda} C_n^i B(n-i, i+1), \end{aligned} \quad (7)$$

где $B(n-i, i+1)$ — бета-функция [5].

Для целых i и n бета-функция имеет вид

$$B(n-i, i+1) = \frac{(i)!}{(n-i)(n-i+1)(n-i+2)\dots(n)}, \quad (8)$$

и с учетом (8) равенство (7) приводится к виду

$$S_i = \frac{1}{\lambda} \frac{1}{n-i}. \quad (9)$$

Тогда средняя наработка до отказа многомерного маршрута

$$T_1 = \frac{1}{\lambda} \sum_{i=0}^s \frac{1}{n-i}, \quad (10)$$

где n — общее число маршрутов; s — число резервных (избыточных) маршрутов; λ — интенсивность отказов маршрута.

Надежность многомерного маршрута без резервирования маршрутов будет

$$T_2 = \frac{1}{\lambda n}. \quad (11)$$

Средняя наработка до отказа многомерного маршрута с дублированием каждого маршрута оценивается величиной

$$T_3 = \frac{3}{2\lambda n}. \quad (12)$$

Коэффициент повышения надежности многомерного маршрута для метода резервирования маршрутов помехоустойчивым кодом по сравнению с вариантом передачи сообщения без резервирования

$$\alpha_1 = \frac{T_1}{T_2} = n \sum_{i=0}^s \frac{1}{n-i}, \quad (13)$$

а по сравнению с методом дублирования маршрутов

$$\alpha_2 = \frac{T_1}{T_3} = \frac{2\alpha_1}{3}. \quad (14)$$

Графики зависимостей коэффициентов α_1 и α_2 ($\alpha_1 > \alpha_2$) повышения надежности многомерных маршрутов от числа s резервных (избыточных) маршрутов при различных значениях числа маршрутов $n = 16, 32$ представлены соответственно на рисунке.

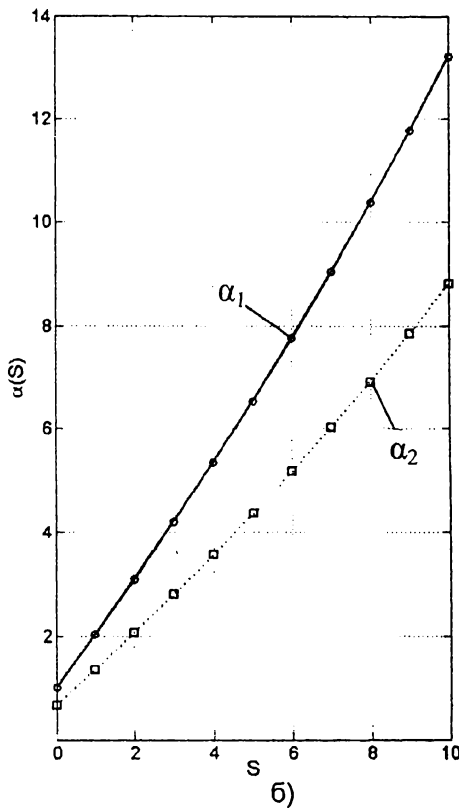
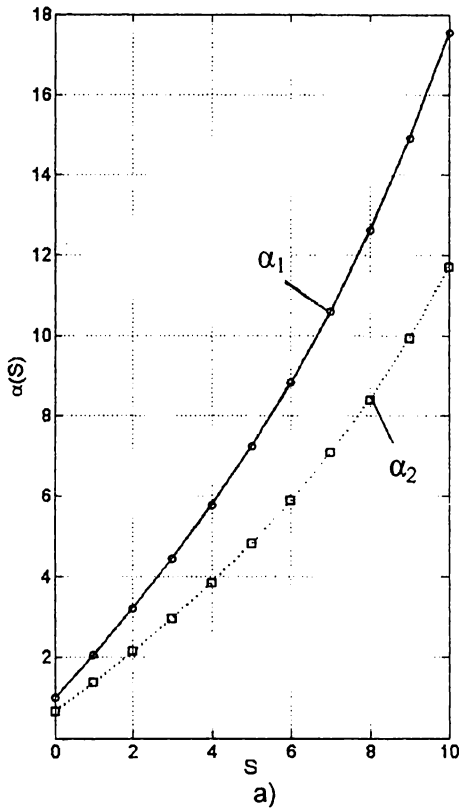
Как видно из рисунка, надежность сети за счет резервирования с помощью помехоустойчивого кода может быть увеличена в 10 и более раз по сравнению с сетью с дублированием каналов при меньшем числе резервных каналов.

В предлагаемом методе сообщение кодируется несколькими относительно короткими помехоустойчивыми кодами. Суммарная сложность реализации коротких кодов меньше сложности реализации одного длинного кода. Это объясняется тем, что число коротких кодов возрастает прямо пропорционально длине сообщения, а сложность длинного кода увеличивается как степенная функция длины кода с показателем, больше 1. При независимом распределении ошибок в канале связи и при скорости передачи, меньше пропускной способности канала связи, большую вероятность доведения сообщения обеспечивают длинные помехоустойчивые коды [6]. Однако при использовании рассматриваемого метода передачи сообщения короткими кодами вероятность приема сообщения не уменьшается, поскольку стирания символов (за счет блочного перемежения) равномерно распределяются между короткими помехоустойчивыми кодами и стирание одного пакета приводит к стиранию одного символа в каждом коротком коде. Для других помехоустойчивых кодов и других оценок их корректирующей способности, например для двоичных кодов Боуза—Чоудхури—Хоквингема (БЧХ-коды), предлагаемый метод будет даже превосходить по достоверности метод передачи сообщения одним длинным кодом.

● Предлагаемый метод обеспечивает высокую надежность сети связи при отказах отдельных маршрутов, высокую вероятность доведения сообщений при случайных ошибках и имеет относительно небольшую сложность реализации. Он может служить основой для разработки новых перспективных протоколов пакетной передачи сообщений канального уровня.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Блэк Ю. Сети ЭВМ: Протоколы, стандарты, интерфейсы: Пер. с англ. М.: Мир, 1990.
2. Квашенников В. В., Солдатенко Э. Н., Шабанов А. К. Способ пакетной передачи сообщений в сетях связи с многомерной маршрутизацией: Заявка на патент РФ № 2005139129/09. Приор. от 08.02.2006.
3. Головки А. М. Основы теории надежности. М.: Наука, 1964.
4. Квашенников В. В., Трушин С. А. Способ передачи сообщений в системе с обратной связью: Патент РФ № 2239952 МПК7 Н 04 L 1/16. Приор. 11.02.2003. Оpubл. 10.11.2004.
5. Справочник по специальным функциям / Под ред. М. Абрамовица, И. Стиган. М.: Наука, 1979.
6. Галлагер Р. Теория информации и надежная связь: Пер. с англ. М.: Сов. радио, 1974.



Зависимость коэффициента повышения надежности маршрутов от числа s резервных маршрутов при:
 а — $n = 16$; б — $n = 32$

УДК 004.722

Модифицированный генетический алгоритм выбора конфигурации оборудования проектируемой телекоммуникационной сети

Б. Г. ЛЮТИКОВ, Д. В. МОРОЗОВ, В. П. МОРОЗОВ, канд. техн. наук

ООО "Воронежское отделение АСТ", г. Воронеж

Разработан модифицированный генетический алгоритм, базирующийся на методе ветвей и границ. Получены результаты апробации данного алгоритма на примере решения задачи выбора конфигурации оборудования при проектировании телекоммуникационной сети.

Одной из основных задач при проектировании телекоммуникационной сети является выбор конфигурации оборудования [1—4]. В общем виде постановка данной задачи формулируется следующим образом.

Необходимо среди альтернативных проектных решений, содержащих различные наборы устройств, выбрать наилучший с учетом накладываемого ресурсного ограничения. В качестве аналога данной задачи выбрана задача о рюкзаке [5], суть которой заключается в следующем.

Имеется рюкзак, который способен выдержать груз, масса которого ограничена некоторой константой P . Существует N предметов, каждый из которых имеет определенную массу p_i и стоимость s_i . Необходимо в рюкзак положить такую совокупность предметов m , $m \in N$, чтобы их суммарная масса P_m не превысила константу P ($P_m \leq P$), а суммарная стоимость этих предметов S_m была максимальной $S_m \rightarrow \max$.

Обычно данную задачу решают методами прямого перебора и ветвей, и границ. Эти методы просты и практически всегда дают точное решение. Их основными недостатками являются экспоненциальная сложность заложенных алгоритмов и соответственно высокая ресурсоемкость, предъявляемая к вычислительным средствам.

Цель статьи — разработать альтернативный метод, базирующийся на модифицированном генетическом алгоритме (МГА).

Описание алгоритма

Разработанный МГА принадлежит к классу эволюционных алгоритмов, моделирующих процессы естественной эволюции. В рамках его реализации используется ряд понятий:

индивиды — поисковые точки в области допустимых решений;

хромосомы — бинарные представления решений;

популяция — область решений, охватывающая лучшие регионы поискового пространства, которая реализуется посредством случайных процессов селекции, мутации и рекомбинации;

селекция — отбор индивидов с наиболее высокими значениями функции пригодности;

функция пригодности — целевая функция (критерий оптимизации);

отобранные индивиды (потомки) — родители следующего поколения;

механизм мутации — инвертирование отдельных битов хромосом, обновляющий генетическую информацию потомков;

механизм рекомбинации реализует смешивание генетической информации родителей.

Применение МГА в рамках решаемой задачи имело ряд особенностей.

Кодирование решений реализовывалось следующим образом. Значение j -го гена хромосомы, где $j = 1, 2, \dots, k$, равно единице, если i -й предмет положили в рюкзак, и равно нулю, если предмет не положили.

Учитывалось, что ввиду существующего ограничения P (вместимости рюкзака), не всякая комбинация нулей и единиц в векторе длины n может давать допустимое решение. Комбинация предметов, соответствующая произвольно заданной хромосоме, может превысить допустимую массу. Решалась данная проблема следующим образом. Сначала использовались стандартные операторы одноточечного или равномерного кроссовера, а затем полученная хромосома преобразовывалась в допустимую путем замены в ней некоторых случайно выбранных единиц нулями.

Функция пригодности определяла степень выживаемости индивидуума в популяции. Чем больше значение функции пригодности индиви-

Результаты сравнительного анализа функционирования ГА

Вид ГА	Число индивидуумов в популяции											
	50		100		500		1000		5000		10 000	
	σ , %	T , с	σ , %	T , с	σ , %	T , с	σ , %	T , с	σ , %	T , с	σ , %	T , с
Canonical	88	0,01	90	0,09	92	0,11	94	0,15	97	0,2	99	0,25
Simple	70	0,31	78	0,33	82	0,38	86	0,41	93	0,5	95	0,58
Genitor	72	0,0015	75	0,0019	77	0,0025	81	0,03	88	0,12	90	0,28
Island	80	0,29	84	0,33	88	0,47	91	0,77	94	0,89	96	1,65
МГА	95	0,23	99	0,29	100	0,39	100	0,69	100	0,82	100	1,04

дуума, тем ближе соответствующее ей решение к точному решению задачи о рюкзаке. В качестве функции пригодности конкретного индивидуума использовалась суммарная стоимость предметов, положенных в рюкзак.

В целях повышения быстродействия МГА предложена процедура динамического построения дерева решений, в рамках которой классический метод ветвей и границ, лежащий в основе построения деревьев и оценки перспективности их вершин, нашел свое развитие. Развитие заключалось в том, что строилось не все дерево решений, а лишь его перспективные поддеревья (первое отличие). Отправной точкой построения поддерева являлась вершина, соответствующая решению, полученному в результате работы МГА. Далее достраивались вышестоящие вершины, которые после проведения соответствующих оценок, в свою очередь, становились корневыми вершинами для новых поддеревьев. Другими словами, использовалась стратегия "снизу-вверх", в отличие от стратегии классического метода ветвей и границ — "сверху-вниз" (второе отличие). Полученная высота построенного дерева (совокупности поддеревьев) получила название "уровень приближения" и была принята в качестве числового параметра разработанного МГА. Данный параметр определяет протяженность области определения целевой функции, координаты центра которой (области) определены с использованием МГА.

Точность МГА прямо пропорционально зависит от заданного значения уровня приближения, а зависимость быстродействия имеет обратный характер.

Апробация алгоритма

Для апробации разработанного МГА и сравнения его характеристик с параметрами существующих генетических алгоритмов (ГА) авторами данной работы была реализована клиент-сер-

верная программная система, предоставляющая пользователю следующие возможности:

проводить загрузку пяти ГА (Canonical, Simple, Genitor, Island, МГА) [5, 6];

устанавливать параметры ГА (объем популяции, генетические операторы, количество итераций и т. п.), а также изменять эти параметры в ходе работы программы;

хронометрировать временные режимы работы ГА;

выводить результаты сравнения ГА в табличной и графической формах.

Апробация разработанного МГА проводилась на примере выбора конфигурации оборудования при проектировании телекоммуникационной сети небольшой фирмы. Предварительное обследование позволило выявить четыре потенциальных места для установки соответствующего оборудования. К оборудованию предъявлялись требования по четырем группам параметров: пропускная способность g_1 ; управляемость g_2 ; надежность g_3 ; стоимость g_4 .

Число выбираемых групп устройств также составило 4.

Генетическими алгоритмами обрабатывались популяции размерами 50, 100, 500, 1000, 5000 и 10 000 индивидуумов. Для сравнения точности (σ , %) работы ГА на начальном этапе данная задача решалась классическим методом ветвей и границ. Результат ее решения использовался в качестве эталонного (100 %). Результаты сравнительного анализа точности и оперативности (T , с) работы пяти ГА и разработанного МГА приведены в таблице.

Выводы

Результаты вычислительных экспериментов показали, что наиболее оперативными оказались алгоритмы Genitor и Canonical, им уступают Island и Simple. МГА по быстродействию зани-

мает промежуточное положение. По точности исследованные алгоритмы распределились следующим образом: МГА — 99 %; Canonical — 93 %; Island — 89 %; Simple — 84 %; Genitor — 81 %. Наиболее точным оказался МГА.

Установлено, что с увеличением количества индивидуумов в популяциях точность решения задачи увеличивается, а оперативность проведения расчетов падает.

Проведенные эксперименты позволили выделить МГА как наиболее рациональный по скорости и точности. Применение разработанного МГА в интересах выбора конфигурации оборудования при проектировании телекоммуникационной сети обеспечит при достаточно высокой скорости точное решение данной задачи.

УДК 004.382.7

Метод и алгоритм решения задачи конкурсного отбора и зачисления в вуз

А. И. ПЫХТИН, Е. А. СПИРИН, канд. физ.-техн. наук И. С. ЗАХАРОВ, д-р физ.-мат. наук

Курский государственный технический университет

Формализована задача конкурсного отбора и зачисления на примере приемной кампании в Курском государственном техническом университете, составлен алгоритм решения задачи и предложен подход, согласно которому процесс конкурсного отбора представлен в виде объекта управления экспертной системы.

В различных социально-экономических системах могут возникнуть задачи распределения множества претендентов на ограниченное число вакансий. Решение проблем такого рода происходит с помощью организации конкурсного отбора. Примерами таких задач являются процесс зачисления абитуриентов в вузы на различные специальности по результатам сданных ими вступительных испытаний, отбор сотрудников на работу на свободные должности и т. п. При небольшом числе вакансий и претендентов задача не представляет трудностей, так как может быть решена без привлечения вычислительной техники и вся сложность ее решения сводится к применению наиболее эффективного метода оценки квалифицированности кандидатов для занятия ими вакантных мест. Но для указанного выше примера с приемной кампанией в высшем учебном заведении число и мест, и абитуриентов может достигать нескольких тысяч. Кроме того, в связи с демократизацией конкурсного отбора в вузы все большее рас-

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Levin M. Sh., Kuznetsov N. A., Vishnevsky V. M. Some Combinatorial Optimization Schemes for Multi-Layer Network Topology // IMACS 2005. Paris, July 2005. P. 15–18.
2. Noltermeier H., Wirth H.-C., Krumke S. O. Network Design and Improvement // ACM Computing Surveys. 32(3es). Article No. 2. Sept. 1999. P. 21–29.
3. Pardalos P. M., Du D. Network Design: Connectivity and Facilities Location // AMS, Providence, 1998. 236 p.
4. IP-Network Design Guide / M. W. Murhammer, K.-K. Lee, P. Motallebi, P. Borghi, K. Wozabal // IBM RedBook. 1999. 118 p.
5. Рутковская Д., Пилиньский М., Рутковский Л. Нейронные сети, генетические алгоритмы и нечеткие системы: Пер. с польск. И. Д. Рудинского. М.: Горячая линия – Телеком, 2004. 268 с.
6. Назаров А. В. Лоскутов А. И. Нейросетевые алгоритмы прогнозирования и оптимизации систем. СПб.: Наука и техника. 2003. 384 с.

пространение получает методика присма заявлений от абитуриентов не на одну специальность или направление, а на упорядоченную по приоритетам совокупность специальностей.

Такой способ подачи заявлений реализован с помощью программного обеспечения в Курском государственном техническом университете (КурскГТУ) [1, 2], Омском государственном университете (ОмГУ) [3, 4], Воронежском государственном университете и ряде других вузов России и зарубежья. Проведение конкурсного отбора без использования специализированных автоматизированных информационных систем (АИС) в подобных условиях не представляется возможным, так как решение задачи вручную может привести к недопустимым ошибкам распределения претендентов, что в свою очередь является нарушением их прав и может привести к ряду негативных последствий, например к снижению авторитета организации, проводящей конкурсный отбор, в глазах клиентов, спонсоров и т. д.

Достоинства конкурсного отбора по совокупности заявленных вакансий очевидны как для организации, проводящей конкурс, так и для претендентов.

В АИС ОмГУ задача конкурсного отбора рассматривается как формализуемая (структурированная) [5], поэтому зачисление абитуриентов строго алгоритмизировано. Но в то же время создатели системы указывают, что применяемые алгоритмы не приводят к гарантированному разрешению коллизионных ситуаций, связанных с тем, что на одно место претендуют несколько равноправных абитуриентов. Участие претендента в конкурсе на ряд вакансий приводит к тому, что каждая конкурсная позиция претендента как элемент системы взаимосвязана с совокупностью конкурсных позиций его конкурентов и характер этой связи неизвестен. Поэтому задачу конкурсного отбора необходимо рассматривать как частично структурированную [6].

АИС для решения частично структурированных задач разбивают на два класса: АИС, создающие управленческие отчеты, и АИС, разрабатывающие альтернативы решений, которые, в свою очередь, делятся на модельные и экспертные системы. Модельные системы используют различные модели для облегчения выработки и оценки альтернатив решения, а экспертные системы представляют собой средства экспертной поддержки принимаемых пользователем решений. При этом поддержка осуществляется на двух уровнях:

1) типовые управленческие решения (возникающие в процессе управления проблемные ситуации можно свести к некоторым однородным классам управленческих решений, т. е. к типовому набору альтернатив);

2) если указанных альтернатив, полученных на первом уровне, недостаточно, то подключается 2-й уровень экспертной поддержки, который генерирует альтернативы на основе имеющихся в базе знаний правил преобразования и синтеза альтернатив.

Таким образом, возникает следующая цель — реализовать возможность управления конкурсным отбором и зачислением с помощью экспертной системы. Для достижения поставленной цели необходимо решить следующие задачи:

составить математическую модель конкурсного отбора;

рассмотреть конкурсный отбор как объект управлений;

определить функции управляющей экспертной системы.

Итак, составим математическое описание проблемы. Пусть имеется множество вакансий из N

элементов $V = \bigcup_{i=1}^N V_i$. Каждое подмножество V_i представляет собой совокупность одинаковых вакансий $V_i = \bigcup_j v_{ij}, j = 1 \dots |V_i|, v_{il} = v_{im}$ для любых элементов с индексами l и m . Также должно выполняться условие $V_i \cap V_j = \emptyset$ для любых $i \neq j$. Далее подмножество одинаковых вакансий V_i будем называть просто вакансией. Каждая вакансия входит в одну и только одну из N_G групп

вакансий $G = \bigcup_{j=1}^{N_G} G_j$, т. е. $G_j = \bigcup_k V_k, G_l \cap G_m = \emptyset$ для любых $l \neq m$.

Каждой группе вакансий G_i соответствует некоторая совокупность требований $U_i = \bigcup_j u_{ij}$,

$\bigcup_i U_i = \bigcup_i \bigcup_j u_{ij} = U$. При этом может выполняться соотношение $U_i \subset U_j$ для некоторых $i \neq j$, но $U_i \neq U_j$ для любых $i \neq j$. Пусть также имеется множество кандидатов P из K элементов. Каждый из кандидатов претендует на некоторое подмножество вакансий V_i^P из множества V ($V_i^P \subseteq V, i = 1 \dots K$).

Претендент упорядочивает вакансии из V_i^P в соответствии со своими предпочтениями, т. е. каждой $V_k \subset V$ ставится в соответствие ее приоритет — целое неотрицательное число $s(p_i, V_k)$, где p_i — i -й элемент P . Отметим, что $s(p_i, V_k) = 0$ для всех $V_k \not\subset V_i^P$ и $1 \leq s(p_i, V_k) \leq |V_i^P|, s(p_i, V_l) \neq s(p_i, V_m)$ для $V_k \subset V_i^P$ и любых $l \neq m$ ($V_l \subset V_i^P$ и $V_m \subset V_i^P$).

Функция $s(p_i, V_k)$ может быть наглядно представлена в виде матрицы предпочтений (табл. 1). В табл. 1 также представлены две строки с рассчитанными конкурсными коэффициентами $c(V_j)$ и $c^*(V_j)$, соответственно равными

$$c(V_j) = \sum_i c(p_i, V_j) / |V_j|, \forall p_i : c(p_i, V_j) = 1;$$

$$c^*(V_j) = \sum_i c(p_i, V_j) / |V_j|.$$

Претенденту p_m необходимо выполнить все требования U_m^P , соответствующие подмножеству групп вакансий $G_m^P \subset G$, к которым относятся вакансии V_m^P . В общем случае будем считать, что

претендент смог выполнить лишь совокупность некоторых условий $U_m^* \subseteq U_m^P$, позволяющих ему участвовать в дальнейшем распределении мест из всех групп G_i таких, что $U_i \subseteq U_m^*$.

Пусть также определено множество всех возможных дополнительно учитываемых условий $M = \bigcup_k m_k$. Выполнение условий множества M может быть рассмотрено как преимущество (или, наоборот, недостаток) кандидата при прочих равных условиях.

