

РАДИОТЕХНИКА



О.М. Булгаков,
доктор технических наук, профессор



М.В. Таравков

СТАТИСТИЧЕСКИЙ КРИТЕРИЙ ОЦЕНКИ НАДЕЖНОСТИ ПОЛУПРОВОДНИКОВЫХ ПРИБОРОВ И ИНТЕГРАЛЬНЫХ МИКРОСХЕМ НА ОСНОВЕ ХАРАКТЕРИСТИК НИЗКОЧАСТОТНОГО ШУМА

SEMICONDUCTOR DEVICES AND INTEGRATED CIRCUITS STATISTICAL RELIABILITY INDEX BASED ON CHARACTERISTICS OF LOW-FREQUENCY NOISE

Проведен статистический анализ результатов измерения среднеквадратичного значения напряжения низкочастотного шума полупроводниковых приборов и интегральных микросхем различных типов и рассчитанных на их основе характеристик с учетом погрешности измерений и функциональной зависимости от напряжения низкочастотного шума. Предложен способ классификации полупроводниковых изделий по надежности на основе двумерного критерия без проведения ускоренных испытаний.

The statistical analysis of measurements results a voltage root-mean-square value of semiconductor devices low-frequency noise and various types integrated circuits and calculated characteristics based on their with taking into account a measurements lapses and functional dependence on low-frequency noise voltage is carried out. The way of solid-state electronic units classification on reliability based on two-dimensional criterion without conducting of accelerated tests is offered.

Корректные оценки надежности изделий полупроводниковой электроники и микроэлектроники требуют построения адекватных аналитических моделей. При их отсутствии достоверный прогноз таких характеристик, как время наработки до отказа

или вероятность отказа, возможен на основе статистической обработки результатов, полученных в ходе эксперимента.

Очевидно, что в испытании полупроводниковых приборов (ППП) и интегральных микросхем (ИМС) следует воспроизводить реальные условия их эксплуатации, что требует значительных материальных и временных затрат. Для формирования достоверной статистики отказов и вычисления их вероятности при соблюдении предусмотренных техническими условиями (ТУ) параметров режима эксплуатации требуется существенное превышение гарантируемого производителем среднего времени наработки на отказ, т.е. не один десяток тысяч часов непрерывной работы изделий. В связи с этим изделия подвергаются ускоренным испытаниям с повышенными нагрузками, когда из партии отбирается некоторый процент образцов с последующим анализом характеристик. Но и такие испытания сопровождаются значительными издержками ресурсов и времени (сотни и тысячи часов), требуют специальных испытательных стендов. По этой причине возникает потребность в применении оперативных, менее затратных и не уступающих по эффективности и достоверности методов выявления скрытых дефектов. В последнее время получили широкое распространение методы неразрушающего контроля, основанные на выявлении дефектов под воздействием стимулирующих факторов. Разновидностью таких методов являются методы диагностики полупроводниковых приборов на основе характеристик низкочастотного шума. В [1—4] получены среднеквадратичные значения напряжения низкочастотного шума (СКЗНШ) $U_{скзш}$ некоторых типов полупроводниковых приборов (интегральных схем, транзисторов), часть из которых представлена в табл. 1.

Таблица 1

№ ППП или ИМС	$U_{скзш}$, мВ, при токе, мА		$U_{скзш}$, мВ, при напряжении питания, В		$U_{скзш}$, мкВ						$U_{скзш}$, мкВ, начальное и после 10 термоциклов		$U_{скзш}$, мкВ, начальное (1), после ЭСР (2) и отжига (3)		
	6 мА	10 мА	2 В	5 В	0 °С		25 °С		100 °С		0 ТЦ	10 ТЦ	(1)	(2)	(3)
					200 Гц	1 кГц	200 Гц	1 кГц	200 Гц	1 кГц					
1	22	30	52	130	644,7	79,6	439,9	68	853,7	97,9	2,50	2,88	3,07	5,0	3,47
2	34	70	50	190	836,3	96,8	553,8	79	1334,2	123,2	2,69	3,28	3,25	5,18	4,01
3	30	37	77	148	245,2	44,5	203,3	42	310,6	50,4	2,49	2,89	2,77	4,53	3,32
4	15	15	63	95	568,9	74,9	394,5	64	783,7	92,2	2,54	2,93	2,64	4,66	2,65
5	21	22	52	110	1322,7	124,	786	97	1974,6	163	2,31	2,49	3,10	4,64	3,64
6	23	34	52	142	615,6	78,4	419,7	67	875	96,5	2,53	2,99	2,62	4,34	3,06
7	23	34	55	143	259,2	45,6	201,6	43	310,7	51,6	2,51	2,86	3,42	5,34	4,22
8	21	30	48	128	1294	125,	833,4	98	2062,8	164,6	3,13	3,88	3,00	4,73	3,17
9	21	25	59	112	417,3	62,4	303,5	56	534,8	73,9	2,71	3,16	2,68	4,56	2,68
10	22	29	53	129	832,8	91,9	534,3	75	1209,7	117	2,41	2,72	3,26	4,92	3,63
11	24	35	58	147							2,61	3,06	3,08	5,08	3,08
12	21	28	55	122							2,53	2,91	2,98	4,83	3,43
13	20	25	53	112											
14	25	30	68	127											
15	27	33	78	141											
16	18	22	63	111											
17	17	18	59	97											
18	24	32	56	140											

19	21	30	50	128											
20	25	41	58	164											

В экспериментах были использованы такие стимулирующие факторы, как воздействие температуры (в том числе циклическое), электростатического разряда, пониженное напряжение питания, изменение силы входного тока.

В табл. 1 курсивом выделены значения, соответствующие отбракованным образцам. По значениям СКЗНШ были вычислены характеристики (табл. 2, значения характеристик отказавших изделий выделены курсивом) [1—4], превышение которых свидетельствует о потенциальной ненадежности изделия.

Таблица 2

№ ППП или ИМС	Характеристика					
	$K_1 = \frac{U_{\text{скзш } 10}}{U_{\text{скзш } 6}}$	$K_3 = \frac{U_{\text{скзш } 5}}{U_{\text{скзш } 2}}$	$\gamma = \frac{\lg(\frac{U_{\text{скзш } 1}}{U_{\text{скзш } 2}})}{\lg(\frac{f_2}{f_1})}$	$\bar{\gamma}$	$K_4 = \frac{U_{\text{скзш } 10\text{ПЦ}}}{U_{\text{скзш } \text{НАЧ}}}$	$K_5 = \frac{(U_{\text{скзш } \text{ОТЖ}} - U_{\text{скзш } \text{НАЧ}})}{(U_{\text{скзш } \text{ЭСР}} - U_{\text{скзш } \text{НАЧ}})}$
1	1,36	2,50	1,16	1,27	1,15	0,21
2	2,06	3,80	1,21	1,34	1,22	0,40
3	1,23	1,92	0,98	1,06	1,16	0,31
4	1,00	1,51	1,13	1,24	1,15	0
5	1,05	2,12	1,3	1,44	1,08	0,35
6	1,48	2,73	1,14	1,26	1,18	0,25
7	1,48	2,60	0,96	1,05	1,14	0,41
8	1,43	2,67	1,33	1,45	1,24	0,10
9	1,19	1,90	1,05	1,15	1,16	0
10	1,32	2,43	1,22	1,35	1,13	0,22
11	1,46	2,53			1,17	0
12	1,33	2,22			1,15	0,24
13	1,25	2,11				
14	1,20	1,87				
15	1,22	1,81				
16	1,22	1,76				
17	1,06	1,64				
18	1,33	2,50				
19	1,43	2,56				
20	1,64	2,83				

Из табл. 2 видно, что образцам, не прошедшим отбраковочные испытания, соответствуют максимальные или близкие к максимальным значения характеристик. Это позволяет сделать вывод о возможности отбраковки изделий не по абсолютным значениям соответствующих характеристик, а по относительным величинам, например по относительному (в единицах среднеквадратичного отклонения (СКО) или нормированного на среднее значение) отклонению от среднего, то есть по двумерному критерию $\mu(\bar{x}, \sigma)$, в предположении, что априорно выборка содержит малое количество некачественных изделий. В этом случае знание строгой функциональной зависимости между степенью активирующего дефекты воздействия и его проявлением вовсе не обязательно. Необходимо лишь обеспечить постоянство величины воздействия для всех изделий

партии, в том числе потенциально ненадежных. При отсутствии дефекта СКЗНИШ слабо флуктуирует относительно средней величины $\bar{U}_{скзш}$, а наличие дефекта проявляется в отклонении $U_{скзш}$ от $\bar{U}_{скзш}$ вследствие определенного воздействия.

Отклонения характеристик от среднего значения $\delta = \frac{x - \bar{x}}{s_x}$, выраженные в единицах СКО $s_x = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})^2}$, а также отклонения $\Delta = \frac{x - \bar{x}}{\bar{x}}$, нормированные на среднее значение, приведены в табл. 3 (серым цветом выделены ячейки, содержащие отрицательные значения).

Таблица 3

№ ППП или ИМС	δ_{K1}	Δ_{K1}	δ_{K3}	Δ_{K3}	δ_{γ}	Δ_{γ}	$\delta_{\bar{\gamma}}$	$\Delta_{\bar{\gamma}}$	δ_{K4}	Δ_{K4}	δ_{K5}	Δ_{K5}
1	0,098	0,017	0,379	0,087	0,098	0,010	0,065	0,007	0,268	0,009	0,013	0,012
2	3,089	0,541	2,841	0,652	0,508	0,054	0,572	0,063	1,439	0,051	1,263	0,928
3	0,457	0,080	0,720	0,165	1,377	0,146	1,457	0,159	0,024	0,001	0,671	0,494
4	1,440	0,252	1,496	0,344	0,148	0,016	0,152	0,017	0,268	0,009	1,368	1
5	1,227	0,215	0,341	0,078	1,246	0,132	1,297	0,142	1,976	0,070	0,934	0,687
6	0,611	0,107	0,814	0,187	0,066	0,007	0,007	0,001	0,463	0,017	0,276	0,205
7	0,611	0,107	0,568	0,130	1,541	0,164	1,53	0,167	0,512	0,018	1,329	0,976
8	0,397	0,070	0,701	0,161	1,492	0,159	1,370	0,150	1,927	0,068	0,711	0,518
9	0,628	0,110	0,758	0,174	0,803	0,085	0,804	0,088	0,024	0,001	1,368	1
10	0,073	0,013	0,246	0,056	0,590	0,063	0,645	0,071	0,756	0,027	0,079	0,060
11	0,526	0,092	0,437	0,100					0,220	0,008	1,368	1
12	0,03	0,005	0,152	0,035					0,268	0,009	0,211	0,157
13	0,372	0,065	0,360	0,083								
14	0,586	0,102	0,814	0,187								
15	0,5	0,088	0,928	0,213								
16	0,5	0,088	1,023	0,235								
17	1,184	0,207	1,250	0,287								
18	0,03	0,005	0,379	0,087								
19	0,397	0,070	0,492	0,113								
20	1,295	0,227	1,004	0,230								

В приведенных данных прослеживается закономерность — для всех бракованных изделий отклонения характеристик от среднего значения превышают одно СКО. Поэтому, как вариант, величина отклонения в одно СКО может быть принята за пороговое значение. Достоверность такой классификации будет тем выше, чем большее число бракованных изделий удовлетворяет этому критерию и чем больше объем выборки, так как с его ростом увеличивается вероятность больших отклонений. Сказанное подтверждается простым примером. Допустим, случайная величина, соответствующая выборке, имеет стандартное нормальное распределение. Для первого элемента выборки при доверительной вероятности P справедлива доверительная оценка [5]:

$$|x - a| \leq u_p \sigma, \quad (1)$$

где u_p — квантиль стандартного нормального распределения при доверительной вероятности P ; a и σ — среднее значение и СКО генеральной совокупности соответственно.

