

## СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ АДАПТИВНЫХ ОБНАРУЖИТЕЛЕЙ ПРИ ЛОКАЦИИ ГРУППОВЫХ ЦЕЛЕЙ

д.т.н., проф. Ф.М. Андреев, к.т.н. Р.Э. Пащенко, И.В. Таранченко

*Получены выражения для вероятностей правильного обнаружения групповой цели адаптивными пороговыми обнаружителями, работающими в условиях воздействия гауссовских помех. Определены возможности этих устройств по обнаружению групповых целей, проведен их сравнительный анализ.*

**Анализ литературы.** Когда закон распределения помехи известен, для принятия решения об обнаружении эхо-сигналов используются параметрические адаптивные обнаружители, обеспечивающие непрерывную оценку неизвестных параметров помехи в “скользящем окне” с последующей автоматической регулировкой порога обнаружения [1]. Так как в результате адаптивной регулировки порога обеспечивается постоянство уровня ложной тревоги (ПУЛТ), то адаптивные обнаружители часто называют пороговыми обнаружителями с постоянным уровнем ложных тревог или ПУЛТ-процессорами [2]. В работе [2] ПУЛТ-процессоры разделены на 4 класса: первый – с усреднением выборок помехи (мощности) по элементам “окна” (УС-ПУЛТ-процессор); второй – с использованием различного рода логик на элементах “окна”; третий – на основе порядковых статистик (ПС-ПУЛТ-процессор); четвертый – адаптивные к параметрам нерелеевских распределений амплитуд помех.

**Постановка проблемы.** Анализ показателей качества обнаружения ПУЛТ-процессоров достаточно детально проведен для случая обнаружения сигналов от одиночных целей. Сложная воздушно-космическая обстановка требует рассмотрения также случая обнаружения групповых целей (пара, звено самолетов; группа ИСЗ, выведенных одним носителем и т.п.). В известных работах [2 – 4] рассмотрение данного вопроса ограничено случаем локации парной цели для обнаружителей классов 1 и 3, и при этом приведены только качественные оценки по результатам моделирования. Количественные оценки обнаружения групповых целей с числом, более двух, отсутствуют.

**Цель статьи:** определение показателей качества обнаружения группо-

вых целей ПУЛТ-процессорами классов 1 – 3 и анализ их возможностей.

Обобщенная структурная схема ПУЛТ-процессоров классов 1, 2 изображена на рис. 1. Для УС-ПУЛТ – процессора блок 1 представляет сумматор, для наиболее распространенного ПУЛТ-процессора класса 2 – схему отбора по максимуму. Рассмотрим вначале обнаружитель класса 1.

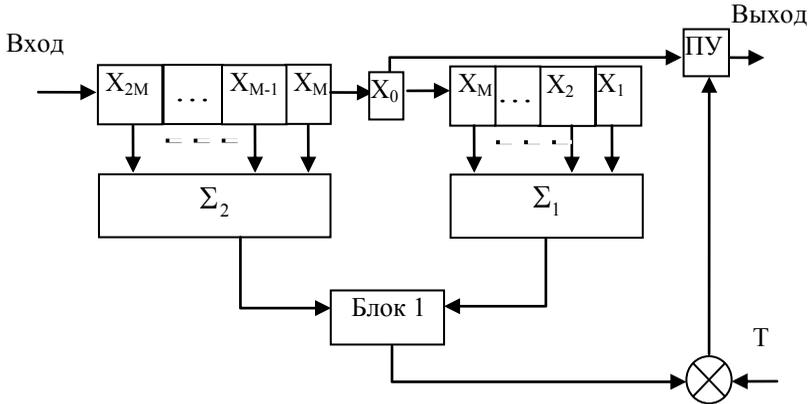


Рис. 1. Обобщенная структурная схема ПУЛТ-процессоров классов 1, 2

Помеху считаем гауссовой, а детектор квадратичным. Это означает, что нормированные относительно неизвестной дисперсии помехи  $\sigma_{\Pi}^2$  амплитуды выборок  $x_i$  в “скользящем окне” имеют экспоненциальное распределение с плотностью вероятности

$$f(x) = e^{-x}, \quad x > 0, \quad (1)$$

и функцией распределения

$$F(x) = 1 - e^{-x}, \quad x > 0. \quad (2)$$

При адаптивном управлении порогом ( $U_{\Pi}$ ) вероятность правильного обнаружения (ВПО) равна

$$P_D = \int_0^{\infty} P(\rho_0^2, U_{\Pi}) f(U_{\Pi}) dU_{\Pi}, \quad (3)$$

где

$$P(\rho_0^2, U_{\Pi}) = e^{-\frac{U_{\Pi}}{1+\rho^2}} - \quad (4)$$

ВПО эхо-сигнала при релейских флуктуациях амплитуды и известной дисперсии помехи [5];  $\rho_0^2$  – отношение сигнал/помеха по мощности;  $f(U_{\Pi})$  – плотность распределения случайного порога.