- Для случая зачисления в учебное заведение:
- P — множество претендентов;
- V — множество бюджетных (или внебюджетных) мест;
- V_i — множество мест i -й специальности (направления или факультета);
- G — множество специальностей, сгруппированных в зависимости от различия вступитель-

1. Пример задания матрицы предпочтений абитуриентов при поступлении в некоторый гипотетический университет

Претендент	Группа G_1 , химический факультет		Группа G_2 , юридический факультет
	V_1 , специальность «Физическая химия», четыре места	V_2 , специальность «Химическая технология», четыре места	V_3 , специальность «Юриспруденция», пять мест
p_1	1	0	2
p_2	3	2	1
p_3	0	0	1
p_4	1	2	3
p_5	0	1	0
p_6	1	0	0
p_7	0	0	1
p_8	1	0	2
p_9	0	2	1
p_{10}	2	1	0
p_{11}	0	0	1
p_{12}	2	3	1
p_{13}	0	1	0
p_{14}	1	3	2
p_{15}	0	1	2
p_{16}	2	0	1
Конкурс на специальности, человек на место			
$c(V_j)$	1,25	1	1,4
$c^*(V_j)$	2,25	2,25	2,4

ных испытаний, необходимых для поступления в учебное заведение;

U — формализованное представление правил приема в учебное заведение.

Участие кандидата p_i в конкурсе на вакансию V_k группы вакансий G_j будем называть конкурсной позицией. Чтобы ранжировать кандидатов, для каждой конкурсной позиции претендента p_i рассчитывается значение оценочной функции:

$$z(p_i, G_j) = \left(\sum_{k=1}^{|U_j|} r(p_i, u_{jk})q(u_{jk}) + \sum_{k=1}^{|M|} r^*(p_i, m_k)q^*(m_k) \right) \prod_{k=1}^{|U_j|} h(p_i, u_{jk}),$$

где $r(p_i, u_{jk})$ — количественная оценка выполнения претендентом p_i требования u_{jk} из множества U_j , $r(p_i, u_{jk}) \geq 0$; $q(u_{jk})$ — весовой коэффициент k -го показателя из множества требований U_j , $r^*(p_i, m_k)$ — количественная оценка k -го дополнительно заявленного претендентом p_i показателя из множества M . В случае наличия негативных факторов, влияющих на снижение приоритета кандидата при прочих равных условиях (например, наличие зарегистрированных за претендентом правонарушений) $r^*(p_i, m_k) < 0$; $q^*(m_k)$ — весовой коэффициент k -го из дополнительно заявляемых претендентами показателей M ; $h(p_i, u_{jk})$ — признак выполнения или невыполнения кандидатом p_i k -го условия из множества U_j . Если условие выполнено претендентом, то $h(p_i, u_{jk}) = 1$, и $h(p_i, u_{jk}) = 0$ — в противном случае.

Отдельно необходимо отметить, что коэффициенты $r(p_i, u_{jk})$ и $r^*(p_i, m_k)$ следует выбирать таким образом, чтобы для любых p_l и p_m из P выполнялось условие

$$\text{если } \sum_{k=1}^{|U_j|} r(p_l, u_{jk})q(u_{jk}) > \sum_{k=1}^{|U_j|} r(p_m, u_{jk})q(u_{jk}), \text{ то } z(p_l, g_j) > z(p_m, g_j).$$

Иначе говоря, наличие любого количества факторов, учитываемых при прочих равных условиях, не должно давать преимущества перед более высокой количественной оценкой выполнения претендентом требований U_j .

Для определения значений коэффициентов $q(u_{jk})$ и $q^*(m_k)$ можно воспользоваться методикой непосредственного оценивания объектов группой экспертов.

При невыполнении хотя бы одного из обязательных условий u_{jk} участия в конкурсе на вакансии группы G_i значение оценочной функции равно нулю, следовательно, претендент не может рассчитывать на вакансию данной группы.

Значение оценочной функции $z(p_i, G_j)$ соответствует всем вакансиям $V_k \subset G_j$, поэтому имеет место запись $z(p_i, V_k)$.

Продemonстрируем расчет оценочной функции на примере абитуриентов, участвующих в конкурсном отборе при поступлении в КурскГТУ. Для упрощения возьмем для рассмотрения данные из табл. 1. Множества требований U_1 и U_2 , выполнение которых необходимо при поступлении на специальности группы G_1 и G_2 , соответственно имеют вид

$$U_1 = \left\{ \begin{array}{l} u_{11} = \text{Балл по химии} \geq 31; \\ u_{12} = \text{Балл по русскому языку} \geq 31; \\ u_{13} = \text{Представлены оригиналы документов.} \end{array} \right\};$$

$$U_2 = \left\{ \begin{array}{l} u_{21} = \text{Балл по обществознанию} \geq 50; \\ u_{22} = \text{Балл по иностранному языку} \geq 45; \\ u_{23} = \text{Зачет по русскому языку (балл} \geq 31); \\ u_{24} = u_{13} = \text{Представлены оригиналы документов.} \end{array} \right\}$$

Количественной оценкой выполнения условий $u_{11}, u_{12}, u_{21}, u_{22}$ являются набранные баллы

по соответствующим предметам по 100-балльной шкале. Весовые коэффициенты количественной оценки выполнения условий множеств U_1 и U_2 имеют вид

$$q(u_{11}) = q(u_{12}) = q(u_{21}) = q(u_{22}) = 1; \\ q(u_{13}) = q(u_{23}) = 0.$$

Множество преимуществ при прочих равных условиях M (используем для упрощения всего четыре условия):

$$M = \left\{ \begin{array}{l} m_1 = \text{Наличие медали (диплома с отличием);} \\ m_2 = \text{Профессиональное занятие спортом;} \\ m_3 = \text{Наличие побед на олимпиадах;} \\ m_4 = \text{Низкая успеваемость в школе.} \end{array} \right\}$$

В реальных условиях конкурсного отбора в вузах в качестве преимуществ при прочих равных условиях могут быть использованы степень соответствия претендента выбранной вакансии, выявленная по результатам тестов профессиональной ориентации, обучение на подготовительных программах, средний балл по аттестату и т. п.

Весовые коэффициенты количественной оценки выполнения условий множества M :

$$q^*(m_1) = 0,02; \quad q^*(m_2) = 0,01; \quad q^*(m_3) = 0,03; \\ q^*(m_4) = -0,05.$$

В табл. 2, 3 приведен пример расчета оценочной функции для всех конкурсных позиций претендентов из табл. 1.

2. Данные для расчета оценочной функции

Претендент	Индекс претендента p_i															
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
$r(p_i, u_{11})$	38	41	0	40	45	43	0	42	37	41	0	35	39	42	28	50
$h(p_i, u_{11})$	1	1	0	1	1	1	0	1	1	1	0	1	1	1	0	1
$r(p_i, u_{12})$	50	55	48	39	51	34	38	42	40	35	50	51	60	44	49	33
$h(p_i, u_{12})$	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
$r(p_i, u_{13})$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$h(p_i, u_{13})$	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
$r(p_i, u_{21})$	60	62	55	54	0	0	65	58	59	0	54	53	0	60	52	55
$h(p_i, u_{21})$	1	1	1	1	0	0	1	1	1	0	1	1	0	1	1	1
$r(p_i, u_{22})$	46	50	52	48	0	0	47	53	48	0	50	46	0	51	47	45
$h(p_i, u_{22})$	1	1	1	1	0	0	1	1	1	0	1	1	0	1	1	1
$r(p_i, u_{23})$	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
$h(p_i, u_{23})$	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
$r^*(p_i, m_1)$	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	1
$r^*(p_i, m_2)$	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
$r^*(p_i, m_3)$	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0
$r^*(p_i, m_4)$	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

3. Результат расчета оценочной функции

p_i	$z(p_i, G_1) = z(p_i, V_1) = z(p_i, V_2)$	$z(p_i, G_2) = z(p_i, V_3)$	p_i	$z(p_i, G_1) = z(p_i, V_1) = z(p_i, V_2)$	$z(p_i, G_2) = z(p_i, V_3)$
1	106,3	88,03	9	0,00	0,00
2	112,01	96,01	10	0,00	76,00
3	107,00	0,00	11	104,03	0,00
4	102,00	93,00	12	109,00	86,00
5	0,00	96,01	13	0,00	99,03
6	0,00	76,95	14	111,00	86,00
7	112,01	0,00	15	99,00	0,00
8	111,03	84,03	16	100,01	83,01

Результатом конкурсного отбора должна стать матрица зачислений D размерностью $K \times N$, каждый элемент которой $D_{ij} = d(p_i, V_j) = 1$, если в результате конкурсного отбора претендент p_i был распределен на вакансию подмножества V_j , и $D_{ij} = d(p_i, V_j) = 0$ в противном случае. Матрицу D назовем планом распределения.

Матрица D должна обладать следующими свойствами:

$\sum_j D_{ij} = \{1; 0\}$, т. е. сумма элементов по i -й строке должна быть равна либо единице, либо нулю (так как претендент p_i может быть распределен либо на одну единственную вакансию, либо ни на одну из вакансий);

$\sum_i D_{ij} \leq V_j$ — сумма элементов по j -му столбцу должна быть меньше либо равна мощности множества V_j .

Для конкурсного отбора в вузы представляет интерес множество величин

$$b(V_j) = \min_i (z(p_i, V_j)d(p_i, V_j)),$$

которые назовем проходными баллами на вакансии множества V_j . Значение $b(V_j)$ имеет следующий смысл: если претендент p_i заявил вакансию V_j и значение его оценочной функции для этой конкурсной позиции $z(p_i, V_j)$ больше либо равно $b(V_j)$, то он должен быть распределен на эту вакансию, если приоритет всех остальных заявленных им вакансий ниже.

Интересы организации, проводящей конкурсный отбор, выражаются целевой функцией

$$F_C = \sum_i \sum_j d(p_i, V_j) z(p_i, V_j) w(V_j),$$

где $w(V_j)$ — весовой коэффициент значимости вакансии V_j . Для случая с вузом будем считать, что $w(V_j) = 1$ для всех $V_j \subset V$. Данный коэффи-

циент характеризует важность заполнения вакансии V_j наилучшими кандидатами.

Интересы каждого кандидата представляются целевой функцией

$$F_C(p_i) = \sum_j d(p_i, V_j) s(p_i, V_j), \forall j : s(p_i, V_j) \neq 0.$$

Каждый претендент должен быть распределен на вакансию с наибольшим возможным приоритетом в соответствии со значениями оценочных функций его конкурсных позиций. Если претендент распределен на вакансию с наивысшим приоритетом, то значение $F_C(p_i)$ равно единице.

Таким образом, задача конкурсного отбора сводится к проблеме многоцелевой оптимизации плана распределения D при заданных ограничениях. Множеством целей задачи являются достижение максимума целевой функции организации при минимальных (наиболее близких к единице) значениях целевых функций претендентов.

В процессе конкурсного отбора данные оформляют в виде так называемых рейтинг-списков [3—5], предоставляющих информацию о претендентах, ранжированных по убыванию их оценочных функций и объединенных по группам вакансий G и множествам одинаковых вакансий V_j . Сформируем такие списки (табл. 4) для рассмотренного выше примера (см. табл. 1—3).

Для табл. 4 задача конкурсного отбора уже решена вручную с использованием следующего алгоритма (рис. 1):

1. Для всех конкурсных позиций вычисляется $z(p_i, V_j)$.
2. Составляется общий рейтинг-список.
3. Обнуляется матрица зачислений.
4. Все конкурсные позиции помечаются как необработанные.
5. Из рейтинг-списка выбирается первая совокупность одинаковых вакансий V_{\max} . Очеред-

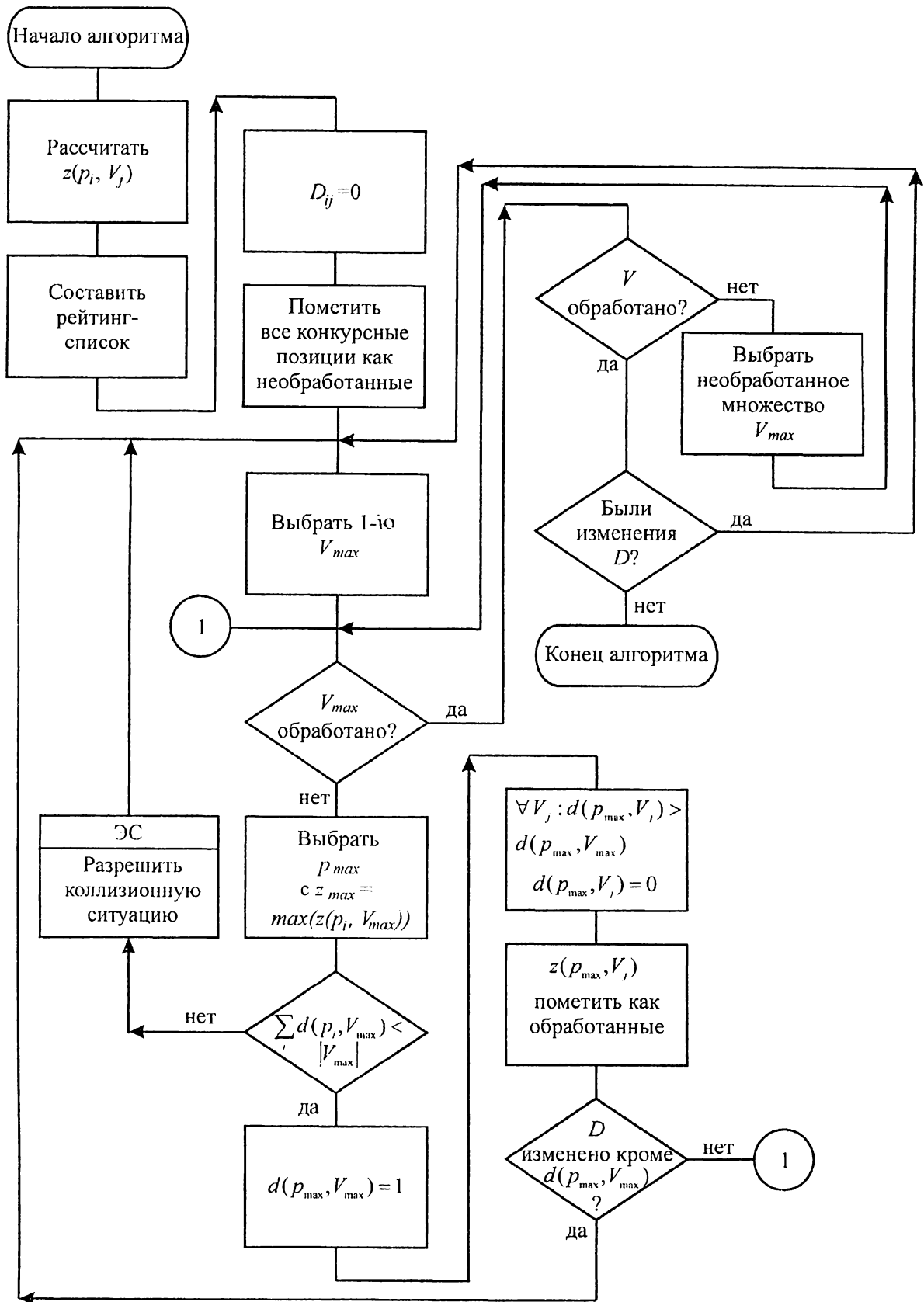


Рис. 1. Схема алгоритма конкурсного отбора

4. Пример рейтинг-списка

Место v_{ij}	Претендент p_i	Оценочная функция $z(p_i, V_j)$	Приоритет $s(p_i, V_j)$	Примечание
<i>Группа G₁, химический факультет</i>				
Вакансии V_1 , специальность «Физическая химия», четыре места				
	p_2	96,01	3	Зачислен на V_3
v_{11}	p_4	93,00	1	Зачислен
v_{12}	p_1	88,03	1	Зачислен
	p_{12}	86,00	2	Зачислен на V_3
v_{13}	p_{14}	86,00	1	Зачислен
v_{14}	p_8	84,03	1	Зачислен
	p_{16}	83,01	2	Не зачислен
	p_6	76,95	1	Не зачислен
	p_{10}	76,00	2	Зачислен на V_2
Вакансии V_2 , специальность «Химическая технология», четыре места				
v_{12}	p_{13}	99,03	1	Зачислен
	p_2	96,01	2	Зачислен на V_3
v_{22}	p_5	96,01	1	Зачислен
	p_4	93,00	2	Зачислен на V_1
	p_{12}	86,00	3	Зачислен на V_1
	p_{14}	86,00	3	Зачислен на V_1
v_{23}	p_{10}	76,00	1	Зачислен
	p_9	0,00	2	Не представил оригиналы документов
	p_{15}	0,00	1	Балл по химии <31
v_{24}				Не зачислен
<i>Группа G₂, юридический факультет</i>				
Вакансии V_3 , специальность «Юриспруденция», пять мест				
v_{31}	p_2	112,01	1	Зачислен
v_{32}	p_7	112,01	1	Зачислен
	p_8	111,03	2	Зачислен на V_1
	p_{14}	111,00	2	Зачислен на V_1
v_{33}	p_{12}	109,00	1	Зачислен
v_{34}	p_3	107,0	1	Зачислен
	p_1	106,3	2	Зачислен на V_1
v_{35}	p_{11}	104,03	1	Зачислен
	p_4	102,00	3	Зачислен на V_1
	p_{16}	100,01	1	Не зачислен
	p_{15}	99,00	2	Не зачислен
	p_9	0,00	1	Не представил оригиналов документов

ность обработки вакансий может быть установлена в соответствии с убыванием $w(V_j)$.

6. Выбирается необработанная конкурсная позиция и соответствующий ей претендент p_{\max} с оценочной функцией $z_{\max} = \max(z(p_i, V_{\max}))$. Если все позиции обработаны, то пометить V_{\max} как обработанную и перейти к п. 9.

7. Если $\sum_i d(p_i, V_{\max}) < |V_{\max}|$, т. е. имеются свободные вакансии, и отсутствует коллизийная ситуация, то распределить на одну из них p_{\max} , т. е. $d(p_{\max}, V_{\max}) = 1$. Для всех V_j таких, что $d(p_{\max}, V_j) > d(p_{\max}, V_{\max})$, установить $d(p_{\max}, V_j) = 0$, а все конкурсные позиции $z(p_{\max}, V_j)$ пометить как отработанные с примечанием, что p_{\max} распределен на V_{\max} . Текущую конкурсную позицию также пометить как обработанную. Если произошли изменения матрицы зачислений, кроме как в позиции $d(p_{\max}, V_{\max})$, то перейти к п. 5, иначе — перейти к п. 6.

8. Если возникла коллизийная ситуация, то применить текущие правила разрешения коллизийных ситуаций. Перейти к п. 5.

9. Из рейтинг-списка выбирается следующая необработанная совокупность одинаковых вакансий V_{\max} . Переход к п. 6. Если V обработано и не было ни одного изменения матрицы D , то конец алгоритма, иначе — переход к п. 5.

Отметим, что алгоритм не позволяет разрешить коллизийные ситуации, сущность которых сводится к тому, что на некоторое множество одинаковых вакансий $V_i^* \subset V_i$ претендует множество претендентов $P^* \subset P$ с одинаковым значением оценочной функции, причём $|V_i^*| < |P^*|$. Поэтому требуется вмешательство эксперта, который, используя определенную методику, сможет найти компромисс в сложившейся ситуации за счет изменения граничных условий, оценочных коэффициентов и т. п. В качестве эксперта может выступать либо уполномоченный человек (или группа лиц), либо автоматизированная система (экспертная система).

С позиций теории управления проблема конкурсного отбора является дискретной задачей с сосредоточенными параметрами [7]. Управление конкурсным отбором организуется по замкнутой схеме (рис. 2). Для многоцелевой оптимизации плана зачисления предлагается в качестве управляющего устройства использовать экспертную систему (ЭС).

● Таким образом, в работе формализована задача конкурсного отбора и зачисления на примере

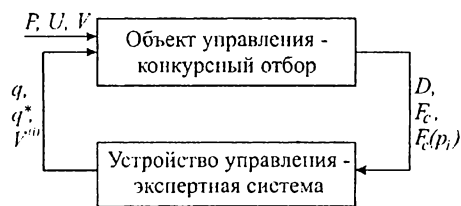


Рис. 2. Замкнутая схема управления конкурсным отбором

приемной кампании Курского государственного технического университета, составлен алгоритм решения задачи и предложен подход, согласно которому процесс конкурсного отбора представлен в виде объекта управления экспертной системы.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Программа для автоматизации работы приемных комиссий в высших учебных заведениях. А. С. 2006613434. Российская Федерация. Роспатент / А. И. Пыхтин, Е. А. Спиринов, И. С. Захаров (РФ). Заявл. 07.08.2006. Оpubл. 03.10.2006.
2. Автоматизированный информационный комплекс на основе экспертной системы управления конкурсным отбором и зачислением. А. С. 7446. Отраслевой фонд алгоритмов и программ / А. И. Пыхтин, И. С. Захаров, Е. А. Спиринов. Заявл. 27.12.2006. Оpubл. 16.01.2007. М.: ВНИИЦ, 2007. № 50200700077.
3. Погромская Т. А. Информационная система для управления приемной кампанией в вузе / Авторсф. дис. на соискание учен. ст. канд. техн. наук. 05.13.01. Омск, 2006. 21 с.
4. Информационно-аналитическая система "Абитуриент" (ИАС "Абитуриент"). А. С. 2003611045. Российская Федерация. Роспатент / И. С. Горнева и др. (РФ). № 2003611045. Заявл. 07.04.2003. Оpubл. 30.04.2003. Бюл. № 3(44). С. 98.
5. Погромская Т. А. Модель процесса приема абитуриентов в вуз // Математические структуры и моделирование: Сб. науч. тр. 2003. Вып. 12. С. 155—160.
6. Топорев А. Ю. Информационные технологии в экономике: Учеб. пособ. М., 2005. 67 с.
7. Егоров А. И. Основы теории управления. М.: ФИЗМАТЛИТ, 2004. 504 с.

УДК 621.396.66

Синтез согласующе-фильтрующих устройств на двухполюсниках с комплексными сопротивлениями для амплитудных демодуляторов с заданными модулями коэффициента передачи в двух состояниях нелинейного элемента

А. А. ГОЛОВКОВ, д-р техн. наук, В. А. ГОЛОВКОВ

Воронежское высшее военное авиационное инженерное училище (военный институт)

Решена задача параметрического синтеза согласующе-фильтрующих устройств (СФУ) для амплитудных демодуляторов по критерию обеспечения заданных модулей коэффициентов передачи в двух состояниях нелинейного элемента, определяемых двумя крайними уровнями входного амплитудно-модулированного сигнала (АМС), на фиксированной частоте при использовании в СФУ RLC-базиса. Получены взаимосвязи между элементами матрицы сопротивлений СФУ, оптимальные по этому критерию, для двухполюсных и трехполюсных нелинейных элементов с различными вариантами включения. Определены оптимальные значения комплексных сопротивлений двухполюсников, формирующих типовые схемы СФУ.