Для n элементов:

$$|x - a| \leq u_{\sqrt{P}} \sigma, \quad (2)$$

т.е. с увеличением объема выборки вероятными становятся и большие отклонения.

Полученные выше оценки основаны на том, что характеристики, приведенные в табл. 2, являются независимыми прямо измеренными величинами. Однако, по сути, измеряемым параметром является $U_{скзи}$, поэтому необходимо учитывать функциональную зависимость характеристик, приведенных в табл. 2, от $U_{скзи}$.

Если случайная величина ξ связана с измеряемыми аргументами $x_1, x_2, \dots, x_n$ известной функциональной зависимостью $\xi = \theta(x_1, x_2, \dots, x_n)$, то среднее значение косвенного измерения a_ξ [5]:

$$a_\xi = \theta(a_1, a_2, \dots, a_n), \quad (3)$$

где a_i — генеральные средние значения аргументов x_i , а его дисперсия:

$$s_\xi^2 = \left(\frac{\partial \theta}{\partial x_1}\right)^2 s_1^2 + \left(\frac{\partial \theta}{\partial x_2}\right)^2 s_2^2 + \dots + \left(\frac{\partial \theta}{\partial x_n}\right)^2 s_n^2. \quad (4)$$

Средние значения и дисперсии характеристик с учетом их функциональной зависимости от результатов прямых измерений и без такого учета представлены в табл. 4.

Таблица 4

	Характеристика					
	K_1	K_3	γ	$\bar{\gamma}$	K_4	K_5
Без учета функциональной зависимости						
$\bar{x}_i$	1,337	2,30	1,148	1,261	1,161	0,208
s_i^2	0,055	0,279	0,015	0,019	0,0017	0,023
С учетом функциональной зависимости						
a_ξ	1,365	2,257	1,187	1,316	1,163	0,202
s_ξ^2	0,309	0,2574	0,1135	0,0521	0,0259	0,083

Вычисление среднего и дисперсии косвенного измерения обеспечивает коррекцию выбранного порогового значения $\mu(\bar{x}, \sigma)$.

Погрешности измерений включают в себя систематическую и случайную составляющую, а также промахи или грубые ошибки [6]. Проведенная проверка всего ряда значений на предмет выбросов по наиболее часто применяемым критериям (Шовене, Романовского, Райта, Стьюдента, Смирнова, вариационного размаха) дала отрицательный результат.

Абсолютная погрешность косвенного измерения величины, связанной с аргументами зависимостью $f(z_1, z_2, \dots, z_n)$, вычисляется как полный дифференциал [6]:

$$\Delta Y = \left| \frac{\partial f}{\partial z_1} \right| \Delta z_1 + \left| \frac{\partial f}{\partial z_2} \right| \Delta z_2 + \dots + \left| \frac{\partial f}{\partial z_n} \right| \Delta z_n, \quad (5)$$

где Δz_i — абсолютная погрешность измерения аргумента.

Проведенные измерения являются многократными, равноточными в совокупности для всех изделий выборки и единичными для каждого, что не позволяет определить случайную составляющую погрешности отдельного измерения. В предположении идентичности распределения величины погрешности измерения и напряжения НЧ шума данная составляющая была вычислена по всему ансамблю значений по выражению:

$$\Delta z_i = \pm \frac{s_i}{\sqrt{n}} t_{1-p/2}, \quad (6)$$

где s — выборочное СКО по всему ансамблю значений напряжения для выборки изделий одного типа, $t_{1-p/2}$ — квантиль распределения Стьюдента при уровне значимости p , n — количество изделий. По этим же соображениям было вычислено выборочное среднее значение.

При проведении эксперимента [4] использовалось высокоточное измерительное оборудование (квадратичный детектор в интегральном исполнении AD637, вольтметр В2-39), из его метрологических характеристик были определены систематические погрешности измерений, которые во всех рассматриваемых случаях оказались гораздо меньше случайных погрешностей и были исключены из рассмотрения. Случайная составляющая погрешности была рассчитана для уровня значимости $p = 0,05$ (табл. 5).

Таблица 5

K_1	K_3	γ	$\bar{\gamma}$	K_4	K_5
$\pm 0,3494$	$\pm 0,3349$	$\pm 0,3921$	$\pm 0,3504$	$\pm 0,1410$	$\pm 0,2619$

Для уменьшения количества ошибочно отбракованных или признанных годными изделий полученные и скорректированные с учетом функциональной зависимости критические значения $\mu(\bar{x}, \sigma)$ должны быть смещены соответственно в большую или меньшую сторону, как минимум, на величину абсолютной погрешности.

При проверке на принадлежность значений характеристик НЧ шума к нормальному распределению ввиду малого объема выборки использование критериев Пирсона, Колмогорова — Смирнова неэффективно и дает неоднозначный результат. Поэтому был применен критерий, оперирующий асимметрией (A) и эксцессом (E) распределения. Для выборки из n элементов [5]:

$$A = \frac{1}{ns^3} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3, \quad E = \frac{1}{ns^4} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4 - 3. \quad (7)$$

Так как выборочные асимметрия и эксцесс являются случайными величинами и могут отличаться от нуля даже для нормального распределения, необходимо производить оценку значимости этих различий. В качестве меры используются дисперсии:

$$D(A) = \frac{6(n-1)}{(n+1)(n+3)}, \quad D(E) = \frac{24n(n-2)(n-3)}{(n+1)^2(n+3)(n+5)}, \quad (8)$$

а критерии значимости отличия от нуля значений A и E

$$|A| \leq 3\sqrt{D(A)}, \quad |E| \leq 5\sqrt{D(E)}. \quad (9)$$

Коэффициенты 3 и 5 в выражении (9) соответствуют уровню значимости $p = 0,05$. Значения рассчитанных асимметрии и эксцесса, а также их дисперсий приведены в табл. 6.

Таблица 6

Характеристика	A	$D(A)$	$3\sqrt{D(A)}$	E	$D(E)$	$5\sqrt{D(E)}$
K_1	0,0677	0,2360	1,4574	-2,8541	0,5792	3,8053
K_3	1,2082	0,2360	1,4574	1,9193	0,5792	3,8053
γ	-0,0497	0,3776	1,8435	-2,9578	0,5696	3,7736
$\bar{\gamma}$	-0,3069	0,3776	1,8435	-2,6073	0,5696	3,7736
K_4	0,0004	0,3385	1,7454	-2,9882	0,6015	3,8778
K_5	-0,0152	0,3385	1,7454	-2,8893	0,6015	3,8778

Полученные данные подтверждают гипотезу о нормальном законе распределения, что позволяет вычислять точечные и интервальные оценки $\mu(\bar{x}, \sigma)$ статистическими методами с определенной вероятностью ошибок первого и второго рода.

Теоретически возможно попадание в выборку большинства потенциально ненадежных изделий с малым относительным отклонением характеристик от среднего значения, но превышающим критическое значение по абсолютной величине. Очевидно, что классификация в этом случае будет ошибочной. С целью исключения подобных ситуаций необходимо проводить дополнительную проверку отбракованных по двумерному критерию изделий, например, проводя ускоренные испытания. Так как $\bar{x}$ и σ являются случайными величинами и не остаются постоянными от партии к партии, каждый раз необходимо проверять значимость этих различий, то есть проверять постоянство генерального среднего и СКО. Если генеральные параметры остаются постоянными, то пороговые значения предыдущей партии могут быть использованы для следующей. Значимое же различие выборочных параметров свидетельствует о неслучайности какого-либо события, повлиявшего на эти значения. Причиной этого может явиться нарушение технологического процесса или низкое качество исходного материала. В качестве критерия значимости для дисперсии обычно используется распределение Фишера (F-распределение) случайной величины:

$$F = \frac{s_1^2}{\sigma_1^2} : \frac{s_2^2}{\sigma_2^2}, \quad (10)$$

где s и σ — выборочное и генеральное СКО соответственно.

Выражению (10) соответствует двусторонний критерий [5]:

$$\frac{1}{F_{1-p/2}(f_2, f_1)} \leq \frac{s_1^2}{s_2^2} \leq F_{1-p/2}(f_1, f_2), \quad (11)$$

где $F_{1-p/2}$ — квантиль распределения Фишера, s_1 и s_2 — выборочные СКО 1 и 2 выборок, f_1 и f_2 — степени свободы СКО s_1 и s_2 соответственно, p — принятый уровень значимости.

В случае невыполнения выражения (11) различие между выборочными СКО является значимым.

Полученное ранее подтверждение о нормальном законе распределения напряжения НЧ шума при выполнении критерия (11) для дисперсии позволяет использовать в качестве критерия значимости для среднего значения выражение [5]:

$$|\bar{x} - \bar{y}| \geq t_{1-p/2} \cdot \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} \cdot \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}, \quad (12)$$

где $\bar{x}$ и $\bar{y}$ — выборочные средние, n_1 и n_2 — объемы выборок. Величина $t_{1-p/2}$ соответствует $f = n_1 + n_2 - 2$ степеням свободы.

В случае невыполнения неравенства (12) проверка значимости различия выборочных средних может быть осуществлена по приближенному критерию [5]:

$$|\bar{x} - \bar{y}| > T, \quad (13)$$

$$\text{где } T = \frac{v_1 t_{1-p/2}(f_1) + v_2 t_{1-p/2}(f_2)}{\sqrt{v_1 + v_2}}, \quad v_1 = \frac{s_1^2}{n_1}, \quad v_2 = \frac{s_2^2}{n_2}.$$

Гипотеза о равенстве генеральных средних отклоняется при выполнении неравенства (13).

Событие, заключающееся в отказе полупроводникового изделия в процессе отбраковочных испытаний, очевидно, является случайным, хотя и прогнозируемым по характеристикам НЧ шума. В соответствии с теоремой Бернулли [5] при любом наперед заданном положительном ε вероятность того, что частота события отличается от его вероятности больше, чем на ε , стремится к нулю при неограниченном увеличении числа испытаний. В качестве события, например, можно принять превышение выбранного критического значения $\mu(\bar{x}, \sigma)$ с учетом функциональной зависимости контролируемой характеристики от напряжения НЧ шума и погрешности косвенного измерения. Из линейности нормального распределения следует, что распределение частоты будет приближенно нормальным с параметрами: $a_\omega = \frac{a}{n} = p$ и $\sigma_\omega = \frac{\sigma}{n} = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$. Тогда при доверительной вероятности $1 - p_0$ частоте ω соответствует интервальная оценка:

$$\omega - u_{1-p_0/2} \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} \leq p \leq \omega + u_{1-p_0/2} \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}, \quad (14)$$

где p — вероятность случайного события, p_0 — уровень значимости.