Необходимое значение порога определяется как

$$U_{\Pi} = T \hat{\sigma}_{\Pi}, \quad (5)$$

где  $\hat{\sigma}_{\Pi}$  – оценка неизвестного среднеквадратического отклонения (СКО) помехи;  $T$  – пороговая константа, величина которой определяется требуемым значением вероятности ложной тревоги (ВЛТ).

Для УС-ПУЛТ-процессора оценка СКО помехи есть

$$\hat{\sigma}_{\Pi} = \sum_{i=1}^N x_i, \quad (6)$$

где  $x_i$  – элементы анализируемой выборки;  $N = 2M$  – размер ”скользящего окна”.

Каждая выборка  $x_i$  в ”окне”, занятая сигналом от элемента групповой цели, имеет плотность вероятности

$$f(x) = \lambda_j e^{-\lambda_j x}, x > 0, \quad (7)$$

и функцию распределения

$$F(x) = 1 - e^{-\lambda_j x}, x > 0, \quad (8)$$

где  $\lambda_j = \frac{1}{1 + \rho_j^2}$ ;  $\rho_j^2$  – отношение сигнал/помеха для  $j$ -го элемента групповой цели по мощности;  $j = \overline{1, L_M}$ ,  $L_M$  – число сигналов от ”мешающих”

элементов групповой цели в пределах ”окна”. Без потери общности можно полагать, что элементы в составе групповой цели однотипны, т.е.

$$\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_j = \dots = \lambda_{L_M+1} = \frac{1}{1 + \rho_j^2}.$$

Для нахождения элемента вероятности  $f(U_{\Pi})dU_{\Pi}$  воспользуемся методом характеристических функций [5].

В силу независимости значений выборок  $x_i$  в ”окне” характеристическая функция  $\theta_{\Sigma}(p)$  суммы (6) равна

$$\theta_{\Sigma}(p) = \theta_1(p) \theta_2(p),$$

где  $\theta_1(p) = \left( \frac{\lambda}{\lambda - p} \right)^{L_M}$ ,  $\theta_2(p) = \frac{1}{(1 - p)^{2M - L_M}}$  – характеристические функции для частей выборки  $x_i$ , обусловленных сигналами от элементов групповой цели и помехи соответственно.

Плотность вероятности оценки  $\hat{\sigma}_{\Pi}$  записывается в виде интеграла свертки [6]:

$$f(\hat{\sigma}_{\Pi}) = \int_0^{\hat{\sigma}_{\Pi}} g_1(\hat{\sigma}_{\Pi} - x) g_2(x) dx, \quad (9)$$

где

$$g_1(x) = L^{-1} \left[ \left( \frac{\lambda}{\lambda - p} \right)^{L_M} \right] = \frac{\lambda(\lambda x)^{L_M-1}}{(L_M - 1)!} e^{-\lambda x}, \quad x > 0; \quad (10)$$

$$g_2(x) = L^{-1} \left[ \frac{1}{(1-p)^{2M-L_M}} \right] = \frac{x^{2M-L_M-1}}{(2M-L_M-1)!} e^{-x}, \quad x > 0; \quad (11)$$

$L^{-1}[\bullet]$  – обратное преобразование Лапласа.

С учетом правил функциональных преобразований случайных величин для зависимости (5) имеем

$$f(U_{\Pi}) = \frac{1}{T_{yc}} \int_0^{U_{\Pi}/T_{yc}} g_1 \left( \frac{U_{\Pi}}{T_{yc}} - x \right) g_2(x) dx. \quad (12)$$

где  $T_{yc}$  – пороговая константа ПУЛТ – процессора класса 1.