На основе разработанного в [1] подхода к анализу взаимодействия АМС с высокочастотной частью (до фильтра нижних частот) амплитудного демодулятора в данной статье сделана попытка решения задачи параметрического синтеза СФУ демодулятора, построенных на типовых схемах из двухполюсников с комплексными сопротивлениями.

Пусть комплексные сопротивления нагрузки $z_{II} = r_{II} + jx_{II}$, источника сигнала $z_0 = r_0 + jx_0$, а

также сопротивление двухполюсного нелинейного элемента $z_{1,2} = r_{1,2} + jx_{1,2}$ в двух состояниях, определяемых двумя крайними уровнями входного АМС, известны, т. е. известна его классическая матрица передачи:

$$A_{II} = \begin{vmatrix} 1 & z_{1,2} \\ 0 & 1 \end{vmatrix}. \quad (1)$$

Комплексный четырехполюсник (КЧ) описывается матрицей передачи [2]

$$A = \begin{pmatrix} \frac{z_{11}}{z_{21}} & -\frac{|z|}{z_{21}} \\ \frac{1}{z_{21}} & \frac{z_{22}}{z_{21}} \end{pmatrix}, \quad (2)$$

где $|z| = z_{11}z_{22} + z_{21}^2$ — определитель матрицы комплексных сопротивлений СФУ:

$$z = \begin{pmatrix} z_{11} & -z_{21} \\ z_{21} & z_{22} \end{pmatrix}. \quad (3)$$

Рассмотрим первый вариант схемы (рис. 1, а) исследуемого демодулятора АМС, в которой управляемый элемент включен между выходом СФУ (комплексный четырехполюсник) и нагрузкой в продольную цепь (последовательно).

Общая нормированная классическая матрица передачи высокочастотной части демодулятора имеет вид

$$A = \begin{pmatrix} \frac{z_{11}}{z_{21}} \sqrt{\frac{z_H}{z_0}} & \left(\frac{z_{11}}{z_{21}} z_{1,2} - \frac{|z|}{z_{21}} \right) \frac{1}{\sqrt{z_0 z_H}} \\ \frac{1}{z_{21}} \sqrt{z_0 z_H} & \left(\frac{z_{1,2}}{z_{21}} - \frac{z_{22}}{z_{21}} \right) \sqrt{\frac{z_0}{z_H}} \end{pmatrix}. \quad (4)$$

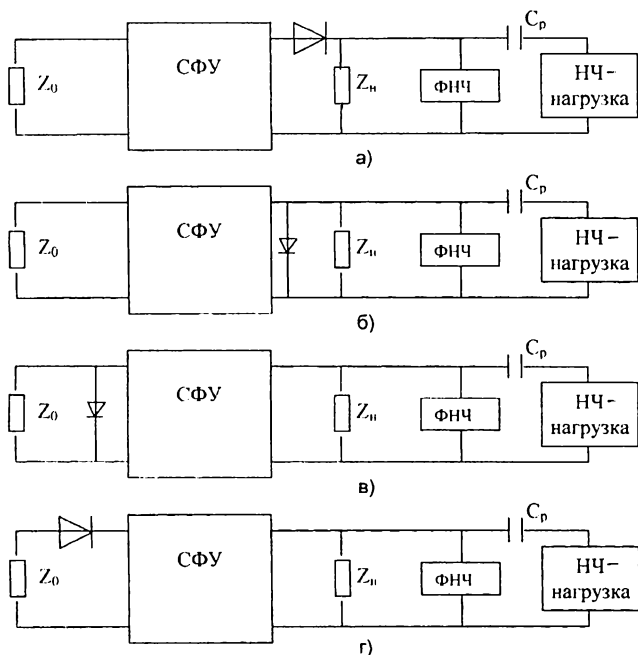


Рис. 1. Схема исследуемого демодулятора амплитудно-модулированных сигналов при использовании двухполюсного нелинейного элемента

Используя известную связь элементов матрицы рассеяния [2], получим выражение для коэффициента передачи демодулятора $S_{21}^{I,II}$ в двух состояниях диода:

$$S_{21}^{I,II} = \frac{2z_{21}\sqrt{z_0 z_H}}{(z_H + z_{1,2})(z_{11} + z_0) - z_0 z_{22} - |z|}. \quad (5)$$

Пусть требуется определить схему комплексного четырехполюсника и значения комплексных сопротивлений двухполюсников, входящих в него, при которых можно обеспечить заданное значение модуля m_1 коэффициента передачи в первом состоянии нелинейного элемента, а также значение модуля m_2 коэффициента передачи во втором состоянии нелинейного элемента:

$$S_{21}^{I,II} = m_{1,2}. \quad (6)$$

Подставим (5) в (6). Получим комплексное уравнение

$$(z_{11} + z_0)(-z_{22} + z_H + z_1)m_{1,2} - z_{21}^2 m_{1,2} - 2z_{21}\sqrt{z_0 z_H} = 0. \quad (7)$$

После денормирования коэффициента передачи (5) путем умножения на $\sqrt{z_H/z_0}$ последнее выражение изменяется таким образом, что вместо корня, входящего в (5) и (7), получаем z_H .

Ненормированный коэффициент передачи связан с физически реализуемой передаточной функцией следующим образом: $H^{I,II}(j\omega) = \frac{1}{2} S_{21}^{I,II}$.

Решение системы (7) имеет вид взаимосвязи между элементами комплексных сопротивлений четырехполюсника:

$$z_{11} = \frac{z_{21}^2 + z_{21} D_{1,2}}{z_H + z_{1,2} - z_{22}} - z_0, \quad (8)$$

где $D_{1,2} = \frac{2\sqrt{z_0 z_H}}{m_{1,2}}$.

Поскольку элементы матрицы сопротивлений четырехполюсника, записанные для двух состояний, характеризуют один и тот же четырехполюсник, то указанные выражения должны быть попарно равны. Из этих равенств вытекает ограничение на элемент z_{22} матрицы сопротивлений СФУ:

$$z_{22} = \frac{z_{21}(z_2 - z_1) + D_1(z_H + z_2) - D_2(z_H + z_1)}{(D_1 - D_2)}. \quad (9)$$

Полученные две взаимосвязи между комплексными элементами матрицы сопротивлений (3)

означают, что элементы комплексного четырехполосника должны определяться из решения системы двух уравнений, формируемых на основе (8), (9).

Таким образом, число комплексных двухполосников, из которых формируется четырехполосник, должно быть не менее двух. Значения параметров этих двухполосников определяются путем решения указанных систем двух уравнений. При этих значениях параметров в первом состоянии будет реализовано заданное значение m_1 , а во втором состоянии — m_2 . Этот алгоритм определения значений параметров двухполосников СФУ справедлив и для остальных вариантов включения нелинейного элемента.

Рассмотрим второй вариант включения двухполосного нелинейного элемента, между СФУ и нагрузкой в поперечную цепь (рис. 1, б).

Пусть проводимости двухполосного нелинейного элемента $y_{1,2} = g_{1,2} + jb_{1,2}$ в двух состояниях известны, т. е. известна его классическая матрица передачи

$$A_{\text{л}} = \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ y_{1,2} & 1 \end{vmatrix}. \quad (10)$$

Комплексный четырехполосник описывается матрицей передачи (2).

Общая нормированная классическая матрица передачи высокочастотной части демодулятора имеет вид

$$A = \begin{vmatrix} \left(\frac{z_{11}}{z_{21}} - \frac{|z|y_{1,2}}{z_{21}}\right)\sqrt{\frac{z_{\text{н}}}{z_0}} & \frac{-|z|}{z_{21}}\frac{1}{\sqrt{z_0 z_{\text{н}}}} \\ \left(\frac{1}{z_{21}} - \frac{z_{22}y_{1,2}}{z_{21}}\right)\sqrt{z_0 z_{\text{н}}} & \frac{z_{22}}{z_{21}}\sqrt{\frac{z_0}{z_{\text{н}}}} \end{vmatrix}. \quad (11)$$

Используя известную связь элементов матрицы рассеяния [2], получаем выражение для коэффициента передачи демодулятора $S_{21}^{1,11}$ в двух состояниях диода

$$S_{21} = \frac{2z_{21}\sqrt{z_0 z_{\text{н}}}}{(z_{11} - |z|y_{1,2})z_{\text{н}} - |z| + (1 + z_{22})z_0 z_{\text{н}} - z_{22}z_0}. \quad (12)$$

После подстановки (12) в (6) получим комплексное уравнение

$$[-z_{22}(z_0 + z_{11}) - \frac{z^2}{z_{21}}](1 + y_{1,2}z_{\text{н}}) + z_{\text{н}}(z_0 + z_{11}) - D_{01,02}z_{21} = 0, \quad (13)$$

где $D_{01,02} = \frac{2\sqrt{z_0 z_{\text{н}}}}{m_{1,2}}$.

Решение системы (13) имеет вид

$$z_{11} = \frac{D_{1,2}z_{21} + z_{21}^2}{E_{1,2} - z_{22}} - z_0; \quad D_{1,2} = \frac{2\sqrt{z_0 z_{\text{н}}}}{m_{1,2}(1 + y_{1,2}z_{\text{н}})}; \\ E_{1,2} = \frac{z_{\text{н}}}{1 + y_{1,2}z_{\text{н}}}. \quad (14)$$

Элементы матрицы сопротивлений (14), записанные для двух состояний диода, характеризуют один и тот же четырехполосник, поэтому они должны быть попарно равны. Из этого равенства вытекает ограничение еще на один элемент матрицы сопротивлений:

$$z_{22} = \frac{E_1(D_2 + z_{21}) - E_2(D_1 + z_{21})}{D_2 - D_1}. \quad (15)$$

Для третьего варианта включения двухполосного нелинейного элемента, между источником сигнала и СФУ в поперечную цепь (рис. 1, в), общая классическая матрица передачи высокочастотной части демодулятора имеет вид

$$A = \begin{vmatrix} \frac{z_{11}}{z_{21}}\sqrt{\frac{z_{\text{н}}}{z_0}} & \frac{-|z|}{z_{21}}\frac{1}{\sqrt{z_0 z_{\text{н}}}} \\ \left(\frac{z_{11}y_{1,2}}{z_{21}} + \frac{1}{z_{21}}\right)\sqrt{z_0 z_{\text{н}}} & -\left(\frac{|z|y_{1,2}}{z_{21}} + \frac{z_{22}}{z_{21}}\right)\sqrt{\frac{z_0}{z_{\text{н}}}} \end{vmatrix}. \quad (16)$$

Выражение для коэффициента передачи записывается следующим образом:

$$S_{21} = \frac{2z_{21}\sqrt{z_0 z_{\text{н}}}}{(z_{11}z_{\text{н}} - |z|)(1 + y_{1,2}z_0) + z_0(z_{\text{н}} - z_{22})}. \quad (17)$$

Подставим (17) в (6) и получим комплексное уравнение

$$z_{11}(z_{\text{н}} - z_{22})(1 + y_{1,2}z_0) + z_0(z_{\text{н}} - z_{22}) - z_{21}D_{01,02} = 0, \quad (18)$$

где $D_{01,02} = \frac{2\sqrt{z_0 z_{\text{н}}}}{m_{1,2}}$.

Решение (18) имеет вид взаимосвязи:

$$z_{22} = \frac{-z_{21}D_{1,2} - z_{21}^2}{z_{11} + E_{1,2}} + z_{\text{н}}; \\ D_{1,2} = \frac{2\sqrt{z_0 z_{\text{н}}}}{(1 + y_{1,2}z_0)m_{1,2}}; \quad E_{1,2} = \frac{z_0}{1 + y_{1,2}z_0}. \quad (19)$$

Поскольку элементы матрицы сопротивлений четырехполосника (19), записанные отдельно для двух состояний, характеризуют один и тот же четырехполосник, то указанные выражения должны быть попарно равны. Из этих равенств

вытекает ограничение еще на один элемент матрицы сопротивлений:

$$z_{11} = \frac{E_2(D_1 + z_{21}) - E_1(D_2 + z_{21})}{D_2 - D_1}. \quad (20)$$

Для четвертого варианта включения двухполюсного нелинейного элемента, между источником сигнала и СФУ в продольную цепь (рис. 1, з), общая классическая матрица передачи высокочастотной части демодулятора имеет вид

$$A = \begin{vmatrix} \left(\frac{z_{11} + z_{1,2}}{z_{21} + z_{21}} \right) \sqrt{\frac{z_{11}}{z_0}} & \left(\frac{-|z| - z_{1,2}z_{22}}{z_{21} + z_{21}} \right) \frac{1}{\sqrt{z_0 z_{11}}} \\ \frac{1}{z_{21}} \sqrt{z_0 z_{11}} & \frac{z_{22}}{z_{21}} \sqrt{\frac{z_0}{z_{11}}} \end{vmatrix}. \quad (21)$$

Коэффициент передачи для этого случая

$$S_{21} = \frac{2z_{21} \sqrt{z_0 z_{11}}}{(z_{11} + z_{1,2})z_{11} - (z_{11}z_{22} + z_{21}^2 + z_{1,2}z_{22}) + z_0 z_{11} - z_{22}z_0}. \quad (22)$$

После подстановки (22) в (6) получим комплексное уравнение

$$(z_0 + z_1)(z_{11} - z_{22}) + z_{11}(z_{11} - z_{22}) - z_{21}^2 - D_{1,2}z_{21} = 0, \quad (23)$$

где $D_{1,2} = \frac{2\sqrt{z_0 z_{11}}}{m_{1,2}}$.

Решение (23) имеет вид взаимосвязи между элементами комплексных сопротивлений СФУ:

$$z_{22} = \frac{-z_{21}^2 - D_{1,2}z_{21}}{z_0 + z_1 + z_{11}} + z_{11}. \quad (24)$$

Поскольку элементы матрицы сопротивлений четырехполюсника (24), записанные отдельно для двух состояний, характеризуют один и тот же четырехполюсник, то указанные выражения должны быть попарно равны. Из этих равенств вытекает ограничение еще на один элемент матрицы сопротивлений:

$$z_{11} = \frac{(z_0 + z_1)(z_{21} + D_2) - (z_0 + z_2)(z_{21} + D_1)}{D_1 - D_2}. \quad (25)$$

Рассмотрим пятый вариант схемы исследуемого демодулятора АМС — включение трехполюсного нелинейного элемента (транзистора VT) между источником сигнала и СФУ (рис. 2, а) по схеме с общим эмиттером, общей базой или общим коллектором.

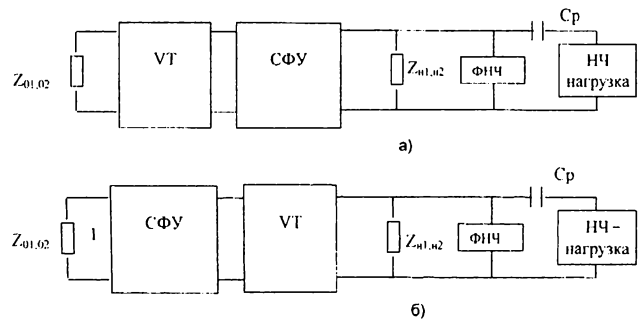


Рис. 2. Схема исследуемого демодулятора амплитудно-модулированных сигналов при использовании трехполюсного нелинейного элемента

Пусть управляемый элемент характеризуется матрицей комплексных проводимостей в двух состояниях

$$Y_T = \begin{vmatrix} y_{11}^{I,II} & y_{12}^{I,II} \\ y_{21}^{I,II} & y_{22}^{I,II} \end{vmatrix} \quad (26)$$

и соответствующей классической матрицей передачи

$$A_T = \begin{vmatrix} \frac{-y_{22}^{I,II}}{y_{21}^{I,II}} & \frac{1}{y_{21}^{I,II}} \\ \frac{-|y^{I,II}|}{y_{21}^{I,II}} & \frac{y_{11}^{I,II}}{y_{21}^{I,II}} \end{vmatrix}, \quad (27)$$

где $y^{I,II} = y_{11}^{I,II} y_{22}^{I,II} - y_{12}^{I,II} y_{21}^{I,II}$ — определитель матрицы (26).

Общая классическая матрица передачи высокочастотной части демодулятора имеет вид

$$A = \begin{vmatrix} \left(\frac{-y_{22}^{I,II} z_{11} + 1}{y_{21}^{I,II} z_{21} + y_{21}^{I,II} z_{21}} \right) \sqrt{\frac{z_{11}}{z_0}} & \left(\frac{y_{22}^{I,II} |z| - z_{22}}{y_{21}^{I,II} z_{21}} \right) \frac{1}{\sqrt{z_0 z_{11}}} \\ \left(\frac{-z_{11} |y^{I,II}| + y_{11}^{I,II}}{y_{21}^{I,II} z_{21}} \right) \sqrt{z_0 z_{11}} & \left(\frac{|y^{I,II}| |z| - y_{11}^{I,II} z_{22}}{y_{21}^{I,II} z_{21}} \right) \sqrt{\frac{z_0}{z_{11}}} \end{vmatrix}. \quad (28)$$

Коэффициент передачи демодулятора для этого варианта запишем в следующей форме:

$$S_{21} = \frac{2y_{21}^{I,II} z_{21} \sqrt{z_0 z_{11}}}{(y_{22}^{I,II} + |y^{I,II}| z_0)(|z| - z_{11} z_{11}) + (z_{11} - z_{22})(1 + y_{11}^{I,II} z_0)}. \quad (29)$$

После подстановки (29) в (6) получим комплексное уравнение

$$(y_{22}^{I,II} + |y^{I,II}|z_0)[-z_{11}(z_H - z_{22}) + z_{21}^2] + (z_H - z_{22})(1 + y_{11}^{I,II} z_0) - z_{21}D_{01,02} = 0, \quad (30)$$

где $D_{01,02} = \frac{2\sqrt{z_0 z_H}}{m_{1,2}}$.

Решение (30) имеет вид

$$z_{22} = \frac{z_{21}^2 - z_{21}D_{1,2}}{-z_{11} + E_{1,2}} + z_H; \quad D_{1,2} = \frac{2y_{21}^{I,II}\sqrt{z_0 z_H}}{(y_{22}^{I,II} + |y^{I,II}|z_0)m_{1,2}}; \quad E_{1,2} = \frac{1 + y_{11}^{I,II} z_0}{y_{22}^{I,II} + |y^{I,II}|z_0}. \quad (31)$$

На основании тех же рассуждений запишем ограничения еще на один элемент матрицы сопротивления СФУ:

$$z_{11} = \frac{E_1(z_{21} - D_2) - E_2(z_{21} - D_1)}{D_1 - D_2}. \quad (32)$$

Для шестого варианта схемы демодулятора — включение трехполосного нелинейного элемента между СФУ и нагрузкой (рис. 2, б) — общая классическая матрица передачи высокочастотной части демодулятора имеет вид

$$A = \begin{pmatrix} \left(\frac{-z_{11}y_{22}^{I,II}}{z_{21}y_{21}^{I,II}} + \frac{|y^{I,II}|z}{y_{21}^{I,II} z_{21}} \right) \sqrt{z_H} & \left(\frac{z_{11} - |z|y_{11}^{I,II}}{y_{21}^{I,II} z_{21}} \right) \frac{1}{\sqrt{z_0 z_H}} \\ \left(\frac{-y_{22}^{I,II} + z_{22}|y^{I,II}|}{z_{21}y_{21}^{I,II}} \right) \sqrt{z_0 z_H} & \left(\frac{1 - y_{11}^{I,II} z_{22}}{z_{21}y_{21}^{I,II}} \right) \sqrt{\frac{z_0}{z_H}} \end{pmatrix}. \quad (33)$$

Коэффициент передачи в этом случае

$$S_{21} = \frac{2z_{21}y_{21}^{I,II}\sqrt{z_0 z_H}}{(|y^{I,II}|z - z_{11}y_{22}^{I,II})z_H + z_{11} - |z|y_{11}^{I,II} + (z_{22}|y^{I,II}| - y_{22}^{I,II})z_0 z_H + (1 - y_{11}^{I,II} z_{22})z_0}. \quad (34)$$

После подстановки (34) в (6) получим комплексное уравнение

$$(|y^{I,II}|z_H - y_{11}^{I,II})[z_{22}(z_0 + z_{11}) + z_{21}^2] + (z_0 + z_{11})(1 - y_{22}^{I,II} z_H) - z_{21}D_{01,02} = 0, \quad (35)$$

где $D_{01,02} = \frac{2y_{21}^{I,II}\sqrt{z_0 z_H}}{m_{1,2}}$.

Решение (35) имеет вид

$$z_{11} = \frac{z_{21}D_{1,2} - z_{21}^2}{z_{22} + E_{1,2}} - z_0; \quad D_{1,2} = \frac{2y_{21}^{I,II}\sqrt{z_0 z_H}}{(|y^{I,II}|z_H - y_{11}^{I,II})m_{1,2}}; \quad E_{1,2} = \frac{1 - y_{22}^{I,II} z_H}{|y^{I,II}|z_H - y_{11}^{I,II}}. \quad (36)$$

На основании тех же рассуждений запишем ограничения еще на один элемент матрицы сопротивлений:

$$z_{22} = \frac{E_2(D_1 - z_{21}) - E_1(D_2 - z_{21})}{D_2 - D_1}. \quad (37)$$

На основании изложенного выше алгоритма параметрического синтеза СФУ были получены математические выражения для определения комплексных сопротивлений двухполосников, формирующих типовые схемы СФУ.

Для случая обеспечения заданного значения m_1 при включении трехполосного нелинейного элемента между источником сигнала и СФУ в качестве исходной использовалась взаимосвязь (31).