Наличие в левой и правой части выражения величины p затрудняет получение точных оценок. Для упрощения вычислений вместо p используют найденную из опытных данных частоту ω , однако это приводит к тому, что среднее и дисперсия становятся зависимыми друг от друга: $\sigma_\omega = \sqrt{\frac{a_\omega(1-a_\omega)}{n}}$.

Формулы для расчета дисперсии (4) позволяют перейти к такой случайной величине $\tilde{\omega}$, дисперсия которой постоянна и не зависит от a_ω . В случае использования в качестве функции перехода $\psi(x) = 2\sqrt{n} \arcsin \sqrt{\omega}$ величина $\tilde{\omega}$ имеет дисперсию, равную 1. Распределение $\tilde{\omega}$ в силу линейности нормального распределения по-прежнему остается нормальным. Произведя необходимые расчеты для величины $\tilde{\omega}$, используя функцию перехода, можно получить окончательные результаты для величины ω .

Таким образом, используя результаты измерений СКЗНШ полупроводниковых приборов и выбранное на их основе пороговое значение двумерного критерия $\mu(\bar{x}, \sigma)$, можно с определенной вероятностью ошибки осуществлять классификацию изделий по надежности, а также получать интервальную оценку вероятности отказа.

Данный подход применим к классификации объектов по случайному параметру в целом, а также к выявлению наиболее вероятных отказов в многокомпонентных системах с неравномерным распределением фактора отказа.

Авторы выражают благодарность Д.Ю. Смирнову за предоставленные экспериментальные данные.

ЛИТЕРАТУРА

1. Методы диагностики полупроводниковых изделий с использованием электростатических разрядов / М.И. Горлов, В.А. Емельянов, И.И. Рубцевич, Д.Ю. Смирнов // Микроэлектроника. — 2005. — Т. 34. — № 3. — С. 27—36.
2. Использование уровня шумов для контроля полупроводниковых изделий при термоциклировании / М.И. Горлов, Д.Ю. Смирнов, Ю.Е. Сегал, А.В. Емельянов // Известия вузов. Электроника. — 2005. — № 6. — С. 89—92.
3. Горлов М.И., Смирнов Д.Ю., Ануфриев Д.Л. Классификация надежности интегральных схем с использованием показателя формы спектра γ // Известия вузов. Электроника. — 2006. — № 5. — С. 78—82.
4. Горлов М.И., Смирнов Д.Ю., Ануфриев Д.Л. Измерение шумовых параметров полупроводниковых изделий // Измерительная техника. — 2006. — №12. — С.46—49.
5. Пустыльник Е.И. Статистические методы анализа и обработки наблюдений. — М.: Наука, 1968. — 288 с.
6. Сергеев А.Г., Терегеря В.В. Метрология, стандартизация и сертификация: учебник. — М.: Юрайт, 2010. — 820 с.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ:

Булгаков Олег Митрофанович. Заместитель начальника по учебной работе. Доктор технических наук, профессор.

E-mail: ombfrier@yandex.ru

Воронежский институт МВД России.

Россия, 394065, г. Воронеж, проспект Патриотов, 53. Тел. (473)2-735-290.

Таравков Михаил Владимирович. Преподаватель кафедры технических систем безопасности.

Воронежский институт МВД России.

E-mail: berloga_@rambler.ru

Россия, 394065, г. Воронеж, проспект Патриотов, 53. Тел. 8-920-429-2192.

Bulgakov Oleg Mitrofanovich. The deputy head on stady. Doctor of technical sciences, professor.

Voronezh Institute of the Ministry of the Interior of Russia.

Work address: Russia, 394065, Voronezh, Prospect Patriotov, 53. Tel. (473)2-735-290.

Taravkov Michael Vladimirovich. Lecturer of the chair of Engineering Systems of Safety.

Voronezh Institute of the Ministry of the Interior of Russia.

Work address: Russia, 394065, Voronezh, Prospect Patriotov, 53. Tel. 8-920-429-2192.

Ключевые слова: твердотельная электроника; среднеквадратичное значение напряжения низкочастотного шума; двумерный критерий; функция перехода; вероятность отказа; интервальная оценка.

Key words: solid-state electronic; root-mean-square value of low-frequency noise's voltage; two-dimensional parameter; transition function; probability of failure; interval estimation.

УДК 621.382



П.Б. Абрамов,
кандидат технических наук, доцент,
Военный авиационный инженерный
университет (г. Воронеж)



А.В. Леншин,
доктор технических наук, доцент,
Военный авиационный инженерный
университет (г. Воронеж)

**ОБ ОДНОМ ПОДХОДЕ К ОЦЕНКЕ ПАРАМЕТРОВ
МНОГОКАНАЛЬНЫХ СИСТЕМ МАССОВОГО ОБСЛУЖИВАНИЯ
С УЧЕТОМ ПОСЛЕДЕЙСТВИЯ
В ПОТОКАХ ОБСЛУЖЕННЫХ ЗАЯВОК**

**ABOUT ONE APPROACH TO ESTIMATION OF PARAMETERS
OF MULTI-CHANNEL MASS SERVICE SYSTEMS CONSIDERING
POSTACTION IN STREAMS OF SERVED DEMANDS**

В статье обсуждается один из подходов к моделированию многоканальных систем массового обслуживания. Показано, что учет последствий может быть выполнен введением коэффициентов коррекции для интенсивностей обслуживания заявок. Приведены расчетные значения коэффициента коррекции с точностью до 10^{-4} , для нагрузки СМО $\rho = 0,1 \div 1,5$ и последствий в потоке $K_{пд} = 2 \div 10$.

The article discusses one of the approaches to modelling of multi-channel mass service systems. It is shown, that the account of postaction can be performed by introduction of the correction factor for intensity of demands service. The rated values of the correction factor with an accuracy of 10^{-4} , mass service system workload $\rho = 0,1 \div 1,5$ and follow-up coefficient in the stream $K_{пд} = 2 \div 10$ are presented.

Учет последствий в потоках обслуженных заявок для многоканальных систем массового обслуживания (СМО) представляется существенно более сложной задачей, чем для одноканальных СМО. Это обусловлено спецификой формирования стохастических потоков для графа состояний и переходов системы. Граф состояний и переходов для одноканальной СМО с очередью приведен на рис. 1, а для n -канальной СМО — на рис. 2.

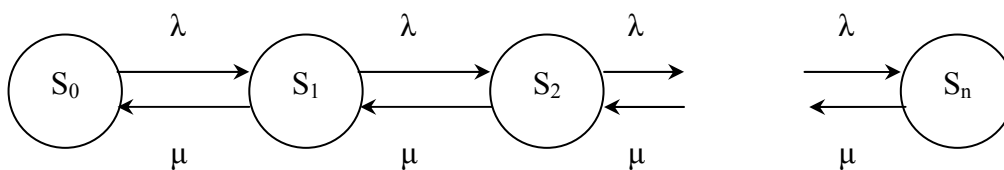


Рис. 1. Граф состояний и переходов одноканальной СМО с очередью

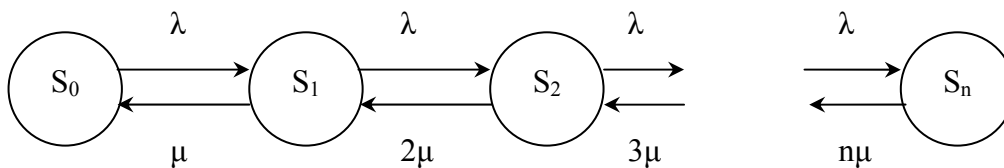


Рис. 2. Граф состояний и переходов n-канальной СМО

Можно видеть, что интенсивность потока обслуженных заявок для одноканальной СМО на любом переходе графа одинакова и равна производительности канала. В этом случае достаточно выполнить однократное марковское приближение потока методом расширения пространства фазовых состояний системы на основе распределения Эрланга и применить результат аппроксимации одновременно ко всем потокам с интенсивностью μ . Данный подход и полученные на его основе коэффициенты коррекции параметров одноканальных СМО достаточно подробно описаны в [1].

Для n-канальной СМО потоки обслуженных заявок формируются путем суммирования потоков от всех занятых в данный момент времени каналов. Так как количество занятых каналов в каждый момент времени конечно, то применение предельных теорем, таких как теорема Григелиониса или предельная нормальная теорема, является затруднительным. Рассмотрим, каким образом изменяется последствие в суммарном потоке в зависимости от количества занятых каналов обслуживания.

Известно [2], что для любого стохастического потока последствие определяется согласно выражению

$$K_3 = \frac{m^2}{\sigma^2}, \quad (1)$$

где m — математическое ожидание, а σ — среднеквадратичное отклонение значения временного интервала между событиями в потоке. Примем допущение об идентичности характеристик каналов СМО. Тогда при одновременном функционировании двух каналов СМО математическое ожидание времени обслуживания очередной заявки составит величину $m/2$, при функционировании трех каналов СМО — величину $m/3$, и т.д. Вместе с тем дисперсия каждой из этих случайных величин остается прежней и равной σ^2 . Это обусловлено тем фактом, что момент окончания обслуживания очередной заявки определяется функционированием некоторого конкретного канала и среднеквадратичное отклонение данной случайной величины от значения математического ожидания ни в коей мере не зависит от других каналов СМО.

С учетом изложенного, принимая за основу значение последствия K_3 в одном из каналов, можно оценить последствие для всех потоков обслуженных заявок.

Сравнительные оценки, применительно к графу состояний и переходов системы (рис. 2), приведены в табл. 1.

Таблица 1

Сравнительные оценки последействия в потоках обслуженных заявок

Поток обслуженных заявок	$S_1 - S_0$	$S_2 - S_1$	$S_3 - S_2$	$S_4 - S_3$	...	$S_n - S_{n-1}$
Значение последействия	$K_Э$	$K_Э/4$	$K_Э/9$	$K_Э/16$	...	$K_Э/n^2$

С возрастанием количества функционирующих каналов СМО последействие в потоке достаточно быстро убывает. Гипотетическая возможность достижения значения последействия меньше единицы отсутствует в силу физического смысла процесса — при этом среднеквадратичное отклонение превысило бы математическое ожидание и стали бы возможными отрицательные временные интервалы. В пределе поток стремится к простейшему, что отвечает основным предельным теоремам для суммирования стохастических потоков.

Кроме того, анализ приведенных в табл. 1 данных показывает, что практически исключен случай, когда для всех переходов системы последействие выражалось бы целочисленной величиной.

Итак, для корректного учета последействия в многоканальной СМО требуется решить нетривиальную задачу аппроксимации потоком Эрланга для каждого из немарковских переходов системы в отдельности при условии нецелочисленного последействия, а затем отыскать вероятности состояний полученной марковской цепи, что и позволит в конечном итоге оценить параметры СМО.

Поставленная задача может быть решена на основе рассмотренных в [3] марковских форм с незамкнутыми входами и выходами. Автором доказаны основные свойства подобных структур, сформированных для метода динамики средних. Вместе с тем известно, что уравнения Колмогорова — Чепмена для марковских цепей и уравнения динамики средних идентичны с точностью до обозначений и физического смысла переменных. Следовательно, все основные математические закономерности, доказанные в [3], применимы также и для расчета вероятностей марковских цепей.

