

СДЦ В ИМПУЛЬСНЫХ РЛС: 3. ОБ УПРАВЛЕНИИ УРОВНЕМ ВЕРОЯТНОСТИ ЛОЖНОЙ ТРЕВОГИ В ФИЛЬТРОВЫХ СИСТЕМАХ МЕЖДУПЕРИОДНОЙ ОБРАБОТКИ СИГНАЛОВ НА ФОНЕ ПАССИВНЫХ ПОМЕХ

Д.И. ЛЕХОВИЦКИЙ, С.В. ПОЛИШКО, А.В. СЕМЕНЯКА, Е.А. КАТЮШИН

Третья статья цикла статей по теории и технике нетраекторной селекции движущихся целей (СДЦ) на фоне источников пассивных помех в системах между периодной обработки сигналов импульсных РЛС. Определяется зависимость характеристик обнаружения пачечного когерентного сигнала на фоне пассивных помех в фильтровой системе СДЦ с управляемой вероятностью ложной тревоги от объема обучающей выборки, использованной для оценки максимального правдоподобия мощности помехи на выходе линейного фильтра с постоянными параметрами.

Ключевые слова: фильтровая система между периодной обработки, стабилизация уровня ложных тревог, пассивная помеха, оценка максимального правдоподобия, вероятность ложной тревоги, вероятность правильного обнаружения.

ВВЕДЕНИЕ

Возможность регулировать (в том числе – фиксировать) вероятность ложной тревоги (ВЛТ) – одно из важнейших требований к обнаружителям сигналов на фоне помех, в том числе к системам между периодной обработки (МПО) сигналов на фоне пассивных помех (ПП) различного происхождения [1, 4, 8].

В фильтровых системах МПО, решающих задачу нетраекторной селекции движущихся целей (СДЦ) на фоне ПП, это требование обычно обеспечивается установкой соответствующего порога обнаружения или, что эквивалентно, нормировкой выходной мощности линейного фильтра с постоянными параметрами [8]. Для установки порога требуется знать закон распределения предпороговой статистики (ППС), зависящий в общем случае от мощности помехи на выходе системы МПО. Если система МПО линейна и имеет постоянные параметры, то мощность помехи на ее выходе пропорциональна обычно априори неизвестной входной мощности помехи, которая может сильно меняться при переходе от одного дальностно-азимутального сектора обзора к другому.

В этих условиях для управления ВЛТ требуется постоянно оценивать выходную мощность помехи. Эффективность системы МПО заданной структуры в этом случае зависит от используемого алгоритма оценивания и объема обучающей выборки помехи, по которой строится эта оценка [1, 4, 7].

В статье анализируются широко распространенные **фильтровые** системы МПО, в которых ВЛТ в каждом доплеровском фильтре управляется нормировкой его выходного эффекта, а используемый для этого нормирующий множитель определяется оценкой максимального правдоподобия (МП оценкой) мощности помеховой составляющей на его выходе [8].

Основная цель анализа – оценить объем обучающей выборки, использующейся для МП

оценки выходной мощности помехи, при котором не превосходят допустимого уровня потери порогового сигнала по сравнению с гипотетической ситуацией отсутствия априорной неопределенности.

1. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ, МОДЕЛИ И ДОПУЩЕНИЯ

А. Решаемая ниже задача заключается в сравнении статистических характеристик (вероятности правильного обнаружения (ВПО) при фиксированной ВЛТ) двух фильтровых систем МПО, отличающихся видом ППС (рис. 1).

Первая из них соответствует гипотетической ситуации полной априорной определенности, когда полностью (вплоть до значений параметров) известны законы распределения ППС при отсутствии и наличии сигнала и, следовательно, априори известна функциональная связь между используемым порогом и уровнем ВЛТ. Вторая – реальной ситуации параметрической априорной неопределенности, когда параметры известных законов распределения неизвестны и вместо них используются их оценки, формируемые по обучающим выборкам конечного объема.