Для одиночного параллельно включенного комплексного сопротивления

$$z = z_{\text{н}} \frac{E_1}{-E_1 + D_1 + z_{\text{н}}} \quad (38)$$

Для двух вариантов Г-образного соединения двух сопротивлений

$$z_1 = E_1 \frac{z_2 + z_{\text{н}}}{-E_1 + z_2 + D_1 + z_{\text{н}}} \quad \text{или} \quad z_2 = \frac{-(-z_1 E_1 + D_1 z_1 - z_{\text{н}} E_1 + z_{\text{н}} z_1)}{-E_1 + z_1} \quad (39)$$

Для двух вариантов]-образного соединения двух сопротивлений

$$z_1 = \frac{-(-z_2 E_1 + D_1 z_2 - z_{\text{н}} E_1 + z_{\text{н}} z_2)}{z_{\text{н}} + z_2} \quad \text{или} \quad z_2 = -z_{\text{н}} \frac{-E_1 + z_1}{-E_1 + z_1 + D_1 + z_{\text{н}}} \quad (40)$$

Для двух вариантов мостовой схемы

$$z_1 = \frac{-(-z_2 E_1 + D_1 z_2 - 2z_{\text{н}} E_1 + z_{\text{н}} z_2)}{-E_1 + 2z_2 - D_1 + z_{\text{н}}} \quad \text{или} \quad z_2 = \frac{-(-z_1 E_1 - D_1 z_1 - 2z_{\text{н}} E_1 + z_{\text{н}} z_1)}{-E_1 + 2z_1 + D_1 + z_{\text{н}}} \quad (41)$$

Для трех вариантов Т-образного соединения трех сопротивлений

$$z_1 = \frac{-(-z_3 E_1 + z_3 z_2 - z_2 E_1 + D_1 z_2 - z_{\text{н}} E_1 + z_{\text{н}} z_2)}{z_3 + z_2 + z_{\text{н}}} \quad \text{или} \quad z_2 = \frac{-(-z_3 E_1 + z_3 z_1 - z_{\text{н}} E_1 + z_{\text{н}} z_1)}{z_3 - E_1 + z_1 + D_1 + z_{\text{н}}}$$

$$\text{или} \quad z_3 = \frac{-(-z_2 E_1 + z_2 z_1 + D_1 z_2 - z_{\text{н}} E_1 + z_{\text{н}} z_1 + z_{\text{н}} z_2)}{-E_1 + z_1 + z_2} \quad (42)$$

Для трех вариантов П-образного соединения трех сопротивлений

$$z_1 = \frac{E_1(z_{\text{н}} z_3 + z_3 z_2 + z_{\text{н}} z_2)}{-z_{\text{н}} E_1 - z_3 E_1 + z_{\text{н}} z_3 + z_3 z_2 + z_{\text{н}} z_2 + D_1 z_3} \quad \text{или} \quad z_2 = \frac{E_1(z_{\text{н}} z_3 + z_3 z_1 + z_{\text{н}} z_1) - D_1 z_3 z_1 - z_{\text{н}} z_1 z_3}{-z_{\text{н}} E_1 + z_{\text{н}} z_1 + z_3 z_1 - z_3 E_1}$$

$$\text{или} \quad z_3 = -z_{\text{н}} \frac{E_1(-z_1 - z_2) + z_1 z_2}{z_1 z_2 - z_2 E_1 - z_{\text{н}} E_1 - z_1 E_1 + D_1 z_1 + z_{\text{н}} z_1} \quad (43)$$

Для четырех вариантов перекрытого Т-соединения четырех сопротивлений

$$z_1 = \frac{(-z_3 z_2 - z_2 z_4) D_1 + (z_3 z_4 + z_3 z_2 + z_2 z_4 + z_{\text{н}} z_3 + z_{\text{н}} z_4) E_1 - z_3 z_2 z_4 - z_{\text{н}} z_2 z_3 - z_{\text{н}} z_2 z_4}{(z_3 + z_2) D_1 + (-z_{\text{н}} - z_3 - z_2) E_1 + z_2 z_4 + z_3 z_4 + z_{\text{н}} z_4 + z_{\text{н}} z_3 + z_{\text{н}} z_2}$$

$$\text{или} \quad z_2 = \frac{(z_3 z_4 + z_3 z_1 + z_{\text{н}} z_3 + z_{\text{н}} z_1 + z_{\text{н}} z_4) E_1 - D_1 z_3 z_1 - z_3 z_1 z_4 - z_{\text{н}} z_1 z_3 - z_{\text{н}} z_1 z_4}{(z_3 + z_1 + z_4) D_1 + (-z_1 - z_3 - z_2) E_1 + z_1 z_4 + z_3 z_4 + z_{\text{н}} z_4 + z_{\text{н}} z_3 + z_{\text{н}} z_1}$$

$$\text{или} \quad z_3 = \frac{(-z_1 z_2 - z_2 z_4) D_1 + (z_{\text{н}} z_4 + z_1 z_2 + z_2 z_4 + z_{\text{н}} z_1) E_1 - z_1 z_2 z_4 - z_{\text{н}} z_2 z_4 - z_{\text{н}} z_1 z_4 - z_{\text{н}} z_1 z_2}{(z_2 + z_1) D_1 + (-z_{\text{н}} - z_2 - z_1 - z_4) E_1 + z_2 z_4 + z_1 z_4 + z_{\text{н}} z_1 + z_{\text{н}} z_2}$$

$$\text{или} \quad z_4 = \frac{(-z_1 z_3 - z_2 z_3 - z_1 z_2) D_1 + (z_{\text{н}} z_1 + z_1 z_2 + z_3 z_1 + z_3 z_2 + z_{\text{н}} z_3) E_1 - z_{\text{н}} z_2 z_3 - z_{\text{н}} z_1 z_3 - z_{\text{н}} z_1 z_2}{(-z_{\text{н}} - z_2 - z_3) E_1 + z_3 z_1 + z_1 z_2 + z_2 z_3 + z_{\text{н}} z_1 + D_1 z_2 + z_{\text{н}} z_2} \quad (44)$$

Матрица сопротивлений перекрытого соединения взята из работы [3].

Для случая одновременного обеспечения заданных значений $m_{1,2}$ при использовании трехполюсного нелинейного элемента, включенного между источником сигнала и СФУ, в качестве исходной использовалась система взаимосвязей (31), (32).

Для Г-образного соединения двух сопротивлений

$$z_1 = \frac{-E_2 D_1 + E_1 D_2}{-D_1 + D_2 + E_1 - E_2}; \quad z_2 = \frac{-(E_1 D_2 + z_{\text{н}} E_1 - E_2 D_1 - z_{\text{н}} E_2)}{E_1 - E_2} \quad (45)$$

Для]-образного соединения двух сопротивлений

$$z_1 = \frac{-(E_1 D_2 + z_{\text{н}} E_1 - E_2 D_1 - z_{\text{н}} E_2)}{D_1 - D_2}; \quad z_2 = -z_{\text{н}} \frac{E_1 - E_2}{-D_1 + D_2 + E_1 - E_2} \quad (46)$$

Для мостовой схемы

$$z_1 = \frac{-(z_{II}E_1 + E_1D_2 - E_2D_1 - z_{II}E_2)}{D_1 - D_2 + E_1 - E_2}; \quad z_2 = \frac{-(z_{II}E_1 - E_1D_2 + E_2D_1 - z_{II}E_2)}{-D_1 + D_2 + E_1 - E_2}. \quad (47)$$

Для трех вариантов Т-образного соединения трех сопротивлений

$$z_1 = \frac{-(z_{II}E_1 + E_1D_2 + E_1z_3 - E_2z_3 - z_{II}E_2 - E_2D_1)}{D_1 - D_2}; \quad z_2 = \frac{-(E_1z_3 + z_{II}E_1 - E_2z_3 - z_{II}E_2)}{-D_1 + D_2 + E_1 - E_2} \quad \text{или} \quad (48)$$

$$z_2 = \frac{z_1D_1 + z_1D_2 - E_2D_1 + E_1D_2}{-D_1 + D_2 + E_1 - E_2}; \quad z_3 = \frac{-(z_{II}E_1 + E_1D_2 - E_2D_1 + D_1z_1 - D_2z_1 - z_{II}E_2)}{E_1 - E_2}, \quad \text{или} \quad (49)$$

$$z_1 = \frac{-z_2D_1 + z_2D_2 + z_2E_1 + E_2D_1 - z_2E_2 - E_1D_2}{D_1 - D_2}; \quad z_3 = \frac{-z_2D_1 - z_2E_2 - z_{II}E_2 + z_2D_2 + z_2E_1 + z_{II}E_1}{E_1 - E_2}. \quad (50)$$

Для трех вариантов П-образного соединения трех сопротивлений

$$z_1 = z_3 \frac{E_1D_2 - E_2D_1}{(z_{II} + z_3)E_1 + (-z_{II} - z_3)E_2 - D_1z_3 + D_2z_3}; \quad z_2 = \frac{-z_3(E_1D_2 + z_{II}E_1 - E_2D_1 - z_{II}E_2)}{(E_1 - E_2)(z_{II} + z_3)} \quad \text{или} \quad (51)$$

$$z_2 = \frac{-z_1(E_1D_2 + z_{II}E_1 - E_2D_1 - z_{II}E_2)}{z_1D_1 - z_1D_2 + E_1D_2 - E_2D_1}; \quad z_3 = \frac{-z_{II}z_1(E_1 - E_2)}{(z_1 - D_2)E_1 + (-z_1 + D_1)E_2 - z_1D_1 + z_1D_2}, \quad \text{или} \quad (52)$$

$$z_1 = \frac{-z_2(E_1D_2 - E_2D_1)}{(z_{II} + D_2)E_1 + (-z_{II} - D_1)E_2 - z_2D_2 + z_2D_1}; \quad z_3 = \frac{-z_{II}z_2(-E_1 + E_2)}{(z_{II} + D_2 + z_2)E_1 + (-z_{II} - z_2 - D_1)E_2}. \quad (53)$$

Для шести вариантов перекрытого Т-соединения четырех сопротивлений

$$z_1 = \frac{(-z_{II}z_3 - z_3z_4 - D_2z_3 - z_{II}z_4 - D_2z_4)E_1 + (z_{II}z_3 + z_3z_4 + D_1z_3 + z_{II}z_4 + D_1z_4)E_2}{(z_{II} + D_2)E_1 + (-z_{II} - D_1)E_2 - z_4D_2 + z_4D_1};$$

$$z_2 = \frac{(-z_{II}z_3 - z_3z_4 - D_2z_3 - z_{II}z_4)E_1 + (z_{II}z_3 + z_3z_4 + D_1z_3 + z_{II}z_4)E_2}{z_4(E_1 - E_2 + D_2 - D_1)} \quad \text{или} \quad (54)$$

$$z_2 = \frac{(D_2z_1 + D_2z_4 + z_{II}z_1)E_1 + (-z_{II}z_1 - D_1z_1 - D_1z_4)E_2 - D_2z_4z_1 + D_1z_4z_1}{z_4(E_1 - E_2 + D_2 - D_1)};$$

$$z_3 = \frac{(-z_{II}z_4 - D_2z_4 - z_{II}z_1 - D_2z_1)E_1 + (z_{II}z_4 + D_1z_4 + z_{II}z_1 + D_1z_1)E_2 - z_1D_1z_4 + z_1D_2z_4}{(z_{II} + D_2 + z_4)E_1 + (-z_{II} - D_1 - z_4)E_2} \quad \text{или} \quad (55)$$

$$z_1 = z_4 \frac{(z_2 - D_2)E_1 + (-z_2 + D_1)E_2 - z_2D_1 + z_2D_2}{(z_{II} + D_2)E_1 + (-z_{II} - D_1)E_2 - z_4D_2 + z_4D_1}; \quad z_3 = z_4 \frac{(-z_2 - z_{II})E_1 + (z_2 + z_{II})E_2 + z_2D_1 - z_2D_2}{(z_{II} + D_2 + z_4)E_1 + (-z_{II} - D_1 - z_4)E_2} \quad \text{или} \quad (56)$$

$$z_1 = -z_3 \frac{(z_2 - D_2)E_1 + (-z_2 + D_1)E_2 - z_2D_1 + z_2D_2}{(z_{II} + z_2 + z_3)E_1 + (-z_{II} - z_2 - z_3)E_2 - z_2D_1 - z_3D_1 + z_2D_2 + z_3D_2};$$

$$z_4 = z_3 \frac{(-z_{II} - D_2)E_1 + (z_{II} + D_1)E_2}{(z_{II} + z_2 + z_3)E_1 + (-z_{II} - z_2 - z_3)E_2 + z_2D_2 - z_2D_1} \quad \text{или} \quad (57)$$

$$z_2 = \frac{(D_2z_3 - z_3z_1 - z_{II}z_1)E_1 + (z_{II}z_1 - D_1z_3 + z_3z_1)E_2 - D_2z_3z_1 + D_1z_3z_1}{(z_1 + z_3)E_1 + (-z_1 - z_3)E_2 - z_1D_1 + z_1D_2 - z_3D_1 + z_3D_2};$$

$$z_4 = \frac{(z_1 + z_3)(-D_2 - z_{II})E_1 + (D_1 + z_{II})E_2}{(z_{II} + D_2 + z_3)E_1 + (-z_{II} - D_1 - z_3)E_2 - z_1D_2 + z_1D_1} \quad \text{или} \quad (58)$$

$$z_3 = -z_1 \frac{(z_2 + z_{II})E_1 + (-z_2 - z_{II})E_2 - z_2D_1 + z_2D_2}{(z_2 - D_2 + z_1)E_1 + (-z_2 + D_1 - z_1)E_2 - z_2D_1 + z_2D_2 - z_1D_1 + z_1D_2};$$

$$z_4 = z_1 \frac{(D_2 + z_{II})E_1 + (-D_1 - z_{II})E_2}{(z_2 - D_2)E_1 + (-z_2 + D_1)E_2 - z_2D_1 + z_2D_2 - z_1D_1 + z_1D_2}. \quad (59)$$

Для случая обеспечения заданного значения m_1 при использовании трехполосного нелинейного элемента, включенного между СФУ и нагрузкой (см. рис. 2, б), в качестве исходной использовалась взаимосвязь (36).

Для одиночного параллельно включенного комплексного сопротивления

$$z = z_0 \frac{E_1}{-E_1 + D_1 + z_0}. \quad (60)$$

Для двух вариантов Г-образного соединения двух сопротивлений

$$z_1 = z_0 \frac{E_1 - z_2}{-E_1 + z_2 + D_1 + z_0} \text{ или } z_2 = \frac{z_1 E_1 - z_1 D_1 + z_0 E_1 - z_0 z_1}{z_1 + z_0}. \quad (61)$$

Для двух вариантов]-образного соединения двух сопротивлений

$$z_1 = \frac{-(z_2 E_1 - z_2 D_1 + z_0 E_1 - z_0 z_2)}{E_1 - z_2} \text{ или } z_2 = E_1 \frac{z_1 + z_0}{z_1 - E_1 + D_1 + z_0}. \quad (62)$$

Для двух вариантов мостовой схемы

$$z_1 = \frac{z_2 E_1 - z_2 D_1 + 2z_0 E_1 - z_0 z_2}{-E_1 + 2z_2 - D_1 + z_0} \text{ или } z_2 = \frac{z_1 E_1 + z_1 D_1 + 2z_0 E_1 - z_0 z_1}{-E_1 + 2z_1 + D_1 + z_0}. \quad (63)$$

Для трех вариантов Т-образного соединения трех сопротивлений

$$z_1 = \frac{-(z_2 E_1 - z_3 z_2 - z_2 D_1 + z_0 E_1 - z_0 z_3 - z_0 z_2)}{E_1 - z_3 - z_2} \text{ или } z_2 = \frac{z_1 E_1 - z_3 z_1 + z_0 E_1 - z_0 z_3}{z_1 - E_1 + z_3 + D_1 + z_0}, \text{ или}$$

$$z_3 = \frac{z_1 E_1 - z_1 z_2 + z_2 E_1 - z_2 D_1 + z_0 E_1 - z_0 z_2}{z_1 + z_2 + z_0}. \quad (64)$$

Для трех вариантов П-образного соединения трех сопротивлений

$$z_1 = -z_0 \frac{z_3 E_1 - z_3 z_2 - z_2 E_1}{z_3 E_1 + z_2 E_1 - z_3 z_2 - z_3 D_1 + z_0 E_1 - z_0 z_3} \text{ или } z_2 = \frac{-(-z_3 z_1 D_1 + z_0 z_1 E_1 + z_0 z_3 E_1 + z_3 z_1 E_1 - z_0 z_1 z_3)}{z_1 E_1 - z_3 z_1 + z_0 E_1 - z_0 z_3},$$

$$\text{или } z_3 = -E_1 \frac{(z_0 z_2 + z_1 z_2 + z_0 z_1)}{-z_0 z_2 - z_1 z_2 - z_1 D_1 + z_0 E_1 + z_1 E_1 - z_0 z_1}. \quad (65)$$

Для четырех вариантов перекрытого Т-соединения четырех сопротивлений

$$z_1 = \frac{(z_3 z_2 + z_2 z_4) D_1 + (-z_0 z_4 - z_3 z_2 - z_2 z_4 - z_0 z_3) E_1 + z_3 z_2 z_4 + z_0 z_2 z_3 + z_0 z_3 z_4 + z_0 z_3 z_4}{(-z_3 - z_2) D_1 + (z_0 + z_3 + z_2 + z_4) E_1 - z_0 z_2 - z_0 z_3 - z_2 z_4 - z_3 z_4}, \text{ или}$$

$$z_2 = \frac{(z_0 z_1 + z_1 z_4 + z_3 z_1 + z_0 z_4 + z_0 z_3) E_1 - z_3 z_1 z_4 - z_1 z_3 D_1 - z_0 z_3 z_1 - z_0 z_3 z_4}{(z_1 + z_3 + z_2) D_1 + (-z_3 - z_1 - z_4) E_1 + z_1 z_4 + z_0 z_1 + z_0 z_4 + z_3 z_4 + z_0 z_3}, \text{ или}$$

$$z_3 = \frac{(z_1 z_2 + z_2 z_4) D_1 + (-z_0 z_4 - z_1 z_2 - z_0 z_1 - z_2 z_4 - z_1 z_4) E_1 + z_0 z_2 z_1 + z_0 z_2 z_4 + z_1 z_2 z_4}{(-z_1 - z_2) D_1 + (z_0 + z_1 + z_2) E_1 - z_1 z_4 - z_0 z_4 - z_0 z_1 - z_2 z_4 - z_0 z_2}, \text{ или}$$

$$z_4 = \frac{(z_1 z_2 + z_2 z_3 + z_3 z_1) D_1 + (-z_3 z_1 - z_0 z_1 - z_1 z_2 - z_3 z_2 - z_0 z_3) E_1 + z_0 z_3 z_1 + z_0 z_2 z_1 + z_0 z_3 z_2}{(z_1 + z_2 + z_0) E_1 - z_0 z_3 - z_1 z_2 - z_3 z_1 - z_3 z_2 - z_0 z_2 - z_2 D_1}. \quad (66)$$

Для случая одновременного обеспечения заданных значений $m_{1,2}$ при включении трехполосного нелинейного элемента между СФУ и нагрузкой (см. рис. 2, б) в качестве исходных использовалась система взаимосвязей (36), (37).

Для Г-образного соединения двух сопротивлений

$$z_1 = -z_0 \frac{-E_2 + E_1}{-D_1 + D_2 - E_2 + E_1}; \quad z_2 = \frac{-(E_1 D_2 + z_0 E_1 - E_2 D_1 - z_0 E_1)}{D_1 - D_2}. \quad (67)$$

Для]-образного соединения двух сопротивлений

$$z_1 = \frac{-(E_1 D_2 + z_0 E_1 - E_2 D_1 - z_0 E_2)}{E_1 - E_2}; \quad z_2 = \frac{E_1 D_2 - E_1 D_1}{-D_1 + D_2 - E_2 + E_1}. \quad (68)$$

Для мостовой схемы

$$z_1 = \frac{-(E_1 D_2 + z_0 E_1 - E_2 D_1 - z_0 E_2)}{D_1 - D_2 + E_1 - E_2}; \quad z_2 = \frac{-(z_0 E_1 - E_1 D_2 + E_2 D_1 - z_0 E_2)}{-D_1 + D_2 + E_1 - E_2}. \quad (69)$$

Для трех вариантов Т-образного соединения трех сопротивлений

$$z_1 = \frac{-(z_0 E_1 + E_0 D_2 - E_2 D_1 + z_3 D_1 - z_3 D_2 - z_0 E_2)}{E_1 - E_2}; \quad z_2 = \frac{-z_3 D_2 + z_3 D_1 - E_2 D_1 + E_1 D_2}{-D_1 + D_2 - E_2 + E_1} \quad \text{или} \quad (70)$$

$$z_2 = \frac{-z_1 E_2 + z_0 E_1 + z_1 E_1 - z_0 E_2}{D_2 - D_1 - E_2 + E_1}; \quad z_3 = \frac{-(E_1 D_2 + z_0 E_1 + z_1 E_1 - E_2 D_1 - z_0 E_2 - z_1 E_2)}{D_1 - D_2}, \quad \text{или} \quad (71)$$

$$z_1 = \frac{-(-z_2 D_1 - z_0 E_2 - z_2 E_2 + z_2 E_1 + z_0 E_1 + z_2 D_2)}{-E_2 + E_1}; \quad z_3 = \frac{z_2 D_2 - z_2 D_1 + E_2 D_1 - z_2 E_2 - E_1 D_2 + z_2 E_1}{-D_2 + D_1}. \quad (72)$$

Для трех вариантов П-образного соединения трех сопротивлений

$$z_1 = \frac{-z_0 z_3 (-E_2 + E_1)}{(z_3 - D_2) E_1 + (-z_3 + D_1) E_2 + z_3 D_2 - z_3 D_1}; \quad z_2 = \frac{-z_3 (E_1 D_2 + z_0 E_1 - z_0 E_2 - E_2 D_1)}{-z_3 D_2 + z_3 D_1 - E_2 D_1 + E_1 D_2} \quad \text{или} \quad (73)$$

$$z_2 = \frac{-z_1 (E_1 D_2 + z_0 E_1 - z_0 E_2 - E_2 D_1)}{(z_0 + z_1) (-E_2 + E_1)}; \quad z_3 = \frac{z_1 (E_1 D_2 - E_2 D_1)}{z_1 E_1 + z_0 E_1 - z_1 D_1 + z_1 D_2 - z_1 E_2 - z_0 E_2}, \quad \text{или} \quad (74)$$

$$z_1 = \frac{z_0 z_2 (-E_1 + E_2)}{(z_0 + z_2 + D_2) E_1 + (-z_0 - z_2 - D_1) E_2}; \quad z_3 = \frac{-z_2 (E_1 D_2 - E_2 D_1)}{(z_0 + D_2) E_1 + (-D_1 - z_0) E_2 - z_2 D_2 + z_2 D_1}. \quad (75)$$