Сначала рассмотрим поток событий на переходе S_0-S_1 в предположении, что последействие выражается целочисленной величиной K . Фрагмент графа состояний и переходов системы с введенными псевдосостояниями приведен на рис. 3.

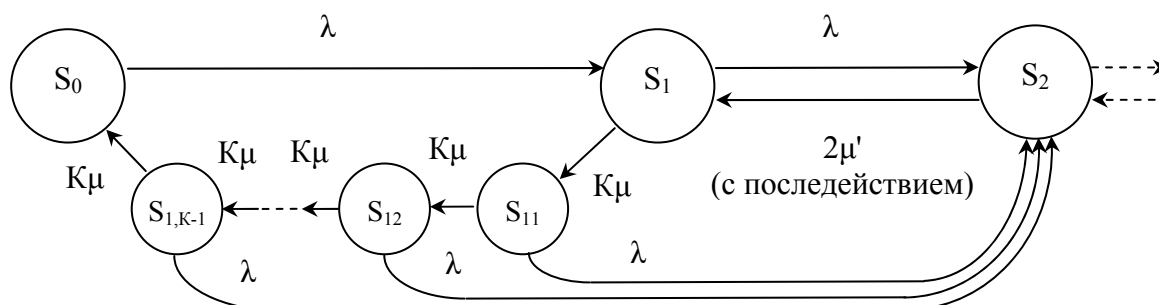


Рис. 3. Фрагмент графа состояний и переходов с введенными псевдосостояниями

В этом графе более подробного рассмотрения заслуживает структура, включающая в себя только состояние S_1 и связанные с ним псевдосостояния. Она приведена на рис. 4.

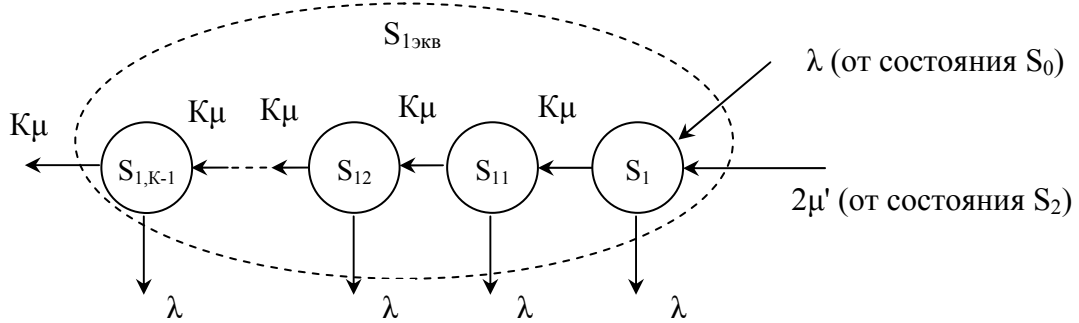


Рис. 4. Структура, включающая в себя состояние S_1 и связанные с ним псевдосостояния

В [3] доказано, что данная марковская форма, взятая в отдельности, обладает целым рядом замечательных особенностей. Во-первых, она имеет однозначно определенный стационарный режим, который определяется равенством сумм стохастических потоков, входящих в форму извне и выходящих воню данной формы. Вероятности состояний для стационарного режима могут быть рассчитаны путем решения системы алгебраических уравнений для марковской цепи, где интенсивность входящих в форму потоков играет роль ненулевого свободного члена.

Во-вторых, доказано, что отношения вероятностей любых состояний, входящих в подобную форму (а для динамики средних — математических ожиданий численностей состояний) в стационарном режиме не зависят от интенсивности входящего в форму стохастического потока. Эти отношения зависят только от интенсивностей внутренних потоков событий в форме и от интенсивностей выходящих из нее потоков. Более того, отдельно доказано, что тем же свойством обладают отношения любых произвольно взятых сумм вероятностей состояний.

Вместе с тем в соответствии с методом расширения пространства фазовых состояний все вероятности структуры, приведенной на рис. 4, необходимо просуммировать, что и даст в итоге вероятность состояния S_1 с учетом немарковского характера потока:

$$P_{1экв} = P_1 + \sum_{k=1}^{K-1} P_{1k}. \quad (1)$$

С точки же зрения остальных состояний системы абсолютно неважно, как именно формируются те или иные потоки, важны лишь их свойства. Так, для потока S_1 - S_2 справедливо следующее утверждение:

$$\lambda \cdot P_{1экв} = \lambda \cdot (P_1 + \sum_{k=1}^{K-1} P_{1k}), \quad (2)$$

а количество состояний, которые формируют частные потоки, не играет роли.

Тогда и для потока S_1 - S_2 справедливо равенство:

$$K\mu \cdot P_{1,K-1} = \mu \cdot P_{1экв} \cdot K_{корр}, \quad (3)$$

где $K_{корр}$ — некоторый обобщенный коэффициент, учитывающий как последствие в потоке, так и переход от вероятности последнего из совокупности псевдосостояний S_1 к вероятности обобщенного состояния $S_{1экв}$. Из выражения (3) следует, что

$$K_{\text{корр}} = \frac{K \cdot P_{1,K-1}}{P_{1\text{экв}}} = \frac{K \cdot P_{1,K-1}}{P_1 + \sum_{k=1}^{K-1} P_{1k}}. \quad (4)$$

Как обсуждалось выше, отношение вероятностей и сумм вероятностей для марковской формы не зависит от интенсивностей входящих в форму потоков. Тогда достаточно рассчитать выражение (4) для некоторых произвольных интенсивностей потоков, входящих в форму на рис. 4, и оно останется справедливым для любой марковской цепи, в которую войдет данная форма. Особенность заключается лишь в том, что интенсивности λ и μ входят во внутреннюю структуру марковской формы, поэтому будут влиять на соотношение вероятностей состояний. Представляется целесообразным рассчитывать коэффициент в зависимости от нагрузки СМО $\rho = \lambda/\mu$.

После этого переход $S_1 \rightarrow S_0$ можно представить в виде марковской цепи:

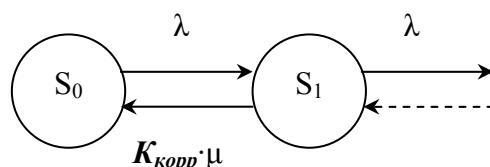


Рис. 5. Фрагмент графа, приведенный к марковской цепи

Значения коэффициента $K_{\text{корр}}$ приведены в табл. 2 с точностью до 10^{-4} , для нагрузки СМО $\rho = 0,1 \div 1,5$ и последствия в потоке $K_{\text{пд}} = 2 \div 10$.

Таблица 2

Нагрузка СМО $\rho = \lambda/\mu$	Значения коэффициента $K_{\text{корр}} \cdot 10^{-4}$ Коэффициент последствия в немарковском потоке $K_{\text{пд}}$								
	2	3	4	5	6	7	8	9	10
0,1	9756	9674	9633	9608	9591	9580	9571	9564	9558
0,2	9524	9362	9280	9231	9199	9175	9157	9144	9133
0,3	9302	9063	8943	8870	8821	8786	8760	8739	8723
0,4	9091	8778	8619	8523	8459	8412	8378	8351	8329
0,5	8889	8504	8308	8190	8110	8053	8011	7977	7950
0,6	8696	8242	8011	7870	7776	7709	7658	7619	7587
0,7	8511	7991	7725	7564	7456	7378	7320	7274	7238
0,8	8333	7750	7452	7270	7149	7061	6996	6944	6903
0,9	8163	7519	7189	6989	6854	6757	6685	6628	6582
1,0	8000	7297	6938	6719	6572	6466	6387	6324	6275
1,1	7843	7085	6696	6460	6301	6187	6101	6034	5980
1,2	7692	6881	6465	6212	6042	5920	5828	5756	5698
1,3	7547	6685	6243	5975	5794	5664	5567	5490	5429
1,4	7407	6497	6031	5747	5557	5420	5316	5236	5171
1,5	7273	6316	5826	5529	5329	5186	5077	4993	4925

Возвращаясь к модели СМО в целом, следует отметить, что, согласно оценкам, приведенным в табл. 1, последствие на каждом из переходов будет иным. Поэтому коэффициенты коррекции также будут различными. Очевидно, что кратность интен-

сивностей (μ , 2μ , 3μ и т.д.) не сохраняется. Следовательно, не представляется возможным применение известных из теории массового обслуживания формул.

Вместе с тем в этом случае вероятности состояний СМО (а на этой основе и параметры СМО) могут быть рассчитаны как для произвольной марковской цепи. Более того, на основе табл. 2 возможна интерполяция коэффициента $K_{корр}$ для нецелых значений $K_{пл}$, что весьма актуально. Применение данного подхода позволит рассчитать поправочные коэффициенты к классическим формулам теории массового обслуживания, направленные на учет последствий в многоканальных СМО.

ЛИТЕРАТУРА

1. Абрамов П.Б., Леншин А.В. Оценка параметров систем массового обслуживания при аппроксимации дисциплины обслуживания потоками Эрланга // Вестник Воронежского института МВД России. — 2012. — №2. — С.13—18.
2. Вентцель Е.С., Овчаров Л.А. Теория случайных процессов и ее инженерные приложения. — М.: Высшая школа, 2000. — 383 с.
3. Абрамов П.Б. Модель стационарного режима динамики средних с внешними потоками событий // Приборы и системы. Управление, контроль, диагностика. — 2012. — №6. — С.43—49.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ:

Абрамов Петр Борисович. Преподаватель кафедры автоматизированных систем управления. Кандидат технических наук, доцент.

Военный авиационный инженерный университет (г. Воронеж).

E-mail: abpostbox58@mail.ru

Россия, 394064, Воронеж, ул. Ст. Большевиков, 54а. Тел. 8-903-650-16-20.

Леншин Андрей Валентинович. Профессор кафедры авиационных радиоэлектронных комплексов. Доктор технических наук, доцент.

Военный авиационный инженерный университет (г. Воронеж).

E-mail: andrey-lenshin@yandex.ru

Россия, 394052, г. Воронеж, ул. Краснознаменная, 153. Тел. 8-920-229-09-95.

Abramov Pyotr Borisovich. Lecturer of the chair of automated control systems. Candidate of technical sciences, assistant professor.

Military Aviation Engineering University (Voronezh).

Work address: Russia, 394064, Voronezh, Old Bolsheviks Str., 54a. Tel. 8-903-650-16-20.

Lenshin Andrey Valentinovich. Professor of chair. Doctor of technical sciences.

Military Aviation Engineering University (Voronezh).

Work address: Russia, 394052, Voronezh, Krasnoznamennaya Str., 153. Tel. 8-920-229-09-95.

Ключевые слова: многоканальная система массового обслуживания; последствие в потоках обслуженных заявок; коэффициент коррекции.

Key words: multi-channel mass service system; postaction in streams of served demands; correction factor.