Подставляя (4), (12) в (3) и используя правило перемены порядка интегрирования кратных интегралов [7], получим

$$\begin{aligned} P_{\text{Дл}}^{\Gamma\Pi} &= \int_0^{\infty} e^{-\alpha_1 z} dz \int_0^z g_1(z-x) g_2(x) dx = \int_0^{\infty} g_2(x) dx \int_x^{\infty} e^{-\alpha_1 z} g_1(z-x) dz = \\ &= \int_0^{\infty} e^{-\alpha_1 z} g_2(x) dz \int_0^{\infty} e^{-\alpha_1 z} g_1(x) dz, \end{aligned} \quad (13)$$

где  $P_{\text{Дл}}^{\Gamma\Pi}$  – ВПО групповой цели;  $\alpha_1 = T_{yc} / (1 + \rho_0^2)$ ;  $\rho_0^2$  – отношение сигнал/помеха для анализируемой (центральной) ячейки “окна”  $X_0$ . После подстановки (10), (11) в (13) и вычисления интегралов имеем

$$P_{\text{Дл}}^{\Gamma\Pi} = \frac{1}{(1 + \alpha_1)^{2M-L_M}} \left( \frac{\lambda}{\lambda + \alpha_1} \right)^{L_M}. \quad (14)$$

ВПО одиночной цели есть

$$P_{\text{Дл}} = \frac{1}{(1 + \alpha_1)^{2M}}. \quad (15)$$

Отношение вероятностей правильного обнаружения  $R_{\text{ПЦ1}}$  одиночной и парной целей УС-ПУЛТ-процессором равно

$$R_{\text{ПЦ}} = \frac{P_{\text{Д}}}{P_{\text{Д}}^{\text{ПЦ}}} = \frac{1 + \frac{\alpha_1}{\lambda}}{1 + \alpha_1}, \quad (16)$$

где  $P_{\text{Д}}^{\text{ПЦ}}$  – ВПО парной цели;  $\lambda = 1/(1 + \rho_{\text{МЦ}}^2)$ ;  $\rho_{\text{МЦ}}^2$  – отношение сигнал/помеха “мешающего” элемента групповой цели.

Если  $\rho_0^2 \gg 1$ , выражение (16) упрощается:

$$R_{\text{ПЦ}} \cong 1 + T_{\text{УС}} \frac{\rho_{\text{МЦ}}^2}{\rho_0^2}. \quad (17)$$

В табл. 1 приведены значения  $T_{\text{УС}}$  для некоторых значений ВЛТ и размеров “окна”  $N$ .

Таблица 1

Значения пороговых констант  $T_{\text{УС}}$

N = 2M	ВЛТ			
	$10^{-3}$	$10^{-4}$	$10^{-5}$	$10^{-6}$
16	0,54	0,78	1,05	1,37
24	0,33	0,47	0,62	0,778
32	0,24	0,33	0,43	0,54

Выражение (18) показывает, что при  $\rho_0^2 = \rho_{\text{МЦ}}^2$  ВПО элементов парной цели при  $N = 24$ ,  $P_{\text{F}} = 10^{-6}$  уменьшается примерно в 1,8 раза, а при  $\rho_0^2 \ll \rho_{\text{МЦ}}^2$  имеет место эффект подавления слабого сигнала сильным ( $R_{\text{ПЦ}} \rightarrow \infty$ ).

На рис. 2 изображены предельные ВПО при  $\rho_0^2 \rightarrow \infty$  в зависимости от  $L_{\text{M}}$  при  $N = 16, 24$  и  $P_{\text{F}} = 10^{-4}$  (пунктирные линии),  $10^{-6}$  (сплошные линии). При  $L_{\text{M}} > 1$  ВПО уменьшается до таких величин, что данный класс ПУЛТ-процессоров невозможно использовать при обнаружении групповой цели с числом “мешающих” сигналов в выборке, используемой для оценки дисперсии помехи более одного.

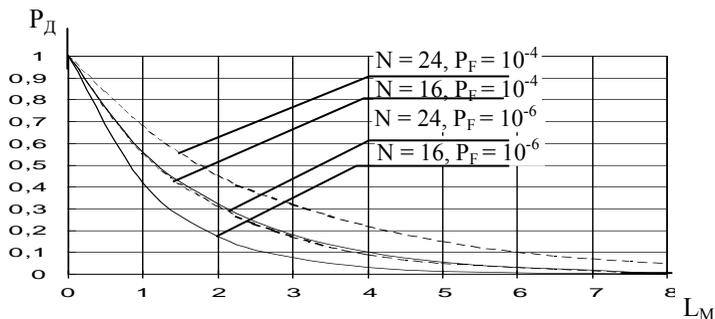


Рис. 2. Предельные ВПО при  $\rho_0^2 \rightarrow \infty$

Для обнаружителей класса 2 оценка  $\hat{\sigma}_{\Pi}$  определяется соотношением

$$\hat{\sigma}_{\Pi} = \max \left\{ \sum_{i=1}^M x_i; \sum_{i=M+1}^{2M} x_i \right\}, \quad (18)$$

т.е. реализуется логика выбора “большой из” (БИ) двух значений оценок дисперсии помехи, полученных в половинках “окна”. Такой тип процесса в работе [2] обозначен как БИ-УС-ПУЛТ-процессор.