Для шести вариантов перекрытого Т-соединения четырех сопротивлений

$$z_1 = \frac{(-z_0 z_4 - z_3 z_0 - z_3 D_2 - z_4 D_2) E_1 + (z_0 z_4 + z_3 z_0 + z_3 D_1 + z_4 D_1) E_2 - z_3 z_4 D_1 + z_3 z_4 D_2}{(z_0 + z_4 + D_2) E_1 + (-z_0 - z_4 - D_1) E_2};$$

$$z_2 = \frac{(z_0 z_3 + z_3 D_2 + z_4 D_2) E_1 + (-z_3 z_0 - z_3 D_1 - z_4 D_1) E_2 + z_3 z_4 D_1 - z_3 z_4 D_2}{z_4 (D_2 - D_1 - E_2 + E_1)} \quad \text{или} \quad (76)$$

$$z_2 = \frac{(-z_1 z_4 - z_0 z_1 - z_1 D_2 - z_4 z_0) E_1 + (z_1 z_4 + z_1 z_0 + z_1 D_1 + z_4 z_0) E_2}{z_4 (D_2 - D_1 - E_2 + E_1)};$$

$$z_3 = \frac{(-z_1 z_4 - z_1 z_0 - z_1 D_2 - z_0 z_4 - z_4 D_2) E_1 + (z_0 z_1 + z_4 z_0 + z_1 D_1 + z_1 z_4 + z_4 D_1) E_2}{(z_0 + D_2) E_1 + (-z_0 - D_1) E_2 + z_4 D_1 - z_4 D_2} \quad \text{или} \quad (77)$$

$$z_1 = z_4 \frac{(-z_0 - z_2) E_1 + (z_0 + z_2) E_2 + z_2 D_1 - z_2 D_2}{(z_0 + z_4 + D_2) E_1 + (-z_0 - z_4 - D_1) E_2}; \quad z_3 = z_4 \frac{(-D_2 + z_2) E_1 + (D_1 - z_2) E_2 + z_2 D_2 - z_2 D_1}{(z_0 - D_2) E_1 + (-z_0 - D_1) E_2 + z_4 D_1 - z_4 D_2} \quad \text{или} \quad (78)$$

$$z_1 = -z_3 \frac{(z_0 + z_2) E_1 + (-z_0 - z_2) E_2 - z_2 D_1 + z_2 D_2}{(z_3 + z_2 - D_2) E_1 + (-z_2 - z_3 - D_1) E_2 + z_3 D_2 - z_3 D_1 + z_2 D_2 - z_2 D_1};$$

$$z_4 = z_3 \frac{(z_0 + D_2) E_1 + (-z_0 - D_1) E_2}{(z_2 - D_2) E_1 + (-z_2 + D_1) E_2 + z_3 D_2 - z_3 D_1 + z_2 D_2 - z_2 D_1} \quad \text{или} \quad (79)$$

$$z_2 = \frac{(z_1 D_2 - z_0 z_3 - z_3 z_1) E_1 + (-z_1 D_1 + z_3 z_1 + z_0 z_3) E_2 + z_3 z_1 D_1 - z_3 z_1 D_2}{(z_3 + z_1) E_1 + (-z_1 - z_3) E_2 + z_1 D_2 - z_3 D_1 - z_1 D_1 + z_3 D_2};$$

$$z_4 = \frac{(z_3 + z_1) [(-z_0 - D_2) E_1 + (z_0 + D_1) E_2]}{(z_0 + z_1 + D_2) E_1 + (-z_0 - z_1 - D_1) E_2 - z_3 D_2 + z_3 D_1} \quad \text{или} \quad (80)$$

$$z_3 = -z_1 \frac{(-D_2 + z_2) E_1 + (D_1 - z_2) E_2 + z_2 D_2 - z_2 D_1}{(z_0 + z_1 + z_2) E_1 + (-z_0 - z_1 - z_2) E_2 + z_1 D_2 + z_2 D_2 - z_2 D_1 - z_1 D_1};$$

$$z_4 = \frac{z_1 [(-z_0 - D_2) E_1 + (z_0 + D_1) E_2]}{(z_0 + z_1 + z_2) E_1 + (-z_0 - z_1 - z_2) E_2 - z_2 D_1 + z_2 D_2}. \quad (81)$$

Использование формул (38)—(81) для определения оптимальных значений комплексных сопротивлений типовых схем СФУ однозначно обеспечивает требуемые значения модулей коэффициентов передачи на фиксированной частоте в одном или двух состояниях нелинейного элемента. Если в качестве нелинейного элемента используется элемент с отрицательным дифференциальным сопротивлением или проводимостью, то эти формулы обеспечивают, кроме того, усиление сигнала.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Головкин А. А., Гайдуков В. И. Синтез резистивных согласующих устройств фазовых демодуляторов с заданной глубиной модуляции амплитудно-фазомодулированного сигнала и с использованием трехполосного нелинейного элемента. Ч. 1. Нелинейный элемент включен между источником ФМС и СУ // Телекоммуникации. 2007. № 12. С. 26—32.
2. Фельдштейн А. Л., Явич Л. Р. Синтез четырехполосников и восьмиполосников на СВЧ. М.: Связь, 1965. 352 с.
3. Гуревич И. В. Основы расчета радиотехнических цепей (Линейные цепи при гармонических воздействиях). М.: Связь, 1975. 396 с.

УДК 681.322, 681.3.06

Применение Байесова формализма к идентификации логико-вероятностных моделей оценки уровня информационной безопасности современных инфокоммуникационных сетей

А. Н. НАЗАРОВ, д-р техн. наук

Международная академия информатизации, г. Москва

Предложены инженерные подходы к практической реализации функций защиты объекта риска современных инфокоммуникационных сетей. На основе введенного понятия градаций функций защиты информации и их характеристик с применением Байесова формализма для статистических данных сформулированы положения по организации идентификации полученных логико-вероятностных моделей в целях уточнения текущего значения риска.

В работе [1] формализовано условие достижимости необходимого уровня инфобезопасности объекта риска Y современной инфокоммуникационной сети (ИКС):

$$P_3^Y \geq 1 - P_{a-доп}^Y \quad \text{— условие достижимости,} \quad (1)$$

где P_3^Y — вероятность успешного противостояния атаке (защищенность, вероятность успеха объекта риска) объекта риска; $P_{a-доп}^Y$ — допустимое значение вероятности риска (вероятность неуспеха объекта риска).

В общем виде логическая функция (Л-функция) неуспеха объекта риска записывается как

$$Y = Y(X_1, X_2, \dots, X_n),$$

а вероятностная функция (В-функция) неуспеха —

$$P(Y = 1/X_1, X_2, \dots, X_n) = \Psi(P_1, P_2, \dots, P_n).$$

Для произвольного объекта риска Y из ИКС в [1] приведен следующий перечень функций защиты (или признаков), каждую из которых обозначим бинарной логической переменной X с соответствующим нижним индексом:

X_1 — предупреждение возникновения условий, благоприятствующих порождению (возникновению) дестабилизирующего фактора (ДФ);

X_2 — предупреждение непосредственного проявления ДФ;

X_3 — обнаружение проявившихся ДФ;

X_4 — предупреждение воздействия на объект риска проявившихся и не обнаруженных ДФ;

X_5 — предупреждение воздействия на объект риска проявившихся, но не обнаруженных ДФ;

X_6 — обнаружение воздействия ДФ на объект риска;

X_7 — локализация (ограничение) обнаруженного воздействия ДФ на объект риска;

X_8 — локализация необнаруженного воздействия ДФ на объект риска;

X_9 — ликвидация последствий локализованного обнаруженного воздействия ДФ на объект риска;

X_{10} — ликвидация последствий локализованного необнаруженного воздействия ДФ на объект риска.

Результат выполнения каждой из функций защиты, или ее исход, является случайным событием и может принимать два значения — успех или неуспех. Положим, что бинарная логическая переменная X_j , $j = 1...n$, $n = 10$, равна 1 с вероятностью P_j , если выполнение j -й функции защиты привело к успеху объекта риска, и равна 0 с вероятностью $Q_j = 1 - P_j$ в противном случае (см. рисунок в [1]).

Тогда [1] логическая модель (Л-модель) защищенности объекта риска выглядит следующим образом:

$$\bar{Y} = (\bar{X}_3 X_4 \vee X_3 X_5) X_1 X_1 X_1 X_1 X_2 X_2 X_2 X_2 \times X_6 X_6 X_7 X_8 X_9 X_{10} X_6 X_6 X_7 X_8, \quad (2)$$

а вероятностная модель (В-модель, В-полином) защищенности объекта риска имеет вид

$$P_3^Y = 1 - (Q_3 P_4 + P_3 P_5) \times P_1^4 P_2^4 P_6^2 P_7 P_8 P_9 P_{10} Q_6^2 Q_7 Q_8, \quad (3)$$

где $P_3^Y = P\bar{Y} = 1 - PY$, $\bar{Y} = 1 - Y$.

Для интересов практики необходимо проанализировать инженерные задачи, которые требуется решать при создании преград, реализующих функции защиты объекта риска ИКС.

Подходы к практической реализации функции защиты

Разработка преград, осуществляющих функции защиты в отношении объектов риска ИКС, реализуется путем решений задач защиты, под которыми понимаем [2] обеспечение организационных, технических, программных, эргономических и других возможностей средств, методов и мероприятий в ИКС. Эти задачи решаются в целях достижения полной или частичной реализации одной или нескольких функций защиты в отношении объекта риска. Основными требованиями, предъявляемыми к множеству задач защиты, являются репрезентативность и реализуемость. Под репрезентативностью задач понима-

ется их достаточность для обеспечения условия достижимости (1), а под реализуемостью — возможность решения имеющимися средствами и методами.

В соответствии с рекомендациями [2] все задачи защиты, необходимые для осуществления функций защиты в отношении объекта риска, могут быть объединены в следующие десять классов:

- введение избыточности объекта риска;
- резервирование объекта риска;
- регулирование доступа к объекту риска;
- маскировка объекта риска;
- контроль объекта риска;
- регистрация сведений об объекте риска;
- уничтожение объекта риска;
- сигнализация;
- реагирование.

Для решения любой задачи в отношении объектов риска ИКС должны быть предусмотрены адекватные по содержанию и достаточные по количеству средства. К настоящему времени разработан весьма представительный по номенклатуре арсенал различных средств защиты информации. Разнообразие возможных средств защиты определяется прежде всего способами воздействия на ДФ и/или порождающие их причины. Принято выделять следующие классы средств защиты [3]:

физические средства — механические, электрические, электромеханические, электронно-механические и тому подобные устройства и системы, которые функционируют автономно, создавая различного рода препятствия воздействию ДФ на объект риска;

аппаратные средства — различные электронные, электронно-механические и тому подобные устройства, схемно встраиваемые в аппаратуру или сопрягаемые с ней специально для решения задачи защиты, необходимые для осуществления функций защиты в отношении объекта риска;

программные средства — специальные пакеты программ или отдельные программы, используемые для решения задачи защиты;

организационные средства — организационно-технические мероприятия, специально предусматриваемые в целях решения задач защиты в отношении объекта риска;

законодательные средства — законы, правовые акты, нормативно-методические документы, организационно-распорядительные документы и другие, с помощью которых регламентируются права и обязанности всех лиц и подразделений ИКС, имеющих отношение к функционированию объекта риска, а также устанавливается от-

вственность за действия, следствием которых может быть снижение (уменьшение вероятности P_3^Y) защищенности объекта риска;

морально-этические средства — сложившиеся в обществе или в данном коллективе моральные нормы или этические правила, соблюдение которых способствует обеспечению необходимого уровня защищенности объекта риска, а нарушение приравнивается к несоблюдению правил поведения в обществе или коллективе, что создает потенциальные предпосылки снижения уровня защищенности объекта риска.

В результате решения задач защиты в отношении объекта риска путем использования перечисленных выше средств появляются преграды, препятствующие осуществлению атаки в отношении объекта риска.

Данные подходы в сочетании с разработанными логико-вероятностными моделями (ЛВ-моделями) позволяют создавать инженерные методики для расчетного обоснования и формирования политики информационной безопасности ИКС и являются базой для подготовки необходимых организационно-распорядительных документов.

Проведение формального сравнительного анализа защищенности объекта риска с позиции злоумышленника и с позиции объекта риска ИКС представляет практический интерес.

Сравнительный анализ защищенности объекта риска. Цена риска

Формально будем считать, что политика инфобезопасности объекта риска использует Л- и В-модели (2), (3) с вероятностями $P_1 \dots P_n$, $n = 10$.

В общем случае соотношения (2), (3) позволяют оценить действия злоумышленника, атакующего объект риска из ИКС и обладающего определенными разведывательными об используемых в ИКС преградах, особенностях выполнения функций защиты, а также имеющихся в них уязвимостях. Формально это будет записано так:

злоумышленнику известны модели (2) и (3) при вероятностях неуспеха $P_1^a \dots P_n^a$. В качестве допустимого значения $P_{a-доп}^Y$ вероятности неуспеха объекта риска (см. (1)) можно брать значение P^Y , рассчитанное по (3) при вероятностях неуспеха $P_1^a \dots P_n^a$. Для злоумышленника оцен-

кой защищенности объекта риска будет величина $1 - P_{a-доп}^Y$. Тогда величина и знак невязки

$$\Delta = P_3^Y - (1 - P_{a-доп}^Y), \quad (4)$$

где значение P_3^Y , рассчитанное по формуле (3), характеризует объективное выполнение условия достижимости (1) и качество "брони" преград, реализующих функции защиты объекта риска ИКС. Из (4) следует, что отрицательное значение Δ свидетельствует о неотложной необходимости усиления защищенности объекта риска, а неотрицательное — о наличии запаса устойчивости объекта риска к атакам со стороны злоумышленника и соответственно необходимости злоумышленнику вкладывать дополнительный ресурс в совершенствование атаки в отношении объекта риска.

Стоимость риска можно оценить по следующей формуле

$$CY = \begin{cases} CY_{доп} & \text{при } \Delta \geq 0; \\ CY_{доп} - C\Delta & \text{при } \Delta < 0, \end{cases}$$

где $CY_{доп}$ — стоимость допустимого риска; C — коэффициент, зависящий от многих факторов конкретной ИКС, выбор значения которого представляет собой самостоятельную задачу, не рассматриваемую в данной статье.

Формализм градаций функций защиты для оценок неуспеха объекта риска. Байесов подход

В процессе функционирования ИКС в отношении объекта риска Y накапливается статистический материал об "успехах" атак. Каждый объект риска Y описывается набором функций защиты $\{X_j\}_{j=1}^{10}$ или признаков. Учитывая сложный организационно-технический характер функций защиты, можно заключить, что каждая из них имеет фиксированный набор причин (обстоятельств) "неуспеха". Каждая причина обусловлена неуспешной работой какой-то конкретной подсистемы или составной части преграды. В соответствии с принятой терминологией [3] будем называть эти причины градациями. По аналогии с изложенным выше положим, что бинарная логическая переменная X_{jr} , $j = 1 \dots n$, $n = 10$, соответствующая r -й градации j -й функции защиты, равна 1 с вероятностью P_{jr} , если из-за нее выполнение j -й функции защиты привело к неуспеху.

пеху, и равна 0 с вероятностью $Q_{jr} = 1 - P_{jr}$ в противном случае. Каждая группа градаций при X_j составляет полную ГНС — $\{X_{jr}\}_{r=1}^{N_j}$, поэтому можно применить формулу Байеса

$$P(X_{jr}/X_j) = \frac{P(X_{jr})P(X_j/X_{jr})}{\sum_{r=1}^{N_j} P(X_{jr})P(X_j/X_{jr})}. \quad (5)$$

Формулу (5) можно использовать для итеративного обучения (настройки, идентификации) В-моделей (2), (3) по статистическим данным в целях уточнения текущего значения риска. При этом алгоритмику расчета можно организовать некоторым рациональным образом, приведенным ниже.

На основании результатов обработки статистических данных для каждого события-градации в группе несовместных событий (ГНС) по аналогии с [3] будем рассматривать:

W_{jr} — относительную частоту r -й градации j -й функции защиты; $P1_{jr}$ — вероятность события-градации в ГНС;

P_{jr} — вероятность события-градации, значение которой подставляется вместо P_j в формулу (3) и другие.

Определим названные характеристики следующим образом:

$$W_{jr} = P(X_{jr} = 1), \quad \sum_{r=1}^{N_j} W_{jr} = 1, \quad r = \overline{1, N_j}; \quad (6)$$

$$P1_{jr} = P(X_{jr} = 1/X_j = 1), \quad \sum_{r=1}^{N_j} P1_{jr} = 1, \quad r = \overline{1, N_j}; \quad (7)$$

$$P_{jr} = P(X_j = 1/X_{jr} = 1); \quad r = \overline{1, N_j}. \quad (8)$$

Для средних значений этих характеристик справедливы следующие соответствующие соотношения:

$$\overline{W}_{jr} = 1/N_j, \quad \overline{P1}_{jr} = \sum_{r=1}^{N_j} P1_{rj}, \quad \overline{P}_j = \sum_{r=1}^{N_j} P_{rj}W_{rj}. \quad (9)$$

Риск объекта Y вычисляют по формуле (9) при подстановке значений вероятностей P_{jr} вместо P_j . Вероятности P_{jr} будем оценивать при алгоритмическом итеративном обучении (идентификации) В-модели риска по статистическим данным "объект—признаки—градации". Вначале

определяем значения вероятностей $P1_{jr}$, удовлетворяющих (7), число которых

$$N_{\text{ind}} = \sum_{j=1}^n N_j - n, \quad (10)$$

где $n = 10$ — число признаков или функций защиты. Тогда связь между P_{jr} и $P1_{jr}$ можно выразить следующей формулой:

$$P_{jr} = \frac{P1_{jr}\overline{P}_j}{P1_j}, \quad r = \overline{1, N_j}, \quad j = \overline{1, n}. \quad (11)$$

Формулу Байеса (5) формально можно записать относительно $P1_{jr}$ в функции P_{jr} или, наоборот, относительно P_{jr} в функции $P1_{jr}$, а именно:

$$P_{jr} = \frac{P1_{jr}\overline{P}_j}{W_{jr}}. \quad (12)$$

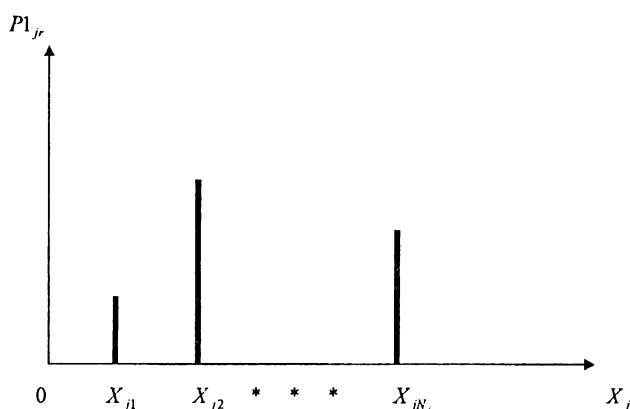
Это позволяет получить число значений вероятностей $P1_{jr}$ в ГНС на единицу меньше, чем число оценок вероятностей P_{jr} . Однако возникают трудности в использовании формулы (12), так как в знаменателе может оказаться нуль при ограниченном числе статистических данных. Поэтому для расчетов предпочтительно использовать формулу (11).

С помощью формул (6)—(9) получим зависимость вероятностей P_{jr} и $P1_{jr}$ для градаций [3], а именно:

$$P_{jr} = \frac{P1_{jr}\overline{P}_j}{P1_j}, \quad r = \overline{1, N_j}, \quad j = \overline{1, n}. \quad (13)$$

По статистике гистограммным методом определяем функцию условного распределения вероятностей "неуспеха" j -й функции защиты $P1_{jr}$ (рисунок). При этом на рисунке по горизонтальной оси отмечены события-градации и даны значения вероятностей их наступления, сумма которых (см. (7)) равна 1.

В качестве гипотезы, основанной на исследованиях риска в экономико-финансовых системах [3], можно высказать предположение, что Ξ -множество упрощенных эмпирических дискретных распределений частот градаций может включать следующие распределения: равномерное по наклонной прямой линии (вверх или вниз); в виде равностороннего треугольника, вершина которого направлена вверх или вниз, а основание смещено влево или вправо. На содержа-



Гистограмма дискретного условного распределения вероятностей "неуспеха" j -й функции защиты. На горизонтальной оси отмечено N_j градаций j -й функции защиты

тельном уровне такое поведение частот градаций можно объяснить следующим образом. Преграды работают успешно. Злоумышленник обнаружил уязвимость объекта риска. Вероятность успеха атаки возрастает. Служба инфобезопасности ИКС обнаружила уязвимость объекта риска и предприняла меры для ее ликвидации.

При таком разнообразии распределений из Ξ представляется целесообразным задавать распределения событий-градаций в ГНС значениями самих вероятностей событий-градаций. Это позволяет решить проблемы вычислений с многомерными распределениями, имеющими "тяжелые хвосты".

Максимальное число градаций всех 10 функций защиты объекта риска велико —

$$N_{\max} = \prod_{j=1}^{10} N_j.$$

Поэтому риск объекта и вероятности по формулам (6)—(9), (11), (13) следует вычислять с большим числом знаков после запятой. Определение числа значащих цифр для объектов риска конкретных ИКС представляет самостоятельную задачу и в данной работе не рассматривается.

Таким образом, исследованные ЛВ-модели для общего случая произвольного объекта риска ИКС создают предпосылки оценки выполнения условия достижимости (1) для каждого конкретного объекта риска.

Выводы

Для оценки и обеспечения необходимого уровня информационной безопасности в современных ИКС предложены инженерные подходы к практической реализации функций защиты, позволяющие создавать преграды атакам злоумышленника. Данные подходы в сочетании с разработанными ЛВ-моделями позволяют создавать инженерные методики для расчетного обоснования и формирования политики информационной безопасности ИКС и являются базой для подготовки необходимых организационно-распределительных документов.

Введенное понятие градаций функций защиты и их характеристик, а также применение Байесова формализма позволяют организовать алгоритмическое итеративное обучение (настройку, идентификацию) полученных В-моделей по статистическим данным в целях уточнения текущего значения риска.

Приведена гипотеза о видах и формах эмпирических дискретных распределениях частот градаций функций защиты информации. Показана возможность определения функции условного распределения вероятностей "неуспеха" функции защиты информации и обоснована целесообразность замены распределений событий-градаций в ГНС значениями самих вероятностей событий-градаций. Проанализированы проблемы организации вычислений с многомерными распределениями, имеющими "тяжелые хвосты".

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Назаров А. Н. Логико-вероятностные модели оценки уровня информационной безопасности современных инфокоммуникационных сетей // Телекоммуникации. 2007. № 3. С. 38—43.
2. Малок А. А., Пазизип С. В., Погожин Н. С. Введение в защиту информации в автоматизированных системах. М.: Горячая линия-Телеком, 2001. 148 с.
3. Соложенцев Е. Д. Особенности логико-вероятностной теории риска с группами несовместных событий // АИТ. 2003. № 7. С. 187—203.

УДК 621.396.969

Алгоритм пространственного отождествления радиоэлектронных и радиолокационно-контрастных средств в системах воздушной разведки при наличии помех

Г. Н. ОВЧИННИКОВ, канд. техн. наук, С. С. АНОСОВ

Федеральный государственный научно-исследовательский испытательный центр радиоэлектронной борьбы и оценки эффективности снижения заметности, г. Воронеж

Приведена методика и на ее основе оценена эффективность алгоритма пространственного отождествления радиоэлектронных и радиолокационно-контрастных средств по максимуму правдоподобия в условиях помех станциям радиотехнической и радиолокационной разведки и средствам навигации их носителей. Проведен сравнительный анализ эффективности указанного алгоритма и алгоритма пространственного отождествления по минимуму расстояний.