УДК 519.2



А.Н. Лукин,
доктор физико-
математических наук,
профессор, Воронежский
институт ФСИН



Г.В. Степанов,
НИИ «Вега»



Р.В. Кузьменко,
доктор физико-
математических наук,
доцент, Воронежский
институт ФСИН

СООТНОШЕНИЕ ХАРАКТЕРИСТИК ОБНАРУЖЕНИЯ СИГНАЛОВ ПАССИВНЫХ РАДИОМЕТОК С АМПЛИТУДНОЙ И ФАЗОВОЙ МОДУЛЯЦИЕЙ

THE RATIO OF THE CHARACTERISTICS OF SIGNAL DETECTION PASSIVE RFID TAGS WITH AMPLITUDE AND PHASE MODULATION

В статье проведено сравнение характеристик обнаружения оптимальных приёмников сигналов пассивных радиометок, осуществляющих амплитудную и фазовую модуляцию переизлученных сигналов соответственно.

The authors compare the characteristics of the detection of the optimal receivers passive RFID tags with amplitude and phase modulation of reradiating signals respectively.

Пассивные радиометки в виде диодов-диполей газоразрядных приборов используются достаточно давно [1—3]. В последнее время класс радиометок значительно расширился и они стали применяться в коммерческих целях [4]. Применение пассивных радиометок в технике приборов охранной сигнализации позволит строить беспроводные системы охраны на одной несущей радиочастоте. В работе [5] для пассивной радиометки, осуществляющей амплитудную модуляцию сигнала, найден оптимальный алгоритм обработки, построен оптимальный приёмник-обнаружитель и найдены его характеристики обнаружения. В работах [6, 7] для сигнала пассивной радиометки с фазовой модуляцией найдены оптимальный алгоритм обнаружения и его характеристики.

Представляет интерес сравнить рабочие характеристики двух приёмников и определить, какой из видов модуляции более предпочтителен.

Цель работы — провести сравнение характеристик обнаружения приёмников сигналов пассивных радиометок с амплитудной и фазовой модуляцией.

Из [5] известно, что в качестве характеристики обнаружения приёмника используется вероятность правильного обнаружения сигнала β_1 при заданной вероятности ложной тревоги α . Для сигнала радиометки, осуществляющей амплитудную модуляцию, выражение для расчета β_1 имеет вид [5]

$$\beta_1 = \int_{-\ln \alpha}^{\infty} \frac{1}{2} e^{-(q+\lambda)/2} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(\lambda q / 4)^n}{(n!)^2} dq, \quad (1)$$

где параметр $\lambda = \frac{A^2 T}{2 N_0} M^2$, A — амплитуда сигнала на входе приёмника, T — время наблюдения, N_0 — спектральная плотность теплового шума приёмника, M — глубина модуляции сигнала, переизлученного пассивной радиометкой. Та же характеристика приёмника-обнаружителя, что и β_1 , для сигнала пассивной радиометки с фазовой модуляцией β_2 равна [7]

$$\beta_2 = \int_{-\ln \alpha}^{\infty} \frac{1}{2} e^{-(q+\mu)/2} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(\mu q / 4)^n}{(n!)^2} dq, \quad (2)$$

где $\mu = \frac{A^2 T}{N_0} [1 - J_0^2(m)]$, $J_0(m)$ — функция Бесселя нулевого порядка, m — индекс модуляции сигнала пассивной радиометки.

На рис. 1 представлен график зависимости β_2 от параметра μ при различных значениях вероятности ложной тревоги α .

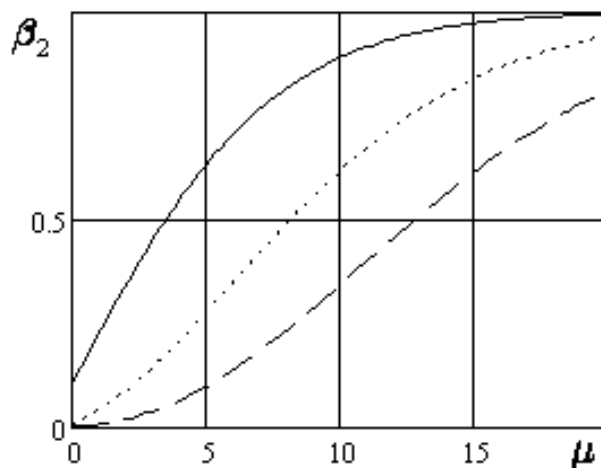


Рис. 1. Рабочая характеристика приёмника-обнаружителя.

Сплошная линия — $\alpha = 10^{-2}$, пунктирная линия — $\alpha = 10^{-4}$, штриховая линия — $\alpha = 10^{-6}$

Как видно из графика, вероятность правильного обнаружения имеет сильную зависимость от параметра μ . Физический смысл параметра μ — энергетическое отношение сигнал/шум. С ростом значения μ вероятность правильного обнаружения растёт

и стремится к максимальному значению, равному единице. Ввиду одинаковости формул (1) и (2), аналогичную зависимость имеет и β_1 от параметра λ . Физический смысл параметра λ тот же, энергетическое отношение сигнал/шум.

Найдем зависимость энергетических отношений сигнал/шум для сигналов с различными видами модуляции от параметров модулирующих сигналов. Для этого составим отношение ν , равное

$$\nu = \frac{\mu}{\lambda} = \frac{2[1 - J_0^2(m)]}{M^2} \quad (3)$$

На рис. 2 представлен график отношения ν в зависимости от индекса фазовой модуляции m сигнала, где в качестве параметра выступает глубина модуляции M .

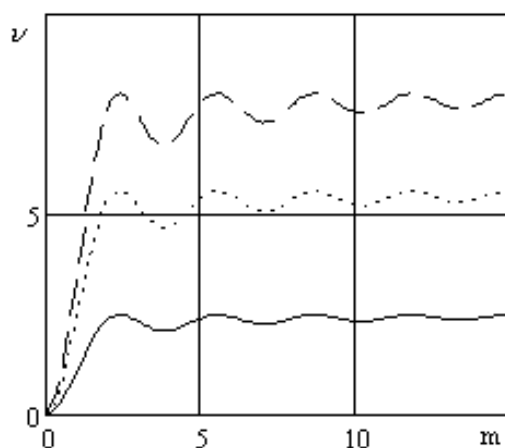


Рис. 2. Зависимость отношения параметров плотностей вероятностей выходного напряжения оптимальных приёмников сигналов с амплитудной и фазовой модуляциями от индекса фазовой модуляции. Сплошная линия — $M=0,9$, пунктирная — $M=0,6$, штриховая — $M=0,5$

Как видно из рис. 2, ν растет с увеличением индекса модуляции фазомодулированного сигнала и уменьшением глубины модуляции амплитудно-модулированного сигнала. При $m \gg 1$ $\nu \geq 2$, т.е. энергетическое отношение сигнал/шум для сигнала пассивной радиометки с фазовой модуляцией как минимум в два раза больше энергетического отношения сигнал/шум для сигнала пассивной радиометки с амплитудной модуляцией. Как видно из графика, требование больших значений индекса модуляции может быть ослаблено и уже при $m > 2,4$ $\nu > 1$.

Сравним характеристики обнаружения для используемых на практике пассивных радиометок, осуществляющих амплитудную и фазовую модуляции переизлученного сигнала. Как следует из работы [2], для газоразрядного прибора ТН-0,2, который используется в качестве пассивной радиометки, осуществляющей фазовую модуляцию сигнала, индекс модуляции $m=0,87$ на частоте 9,375 ГГц. В этой же работе указано, что в качестве пассивной радиометки, осуществляющей амплитудную модуляцию сигнала, используется полуволновый диполь, в разрыв плеч которого включен полупроводниковый диод типа КД522. Глубина модуляции сигнала, переизлученного коммутируемым диодом-диполем на той же частоте, составляет $M=0,45$. Для этих значений параметров $\nu=3,24$.

На рис. 3 представлен график зависимости β_1 , β_2 от параметра μ и при $\nu=3,24$.

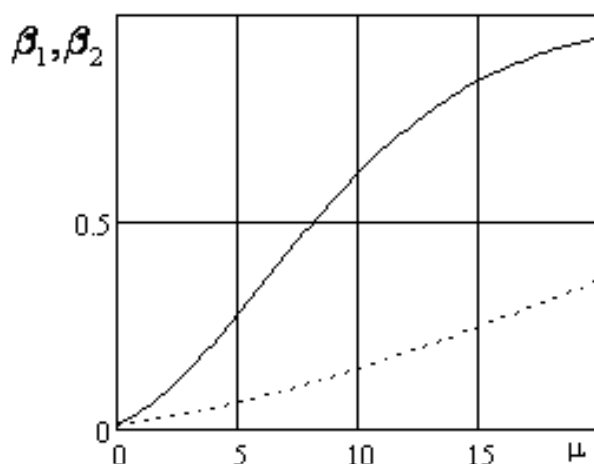


Рис.3. Характеристики обнаружения приёмников сигналов с фазовой (сплошная линия) и амплитудной (пунктирная линия) модуляциями. $\nu=3,24$, $\alpha=10^{-4}$

Как видно из рис. 3, при отношении параметров $\nu=3,24$ характеристика приемника для сигнала с фазовой модуляцией в три раза лучше, чем для сигнала с амплитудной модуляцией при $\mu=15$. С уменьшением μ , при уменьшении энергии сигнала, но фиксированных параметрах модуляций различие в характеристиках обнаружения приёмников уменьшается. Аналогично это различие в характеристиках обнаружения уменьшается и при больших значениях μ , при увеличении энергии сигнала.

Таким образом, оптимальный приёмник, осуществляющий обнаружение сигнала с фазовой модуляцией, имеет лучшие характеристики обнаружения, чем оптимальный приёмник, осуществляющий обнаружение сигнала с амплитудной модуляцией. Характеристики обнаружения приёмников сближаются при малых индексах модуляции и большой глубине модуляции сигналов, имеющих соответственно фазовую и амплитудную модуляции. С ростом индекса модуляции, при фиксированной глубине амплитудной модуляции, преимущество по характеристикам обнаружения имеют приёмники сигналов с фазовой модуляцией. Отметим, что улучшение характеристик носит периодический характер, аналогично поведению функции Бесселя нулевого порядка, и при некоторых значениях индекса модуляции достигает максимального значения. Так, при $m=2,4$, в точке первого нуля функции Бесселя, преимущество по характеристикам обнаружения становится максимальным.

ЛИТЕРАТУРА

1. Голография. Методы и аппаратура / под ред. В.М. Гинзбург, Б.М. Степанова. — М.: Сов. радио, 1974.
2. Струков И.Ф. Оперативный анализ пространственных характеристик электромагнитных полей с помощью управляемых рассеивателей: дис. ... канд. физ.- мат. наук. — Воронеж, 1983.
3. Кобак В.О. Радиолокационные отражатели. — М.: Сов. радио, 1975.
4. Лахари С. RFID. Руководство по внедрению: пер. с англ. — М.: Кудиц-Пресс, 2007. — 321 с.

5. Мальцев А.В. Оптимальный приёмник-обнаружитель сигнала управляемого пассивного рассеивателя с амплитудной модуляцией: дис. ... канд. техн. наук. — Воронеж, 2010.