При экспоненциальном распределении помехи плотность вероятности

частных сумм в половинках “окна”  $y_j = \sum_{i=1}^M x_i, j=1,2$ , подчиняется закону [5]:

$$f(y_j) = \frac{y^{M-1}}{(M-1)!} e^{-y}, \quad (19)$$

а функция распределения  $y$ , имеет вид

$$F(y_j) = 1 - G(y_j), \quad (20)$$

где

$$G(y) = e^{-y} \sum_{m=0}^{M-1} \frac{y^m}{m!}. \quad (21)$$

Если случайные величины  $y_j$  расположить в порядке возрастания, то они образуют вариационный ряд и каждое число в этом ряду называется порядковой статистикой (ПС) [8]. В общем случае, когда число членов вариационного ряда равно  $N_B$ , плотность вероятности  $K$ -й ПС определяется выражением [8]:

$$f_{(K)}(x) = K \cdot C_{N_B}^K f(x) [F(x)]^{K-1} [1 - F(x)]^{N_B - K}. \quad (22)$$

На выходе схемы отбора максимума (рис. 1) формируется максимальное значение ПС, т.е.  $K = N_B = 2$ . Тогда, как следует из (22), плот-

ность вероятности оценки (18) будет равна

$$f(\hat{\sigma}_{\Pi}) = 2 \cdot f(y) \cdot F(y). \quad (23)$$

С учетом правил функционального преобразований случайных величин

$$f(U_{\Pi}) = \frac{2}{T_{\text{БИ-УС}}} \cdot f\left(\frac{U_{\Pi}}{T_{\text{БИ-УС}}}\right) \cdot F\left(\frac{U_{\Pi}}{T_{\text{БИ-УС}}}\right), \quad (24)$$

где  $T_{\text{БИ-УС}}$  – пороговая константа для БИ-УС-ПУЛТ-процессора.

После подстановки (4), (19 – 21), (24) в (3) и вычисления интеграла [7], получим

$$P_{\text{Д2}} = \frac{2}{(1 + \alpha_2)^M} \left[ 1 - \left( \frac{1 + \alpha_2}{2 + \alpha_2} \right)^M \sum_{m=0}^{M-1} \frac{C_{M+m-1}^m}{(2 + \alpha_2)^m} \right], \quad (25)$$

где  $\alpha_2 = \frac{T_{\text{БИ-УС}}}{1 + \rho_0^2}$ .

Если  $\rho_0^2 \gg 1$ , то выражение (25) упрощается

$$P_{\text{Д2}} \approx 1 / \left( (1 + \alpha_2)^M \right). \quad (26)$$

При дальнейшем анализе БИ-УС-ПУЛТ-процессора для упрощения выкладок ограничимся, как и в работах [3, 4], случаем обнаружения парной цели. Это означает, что одна из ячеек “скользящего окна” в левой или правой его половинах относительно центральной ячейки  $X_0$ , подвергаемой пороговому испытанию, будет занята сигналом от соседнего “мешающего” элемента парной цели. Плотность вероятности выборки для такой ячейки  $x_{\text{МЦ}}$  описывается выражением (7), где  $\lambda_j = \lambda$ .

Сумма  $M - 1$  выборок помехи  $x_i$  подчиняется закону

$$g_2\left(\sum_{i=1}^{M-1} x_i\right) = \frac{x^{M-2}}{(M-2)!} e^{-x}, x > 0. \quad (27)$$

Плотность вероятности для суммы  $u_{\text{МЦ}} = X_{\text{МЦ}} + \sum_{i=1}^{M-1} X_i$  будет композицией законов (7) и (27):

$$f_{(\text{МЦ})}(y) = \int_0^y g_1(y-x) g_2(x) dx. \quad (28)$$

Подстановка (7), (27) в (28) и вычисление интеграла приводят к такому результату:

$$f_{(\text{МЦ})}(y) = B(y) - C(y), \quad (29)$$

где

$$B(y) = Ae^{-\lambda y}; \quad (30)$$

$$A = \frac{\lambda}{(1-\lambda)^{M-1}}; \quad (31)$$

$$C(y) = Ae^{-y} \sum_{m=0}^{M-2} \frac{[(1-\lambda)y]^m}{m!}. \quad (32)$$

Функция распределения частной суммы  $u_{\text{МЦ}}$ , в составе которой находится мешающий сигнал от соседнего элемента парной цели, будет равна

$$F_{I(\text{МЦ})}(y) = \int_0^y f_{I(\text{МЦ})}(y) dy = 1 - D(y) + E(Y), \quad (33)$$