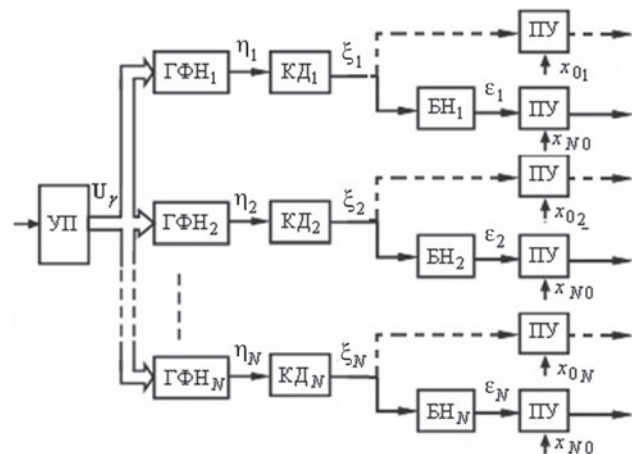


Рис. 1. Схемы анализируемых систем обработки

Входными воздействиями обеих систем МПО являются M -мерные векторы (пачки)

$$\mathbf{u}_\gamma = \{u_\ell^{(\gamma)}\}_{\ell=1}^M = \mathbf{y} + \gamma \cdot \mathbf{s}, \quad \gamma = 0, 1 \quad (1)$$

комплексных амплитуд колебаний, принятых в M смежных периодах зондирования (для обзорных РЛС – в M смежных азимутальных направлениях) из каждого элемента разрешения по дальности, совмещенные во времени в устройстве памяти (УП) (линии задержки с отводами через временные интервалы, согласованные с законом зондирования). Каждый из них представляет собой аддитивную смесь независимых M -мерных векторов (пачек) комплексных амплитуд помехи $\mathbf{y} = \{y_\ell\}_{\ell=1}^M$ и, возможно, полезного сигнала $\mathbf{s} = \{s_\ell\}_{\ell=1}^M$ (при $\gamma = 1$).

Предпороговая обработка в обеих системах одинакова и предполагает этапы линейного и нелинейного преобразований.

На первом из них в N гребенчатых фильтрах накопления (\mathbf{GFH}_i) с импульсными характеристиками $\mathbf{x}(f_i) = \{x_\ell(f_i)\}_{\ell=1}^M$, настроенных на N различных частот f_i ($i \in 1, N$) в выбранном диапазоне $[f_{\min}, f_{\max}]$, формируется набор N взвешенных сумм (скалярных произведений)

$$\eta_{\gamma_i} = \mathbf{u}_\gamma^* \cdot \mathbf{x}(f_i) = \sum_{\ell=1}^M u_\ell^{(\gamma)*} \cdot x_\ell(f_i), \quad i \in 1, N. \quad (2)$$

На втором этапе выходные сигналы \mathbf{GFH} детектируются квадратичными детекторами ($\mathbf{КД}$).

В первой (**гипотетической**) системе МПО сформированные в результате квадраты модулей ($\mathbf{ППС}$)

$$\xi_{\gamma_i} = |\eta_{\gamma_i}|^2, \quad i \in 1, N \quad (3)$$

сравниваются с известными порогами x_{0_i} ($i \in 1, N$) (показано штриховой стрелкой на рис. 1).

Во второй (**реальной**) системе МПО в роли $\mathbf{ППС}$ выступают случайные выходные эффекты

$$\varepsilon_{\gamma_i} = \beta_i \cdot \xi_{\gamma_i} = \beta_i \cdot |\eta_{\gamma_i}|^2, \quad i \in 1, N, \quad (4)$$

используемых блоков нормирования ($\mathbf{БН}$), на входы которых поступают выходные сигналы (3) $\mathbf{КД}$.