6. Лукин А.Н., Степанов Г.В. Синтез приёмника-обнаружителя сигнала управляемого пассивного рассеивателя с известными параметрами фазовой модуляции на фоне некогерентной помехи // Вестник Воронежского института ФСИН России. — 2012. — №1. — С. 5—9.

7. Лукин А.Н., Степанов Г.В. Вероятностные характеристики обнаружения сигнала управляемого пассивного рассеивателя с фазовой модуляцией // Вестник Воронежского института ФСИН России. — 2012. — №1. — С. 34—39.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ:

Лукин Александр Николаевич. Заместитель начальника. Доктор физико-математических наук, профессор.

Воронежский институт ФСИН России.

E-mail: alukin73@mail.ru

Россия, 394072, г. Воронеж, ул. Иркутская, 1а. Тел. (473)2224209.

Степанов Геннадий Васильевич. Начальник отдела НИИ «Вега».

E-mail: box@vega.techno-r.ru

Россия, 394000, г. Воронеж, Московский проспект, 7б. Тел. (473)2622703.

Кузьменко Роман Валентинович. Начальник кафедры математики и естественно-научных дисциплин. Доктор физико-математических наук, доцент.

Воронежский институт ФСИН России

Россия, 394072, г. Воронеж, ул. Иркутская, 1а. Тел. (473)2224209.

Lukin Alexander Nicolayevich. Deputy head. Doctor of physics-mathematical sciences, professor.

Voronezh Institute of Russian Federal Penitentiary Service.

Work address: Russia, 394072, Voronezh, Irkutskaya, 1a. Tel. (473)2224209.

Stepanov Gennady Vasilyevich. Head of division of Science Investigation Institute "Vega".

Work address: Russia, 394000, Voronezh, Moscow Prospect, 7b. Tel. (473)2622703.

Kuzmenko Roman Valentinovich. Chief of the chair of mathematics and natural-science disciplines. Doctor of physics-mathematical sciences, assistant professor.

Voronezh Institute of Russian Federal Penitentiary Service.

Work address: Russia, 394072, Voronezh, Irkutskaya, 1a. Tel. (473)2224209.

Ключевые слова: пассивная радиометка; оптимальный приёмник; характеристики обнаружения; амплитудная модуляция; фазовая модуляция.

Key words: passive RFID tags; optimal receiver; the characteristics of detection; amplitude modulation; phase modulation.

УДК 621. 313



О.М. Булгаков,
доктор технических наук,
профессор



В.П. Удалов,
кандидат физико-математических наук, доцент



Е.А. Кучмасов,
ФКУ «Главный центр связи
и защиты информации
МВД России»

ПРИНЦИПЫ ПОСТРОЕНИЯ МОДЕЛИ НАДЕЖНОСТИ СИСТЕМЫ ЗАЩИТЫ ИНФОРМАЦИИ

THE PRINCIPLES OF THE INFORMATION PROTECTION SYSTEM RELIABILITY MODEL CONSTRUCTING

Показана возможность применения методов теории надежности технических систем к построению моделей надежности систем защиты информации. В общем виде получены выражения для вероятности безотказной работы систем защиты информации и ее основных компонентов. Рассмотрена возможность оптимизации систем защиты информации по различным параметрам в рамках предложенной модели.

The structure of the information protection system of the informatization object is considered. The probability of the system reliable operation taking into account the cause of the physics of failures of the individual components is obtained. The existence of the optimal period of the information protection system components replacement and the direction of subsequently reliability improving is indicated.

Оценка надежности систем защиты информации (СЗИ) какого-либо объекта информатизации должна основываться на адекватных моделях надежности, с одной стороны, согласующихся с общими подходами к построению такого рода моделей, а с другой — учитывающих специфику реальных объектов. Существующие в настоящее время модели надежности по ряду причин неприменимы к СЗИ, т.е. нельзя задать систему уравнений, позволяющую найти количественные закономерности между входными и выходными параметрами системы с учетом особенностей ее функционирования. Таким образом, вопрос о разработке модели надежности СЗИ является важной и актуальной задачей [1, 2].

Схемы надежности, представляемые последовательно-параллельными соединениями элементов с известными количественными характеристиками надежности, широко применяются при построении моделей надежности сложных технических си-

стем [3]. Однако такие схемы достаточно редко применяются для анализа систем защиты информации ввиду проблем детализации структуры объектов (декомпозиции) и четкого выделения элементов схемы.

Рассмотрим типовую структурную схему средств защиты информации объекта информатизации (рис.1).



Рис. 1. Схема надежности системы защиты информации объекта

Под организационными методами защиты информации объекта информатизации понимается регламентация деятельности и взаимоотношений исполнителей на нормативно-правовой основе, исключающей или существенно затрудняющей неправомерное овладение конфиденциальной информацией и проявление внутренних и внешних угроз. Организационные меры включают в себя регламентацию [2]:

- формирования и организации деятельности службы безопасности, обеспечения деятельности этих служб нормативно-методическими документами по организации защиты информации;
- составления и регулярного обновления состава защищаемой информации, составления и ведения перечня защищаемых бумажных и электронных документов;
- разрешительной системы разграничения доступа персонала к защищаемой информации и др.

Под инженерно-техническими средствами защиты понимается совокупность специальных органов, технических средств и мероприятий по их использованию в целях защиты информации.

Под программными средствами защиты информации будем понимать средства защиты данных, функционирующие в составе программного обеспечения системы защиты. Среди них можно выделить [1, 2]:

- средства архивации данных;
- антивирусные программы;
- криптографические средства;
- средства аутентификации пользователей;
- средства управления доступом;
- протоколирование и аудит.

Под физическими (эргатическими) средствами защиты понимается:

- физическая охрана объекта информатизации;
- наличие администраторов и пользователей системы защиты;
- обслуживающий персонал и другие.

В теории надежности широко используются понятия последовательного и параллельного соединения элементов в системе. При параллельном соединении отказ системы наступает лишь при одновременном отказе всех элементов системы, а при последовательном — при выходе из рабочего состояния хотя бы одного из них. В нашем случае выход из строя одного компонента защиты увеличивает вероятность несанкционированного доступа к информации, но не приводит к отказу всей системы в целом. Каждый компонент может функционировать вне зависимости от работоспособности трех других, обеспечивая некоторый уровень защиты. Отсюда можно сделать вывод, что все четыре компонента СЗИ на схеме ее надежности должны быть соединены параллельно (рис.1).

Тогда вероятность безотказной работы СЗИ:

$$P_{\text{раб}} = 1 - P_{\text{отк}} = 1 - P_O \cdot P_T \cdot P_{\Pi} \cdot P_{\Phi}, \quad (1)$$

где $P_{\text{отк}}$ — вероятность отказа СЗИ; $P_O, P_T, P_{\Pi}, P_{\Phi}$ — вероятности отказа соответственно организационных, инженерно-технических, программных и физических компонентов СЗИ.

Под отказом в теории надежности понимается случайное событие, приводящее к невозможности выполнения системой в течение некоторого промежутка времени возложенных на нее функций [3]. Применительно к системе защиты информации функциональный отказ следует трактовать как возникновение уязвимости, возможности преодоления СЗИ злоумышленником.

Рассмотрим причины и механизмы отказов отдельных компонентов СЗИ.

Применительно к организационным мерам и средствам защиты информации причиной отказа может стать устаревание нормативных правовых актов, по которым работает организация, должностных инструкций сотрудников, системы руководящих документов и документов, регламентирующих ее работу, схем помещений и т.д. С другой стороны, вероятность отказа данного компонента СЗИ существенно возрастает именно в моменты существенного обновления действующих или введения новых инструкций, регламентов и т.п., так как требуется определенное время на их изучение, адаптацию к конкретным условиям с учетом практики применения и др.

Действие первого из рассмотренных механизмов («старения») приводит к монотонному возрастанию вероятности отказа с течением времени:

$$P_{\text{ос}}(t) = \exp\left(\frac{\alpha t}{\tau_0} - 1\right). \quad (2)$$

Здесь α — интенсивность внешних и внутренних изменений, снижающих актуальность организационных средств защиты; τ_0 — характерное время обновления организационных средств защиты, определяемых нормативными документами и реалиями практической деятельности.

Математическая модель второго механизма («приработки»):

$$P_{\text{оп}}(t) = P_0^* \exp\left(-\frac{t}{\tau_0^*}\right). \quad (3)$$

В выражении (3): P_0^* — некоторый начальный уровень, определяемый степенью отличия новых организационных средств защиты от ранее действовавших; τ_0^* — время внедрения (освоения) новых организационных средств защиты, которое характеризует профессиональные качества персонала объекта информатизации.

Вероятность отказа организационного компонента СЗИ в текущий момент времени:

$$P_o(t) = P_{oc}(t) + P_{оп}(t). \quad (4)$$

Применительно к инженерно-техническим средствам и методам защиты информации отказ системы может возникнуть при моральном и физическом устаревании устройств защиты, несоответствии задач системы защиты её возможностям в настоящее время и др.

Процессы временной деградации технических средств характеризуются вероятностью отказа:

$$P_{TC}(t) = P_{TB}(t) \exp\left(\frac{\beta_C t}{\tau_T} - 1\right), \quad (5)$$

где $P_{TB}(t)$ определяется соответствием технических возможностей СЗИ задач по обеспечению информационной безопасности; β_C характеризует действие естественного (условия эксплуатации аппаратуры) и человеческого (квалификация персонала) факторов, влияющих на долговечность аппаратуры; τ_T — характерное время износа технических средств, определяемое гарантийными обязательствами производителя, технической политикой в отношении ремонта и сервисного обслуживания, замены находящегося в эксплуатации оборудования на более современное.

В свою очередь,

$$P_{TB}(t) = P_{TB0} + P_{TB*}(t), \quad (6)$$

где P_{TB0} характеризует уровень изначального соответствия технических возможностей СЗИ решаемым задачам, $P_{TB*}(t)$ отражает совершенствование с течением времени возможностей злоумышленников по преодолению инженерно-технических средств защиты объекта.

Начальному периоду эксплуатации технических средств поставим в соответствие вероятность отказа:

$$P_{TP}(t) = P_T^* \exp\left(-\frac{\beta_{TP} t}{\tau_T^*}\right). \quad (7)$$

Параметр P_T^* определяется интенсивностью отказов технических средств защиты информации в начальный период τ_T^* или их общим количеством до некоторого момента t_H ; β_{TP} характеризует эффективность работы по замене и ремонту неисправных устройств.

Очевидно,

$$P_T(t) = P_{TC}(t) + P_{TP}(t). \quad (8)$$

Причиной возникновения отказа в программных средствах могут стать: моральное устаревание используемых программ, физическое разрушение (возникновение ошибок в программном коде продукта), несовместимость программных средств защиты с современными операционными системами, несвоевременное обновление программных продуктов.