где

$$D(y) = \frac{A}{\lambda} e^{-\lambda y}; \quad (34)$$

$$E(y) = A \sum_{m_2=0}^{M-2} (1-\lambda)^{m_2} \sum_{l=0}^{m_2} \frac{y^l e^{-y}}{l!}. \quad (35)$$

При обнаружении парной цели БИ-УС-ПУЛТ-процессором функция распределения оценки  $\hat{\sigma}_{\Pi}$  равна

$$F_{\text{МЦ}}(\hat{\sigma}_{\Pi}) = F_{I(\text{МЦ})}(\hat{\sigma}_{\Pi}) F_2(\hat{\sigma}_{\Pi}),$$

а плотность вероятности

$$f_{\text{МЦ}}(\hat{\sigma}_{\Pi}) = f_{I(\text{МЦ})}(\hat{\sigma}_{\Pi}) F_2(\hat{\sigma}_{\Pi}) + f_2(\hat{\sigma}_{\Pi}) F_{I(\text{МЦ})}(\hat{\sigma}_{\Pi}), \quad (36)$$

где  $f_2(\hat{\sigma}_{\Pi})$ ,  $F_2(\hat{\sigma}_{\Pi})$  определяются выражениями (19) и (20) соответственно.

С учетом (5), ВПО парной цели равна

$$P_{\text{Д}2}^{\text{ПЦ}} = \int_0^{\infty} e^{-\alpha_2 x} [f_{I(\text{МЦ})}(\hat{\sigma}_{\Pi}) F_2(\hat{\sigma}_{\Pi}) + f_2(\hat{\sigma}_{\Pi}) F_{I(\text{МЦ})}(\hat{\sigma}_{\Pi})] dx. \quad (37)$$

Подставляя (19), (20), (29...35) в (37) и вычисляя интегралы, получим

$$P_{\text{Д}2}^{\text{ПЦ}} \cong \frac{1}{(1+\alpha_2)^M} \frac{1+\alpha_2}{1+\frac{\alpha_2}{\lambda}} \left[ 1 + \Delta \frac{1+\frac{\alpha_2}{\lambda}}{1+\alpha_2} \right], \quad (38)$$

где

$$\Delta = 1 - \frac{1}{(1-\lambda)^{M-1}} \left( \frac{1+\alpha_2}{1+\alpha_2+\lambda} \right)^M. \quad (39)$$

Отношение вероятностей правильного обнаружения  $R_{\text{ПЦ2}}$  одиночной и парной целей для БИ-УС-ПУЛТ-процессора равно

$$R_{\text{ПЦ2}} = \frac{P_{\text{Д2}}}{P_{\text{ПЦ}}^{\text{ПЦ2}}} \cong \frac{b}{1 + b\Delta}, \quad (40)$$

где  $b = \left(1 + \frac{\alpha_2}{\lambda}\right) / (1 + \alpha_2)$ .

Если  $\rho_0^2 \gg 1$ ,  $T_{\text{БИ-УС}} \leq 1$ , то выражение (40) упрощается:

$$R_{\text{ПЦ2}} \cong 1 + T_{\text{БИ-УС}} \frac{\rho_{\text{МЦ}}^2}{\rho_0^2}. \quad (41)$$

При обнаружении парной цели с однотипными элементами ( $\rho_{\text{МЦ}}^2 = \rho_0^2$ ) величина проигрыша в ВПО равна примерно  $1 + T_{\text{БИ-УС}}$ . В табл. 2 приведены значения пороговых констант для некоторых значений ВЛТ и размеров "окна"  $N$ .

Таблица 2

Значения пороговых констант  $T_{\text{БИ-УС}}$

N = 2M	ВЛТ			
	$10^{-3}$	$10^{-4}$	$10^{-5}$	$10^{-6}$
16	0,94	1,35	1,85	2,4
24	0,59	0,83	1,1	1,4
32	0,43	0,6	0,79	0,62

Из анализа (41) следует, что при  $\frac{\rho_{\text{МЦ}}^2}{\rho_0^2} \gg 1$  имеет место подавление слабого сигнала сильным ( $R_{\text{ПЦ2}} \rightarrow \infty$ ). Так как формулы (17) и (41) аналогичны, то с учетом данных табл. 1 и 2 можно говорить о том, что в случае локации групповых целей с однотипными элементами ( $\rho_{\text{МЦ}}^2 = \rho_0^2$ ) потери в ВПО, а следовательно, и в пороговых сигналах для БИ-УС-ПУЛТ-процессора существенней. Таким образом, данный ПУЛТ-процессор при  $N = 2M = 16, 24$ ;  $P_F \leq 10^{-6}$  нельзя использовать при локации даже парной цели.