В обоих случаях пороги выбираются по заданной $\mathbf{ВЛТ}$ F , т.е. удовлетворяют уравнениям

$$F = \int_{x_0}^{\infty} p_{\varepsilon_0}(x) dx = \int_{x_{N0}}^{\infty} p_{\varepsilon_1}(x) dx, \quad (5a)$$

где $p_{\varepsilon_0}(x)$ и $p_{\varepsilon_1}(x)$ – плотности распределения предпороговых статистик (3) и (4) при отсутствии полезного сигнала ($\gamma = 0$) в принимаемой смеси (1). При этом нормирующие множители каждого фильтра второй системы подбираются так, чтобы заданная $\mathbf{ВЛТ}$ F обеспечивалась одинаковыми нормированными порогами $x_{N0_i} = x_{N0}$, $i \in 1, N$.

Качество обнаружения определяется $\mathbf{ВПО}$

$$D = \int_{x_0}^{\infty} p_{\varepsilon_1}(x) dx, \quad D_N = \int_{x_{N0}}^{\infty} p_{\varepsilon_1}(x) dx, \quad (5b)$$

где $p_{\varepsilon_1}(x)$ и $p_{\varepsilon_1}(x)$ – плотности распределения

предпороговых статистик (3) и (4) при наличии полезного сигнала ($\gamma = 1$) в смеси (1).

Б. Определяющие $\mathbf{ВЛТ}$ и $\mathbf{ВПО}$ плотности распределения $p_{\varepsilon_\gamma}(x)$ и $p_{\varepsilon_\gamma}(x)$ ($\gamma = 0, 1$) $\mathbf{ППС}$ (3) и (4) отыскиваются ниже при следующих предположениях.

1. M -мерный вектор помехи на входе

$$\mathbf{y} = \{y_\ell\}_{\ell=1}^M \sim CN(0, \Phi), \quad \bar{\mathbf{y}} = 0, \quad \overline{\mathbf{y} \cdot \mathbf{y}^*} = \Phi \quad (6)$$

– комплексный нормальный (гауссов) вектор с нулевым средним и корреляционной матрицей ($\mathbf{КМ}$) Φ .

2. M -мерный вектор когерентной пачки полезного сигнала

$$\mathbf{s} = \{s_\ell\}_{\ell=1}^M = c \cdot \mathbf{x}(f_s), \quad c \sim CN(0, \sigma_s^2), \quad (7)$$

$$\Phi_s = \overline{\mathbf{s} \cdot \mathbf{s}^*} = \sigma_s^2 \cdot \mathbf{x}(f_s) \cdot \mathbf{x}^*(f_s),$$

где

$$\mathbf{x}(f_s) = \{x_\ell(f_s)\}_{\ell=1}^M, \quad f_s = 2 \cdot V_r / \lambda, \quad (8)$$

$$x_\ell(f_s) = d_\ell \cdot \exp\{j \cdot 2 \pi \cdot f_s \cdot T_\ell\}, \quad d_\ell \leq 1,$$

– неслучайный M -мерный вектор амплитудно-фазового распределения нефлюктуирующего сигнала с доплеровским сдвигом частоты f_s от точечной цели, движущейся с радиальной скоростью V_r , T_ℓ – временной интервал между ℓ -м и первым импульсом пачки, λ – длина волны, d_ℓ – множители, учитывающие модуляцию импульсов пачки полезного сигнала в процессе вращения антенны.

3. Векторы полезного сигнала и помехи взаимно независимы, так что M -мерный вектор анализируемой смеси (1) в условиях (6), (7) есть

$$\mathbf{u}_\gamma \sim CN(0, \Phi_u),$$

$$\Phi_u = \overline{\mathbf{u}_\gamma \cdot \mathbf{u}_\gamma^*} = \begin{cases} \Phi_0 = \Phi, & \gamma = 0, \\ \Phi_1 = \Phi_0 + \sigma_s^2 \cdot \mathbf{x}(f_s) \cdot \mathbf{x}^*(f_s), & \gamma = 1. \end{cases} \quad (9)$$