По аналогии с выражениями (5)—(8):

$$P_{TP}(t) = P_{TPC}(t) + P_{TP*}(t), \quad (9)$$

где

$$P_{TPC}(t) = P_{TPB}(t) \exp\left(\frac{\gamma_C t}{\tau_{TP}} - 1\right), \quad (10)$$

$$P_{TPB}(t) = P_{TPB0} + P_{TPB*}(t), \quad (11)$$

$$P_{\Pi\Pi}(t) = P_{\Pi}^* \exp\left(-\frac{t}{\tau_{\Pi}^*}\right). \quad (12)$$

Здесь $P_{\Pi\Pi}(t)$ и $P_{\Pi\Pi}(t)$ — вероятности отказов, обусловленные временной деградацией и отладкой программных средств (с устранением программных ошибок и проблем совместимости с другими программными продуктами) соответственно; $P_{\Pi\Pi}(t)$ характеризует степень соответствия возможностей программных средств СЗИ возложенным на них задачам по обеспечению информационной безопасности; $P_{\Pi\Pi 0}$ отвечает начальному уровню защищенности информации программными средствами, $P_{\Pi\Pi}^*(t)$ отражает возможности злоумышленников по преодолению программных средств СЗИ; γ_C — параметр, отражающий деградацию программных средств вследствие целенаправленного деструктивного воздействия, например путем внедрения в систему вредоносных программ; τ_{Π} и τ_{Π}^* — характерные времена использования и освоения (внедрения) конкретной версии программного продукта; параметр P_{Π}^* определяется интенсивностью отказов программного обеспечения в начальный период эксплуатации или их общим количеством за наблюдаемый период t_H .

При необходимости в параметр γ_C может быть введен аддитивный компонент:

$$\gamma_O = \gamma_{OH} - \gamma_{OY},$$

отражающий возникновение и накопление ошибок в программном продукте в процессе его эксплуатации, обусловленных действием случайных факторов, не связанных с внешними атаками (γ_{OH}), а также эффективность мер по устранению такого рода ошибок (γ_{OY}). В первом приближении γ_{OH} и γ_{OY} можно считать не зависящими от времени, хотя можно предположить существование некоторого критического уровня γ_O , при превышении которого функция $\gamma_{OH}(\gamma_O, t)$ монотонно возрастает, а функцию γ_{OY} можно априори считать асимптотически возрастающей до некоторого уровня насыщения, что отражает возрастание накопленных навыков специалистов по обслуживанию программных средств в выявлении и устранении ошибок в программном продукте.

Надежность физического персонала и физических (эргатических) средств защиты в целом также может быть представлена двумя различными по характеру монотонности временными функциями:

$$P_{\Phi}(t) = P_{\Phi C}(t) + P_{\Phi\Pi}(t). \quad (13)$$

Вероятность отказа $P_{\Phi C}(t)$ отражает физическое старение персонала, т.е. постепенное уменьшение возможностей выполнять свои обязанности по обеспечению защиты информации на необходимом уровне из-за возраста сотрудниками службы безопасности, инженерно-техническим персоналом и другими сотрудниками организации в применяемых в ней эргатических системах защиты информации.

Представим данный временной процесс выражением:

$$P_{\Phi C}(t) = P_{\Phi\Pi 0} \cdot \exp\left(\frac{(\delta_C - \delta_B)t}{\tau_{\Phi}} - 1\right). \quad (14)$$

Здесь $P_{\Phi\Pi 0}$ — начальный уровень физического состояния персонала; δ_C и δ_B отражают соответственно негативное действие на физическое состояние персонала условий труда (ночных дежурств, переработок, работы с компьютерными и телевизионными мониторами и др.) и меры по восстановлению здоровья и профилактике профессиональных заболеваний; τ_{Φ} — некоторый характерный период обновления персонала, например среднее время работы сотрудников физических или эргатических компонентов СЗИ в рассматриваемой организации.

Функция $P_{\Phi\Pi}(t)$ характеризует рост квалификации персонала:

$$P_{\Phi\Pi}(t) = P_{\Phi}^* \cdot \exp\left(-\frac{\delta_0 t}{\tau_{\text{КФ}}}\right), \quad (15)$$

где P_{Φ}^* определяется начальным уровнем квалификации персонала; δ_0 характеризует приобретение опыта решения типичных и нестандартных профессиональных задач; $\tau_{\text{КФ}}$ — характерное время приобретения профессиональных знаний, умений и навыков, в качестве которого могут выступать время стажировки в новой должности или периодичность повышения квалификации.

Каждая из функций (4), (8), (9) и (13) представляет собой классическую «корытообразную» кривую интенсивности или вероятности отказов [4, 5]. В нашем случае показано, что каждая из этих кривых образуется в результате суммирования убывающей и возрастающей экспонент (рис. 2): (2) и (3), (5) и (7), (10) и (12), (14) и (15) соответственно.

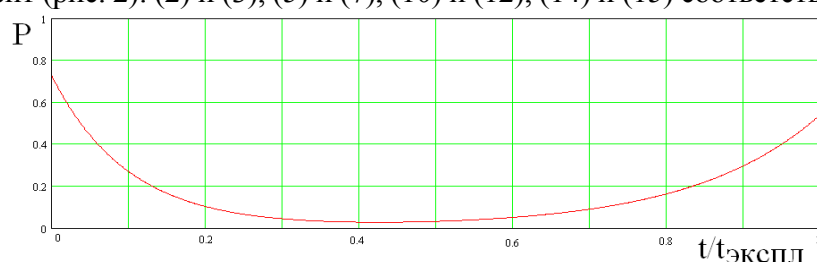
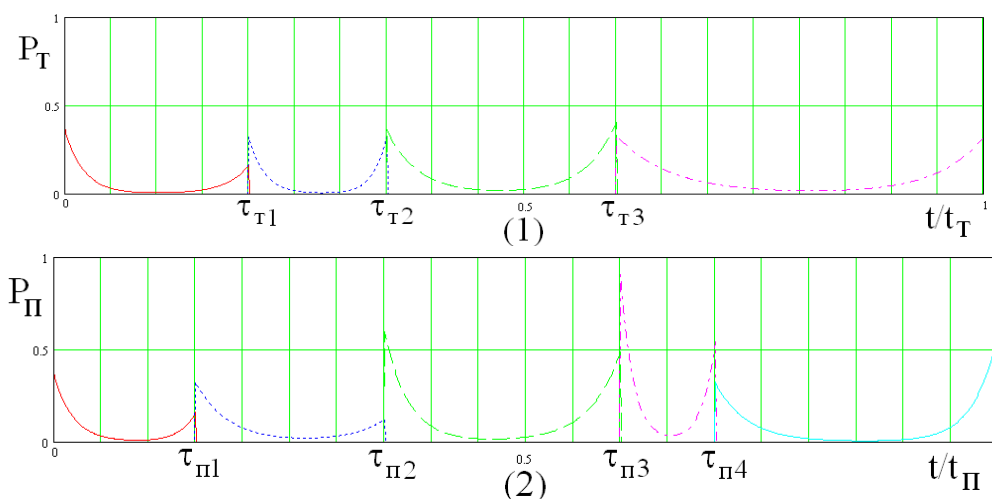


Рис. 2. Вероятность отказов системы

Продление оси абсцисс за рассматриваемый временной интервал приведет к тому, что графики, по крайней мере, для программных и инженерно-технических компонентов СЗИ будут выглядеть как несколько «склеенных» в моменты τ_i замены оборудования или программных средств «корытообразных» кривых (рис. 3, кривые 1 и 2). В меньшей степени такой характер замен выражен для организационного и физического компонентов СЗИ (рис. 3, кривые 3 и 4).



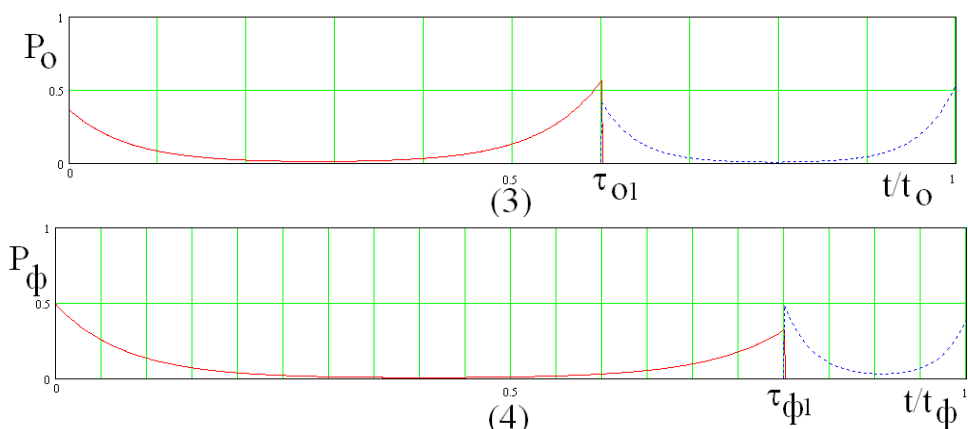


Рис. 3. Вероятности отказов инженерно-технического (1), программного (2), организационного (3) и физического (4) компонентов СЗИ

Основным различием кривых $P_O(t)$, $P_T(t)$, $P_{П}(t)$ и $P_{Ф}(t)$ является то, что они строятся в отличных друг от друга временных масштабах, определяемых соответствующими параметрами в знаменателях показателей экспонент. График вероятности отказа СЗИ:

$$P_{отк} = P_O(t) \cdot P_T(t) \cdot P_{П}(t) \cdot P_{Ф}(t) \quad (16)$$

представлен на рис. 4 (кривая 1).

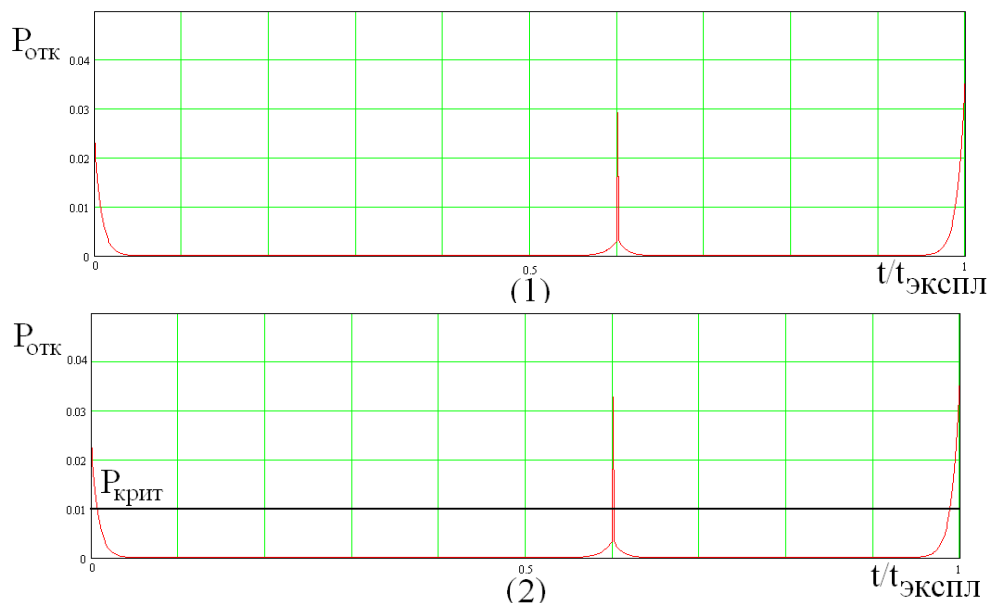


Рис. 4. Вероятность отказа системы защиты информации

Качественный анализ графиков на рис. 3 и 4 позволяет сделать следующие выводы:

1. Повышение надежности СЗИ может быть достигнуто путем минимизации некоторой целевой функции, например:

$$\frac{1}{\tau} \int_0^{\tau} P_{отк}(t) dt \rightarrow \min \quad (17)$$

по отдельным параметрам из выражений (2), (3), (5), (6), (7), (10), (11), (12), (14) и (15) или любым их совокупностям при условии:

$$P_{\text{отк}}(t) < P_{\text{крит}}, \quad (18)$$

где $P_{\text{крит}}$ — критическая (порог недопустимых значений) вероятность отказа СЗИ.