Определим теперь ВПО групповой цели для ПУЛТ-процессора класса 3, структурная схема которого изображена на рис. 3.

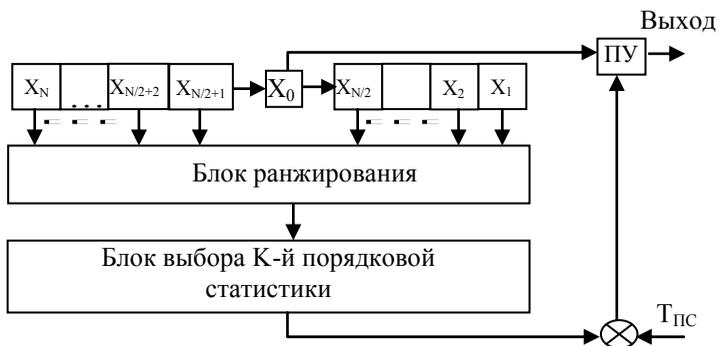


Рис. 3. Структурная схема ПУЛТ-процессора класса 3

В обнаружителях класса 3 в качестве оценки неизвестной дисперсии помехи  $\hat{\sigma}_{\Pi}^2$  используется значение  $K$ -й порядковой статистики  $X_{(K)}$ .

Наличие в составе “окна” сигналов от соседних элементов групповой цели делает выборку, подвергаемую операции ранжирования, неоднородной. Найдем элемент вероятности  $f_{(K)}(Z)dZ$ , когда выборка в “окне” неоднородная из-за наличия  $L_M$  сигналов от элементов групповой цели.

Над случайной величиной  $X$ , имеющей распределение (1), проводится  $N - L_M$  независимых опытов, причем  $1 \leq L_M \leq N - K$ . Полученные значения  $x_i$  располагаются в порядке возрастания и формируют вариационный ряд  $X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(K)}, \dots, X_{(N-L_M)}$ . Индексы в скобках указывают номер ранга выбираемого значения  $x_i$  в вариационном ряду. Значение  $X_{(K)}$  называют  $K$ -й ПС. Кроме того, над случайной величиной  $Y$ , имеющей распределение (7), проводится  $L_M$  независимых опытов, а полученные значения  $y_j$  также располагаются в порядке возрастания и формируется вариационный ряд  $Y_{(1)}, \dots, Y_{(L_M)}$ . Затем из двух указанных вариационных рядов формируется один результирующий ряд  $Z_{(1)}, \dots, Z_{(K)}, \dots, Z_{(N)}$ , число членов в котором равно  $N = 2M$ .

Рассматривается  $K$ -я ПС  $Z_{(K)}$  в результирующем вариационном ряду. Определим вначале функцию распределения  $G_K(Z_{(K)} < z)$ . Чтобы  $K$ -я (в порядке возрастания) из случайных величин  $Z_{(1)}, \dots, Z_{(K)}, \dots, Z_{(N)}$  была меньше  $z$ , нужно, чтобы не менее  $K$  из них были меньше  $z$ . При формировании результирующего вариационного ряда имеют место  $L_M$  исключаящих друг друга гипотез  $H_n, n=1, \overline{L_M}$ , где  $H_n$  – гипотеза о том,

что  $n$  случайных чисел  $y_j$ ,  $j = \overline{1, L_M}$ , меньше  $z$ . Вероятность выполнения гипотезы  $H_n$  – это вероятность того, что ровно  $n$  из наблюдаемых в  $L_M$  опытах значений случайной величины  $y_j$ , будут меньше  $z$ . По теореме повторения опытов она равна [9]:

$$P(H_n) = C_{L_M}^n [F_2(y)]^n [1 - F_2(y)]^{L_M - n},$$

где  $F_2(y)$  – функция распределения выборки в ячейке “окна”, занятой сигналом от однотипного элемента групповой цели, которая определена выражением (8).