При разведке радиоизлучающих и радиолокационно-контрастных объектов системой обработки данных решается задача отождествления радиоэлектронных (РЭС) и радиолокационно-контрастных (РКС) средств, принадлежащих одному объекту и обнаруженных станциями радиотехнической (СРТР) и радиолокационной (РЛС) разведки. Вопросы отождествления воздушных объектов в общем виде рассматривались в работах [1, 2]. В работе [3] задача выявления группы территориально совмещенных источников радиоизлучения сформулирована как задача классификации на заданное число классов, проведен сравнительный анализ подходов к решению задачи классификации.

В [4] рассмотрен алгоритм отождествления наземных РЭС и РКС по максимуму апостериорной вероятности. Исходными данными для этого алгоритма являются плотности вероятности (ПВ) оценок однотипных или функционально связанных признаков РЭС и РКС. При этом показано, что отождествление РЭС и РКС и оценка значений их признаков являются единым процессом, соответственно задача должна ставиться как задача "отождествление—оценка".

Пространственное отождествление осуществляется по признаку местоположения, являющемуся однотипным для РЭС и РКС, — его носителя. Одновременное пространственное отождествление и оценка местоположения может осуществляться либо в пространстве координат обнаруженных РЭС и РКС, либо в пространстве геометрических параметров (дальность, пеленг, разность дальностей и т. п.). Исходными данными для синтеза алгоритма отождествления в про-

странстве координат являются ПВ оценок координат РЭС и РКС. Указанные плотности могут быть определены на основе ПВ оценок геометрических параметров и навигационных параметров (координат) средств разведки. В общем случае это требует большого объема вычислений, поэтому ПВ оценок координат часто аппроксимируют нормальной ПВ. Отождествление в пространстве геометрических параметров исключает необходимость определения ПВ оценок координат и позволяет, таким образом, снять накладываемые на нее ограничения.

В [5] получены аналитические соотношения для вероятности правильного пространственного отождествления при условии кругового рассеяния оценок местоположения и точности местоопределения РЛС, существенно более высокой в сравнении с точностью, обеспечиваемой СРТР. На практике эти условия выполняются не всегда. При необходимости непрерывного наблюдения за объектами в большой зоне носители средств разведки осуществляют барражирование, в ходе которого носители будут значительно смещаться относительно объектов, а области рассеяния оценок местоположения будут существенно отличаться от круговых. В случае применения многопозиционной СРТР ошибки местоопределения РЭС и РКС имеют одинаковый порядок.

В [6] оценена эффективность алгоритма проверки по критерию Неймана—Пирсона гипотезы о принадлежности радиоизлучений, обнаруженных парой разнесенных многопозиционных радиосистем, одному источнику.

Вероятность правильного пространственного отождествления наземных объектов зависит от уровня помех как средствам разведки, так и средствам навигации их носителей. В работах [4–6] раздельный учет влияния помех средствам разведки и навигации на эффективность пространственного отождествления не был проведен.

Цель работы — синтез и оценка эффективности алгоритма пространственного отождествления РЭС и РКС по максимуму правдоподобия в пространстве геометрических и навигационных параметров в условиях шумовых помех СРТР, РЛС и средствам навигации их носителей. При этом, в отличие от работы [5], не накладываются ограничения на плотность вероятности оценок координат, а в отличие от работы [6], задача рассматривается в более общей постановке — как задача отождествления РЭС и РКС, принадлежащих не одному, а множеству объектов.

Пусть СРТР и РЛС наблюдают участок поверхности, в пределах которого находится совокупность радиоэлектронных объектов. Каждый объект представляет собой группу одиночных радиолокационно-контрастных средств, некоторые из которых (в частном случае все) являются носителями РЭС. В условиях помех СРТР обнаруживает некоторую часть РЭС, а РЛС — некоторую часть РКС. Используя оценки координат носителей средств разведки и геометрических параметров системы "средства разведки—обнаруженные объекты", необходимо принять решение о принадлежности обнаруженных РЭС обнаруженным или не обнаруженным РКС. Гипотеза о пространственной тождественности — это предположение о принадлежности каждого из обнаруженных РЭС определенному РКС. В соответствии с каждой гипотезой $z = \overline{1, Z}$ обнаруженные РЭС и РКС объединяются в группы средств, предположительно расположенных в одном месте. Каждая группа может содержать одно РКС и множество РЭС.

Исходными для отождествления являются векторы оценок геометрических параметров (разность дальностей от источника излучения до двух разнесенных в пространстве позиций СРТР, пеленг, дальность), полученных СРТР и РЛС по каждому из обнаруженных РЭС и РКС, и навигационных параметров носителей средств разведки (координат). На основе полученных оценок геометрического и навигационных параметров на поверхности земли определяется линия положения (ЛП) объекта разведки. Ошибки оценивания параметров приводят к отклонению расчетных ЛП от истинных ЛП, проходящих через точку, в которой находится объект. Поскольку

дальность от разведывательного датчика до объекта значительно превышает случайные ошибки местоопределения, то ЛП в области пересечения могут быть аппроксимированы касательными, а расчетные и истинные ЛП могут рассматриваться как параллельные. Среднеквадратическое отклонение расчетной ЛП от истинной называют ошибкой ЛП $\sigma_{\text{лп}}$. Если семейство линий положения рассматривать как линии плоского скалярного поля параметра v , то составляющая $\sigma_{v, \text{лп}}$ ошибки ЛП $\sigma_{\text{лп}}$, обусловленная ошибкой σ_v параметра v , может быть определена в линейном приближении следующим образом [7]:

$$\sigma_{v, \text{лп}} = \frac{\sigma_v}{|\text{grad}v|}, \quad (1)$$

где $|\text{grad}v| = \sqrt{\left(\frac{\partial v}{\partial x}\right)^2 + \left(\frac{\partial v}{\partial y}\right)^2} \Big|_{x=X_0, y=Y_0}$; X_0, Y_0 —

координаты объекта разведки.

Для расчета градиента необходимо записать соотношение, устанавливающее зависимость геометрического параметра от координат носителя средства разведки (двух носителей многопозиционной системы разведки) и точки на поверхности земли либо зависимость координаты носителя средства разведки (навигационного параметра) от остальных координат носителя, геометрического параметра и координат точки на поверхности земли.

При независимости и равенстве ошибок координат объектов $\sigma_x = \sigma_y = \sigma$ выражение (1) определяет также зависимость этих ошибок от значения ошибки σ_v :

$$\sigma_v = \sqrt{\left(\frac{\partial v}{\partial x}\right)^2 \sigma_x^2 + \left(\frac{\partial v}{\partial y}\right)^2 \sigma_y^2} = \sqrt{\left(\frac{\partial v}{\partial x}\right)^2 + \left(\frac{\partial v}{\partial y}\right)^2} \sigma = |\text{grad}v| \sigma.$$

В условиях статистической независимости и некоррелированности оценок параметров v

$$\sigma_{\text{лп}}^2 = \sum_v \sigma_{v, \text{лп}}^2.$$

Гипотезе о пространственной тождественности с номером z соответствуют подмножества $I^{[z, k]}$ множества всех ЛП I . Каждое из них определяет местоположение РЭС и РКС k -й отождествляемой группы. Причем выполняется условие

$$I^{[z, 1]} \cup I^{[z, 2]} \cup \dots \cup I^{[z, K_z]} = I,$$

где K_z — число групп отождествляемых средств в соответствии с z -й гипотезой.

В предположении нормальности ошибок ЛП функция правдоподобия вектора оценок геометрических и навигационных параметров $\widehat{\mathbf{v}}_k$, определяющего местоположение средств k -й группы, при условиях, что верна z -я гипотеза и координаты объекта, соответствующего k -й отождествляемой группе, принимают значения X_k, Y_k , имеет вид

$$P_{\widehat{\mathbf{v}}_k/z, X_k, Y_k} = \prod_{i \in I^{[z, k]}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\text{лп}i}} e^{-\frac{\delta_i(\widehat{\mathbf{v}}_k, X_k, Y_k)^2}{2\sigma_{\text{лп}i}^2}}, \quad (2)$$

где $\sigma_{\text{лп}i}^2$ — дисперсия i -й линии положения; $\delta_i(\widehat{\mathbf{v}}_k, X_k, Y_k)$ — расстояние от точки с координатами X_k, Y_k до i -й линии положения.

Экстремуму этой функции по X_k, Y_k соответствует максимально правдоподобная оценка местоположения $(\widehat{X}_k, \widehat{Y}_k)$ объекта, соответствующего k -й группе отождествляемых средств. В соответствии с (2) местоположение определяется на основе оценок геометрических и навигационных параметров.

Функция правдоподобия вектора оценок параметров $\widehat{\mathbf{v}}$ при условии, что верна z -я гипотеза, может быть представлена в виде [4]

$$P_{\widehat{\mathbf{v}}/z} = \prod_{k=1}^{K_z} \left\{ \prod_{i \in I^{[z, k]}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{\text{лп}i}} e^{-\frac{\delta_i(\widehat{\mathbf{v}}, \widehat{X}_k, \widehat{Y}_k)^2}{2\sigma_{\text{лп}i}^2}} \right\} \prod_{j=1}^J P_j$$

где J — число обнаруженных РЭС; $P_j = P_0$, если в соответствии с z -й гипотезой j -му РЭС ставится в соответствие обнаруженное РКС; $P_j = 1 - P_0$, если в соответствии с z -й гипотезой j -му РЭС ставится в соответствие необнаруженное РКС; P_0 — вероятность обнаружения РКС.

Таким образом, функция правдоподобия вектора оценок параметров $\widehat{\mathbf{v}}$ определяется суммой квадратов расстояний от точки, соответствующей оценке возможного местоположения РЭС и РКС, до линий, определяющих их положение. Суммирование проводится с весами, обратно пропорциональными квадратам ошибок линий положения.

Решения принимаются в пользу гипотезы с номером z^* :

$$z^* = \arg \max_{z \in \overline{1, Z}} P_{\widehat{\mathbf{v}}/z}. \quad (3)$$

Эффективность этого алгоритма оценим методом статистического моделирования для случаев, когда многопозиционная СРТР определяет местоположение разностно-дальномерным и триангуляционным методами, а РЛС — угломерно-дальномерным методом.

Определив касательную Y_i к i -й ЛП через ее производную в точке (X_0, Y_0) , соответствующей местоположению объекта, выражение для расстояния от произвольной точки с координатами X_k, Y_k до i -й ЛП запишем в следующем виде:

$$\delta_i(X_k, Y_k) = \frac{Y_i'(X_0)(X_k - X_0) + Y_0 - Y_k}{\sqrt{[Y_i'(X_0)]^2 + 1}} + \xi_i, \quad (4)$$

где ξ_i — центральная нормально распределенная случайная величина с дисперсией $\sigma_{\text{лп}i}^2$.

Подставив (4) в выражение для функции правдоподобия (2), продифференцировав его по X_k и Y_k и решив систему из двух уравнений, получим следующее выражение для максимально правдоподобной оценки местоположения $(\widehat{X}_k, \widehat{Y}_k)$:

$$\widehat{X}_k = \frac{\gamma + A_1 \widehat{Y}_k}{A_2}; \quad \widehat{Y}_k = \left(\frac{A_1 \gamma}{A_2 A_3} + \frac{\beta}{A_3} \right) \left(1 - \frac{A_1^2}{A_2 A_3} \right),$$

где

$$\gamma = -\sum_i \frac{Y_i'(X_0)}{\sigma_{\text{лп}i}^2 \sqrt{[Y_i'(X_0)]^2 + 1}} \left[\frac{-Y_i'(X_0)X_0 + Y_0}{\sqrt{[Y_i'(X_0)]^2 + 1}} + \xi_i \right];$$

$$A_1 = \sum_i \frac{Y_i'(X_0)}{\sigma_{\text{лп}i}^2 ([Y_i'(X_0)]^2 + 1)};$$

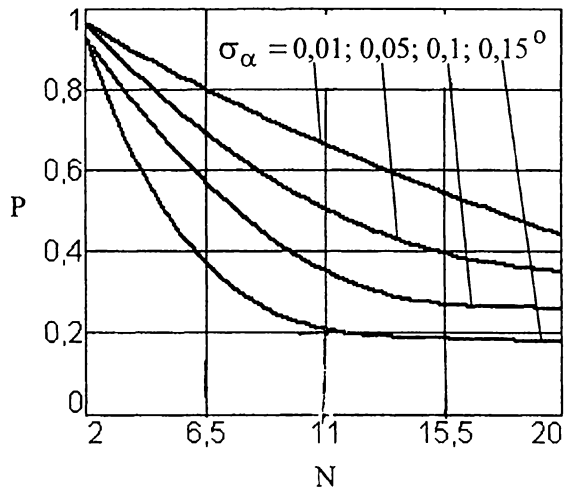
$$A_2 = \sum_i \frac{[Y_i'(X_0)]^2}{\sigma_{\text{лп}i}^2 ([Y_i'(X_0)]^2 + 1)};$$

$$\beta = \sum_i \frac{1}{\sigma_{\text{лп}i}^2 \sqrt{[Y_i'(X_0)]^2 + 1}} \left[\frac{-Y_i'(X_0)X_0 + Y_0}{\sqrt{[Y_i'(X_0)]^2 + 1}} + \xi_i \right];$$

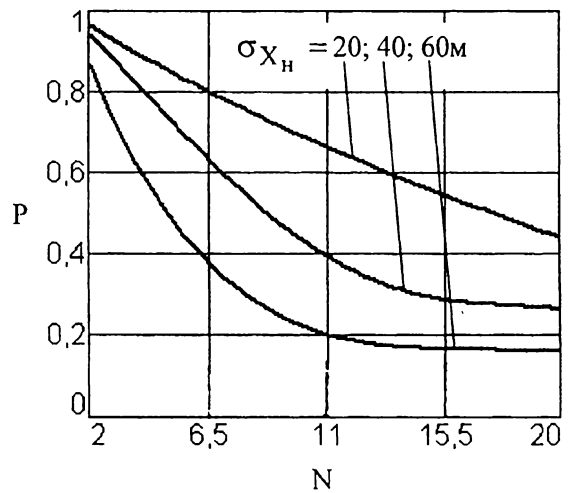
$$A_3 = \sum_i \frac{1}{\sigma_{\text{лп}i}^2 ([Y_i'(X_0)]^2 + 1)}.$$

Процесс моделирования заключается в воспроизведении значений случайных величин ξ_i и расчете значений функций правдоподобия для всех возможных гипотез.

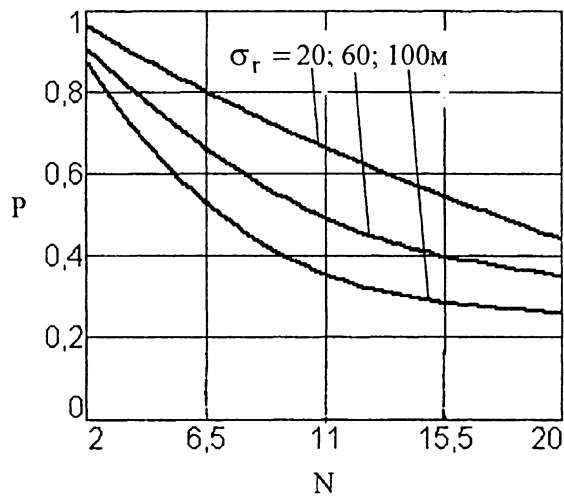
Результаты оценки эффективности приведены на рисунке в виде зависимостей вероятности правильного отождествления P от числа N РКС



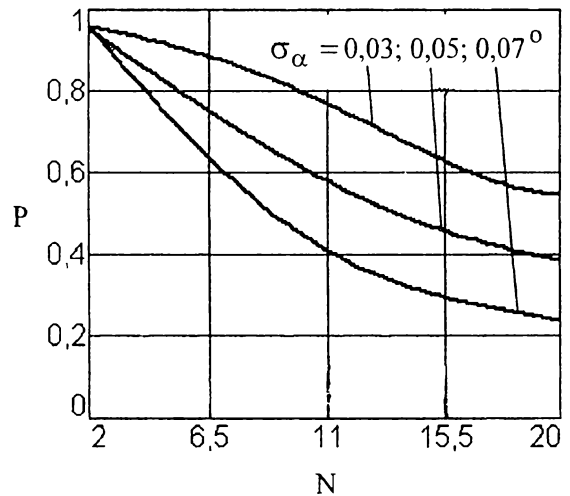
а)



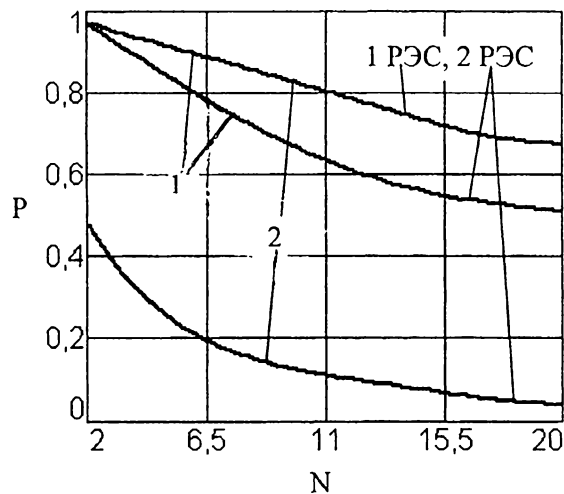
б)



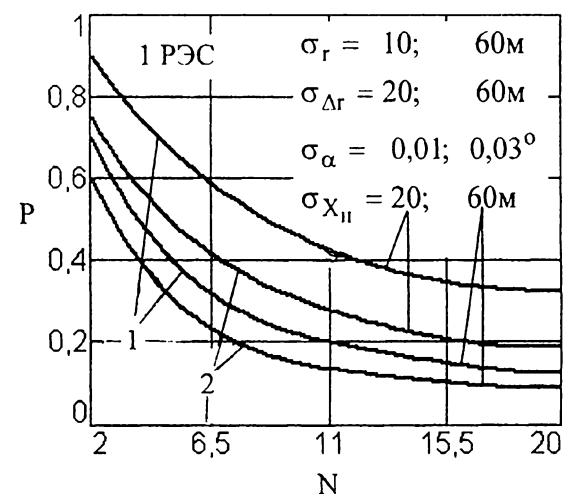
в)



г)



д)



е)

Эффективность пространственного отождествления РЭС и РКС:
 а--в -- два РЭС, метод разностно-временной; г -- два РЭС, метод триангуляционный

для следующих начальных ошибок (СКО) измерения геометрических и навигационных параметров, определяемых уровнем помех средствам разведки и навигации их носителей: дальности $\sigma_r = 10$ м, разности дальностей $\sigma_{\Delta r} = 20$ м, пеленга $\sigma_\alpha = 0,01^\circ$, местоположения носителей средств разведки $\sigma_{X_H} = \sigma_{Y_H} = \sigma_{H_H} = 20$ м. Объекты равномерно распределены в квадратной зоне площадью 4 км^2 . Средства разведки находятся напротив центра зоны на удалении 100 км от объектов (рисунок, поз. а—д).

Анализ эффективности алгоритма (3) показывает, что при высокой точности измерения одного из геометрических параметров ухудшение точности измерения другого параметра сравнительно слабо влияет на вероятность отождествления. Это связано с различными весами этих параметров при расчете функции правдоподобия. Так, в случае высокой точности пеленгования отождествляются между собой те РЭС и РКС, которые имеют минимальное значение разности пеленгов, а при высокой точности измерения дальности радиолокационной станцией — минимальное значение разности дальностей относительно нее. Вероятность правильного отождествления снижается в равной степени при увеличении ошибок измерения пеленга в 10 раз, дальности — в 5 раз или координат носителей средств разведки — в 2 раза (рисунок, поз. а—в).

Зависимости, приведенные на рисунке (поз. д, е) позволяют сравнить эффективность алгоритма (3) (кривые 1) с эффективностью алгоритма отождествления по минимуму расстояний между РЭС и РКС (кривые 2), оптимального при круговой аппроксимации области рассеяния оценок местоположения [5]. Когда отождествлению подлежат одно РЭС, то эффективность обоих алгоритмов совпадает. Но уже в случае наличия в зоне хотя бы двух РЭС эффективность алгоритма отождествления по минимуму расстояний существенно снижается (рисунок, поз. д).

Алгоритм (3) обладает большей эффективностью при нахождении носителей средств разведки на краю маршрута барражирования (при их смещении на расстояние 100 км относительно перпендикуляра к линии барражирования, проведенного из центра зоны нахождения объектов), когда области рассеяния оценок местоположения существенно отличаются от круговых (рисунок, поз. е). Отличие вероятностей отождествления тем сильнее, чем меньше ошибки измерения геометрических параметров. С их увеличением различие в эффективности алгоритмов снижается.

Правильное отождествление ведет к повышению точности оценивания координат объектов по сравнению с точностью оценок, получаемых СРТР и РЛС отдельно. Как показал анализ эффективности пространственного отождествления, существует отличная от нуля вероятность того, что ошибочное отождествление РЭС и РКС повысит точность определения координат объекта по сравнению со случаем правильного отождествления. В рассматриваемом диапазоне условий эта вероятность может достигать 0,3...0,4. Если отождествление осуществляется с целью повысить точность местоопределения, то указанный эффект является "полезным". Однако во многих случаях отождествление осуществляется для распознавания объектов с использованием признаков, полученных СРТР и РЛС, либо для передачи РЛС на сопровождение РЭС, прекратившего работу на излучение. Ошибочное отождествление в этих случаях ведет к ошибкам распознавания и сопровождения.

Таким образом, рассмотренный алгоритм пространственного отождествления инвариантен к количеству обнаруженных РЭС и РКС, параметрам ПВ оценок местоположения и к соотношению точностей оценок местоположения, полученных СРТР и РЛС, а также учитывает наличие помех как средствам разведки, так и системам навигации их носителей. Эффективность алгоритма может быть оценена методом статистического моделирования. Вероятность правильного отождествления, обеспечиваемая рассмотренным алгоритмом при смещении носителей средств разведки относительно объектов и при количестве объектов более одного, может существенно превышать вероятность правильного отождествления, обеспечиваемую алгоритмом отождествления по минимуму расстояний.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Кузьмин С. З. Основы теории цифровой обработки радиолокационной информации. М.: Сов. радио, 1974.
2. Ширман Я. Д., Манжос В. Н. Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. М.: Радио и связь, 1981.
3. Радзиевский В. Г., Сирота А. А. Теоретические основы радиоэлектронной разведки. М.: Радиотехника, 2004.
4. Школьный Л. А., Ясько С. И. Отождествление РЭС на основе данных от разнородных датчиков информации // Радиотехника. 1999. № 9.
5. Мельников Ю. П. Методы оценки эффективности отождествления информации от бортовой РЛС и станции радиотехнической разведки // Радиотехника. 1996. № 10.
6. Кирсанов Э. А. Отождествление информации разнотипных многопозиционных радиосистем // Сб. тр. VII Междунар. НТК. Радиолокация, навигация, связь. В 3-х томах. Т. 3. Воронеж: ВНИИС, 2001.
7. Сайбель А. Г. Основы радиолокации. М.: Сов. радио, 1961.