2. Для соблюдения условия (18) следует избегать попадания точек «склеивания» τ_i какой-либо из кривых (1)—(4) в малые окрестности точек τ_i^* других кривых. Применительно к практике это означает существенное увеличение вероятности отказа действующей СЗИ при одновременной замене двух и более компонентов, а также то, что наибольшая вероятность отказа СЗИ имеет место в начальный период ее работы (рис. 4).

3. Для различных реализаций каждого компонента СЗИ существует оптимальное время эксплуатации τ_i , не только определяемое выражением (17), но и согласованное с временами эксплуатации τ_i^* других компонентов СЗИ, т.е. следует избегать как чрезмерно больших, так и малых значений τ_i . Отсюда вытекает существование оптимального периода (квазипериода) $\Delta\tau = \tau_{i+1} - \tau_i$ замены компонентов СЗИ и оптимального временного сдвига $\Delta\tau^* = \tau_i^* - \tau_i$ для каждой реализации компонентов СЗИ. Очевидно, для определения оптимума τ_i необходимо дополнительно учитывать экономические (стоимостные) параметры рассматриваемого компонента СЗИ.

Применительно к рис. 1 и 4 может возникнуть необходимость учета значимости компонентов СЗИ, например введением весовых коэффициентов в выражения (1) или (16).

Для каждого из N сомножителей из выражений (1), (16) введем показатель степени:

$$\Theta(\omega_j) = \exp(1/N - \omega_j), \quad (19)$$

где ω_j — характеристика значимости рассматриваемого компонента СЗИ, определяемая, например, методом экспертных оценок или задаваемая на этапе проектирования СЗИ и подчиняющаяся условию нормировки:

$$\sum_{j=1}^N \omega_j = 1. \quad (20)$$

Таким образом,

$$\prod_{j=1}^N \Theta(\omega_j) = 1. \quad (21)$$

Для рассматриваемого примера СЗИ:

$$P_{\text{отк}}(t) = P_O(t)^{\Theta(\omega_O)} \cdot P_T(t)^{\Theta(\omega_T)} \cdot P_{\Pi}(t)^{\Theta(\omega_{\Pi})} \cdot P_{\Phi}(t)^{\Theta(\omega_{\Phi})}. \quad (16a)$$

Предположим, что эксперты оценили значимость компонентов СЗИ некоторого объекта информатизации по десятибалльной шкале следующим образом:

- организационный — 3;
- инженерно-технический — 6;
- программный — 8;
- физический — 7.

Кривая 2 на рис. 4 в отличие от кривой 1 построена с учетом данных оценок. В качестве приемлемой вероятности отказа рассматриваемой СЗИ принято значение $P_{\text{крит}} = 0,01$.

Для дальнейшего повышения достоверности предложенной модели надежности СЗИ требуется детализация моделей надежности ее отдельных компонентов, например на основе параллельно-последовательных схем надежности и статистики отказов или экспертных оценок показателей надежности их отдельных элементов.

Рассмотрим пример несложной структуры инженерно-технического компонента СЗИ (рис. 5), включающего в себя биометрическую систему контроля управления доступом (СКУД) на общем входе в объект, дверь с электронным кодовым замком (ЭКЗ)

в каждом отдельном кабинете и систему охранной сигнализации (ОС), в каждом кабинете представленную двумя датчиками и каналом до общего блока передачи извещений (БПИ). Система видеонаблюдения отнесена к эргатическому компоненту СЗИ. Система электроснабжения представлена основным (ИЭП 1) и резервным (ИЭП 2) источниками питания и силовыми электрическими кабелями ЭК 1 и ЭК 2.

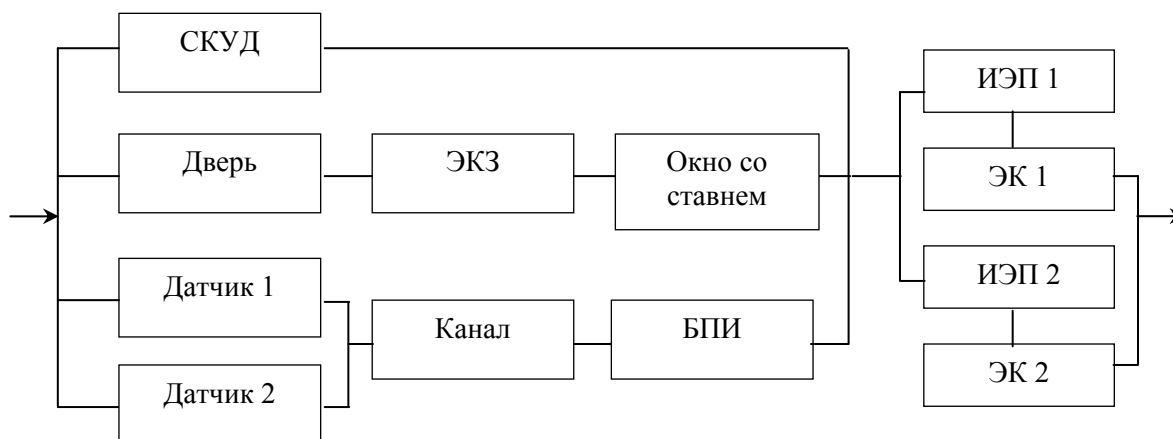


Рис. 5. Схема надежности инженерно-технического компонента СЗИ

Зачастую трудности в декомпозиции СЗИ обусловлены одновременным участием тех или иных субкомпонентов в различных подсистемах. Так, например, система видеонаблюдения может рассматриваться как компонент инженерно-технических средств защиты информации и включать в себя собственно технический (камеры, видеоканалы, видеосерверы, мониторы), физический (операторы), программный (ПО видеосервера) и организационный субкомпоненты. В связи с этим возможны другие подходы к декомпозиции СЗИ и построению моделей надежности ее подсистем.

Соответственно, вероятность отказа такой системы [1, 4]:

$$P_T(t) = \{1 - [1 - (1 - P_{ДВ}(t)) \cdot (1 - P_{ЭКЗ}(t)) \cdot (1 - P_{ОС}(t))]\} \times \\ \times [1 - (1 - P_{Д1}(t) \cdot P_{Д2}(t)) \cdot (1 - P_K(t)) \cdot (1 - P_{БПИ}(t))] \cdot P_{СКУД}(t) \times \\ \times \{1 - [1 - (1 - P_{ИЭП1}(t) \cdot (1 - P_{ЭК1}(t)))] \cdot [1 - (1 - P_{ИЭП2}(t)) \times \\ \times (1 - P_{ЭК2}(t))]\}.$$

В правой части приведенного выражения последовательно обозначены вероятности отказов: двери ($P_{ДВ}$), электронного кодового замка ($P_{ЭКЗ}$), окна со ставнем ($P_{ОС}$), датчиков охранной сигнализации ($P_{Д1}$ и $P_{Д2}$), канала передачи тревожного сигнала (P_K), блока передачи извещений ($P_{БПИ}$), системы контроля управлением доступом ($P_{СКУД}$), источников электропитания ($P_{ИЭП1}$ и $P_{ИЭП2}$) и силовых электрических кабелей ($P_{ЭК1}$ и $P_{ЭК2}$).

В настоящее время теория надежности технических систем разработана достаточно хорошо. Применение основных положений, терминов и определений теории надежности в информационной безопасности открывает большие возможности для разработки моделей СЗИ, повышения достоверности оценок характеристик надежности СЗИ и их отдельных компонентов, в особенности тех, на которые не распространялись ранее классические подходы теории надежности технических систем, расширяет базу для создания алгоритмов и методик анализа надежности СЗИ, выбора эксплуатационных показателей их качества.

ЛИТЕРАТУРА

1. Малюк А.А. Информационная безопасность: концептуальные и методологические основы защиты информации. — М.: Горячая линия-Телеком, 2004. — 280 с.
2. Герасименко В.А., Малюк А.А. Основы защиты информации. — М.: МОПО, МИФИ, 1997. — 537 с.
3. Баранова А.В., Ямпурин Н.П. Основы надежности электронных средств. — М.: Академия, 2010. — 234 с.
4. Острейковский В.А. Теория надежности. — М.: Высшая школа, 2003. — 457 с.
5. Бриндли К. Измерительные преобразователи: справочное пособие: пер. с англ. — М.: Энергоатомиздат, 1991. — 144 с.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ:

Булгаков Олег Митрофанович. Заместитель начальника по учебной работе. Доктор технических наук, профессор.

Воронежский институт МВД России.

E-mail: ombfrier@yandex.ru

Россия, 394065, г. Воронеж, проспект Патриотов, 53. Тел. (473)2-735-290.

Удалов Валерий Петрович. Доцент кафедры радиотехники. Кандидат физико-математических наук, доцент.

Воронежский институт МВД России.

E-mail: uvalery@yandex.ru

Россия, 394065, г. Воронеж, проспект Патриотов, 53. Тел. (473)2-735-290.

Кучмасов Евгений Алексеевич. Специалист отделения конфиденциальной связи отдела организации конфиденциальной связи и криптозащиты интегрированной мультисервисной телекоммуникационной системы центра специальной связи.

ФКУ «Главный центр связи и защиты информации МВД России».

E-mail: ekuchmasov@mail.ru

Россия, 141407, Московская область, г. Химки, Юбилейный проспект, 59в. Тел. (495) 667-60-81.

Bulgakov Oleg Mitrofanovich. The deputy head on study. Doctor of technical sciences, professor.

Voronezh Institute of the Ministry of the Interior of Russia.

Work address: Russia, 394065, Voronezh, Prospect Patriotov, 53. Tel. (473)2-735-290.

Udalov Valery Petrovich. Assistant professor of the radio engineering chair. Candidate of physical and mathematical sciences, assistant professor.

Voronezh Institute of the Ministry of the Interior of Russia.

Work address: Russia, 394065, Voronezh, Prospect Patriotov, 53. Tel. (473)2-735-290.

Kuchmasov Evgeniy Alekseevich. The expert of confidential communication section of confidential communication organization and cryptographic protection of information department of special communication unit.

The Main Center of Communication and Cryptographic Protection of Information of the Ministry of the Interior of Russia.

Work address: Russia, 141407, Moscow region, Khimki, Ubileynyi Prospect, 59v. Tel. (495) 667-60-81.

Ключевые слова: интенсивность отказов; модель надежности; система защиты информации; последовательно-параллельная схема; вероятность безотказной работы; механизм отказов.

Key words: failure rate; reliability model; information protection system; serial-parallel scheme; probability of reliable operation; physics of failures.

УДК 624.381