Так как событие  $Z_{(K)} < z$  может появиться с учетом одной из гипотез  $H_n$ , то по формуле полной вероятности получим [9]:

$$G_K(Z_{(K)} < z) = \sum_{i=0}^{L_M} P(H_n) P\left(\frac{Z_{(K)} < z}{H_n}\right), \quad (42)$$

где  $P\left(\frac{Z_{(K)} < z}{H_n}\right)$  – условная вероятность события  $Z_{(K)}$  при гипотезе  $H_n$ .

Эти условные вероятности есть не что иное как функции распределения  $(K-n)$ -й ПС для случайной величины  $x_i$ :

$$P\left(\frac{Z_{(K)} < z}{H_n}\right) = F_{1(K-n)}(z). \quad (43)$$

Таким образом, окончательно имеем

$$G_K(Z_{(K)} < z) = \sum_{n=0}^{L_M} C_{L_M}^n [F_2(z)]^n [1 - F_2(z)]^{L_M - n} F_{1(K-n)}(z). \quad (44)$$

В случае обнаружение групповой цели с однотипными элементами в интересующем нас случае  $\rho_{MЦ}^2 = \rho_0^2 \gg 1$  в выражении (42), как следует из результатов анализа обнаружения парной цели, необходимо учитывать лишь одну нулевую ( $n = 0$ ) гипотезу и исключать из рассмотрения слагаемые, содержащие  $f_2(z)$ . Тогда имеем

$$G_K(Z_{(K)} < z) \approx [1 - F_2(z)]^{L_M} F_{1(K)}(z), \quad (45)$$

а после дифференцирования (45):

$$g_{(K)}(z) = K C_{N-L_M}^K e^{-(N-L_M-K+L_M\lambda+1)z} (1 - e^{-z})^{K-1}. \quad (46)$$

После подстановки (4) и (46) в (3) и вычисления интеграла получим ВПО групповой цели в виде

$$P_{ДЗ}^{ГЦ} \approx K \cdot C_{N-L_M}^K \cdot B(N-L_M-K+1+\alpha_3+\lambda L_M, K) =$$

$$= \prod_{i=0}^{K-1} \frac{N-L_M-i}{N-L_M-i+\alpha_3+L_M\lambda}, \quad (47)$$

где  $B(\alpha, K)$  – бэта-функция;  $\alpha_3 = \frac{T_{ПЦ}}{1+\rho_0^2}$ ;  $T_{ПЦ}$  – пороговая константа,

значение которой определяется требуемой ВЛТ.

Для одиночной цели ВПО равна

$$P_{ДЗ} = K \cdot C_N^K \cdot B(N-K+1+\alpha_3, K) = \prod_{i=0}^{K-1} \frac{N-i}{N+\alpha_3-i}. \quad (48)$$

Отношение вероятностей правильного обнаружения  $R_{ПЦЗ}$  одиночной и парной целей равно

$$R_{ПЦЗ} = \frac{P_{ДЗ}}{P_{ДЦЗ}} \approx \prod_{i=0}^{K-1} \left( 1 + \frac{1}{N-1-i} \right) \left( 1 - \frac{1-\lambda}{\alpha_3+N-i} \right). \quad (49)$$

Если в формулу (49) подставим значения, например  $N = 32$ ,  $K = 24$  при  $\rho_{МЦ}^2 = \rho_0^2$ , то  $R_{ПЦЗ} = 1,02$ , а при  $\rho_{МЦ}^2 \gg \rho_0^2$  имеем  $R_{ПЦЗ} = 1,03$ . Следовательно, доминирующий элемент практически не оказывает влияния на  $R_{ПЦЗ}$ , т.е. нет эффекта подавления второй цели.

На рис. 4 изображены графики зависимости потерь в пороговом сигнале от  $L_M$  “мешающих” сигналов

$$\Delta(\text{дБ}) = 10 \lg \frac{\rho_0^2}{\rho_{ИД}^2} \quad (50)$$

при  $N = 32$ ,  $K = \frac{3}{4}N = 24$  сплошной линией для  $P_F = 10^{-4}$ , а пунктирной –  $P_F = 10^{-6}$ . Значения  $\rho_0^2$  находились итерационным методом по формуле (47) при ВПО равной 0,9. Значение отношения сигнал/помеха для обнаружителя с известной дисперсией помехи  $\rho_{ИД}^2$  для той же ВПО равнялись 86,5 и 130,1 при  $P_F = 10^{-4}$  и  $P_F = 10^{-6}$  соответственно.