УДК 004.056.53

Модель обнаружения нетипичности поведения пользователя в вычислительной системе специального назначения

М. В. БОЧКОВ, д-р техн. наук, М. Н. ГОРЮНОВ

Научно-исследовательский центр федеральной службы охраны Российской Федерации, г. Орел

Предложена процедура обнаружения нетипичности поведения пользователя на основе цепей Маркова и непараметрического критерия проверки гипотез об однородности статистических данных Вилкоксона.

Проведенный в [1–5] анализ возможных угроз информационной безопасности вычислительных систем (ВС) показывает, что основным их источником является внутренний пользователь, злоупотребляющий своими полномочиями. Эта проблема является особо острой для ВС, в которых обрабатывается информация, содержащая конфиденциальные сведения для так называемых вычислительных систем специального назначения (ВС СН).

Очевидно, что для реализации НСД нарушительно обязательно необходим этап исследования системы защиты информации в рамках установленных прав и полномочий. Таким образом, существует возможность предупреждения нарушений установленных политик безопасности ВС со стороны авторизованных пользователей путем обнаружения нетипичных для них действий в ходе выполнения ими работ. Данное обстоятельство обуславливает актуальность задачи построения систем защиты информации, основанных на контроле за действиями внутренних пользователей и своевременном реагировании в случаях их злоумышленного поведения.

Модель обнаружения аномалий

Каждым пользователем ВС СН реализуется типовая схема использования ресурсов, которая формируется на основании:

правил, установленных политикой безопасности;

регламента выполнения работ (функциональных задач (ФЗ));

присмов выполнения ФЗ, сформировавшихся в результате регулярного выполнения пользователем ВС своих функциональных обязанностей на средствах вычислительной техники (ВТ).

Формализация процесса работы пользователя в ВС СН, основанная на типовой схеме использования ресурсов в ВС, позволяет с достаточной степенью детализации описать поведение поль-

зователя в течение сеанса его работы и построить модель обнаружения нетипичности поведения пользователя.

Данная модель должна удовлетворять следующим условиям:

должна обнаруживать ранее неизвестные сценарии поведения пользователя;

устанавливать взаимосвязь нетипичных для пользователя действий с вероятностью осуществления им несанкционированного доступа;

основываться на методах, учитывающих последовательность выполнения пользователем операций и свободных от распределения, т. е. не привязанных к конкретным видам распределения выполнения пользователем операций.

Выполнение перечисленных выше требований может быть обеспечено на основе использования аппарата цепей Маркова и непараметрических критериев проверки статистических гипотез [7–11]. Синтезированный на их основе механизм обнаружения аномалий поведения пользователя сводится к следующему. На основе цепи Маркова строится эталон поведения пользователя в виде матриц условных и безусловных вероятностей выполнения пользователем операций, характерных для конкретной ФЗ (далее марковская модель), а нетипичность поведения пользователя определяется на основе проверки гипотез об однородности наблюдаемой последовательности операций пользователя (текущей выборки) и эталонной последовательности (эталонной выборки).

Модели поведения пользователя на основе цепи Маркова будут иметь следующий вид:

$$\lambda_l = (\bar{\pi}_l, A_l), \quad l = \overline{1, L}, \quad (1)$$

где L — число ФЗ; $\bar{\pi}_l$ — вектор вероятностей начальных состояний l -й модели; $A_l = \{a_{lij}\}$ — распределение вероятностей переходов между со-

стояниями l -й модели (матрица переходных вероятностей), $i = \overline{1, N_l}$, $j = \overline{1, N_j}$; N_l — число состояний l -й модели (число доступных для выполнения операций пользователю).

Связующим блоком марковской модели и блока проверки гипотез об однородности выборок является эталонная выборка, генерируемая на основе (1) и представляющая собой эталонную последовательность выполнения пользователем операций.

В качестве меры отличия марковских моделей может быть использована предложенная в [8] мера:

$$D_S(\lambda_1, \lambda_2) = \frac{D(\lambda_1, \lambda_2) + D(\lambda_2, \lambda_1)}{2}, \quad (2)$$

где λ_1, λ_2 — сравниваемые марковские модели, определяемые выражением (1); $D(\lambda_1, \lambda_2)$ ($D(\lambda_2, \lambda_1)$) — мера того, насколько хорошо модель λ_1 (λ_2) согласуется с наблюдениями, порожденными моделью λ_2 (λ_1), в сравнении с тем, насколько хорошо модель λ_2 (λ_1) согласуется с наблюдениями, порожденными ею самой.

Приведенные выше меры соответствия вычисляются на основе следующих формул:

$$D(\lambda_1, \lambda_2) = \frac{1}{T} [\log P(O^{(2)}|\lambda_1) - \log P(O^{(2)}|\lambda_2)];$$

$$D(\lambda_2, \lambda_1) = \frac{1}{T} [\log P(O^{(1)}|\lambda_2) - \log P(O^{(1)}|\lambda_1)],$$

где $O^{(1)}$ ($O^{(2)}$) — последовательность наблюдений, порожденных моделью λ_1 (λ_2); T — длина последовательности наблюдений.

Основным достоинством меры (2) является ее симметричность, что обеспечивает предоставление полной сравнительной оценки рассматриваемых моделей.

На основе сравнительного анализа непараметрических критериев [10–13] предлагается использовать критерий Вилкоксона, позволяющий работать с выборками любого объема.

Основные расчетные соотношения проверки гипотезы об однородности выборок на основе критерия Вилкоксона (при повышении объема одной из выборок 25) представлены ниже [12]:

$$W_{\text{нижн.кр}}(Q; n_1, n_2) = \left[\frac{(n_1 + n_2 + 1)n_1 - 1}{2} - z_{\text{кр}} \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}} \right];$$

$$W_{\text{верхн.кр}} = (n_1 + n_2 + 1)n_1 - W_{\text{нижн.кр}};$$

$$W_{\text{нижн.кр}} < W_{\text{набл}} < W_{\text{верхн.кр}}, \quad (3)$$

где $W_{\text{нижн.кр}}$ — нижняя критическая точка; $Q = \alpha/2$, α — уровень значимости; $z_{\text{кр}}$ находят по таблице Лапласа; n_1 — размер текущей выборки; n_2 — размер эталонной выборки; $W_{\text{верхн.кр}}$ — верхняя критическая точка; $W_{\text{набл}}$ — наблюдаемое значение критерия, представляющее собой сумму рангов вариантов текущей выборки.

Гипотеза принимается в случае выполнения условия (3).

Существенным недостатком критерия Вилкоксона, как и всех других непараметрических критериев, является малая мощность [10, 11].

Регулируемыми параметрами в представленных выше выражениях являются размер текущей выборки n_1 и уровень значимости α . При этом увеличение значения уровня значимости уменьшает вероятность ошибок первого рода, но это ведет к расширению границ критерия и, как следствие, к увеличению вероятности ошибок второго рода.

Проведенные эксперименты показывают возможность снижения вероятностей ошибок первого и второго рода при заданном уровне значимости путем использования дополнительного механизма оценки распределения критерия Вилкоксона и варьирования размера текущей выборки. В этом случае может снизиться оперативность принятия решения. Однако построение марковской модели поведения пользователя на операциях файловой системы или на вызовах API-функций позволяет получать достаточные объемы статистических данных за малые промежутки времени (например, программа Filemonitor v 7.02 регистрирует до нескольких сотен операций в секунду). Кроме того, нетипичность в поведении пользователя, действующего в рамках предоставленных прав и полномочий, будет сказываться не в одиночном действии, а в их последовательности, распределенной во времени. Данные аргументы подтверждают состоятельность предлагаемых решений по улучшению качества распознавания нетипичного поведения пользователя без значительного ухудшения временного показателя обнаружения.

Суть предлагаемых решений заключается в следующем. На этапе обучения для построенной эталонной марковской модели поведения пользователя при заданном уровне значимости α строится распределение критерия Вилкоксона.

Распределение строится путем формирования выборок размером n_1 на основе генерации или использования реальных данных, соответствующих эталонной модели поведения пользователя, группирования данных выборок в блоки по l вы-

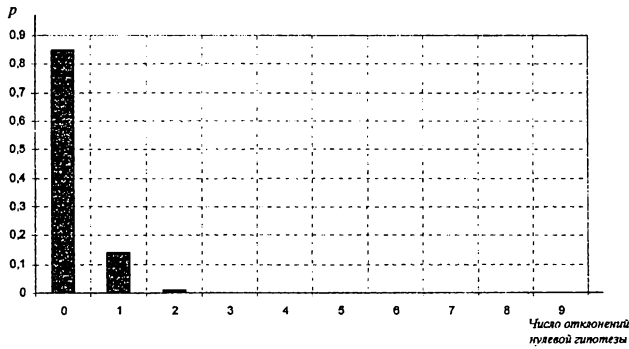


Рис. 1. Полигон частот ложного "срабатывания" критерия Вилкоксона

борок ($l = \alpha^{-1}$, где α — уровень значимости) и проверки гипотезы об однородности эталонной выборки и каждой из выборок блоков. Число блоков выборок N определяется исходя из необходимой точности эксперимента. Далее во всех блоках подсчитывается число ошибочных отклонений гипотезы об однородности выборок и рассчитывается полигон частот ложного "срабатывания" критерия Вилкоксона. На рис 1 представлен полигон частот ложного "срабатывания" критерия Вилкоксона, полученный на основе экспериментальных оценок с параметрами $n_1 = 10$, $\alpha = 0,1$, $N = 1000$.

Данное распределение показывает, что, если принимать решение о нетипичности поведения пользователя после наблюдения нескольких выборок операций пользователя (в данном случае $l = 10$) и при этом считать допустимым двукратное "срабатывание" критерия Вилкоксона, то вероятность ошибки первого рода составит менее 10^{-3} .

Для оценки вероятности ошибок второго рода необходимо проведение аналогичных экспериментов, при которых будут проверяться гипотезы об однородности эталонной выборки и выборок, не соответствующих эталонному поведению пользователя.

Экспериментальным путем был установлен порог расстояния между рассматриваемой эталонной и отличными от нее марковскими моделями, при котором критерий Вилкоксона еще может различать модели. Данный порог составляет $D_S = 0,125$, что соответствует расстоянию между реализациями действий пользователя в рамках эталонной модели.

Экспериментальные оценки (при точности $N = 1000$) распределения критерия Вилкоксона для модели поведения пользователя, не соответ-

ствующей эталонной и находящейся на расстоянии $D_S = 0,125$, при различных значениях размера выборки n_1 представлены на рис. 2.

Из рисунка видно, что для обеспечения вероятности ошибки второго рода, меньше 10^{-3} , объем выборки должен быть не менее 50 операций, при этом время принятия решения о нетипичности поведения пользователя составит 500 операций (несколько секунд).

Не все аномальные действия приводят к нарушению безопасности информации. Однако отклонения действий пользователя от типовой схемы использования ресурсов ВС может свидетельствовать о подготовке к НСД, о работе нарушителя от имени другого пользователя или воздействия нарушителя на средства ВТ пользователя. Граничная пессимистическая оценка вероятности осуществления пользователем НСД предполагает необходимость рассмотрения каждого нетипичного события (действия пользователя) как попытку реализации им НСД или как действия по подготовке НСД. Тогда взаимосвязь между числом нетипичных действий пользователя и вероятностью осуществления им НСД в аналитическом виде будет иметь вид [13]

$$P_{\text{НСД}} = 1 - (1 - p)^{k+1},$$

где $P_{\text{НСД}}$ — текущая вероятность осуществления НСД; p — начальная вероятность осуществления НСД (характеризует уровень защищенности ВС, обусловленный надежностью механизмов управления доступом и используемыми средствами защиты); k — уровень нетипичности поведения пользователя (представляет собой числовую характеристику, выражаемую в числе нетипичных действий (операций, групп операций), совершенных пользователем).

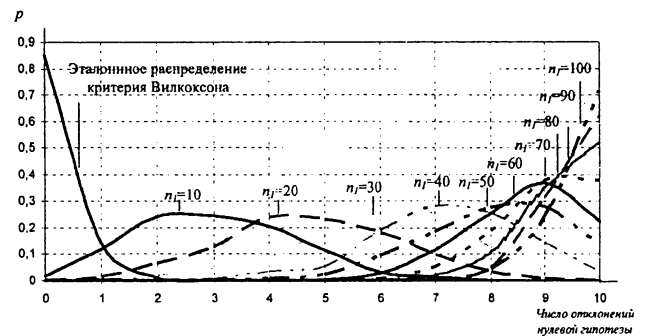


Рис. 2. Экспериментальные оценки распределения критерия Вилкоксона при различных значениях размера выборки n_1

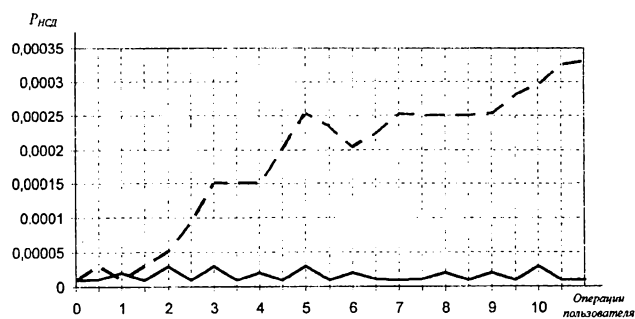


Рис. 3. Пример рейтингов нетипичности поведения пользователей

Данный показатель $P_{НСД}$ характеризует возможность пользователя по реализации НСД и позволяет отслеживать динамику нетипичности поведения пользователя в течение сеанса его работы в виде рейтинга нетипичности.

При построении рейтинга нетипичности поведения пользователя необходимо учитывать все текущие тревоги, а в конце блока группирования выборки корректировать рейтинг. Как уже отмечалось выше, в этом случае система будет работать в пессимистичном режиме, принимая любое решение критерия Вилкоксона о неоднородности текущей и эталонной выборок за истинное, что даст возможность реагирования на достижение порогового значения рейтинга внутри блока группирования выборок. Реакция может заключаться в усилении контроля, проведении разбирательства или в блокировании пользователя.

При этом на стадии коррекции рейтинга, если число срабатываний критерия Вилкоксона превышает порог, соответствующий эталонной модели поведения пользователя, то принимается решение о том, что все выборки блока являются аномальными. Данная процедура компенсирует малую мощность критерия, уменьшая вероятность ошибки второго рода.

На рис. 3 представлен пример рейтингов нетипичности двух пользователей, поведение одного из которых соответствует эталонной модели, а другого отличается от эталонного. На графике представлена зависимость вероятности осуществления НСД от времени работы пользователя, представленного блоками группирования выборок (соответственно одно деление на оси абсцисс соответствует $10n_1$ операций; расчеты проводились для значения уровня начальной вероятности осуществления НСД $p = 10^{-5}$).

Данный пример показывает, что рейтинг нетипичности поведения пользователя, работаю-

щего в рамках эталона, колеблется в пределах начального уровня, тогда как у пользователя, поведение которого отличается от эталонного, в рейтинге нетипичности явно прослеживается тенденция к увеличению вероятности осуществления им НСД. Данные рейтинги могут быть использованы вышестоящей системой для принятия решения о необходимости выработки соответствующих управляющих воздействий, например уменьшение прав доступа пользователя или его блокирование.

Выводы. Представленная модель устанавливает взаимосвязь между нетипичными действиями пользователя и вероятностью осуществления им НСД. Использование в качестве исходных данных для модели поведения пользователя операций файловой системы или вызовы API-функций позволяет получать достаточные объемы статистических данных за малые промежутки времени, что сокращает время обнаружения нетипичных действий пользователей до приемлемого уровня.

Данная модель чувствительна к последовательности операций, выполняемых пользователем, не требует на этапе обучения знания образа его аномального поведения, свободна от распределения и позволяет оценивать поведение пользователя в процессе выполнения им функциональных задач, обеспечивая требуемый уровень вероятности ошибок первого и второго рода с возможностью подстройки размера выборки контроля.

Разработанная модель может быть использована при оценке уровня защищенности ВС в процессе работы пользователя, а также как базовая модель системы динамического ролевого управления доступом. В последнем варианте пользователю в соответствии с его рейтингом нетипичности будут переназначаться права и полномочия (роли), что ограничит его возможности и позволит снизить уровень риска осуществления им НСД.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Щеглов А. Ю. Защита компьютерной информации от несанкционированного доступа. СПб.: Наука и Техника, 2004. 384 с.
2. Бочков М. В. Теоретические основы адаптивной защиты информации в вычислительных сетях от несанкционированного доступа / Под ред. С. Н. Бушуева и В. Ф. Комаровича. Орел: Академия спецсвязи России, 2004. 224 с.
3. Лукацкий А. В. Обнаружение атак. СПб.: БХВ-Петербург, 2001.

4. **Международное** исследование по информационной безопасности — 2007 год. "Эрнст энд Янг". [http://www.ey.com/Global/assets.nsf/Russia_E/GISS_Survey_2007/\\$file/GISS_Survey_2007.pdf](http://www.ey.com/Global/assets.nsf/Russia_E/GISS_Survey_2007/$file/GISS_Survey_2007.pdf).
5. **Контроль** и защита информации от внутренних угроз. http://www.infowatch.ru/downloads/docs/brochure_2007_rus.pdf.
6. **Руководящий документ** Гостехкомиссии России. Руководство по разработке профилей защиты и заданий по безопасности. М.: ГТК РФ, 2003.
7. **Фомин Я. А., Тарловский Г. Р.** Статистическая теория распознавания образов. М.: Радио и связь, 1986.
8. **Рабинер Л. Р.** Скрытые марковские модели и их применение в избранных приложениях при распознавании речи // ТИИЭР. 1989. Т. 77. № 2.
9. **Моттль В. В.** Скрытые марковские модели в структурном анализе сигналов. М.: Физматлит, 1999.
10. **Лакин К. А.** Статистические методы анализа данных аудита в системе обнаружения аномалий поведения // Тр. научно-технической конф. Безопасность информационных технологий. 2002. Т. 3. С. 20—22.
11. **Кобзарь А. И.** Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников. М.: Физматлит, 2006. 816 с.
12. **Гмурман В. Е.** Теория вероятностей и математическая статистика: Учеб. пособ. для вузов. Изд. 8-е. Стер. М.: Высш. шк., 2000. 479 с.
13. **Вентцель Е. С., Овчаров Л. А.** Теория вероятностей и ее инженерные приложения: Учеб. пособ. для вузов. Изд. 2-е. Стер. М.: Высш. шк., 2000. 480 с.

УДК 338.26.015:51

Сценарное прогнозирование перспективного развития региональной социально-экономической системы

Е. Д. БАРЫБИНА¹, Г. А. ЕСЕНКОВА², А. В. ЕВЧЕНКО², канд. экон. наук

¹ Гуманитарно-технический институт, г. Курск

² Курский государственный технический университет

Предложен комплекс эконометрических моделей, сконструированных на базе авторской методологии прогнозирования и программирования социального развития региона с учетом его ресурсных возможностей в условиях переходной экономики. Выявлены и количественно определены параметры механизма взаимного влияния производительности общественного труда в регионе и уровня его социального развития. Рассчитаны прогнозные значения уровней экономического и социального развития региона на период до 2010 г. с учетом возможных сценариев и вариантов развития регионального хозяйственного комплекса (на материалах Курской области).

Прогностическую модель регионального развития можно рассматривать как некоторую производную от используемого метода. Прогнозы развития региональной социально-экономической системы компактно фиксируются сценариями [1]. Сценарий можно представить как моментальный снимок системы, отражающий развертывание событий во времени. Конкретное содержание сценария должно отвечать конечным целям, сформулированным ранее; оно должно быть достаточно подробным, с описанием тех компонентов системы, которые будут подвергаться воздействию, чтобы поведение в целом изменилось в необходимом направлении и на предусмотренный срок.

Различают два основных типа сценария: исследовательский и предваряющий [2]. Первый следует от настоящего к будущему; второй проходит обратный путь для выявления влияний и действий, нужных для реализации желаемой цели. В свою очередь, предваряющие сценарии делят на нормативные и контрастные. В первых вначале определяются некоторые множества целей, которые должны быть достигнуты, затем — пути их реализации. Контрастные сценарии характеризуются как желаемым, так и достижимым будущим. По нашему мнению, представляется целесообразным разрабатывать обобщенный сценарий, сохраняющий свойства и нормативного, и

контрастного сценариев. Такое обобщение позволит синтезировать более широкий диапазон идей.

В рыночных условиях особое внимание следует уделять сочетанию экономических и социальных целей, так как приоритетным направлением общественного развития является повышение благосостояния населения. Управление, ориентированное на решение только экономических задач, обречено на неудачу, потому что именно человек является реальной движущей силой экономического прогресса. Конечная цель социально-экономического развития страны и ее регионов — это рост уровня жизни населения. Основой для решения этой задачи является развитие реального сектора экономики региона. Важным источником эффективности регионального производства служат социальные факторы повышения производительности труда. В свою очередь, повышение производительности труда — фундамент развития экономики и соответственно — условие повышения уровня жизни населения.

В стратегическом плане у Курской области немного альтернатив, и все они связаны с решением задач по скорейшему выходу из кризиса. Для этого необходима научно обоснованная модель социально-экономического развития региона.

Прогнозирование и программирование социально-экономического развития региона в новых условиях предлагается вести на базе новой методологии, основанной на использовании S-образных (логистических) кривых и семейства производственных функций. Уровни развития зависят от многих факторов и прежде всего от темпов интенсивного развития производства, обусловленных темпами роста производительности живого и овеществленного труда, а они, в свою очередь, — от социального и технического прогресса [3].

Для оценивания (или задания) прогресса в нашем подходе предлагается модифицированный вариант производственной функции Кобба—Дугласа с автономным темпом прогресса (МПФКД). В нем составные компоненты параметра прогресса, характеризующие уровень социального развития региона, технический парк отраслей и уровень обеспеченности коммуникациями, рассматриваются дифференцированно.

МПФКД имеет вид

$$Q = a_0 L^\alpha K^\beta e^{(a_1 z_1 + a_2 z_2 + a_3 z_3)t} \quad (1)$$

или

$$Q = a_0 L^\alpha K^\beta e^{a_1 z_1 t} e^{a_2 z_2 t} e^{a_3 z_3 t}, \quad (2)$$

где Q — объем выпускаемой продукции за определенный период (например, годовой выпуск); a_0 — масштабный коэффициент; a_1, a_2, a_3 — числовые коэффициенты; L — фактор труда, объемный показатель величины трудовых ресурсов; K — фактор капитала (стоимость основных средств или объем вложений капитала в производство); α, β — расчетные параметры (коэффициенты эластичности при факторах); z_1 — показатель, характеризующий уровень социального развития; z_2 — показатель, характеризующий технический парк отраслей (уровень обновления основных производственных фондов); z_3 — показатель, характеризующий уровень обеспеченности современными коммуникационными средствами; t — время.

Такой дифференцированный подход позволяет выявить степень влияния на объем производства как технических, так и социальных, и информационных факторов.

В результате расчетов по данным 1990—2006 гг. параметров МПФКД соответственно региональной экономики Курской области, МПФКД ее промышленности и МПФКД ее сельского хозяйства были получены следующие выражения:

$$Q = 0,317L^{0,77} K^{0,585} e^{0,01z_1t + 0,47z_2t - 0,236z_3t}; \quad (3)$$

$$Q = 0,25L^{1,241} K^{0,476} e^{0,123z_1t + 0,089z_2t - 0,162z_3t}; \quad (4)$$

$$Q = 0,264L^{2,327} K^{0,295} e^{0,071z_1t - 0,965z_2t + 0,039z_3t}. \quad (5)$$

Исследование выведенных функций, проведенное с применением коэффициента детерминации R^2 , F -критерия, статистики Дарбина—Уотсона DW и стандартной ошибки регрессии S , показало, что МПФКД адекватно отображают взаимосвязи в региональной экономике суммарно, промышленности и сельском хозяйстве Курской области в условиях переходного периода и могут привлекаться для решения задач анализа, прогнозирования и программирования регионального развития.

Проведенное нами моделирование региональной экономики (3) и ее промышленного сектора (4) показало, что в них наблюдается невосприимчивость к современным коммуникационным технологиям (это следует из отрицательного значения z_3), усиливается разрыв между

растущими требованиями к своевременности и достоверности информации и нежеланием руководителей предприятий совершенствовать информационную базу. Моделирование сельскохозяйственной отрасли (5) экономики Курской области выявило, что наблюдается стагнация материально-технической базы аграрного производства: снижаются объемы долгосрочных инвестиций, уменьшается ввод в действие производственных мощностей (отрицательное значение z_2). Эта ситуация продуцирует отторжение селом достижений научно-технического прогресса, углубляет разрыв между потребностями производства и внедрением прогрессивных технологий, примитивизирует производственный процесс в аграрном секторе экономики.

Убедившись в адекватности и достоверности сконструированной регрессионной модели объемов валового регионального продукта как функции от основных факторов производства в промышленности и в сельском хозяйстве, а также суммарно в регионе, можно от функции валового

выпуска Q перейти к функции производительности труда $Пт$. Учитывая, что $Пт = Q/L$, получаем

$$Пт = a_1 L^{\alpha - 1} K^{\beta} e^{a_1 z_1 t} e^{a_2 z_2 t} e^{a_3 z_3 t}. \quad (6)$$

По формулам (3)—(5), трансформированным с учетом (6), можно рассчитать по данным региональной статистики [4] соответствующие значения производительности труда в каждой временной точке ретроспективы (1990—2006 гг.), а также прогнозируемые ее значения на период 2007—2010 гг. (при сохранении существующих тенденций в динамике показателей социально-экономического развития Курской области). Для расчета прогнозных показателей производительности труда применена математическая система MathCAD 7.0 PRO (блок "Предсказание поведения функциональной зависимости").

Рассчитанные значения производительности труда в экономике Курской области (суммарно и по секторам) приведены в табл. 1. Взятые вме-

1. Уровни экономического и социального развития Курской области (суммарно и по секторам) за период 1990—2010 гг.*

Год	Производительность труда, тыс. руб./чел.			Уровень социального развития (безразмерный показатель)		
	в экономике в целом	в промышленности	в сельском хозяйстве	в области в целом	промышленных районов	сельских районов
1990	121,353	109,7	48,6	0,162	0,360	0,220
1991	119,420	110,5	44,7	0,098	0,590	0,350
1992	100,374	98,5	40,2	0,101	0,390	0,230
1993	86,041	89,1	37,6	0,064	0,250	0,150
1994	77,121	83,3	35,2	0,173	0,280	0,170
1995	71,828	83,2	32,2	0,157	0,200	0,120
1996	64,933	85,5	28,8	0,148	0,240	0,140
1997	58,878	88,0	26,2	0,122	0,110	0,070
1998	63,803	90,0	25,1	0,137	0,223	0,132
1999	62,587	92,2	24,8	0,135	0,254	0,151
2000	63,681	94,9	25,0	0,119	0,283	0,170
2001	65,723	98,0	25,7	0,143	0,310	0,186
2002	71,564	101,1	27,1	0,149	0,349	0,209
2003	78,672	104,7	28,8	0,154	0,398	0,241
2004	88,823	108,6	31,0	0,159	0,457	0,274
2005	100,908	113,4	33,6	0,164	0,539	0,323
2006	117,348	118,6	36,5	0,179	0,614	0,368
2007	128,337	122,4	40,3	0,195	0,677	0,401
2008	135,819	125,1	45,3	0,212	0,715	0,453
2009	139,421	126,3	50,1	0,228	0,732	0,470
2010	140,896	126,7	53,4	0,245	0,746	0,487

*1990—2006 гг. — фактические значения; 2007—2010 гг. — прогнозные значения.

сте, они задают траектории изменения производительности труда во времени соответственно для региональной экономики, промышленности и сельского хозяйства.

В силу различного влияния производственных факторов на объемы валового продукта, а также других отраслевых особенностей (в частности; большей инерционности сельского хозяйства) указанные траектории имеют существенные отличия. Так, темпы снижения (и роста) производительности труда в промышленности значительно выше, нежели в сельском хозяйстве (это объясняется большей мобильностью промышленного производства). Траектория изменения производительности труда региональной экономики суммарно представляет собой своего рода среднее между траекториями изменения производительности труда в промышленности и в сельском хозяйстве Курской области.

Несмотря на указанные отличия, все три траектории обнаруживают несомненное родство. Каждая из них имеет явно выраженные периоды спада и роста (различаясь, однако, между собой по времени их начала и завершения, а также длиной периодов). Периоды спада (экономического кризиса) имеют следующие временные границы: в промышленности — с 1991 г. по 1996 г., для региональной экономики — с 1990 г. по 1998 г., в сельском хозяйстве — с 1990 г. по 2000 г. Они характеризуются также различными темпами падения производительности труда (наиболее значительными в промышленности, более медленными в сельском хозяйстве; региональная экономика как интегральная величина занимает промежуточное положение). Периоды возрастания всех трех траекторий имеют выраженный S-образный вид (нижняя точка спада—растущие темпы роста—точка перегиба—замедляющиеся темпы роста—уровень насыщения), теоретически предсказанный нами ранее. Эти периоды (соответствующие переходному периоду) также различаются как по темпам роста (аналогично периодам спада), так и по продолжительности: с 1997 г. по 2010 г. в промышленности, с 2000 г. по 2010 г. в сельском хозяйстве, с 1999 г. по 2010 г. для региональной экономики в целом.

Производительность труда, соответствующая докризисному уровню 1990—1991 гг. согласно произведенным расчетам может быть достигнута к 2007—2008 гг. в промышленности, к 2009—2010 гг. в сельском хозяйстве и только к 2008—2009 гг. в целом для региональной экономики, что примерно соответствует точке перегиба (для всех траекторий). Завершение переход-

ного периода (по достижении уровня насыщения) прогнозируется на 2014—2015 гг.

Повышение производительности общественного труда в регионе является основным источником повышения уровня социального развития (УСР). Для выявления характера и параметров связи между этими показателями применен корреляционно-регрессионный анализ. На основании статистических данных за 1990—2006 гг. было получено следующее корреляционное уравнение:

$$УСР(Пт) = -0,0456 + 0,0028Пт. \quad (7)$$

Таким образом, статистическое исследование влияния достигнутого уровня производительности труда в экономике региона на уровень его социального развития подтверждает взаимосвязь между этими экономическими явлениями (причем тесную). Используя выведенное корреляционное уравнение, можно рассчитать прогнозируемые значения уровня социального развития на период 2007—2010 гг. (при сохранении существующих тенденций в динамике показателей социально-экономического развития Курской области). Рассчитанные значения (а также фактические данные за период 1990—2006 гг.) приведены в табл. 1. Взятые вместе, они задают траекторию изменения УСР Курской области во времени.

Согласно выполненным расчетам период снижения (спада) УСР имеет начало в 1990—1991 гг. и заканчивается в 2001—2002 гг.; этот период соответствует периоду снижения производительности труда в результате экономического кризиса. Период роста УСР начинается с 2002—2003 гг., максимальные темпы роста ожидаются в 2008—2009 гг. (в окрестностях точки перегиба траектории роста УСР, приближенно соответствующей докризисному уровню 1990—1991 гг.), затем темпы роста снижаются по мере приближения к уровню насыщения, который предположительно будет достигнут к 2014—2015 гг.; период роста УСР соответствует этапу возрастания производительности труда в рамках переходного периода.

Прогнозные значения уровня социального развития могут быть рассчитаны с учетом различных возможных сценариев развития регионального хозяйственного комплекса. Все множество сценариев регионального развития можно разделить на группы, характеризующие: 1) общеэкономическое развитие региона; 2) развитие отдельных отраслей регионального народнохозяйственного комплекса; 3) социальное развитие

2. Сценарии и варианты развития региональной социально-экономической системы в 2007 г.

Вариант	Валовой региональный продукт, млн руб.		Изменение валового регионального продукта		Численность занятых в экономике, тыс. чел.		Требуемая дополнительная численность		Стоимость основных фондов, млн руб.		Требуемый объем капитальных вложений		Уровень эффективности использования ресурсов	УСР
	Отчет	План	млн руб.	%	Отчет	План	тыс. чел.	%	Отчет	План	млн руб.	%		
Сценарий 1														
1						588,2	—	—	171285,4	179572,0	8286,6	4,8	0,897	0,133
2	39854,7	37463,4	-2391,3	-6,0	606,4	594,3	—	—	171285,4	170460,1	—	—	0,940	0,131
3						600,3	—	—	171285,4	162032,7	—	—	0,940	0,129
Сценарий 2														
7						594,3	—	—	171285,4	176754,2	5468,8	3,2	0,932	0,135
8	39854,7	38260,5	-1594,2	-4,0	606,4	600,3	—	—	171285,4	168015,6	—	—	0,960	0,133
9						606,4	—	—	171285,4	159656,7	—	—	0,960	0,131
Сценарий 3														
13						600,3	—	—	171285,4	174089,3	2803,9	1,6	0,965	0,137
14	39854,7	39057,6	-797,1	-2,0	606,4	606,4	—	—	171285,4	165428,2	—	—	0,980	0,135
15						612,5	6,1	1,0	171285,4	157278,3	—	—	0,980	0,133
Сценарий 4														
17						600,3	—	—	171285,4	180253,1	8967,7	5,2	0,951	0,140
18	39854,7	39854,7	0,0	0,0	606,4	606,4	—	—	171285,4	171285,4	—	—	1,000	0,138
19						612,5	6,1	1,0	171285,4	162846,9	—	—	1,000	0,137
Сценарий 5														
23						600,3	—	—	171285,4	186506,6	15221,2	8,9	0,937	0,144
24	39854,7	40651,8	+797,1	+2,0	606,4	606,4	—	—	171285,4	177227,8	5942,4	3,5	0,986	0,142
25						612,5	6,1	1,0	171285,4	168496,6	—	—	1,020	0,140
Сценарий 6														
30						612,5	6,1	1,0	171285,4	174226,8	2941,4	1,7	1,023	0,144
31	39854,7	41448,9	+1594,2	+4,0	606,4	618,5	12,1	2,0	171285,4	165861,7	—	—	1,040	0,142
32						624,6	18,2	3,0	171285,4	157845,6	—	—	1,040	0,140
Сценарий 7														
36						612,5	6,1	1,0	171285,4	180037,2	8751,8	5,1	1,009	0,148
37	39854,7	42246,0	+2391,3	+6,0	606,4	618,5	12,1	2,0	171285,4	171393,1	107,7	0,1	1,053	0,146
38						624,6	18,2	3,0	171285,4	163109,7	—	—	1,060	0,144
Сценарий 8														
39						606,4	—	—	171285,4	195561,7	24276,3	14,2	0,946	0,153
40	39854,7	43043,1	+3188,4	+8,0	606,4	612,5	6,1	1,0	171285,4	185927,3	14641,9	8,5	0,995	0,151
41						618,5	12,1	2,0	171285,4	177000,4	5715,0	3,3	1,045	0,149
Сценарий 9														
46						618,5	12,1	2,0	171285,4	182683,2	11397,8	6,7	1,031	0,153
47	39854,7	43840,2	+3985,5	+10,0	606,4	624,6	18,2	3,0	171285,4	173854,1	2568,7	1,5	1,084	0,151
48						630,7	24,3	4,0	171285,4	165531,5	—	—	1,100	0,149

региона [5]. В свою очередь, в конкретной группе возможны разные сценарии, каждый из которых может быть реализован в нескольких вариантах.

Содержательная сторона процессов разработки сценариев и вариантов развития региона основана на выведенных МПФКД, а точнее — на построенных по рассчитанным параметрам изоквантах, характеризующих объемы валового регионального продукта (суммарно и по отраслям), которые могут быть получены при различных комбинациях основных производственных факторов региональной экономики. Основываясь на указанных изоквантах, можно рассчитать исходные показатели для составления регионального бизнес-плана (сам бизнес-план целесообразно разрабатывать с помощью современных пакетов прикладных программ, например "Project-Expert").

Рассчитанные сценарии и варианты регионального развития приведены в табл. 2. В качестве критериев для сценариев и вариантов применены показатели "уровень социального развития" и "коэффициент эффективности использования инвестиций". УСР представляет собой таксономический показатель, характеризующий степень "близости" фактического социального образа населения региона к эталонному. Второй показатель представляет собой отношение процентного изменения прогнозируемого объема производства по сравнению с отчетным к процентному изменению объема основных средств, прогнозируемых к использованию в плановом периоде, по сравнению с отчетным. Очевидно, что в случае, если прирост основных средств (инвестиции) будет использован рационально, т. е. темпы роста производства продукции опередят темпы роста объема инвестиций, данный коэффициент должен быть больше единицы. Следует, однако, сделать существенную оговорку по поводу его использования. Данный показатель будет объективным лишь тогда, когда главная цель государственной политики заключается в увеличении производства.

Взяв ретроспективные данные о среднегодовой численности занятых в экономике Курской области, мы дали прогноз на один период упреждения, используя различные виды функций для аппроксимации. Согласно построенным трендам

численность занятых в плановом периоде может колебаться в пределах от 590 до 640 тыс. человек. Так как прогнозируемый в плановом периоде объем инвестиций не превысит 5,5—6,5 млрд руб., можно заключить, что наиболее вероятным вариантом развития СЭС будет один из следующих вариантов: 2 (сценарий 1 — снижение валового регионального продукта на 6 %); 7 или 8 (сценарий 2 — спад 4 %); 13 или 14 (сценарий 3 — спад 2 %); 18 или 19 (сценарий 4 — объем производства постоянен); 24 или 25 (сценарий 5 — рост 2 %); 30 или 31 (сценарий 6 — рост 4 %); 36 или 37 (сценарий 7 — рост 6 %); 40 или 41 (сценарий 8 — рост 8 %); 47 (сценарий 9 — рост 10 %). Оценить вероятность практической реализации того или иного варианта перспективного развития можно, например, с применением "метода анализа иерархий" [2].

● Реализация данного подхода, основанного на авторской методологии регионального социально-экономического прогнозирования, в практике управления регионом (в нашем случае — в Курской области) позволит сформировать систему эффективного использования материально-финансовых ресурсов в рыночных условиях.

Итак, на основании изложенного выше можно сделать вывод о влиянии ресурсного потенциала региональной СЭС на уровень ее социального развития. Данный вывод является подтверждением предлагаемых методологии и методики социально-экономического прогнозирования (с последующим программированием перспективного развития) в регионе в переходном периоде.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Цыгичко В. Н.** Прогнозирование социально-экономических процессов. М.: Финансы и статистика, 1986. 207 с.
2. **Саати Т., Кернс К.** Аналитическое планирование. Организация систем: Пер. с англ. М.: Радио и связь, 1991. 224 с.
3. **Евченко А. В., Кузьбожев Э. Н.** Прогнозирование и программирование социального развития региона в переходной экономике: ресурсный подход / Под ред. Э. Н. Кузьбожева. Курск: Изд-во РОСИ, 2000. 216 с.
4. **Сводный** статистический ежегодник Курской области // Стат. сб. Курск: Курский облкомстат, 2007. 518 с.
5. **Самофалова Е. В., Кузьбожев Э. Н., Вертакова Ю. В.** Государственное регулирование национальной экономики / Под ред. Э. Н. Кузьбожева. М.: КНОРУС, 2005. 272 с.

ПАМЯТКА АВТОРУ

Статья может быть опубликована только при условии, если автор(ы) статьи передает(ют) издательству ООО "Наука и технологии" **исключительное право** на ее публикацию в любой форме в данном журнале и его зарубежных аналогах. Для этого просим заполнить приведенную ниже форму и выслать в редакцию журнала вместе со статьей.

Автор(ы) _____
статьи _____

_____ (в дальнейшем Материалы) передает(ют) на 5 лет издательству ООО "Наука и технологии" (в дальнейшем Издательство) — учредителю журнала "Телекоммуникации" (в дальнейшем Журнал), все исключительные права на Материалы, включая права на перевод, воспроизведение, распространение в любой форме по всему миру на русском и английском языках, а также право на выдачу разрешения третьим сторонам использовать материалы в любой форме. Автор(ы) сохраняет(ют) все права собственника (за исключением прав, переданных издателю).

Автор(ы) гарантирует(ют), что Материалы являются оригинальной работой, представлены на рассмотрение только этому Журналу и ранее не публиковались. Если Материалы были написаны совместно с соавторами, Автор гарантирует, что проинформировал их относительно условий публикации статьи и получил письменное разрешение подписывать от их имени.

Автор: _____
(Фамилия, Имя, Отчество, паспортные данные)

Адрес: _____

Телефон: _____ E-mail: _____

(Подпись автора)

(Дата)

Рукопись статьи должна быть в двух экземплярах и подписана всеми авторами. Необходимо приложить: название статьи с краткой аннотацией и фамилиями авторов на английском языке, а также акт экспертизы.

Текст статьи с краткой аннотацией, УДК, выводами, списком литературы и подрисуночными подписями (отдельно от текста) должен быть отпечатан на белой бумаге формата А4, с одной стороны листа, через **два интервала** (30 строк, 60 ударов, 14 кг) и пронумерован. Поля слева, сверху и снизу 30 мм.

Рисунки в двух экземплярах должны быть представлены **отдельно** от текста. Они должны быть четкими, хорошо выполненными (не требующими перерисовки), пронумерованными. В тексте на полях необходимо указать место их расположения. Все подрисуночные подписи должны быть напечатаны на **отдельной** странице. Фотографии необходимо представить на глянцевой бумаге без изломов и помятостей (все обозначения внести на втором экземпляре).

Гонорар выплачивается только за издание на русском языке.

Для выплаты авторского гонорара к статье необходимо приложить сведения об авторе(ах):

- | | |
|---|--|
| ✓ ИНН (идентификационный налоговый номер физического лица); | ✓ паспортные данные (серия, номер, кем и когда выдан); |
| ✓ фамилия, имя, отчество; | ✓ номер страхового свидетельства Государственного пенсионного страхования; |
| ✓ дата рождения (число, месяц, год); | ✓ телефон(ы) (код города, номер); |
| ✓ домашний адрес (с почтовым индексом); | ✓ E-mail |

При отсутствии этих сведений гонорар за статью не выплачивается.

ООО "Наука и технологии"

Учредитель журнала ООО "Наука и технологии"

Журнал зарегистрирован в Комитете Российской Федерации по печати.

Свидетельство о регистрации № 018873 от 27 мая 1999 г.

Редактор *Абизова Т. В.*

Оригинал-макет и электронная версия изготовлены в ООО "Авансед Солюшнз".

Сдано в набор 05.03.2008. Подписано в печать 11.04.2008.

Формат 60 × 88 1/8. Усл.-печ. л. 5,88. Уч.-изд. л. 5,33. Печать дуплексная. Заказ 19/2008.

Отпечатано в ООО "Сид"

Уважаемые читатели!

Продолжается подписка на ежемесячный научно-технический, информационно-аналитический и учебно-методический журнал

"Телекоммуникации"

на II полугодие 2008 г.

Журнал распространяется только по подписке

Подписная цена журнала "Телекоммуникации" **11 100** руб., в том числе НДС.

Стоимость одного номера журнала **1850** руб., в том числе НДС.

Вы можете оформить подписку с любого номера журнала до 25-го числа предподписного месяца:

- ⇒ по каталогу ОАО "Агентство Роспечать", подписной индекс **79505**;
- ⇒ по объединенному каталогу, подписной индекс **45123**;
- ⇒ по безналичному расчету: ИНН 7728161750, ООО "Наука и технологии", р/с 40702810500180001470 в ОАО "МИНБ", Москва, к/с 30101810300000000600, БИК 044525600.

В платежном поручении (или почтовом переводе) в графе «Назначение платежа» укажите: «Подписка на журнал "Телекоммуникации" на II п/г 2008 г.». Укажите адрес, ИНН, название организации (или ФИО получателя), телефон.

Только при подписке в редакции или по безналичному расчету подписная цена журнала включает и стоимость пересылки.

Редакция журнала предоставляет вам возможность опубликовать свои материалы о новых научных и технических разработках и достижениях, а также об опыте организации производства.

АВТОРАМ ОПУБЛИКОВАННЫХ СТАТЕЙ ВЫПЛАЧИВАЕТСЯ ГОНОРАР

По всем вопросам формирования редакционного портфеля обращаться по адресу: 107076, Москва, Стромьинский пер., 4/1.

Тел./факс: (495) 269-5297, тел.: 268-3923, (495) 268-3612

E-mail: sokol@nait.ru

http://www.nait.ru

По вопросам подписки, распространения и размещения рекламных материалов обращаться по адресу: 105425, Москва, Сиреневый б-р, д. 14, корп. 1.

Тел.: (495) 223-0910, (499) 748-2101

E-mail: market@nait.ru

ТЕЛЕКОММУНИКАЦИИ

- **Телефония: структура сетей, трафик, станции и центры коммуникации, системы сигнализации и управления, каналы и терминалы, качество передачи речи**
- **Распределенные информационные и управляющие системы: виды, архитектура, протоколы и интерфейсы, методы коммутации, маршрутизации, управления**
- **Системы подвижной связи: архитектура, сотовые и транковые системы, спутниковая связь**
- **Оптические системы: волоконно-оптические линии, многоканальные системы, пассивные элементы, устройства отображения информации**
- **Защита информации**
- **Терминология и стандартизация**
- **Банки данных по системам связи**