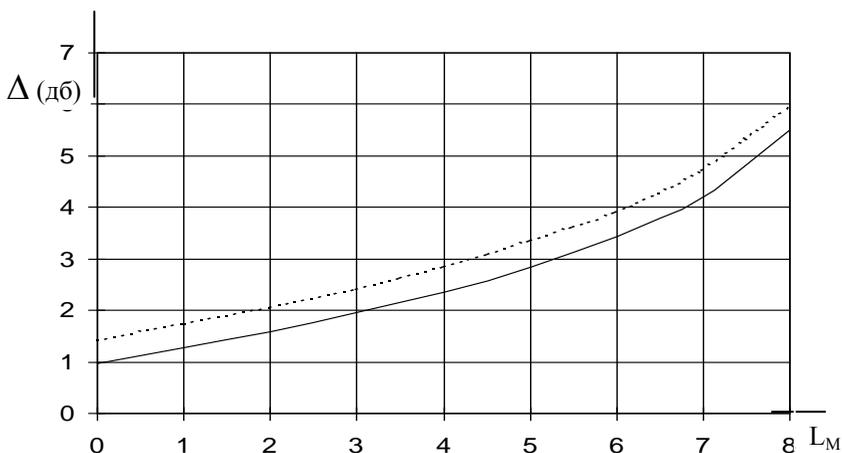


Рис. 4. Графики зависимости потерь в пороговом сигнале для ПС-ПУЛТ-процессора

### Выводы.

1. При рекомендуемых значениях параметров  $N = 16 \dots 24$  ПУЛТ-процессора класса 1, он в состоянии обнаруживать только парные цели с вероятностью, близкой к 0,5. При тех же значениях параметров БИ-УС-ПУЛТ-процессор не способен обнаруживать даже парные цели, если требуемая вероятность ложной тревоги  $\leq 10^{-6}$ .

2. В ПУЛТ-процессорах класса 1 и 2 имеет место эффект подавления слабого сигнала сильным, в результате чего при неоднородных элементах в составе групповой цели возможно обнаружение лишь доминирующего элемента.

3. В ПУЛТ-процессоре класса 3 эффект подавления слабого сигнала сильным отсутствует. При рекомендуемых значениях параметров,  $\left( N = 32, K = \frac{3}{4} N \right)$  возможно обнаружение групповых целей с числом мешающих сигналов в пределах “скользящего окна” не более  $L_M = N - K = 8$ . С ростом числа мешающих сигналов от 1 до 8 величина потерь в пороговом сигнале растет от 0,2 до 4,5 дБ.

### ЛИТЕРАТУРА

1. Лихарев В.А. Цифровые методы и устройства в радиолокации. – М.: Сов.

радио, 1973. – 456 с.

2. Бакулев П.А., Басистов Ю.А., Тугуши В.Г. *Обработка сигналов с постоянным уровнем ложных тревог (обзор) // Радиоэлектроника. – 1989. – Т. 32, № 4 – С. 4–15 (Изв. высш. учебн. заведений).*
3. Weiss M. *Analysis of some modified cell – averaging CFAR processor in multiple target situation // IEEE Tran. on Aerospace and Electronic Systems, vol. AES – 18, Jan, 1982. – P. 102 – 114.*
4. Rohling H. *Radar CFAR threes holding in flutter and Multiple target situations // IEEE Tran. on Aerospace and Electronic Systems, vol. AES – 19, 1983. – № 4. – P. 601 – 621.*
5. *Современная радиолокация. Пер. с англ. / Под ред. Ю.Б. Кобзарева. – М.: Сов. радио, 1969. – 704 с.*
6. Бейтмен Г., Эрдейи А. *Таблицы интегральных преобразований. Пер. с англ. Н.Я. Виленкина – М.: Наука, 1969. – 343 с.*
7. Градштейн И.С., Рыжик И.М. *Таблицы интегралов, сумм, рядов и произведений. – М.: ГИФМЛ, 1962. – 1100 с.*
8. *Введение в теорию порядковых статистик, пер. с англ. / Под ред. А.Я. Боярского. – М.: Статистика, 1970. – 414 с.*
9. Вентцель Е.С. *Теория вероятностей. – М.: Наука, 1964. – 564 с.*

Поступила 6.06.2003

**АНДРЕЕВ Феликс Михайлович**, доктор технических наук, профессор. В 1959 году окончил Харьковскую АРТА ПВО. Область научных интересов – обработка радиолокационной информации.

**ПАЩЕНКО Руслан Эдуардович**, кандидат технических наук, доцент. В 1987 году окончил Житомирское военное училище радиоэлектроники. Область научных интересов – первичная обработка информации.

**ТАРАНЧЕНКО Игорь Викторович**, адъюнкт ХВУ. В 1998 году окончил Харьковский военный университет. Область научных интересов – первичная обработка информации.

---