4. Нормирующий множитель β_i $\mathbf{ППС}$ (4) равен

$$\beta_i = K / \sum_{\ell=1}^K z_\ell^{(i)}, \quad z_\ell^{(i)} = |p_\ell^{(i)}|^2, \quad (10)$$

$$p_\ell^{(i)} = \mathbf{y}_\ell^* \cdot \mathbf{x}(f_i), \quad i \in 1, N.$$

Здесь

$$\mathbf{y}_\ell = \{y_v^{(\ell)}\}_{v=1}^M \sim CN(0, \Phi), \quad (11)$$

$$\overline{\mathbf{y}_\ell \cdot \mathbf{y}_m^*} = 0, \quad \ell \neq m, \quad \ell, m \in 1, K, \quad (12)$$

– M -мерные взаимно независимые векторы помехи из $K = 2 \cdot L$ элементов разрешения по дальности на выходе $\mathbf{УП}$ (рис. 1), L из которых предшествуют и L – следуют за элементом разрешения, “проверяемым” на наличие полезного сигнала, некоррелированные также с помехой \mathbf{y} этого элемента; $\mathbf{p}_i = \{p_\ell^{(i)}\}_{\ell=1}^K$ и $\mathbf{z}_i = \{z_\ell^{(i)}\}_{\ell=1}^K$ – K -мерные векторы отсчетов процессов на входе и выходе $\mathbf{КД}$ i -го канала.

Построенная в соответствии с (10) структура формирователя ППС (4) показана на рис. 2, где через τ обозначена задержка на временной интервал, равный или превышающий временную протяженность элемента разрешения по дальности.

Подчеркнем, что проверяемый на наличие сигнала отсчет для формирования нормирующего множителя не используется.

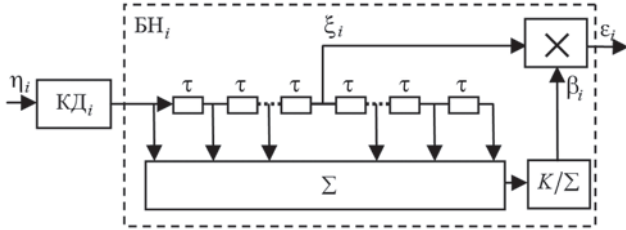


Рис. 2. Структура блока нормирования (БН)

3. ПЛОТНОСТИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ППС И ХАРАКТЕРИСТИКИ ОБНАРУЖЕНИЯ АНАЛИЗИРУЕМЫХ СИСТЕМ МПО

Плотности распределения ППС и характеристики обнаружения по форме записи одинаковы для каждого из доплеровских фильтров (рис. 1), поэтому при выводе индекс $i \in 1, N$ принадлежности к i -му из них в этом подразделе для упрощения опускается.

А. Начнем с хорошо известной [1] статистики (3). В условиях (7) и (9) выходной эффект линейной обработки (2) – нормальная случайная величина

$$\eta_\gamma \sim CN(0, \bar{\xi}_\gamma) \quad (13)$$

с нулевым средним значением и дисперсией

$$\begin{aligned} |\overline{\eta_\gamma}|^2 &= \bar{\xi}_\gamma = \mathbf{x}^*(f) \cdot \Phi_{\mathbf{u}} \cdot \mathbf{x}(f) = \\ &= \bar{\xi}_0 \cdot (1 + \gamma \cdot \mu_s), \quad \gamma = 0, 1, \end{aligned} \quad (14)$$

где

$$\begin{aligned} \bar{\xi}_0 &= \mathbf{x}^*(f) \cdot \Phi \cdot \mathbf{x}(f), \\ \mu_s &= \sigma_s^2 \cdot |\mathbf{x}^*(f_s) \cdot \mathbf{x}(f)|^2 / \bar{\xi}_0 \end{aligned} \quad (15)$$

– энергетическое отношение сигнал/(помеха + шум) (ОСПШ) для сигнала с доплеровской частотой f_s на выходе фильтра, настроенного на частоту f . В частности, для сигнала с $f_s = f = f_i, i = 1, N$:

$$\mu = \sigma_s^2 \cdot M_e / \bar{\xi}_0, \quad (16)$$

где

$$M_e = \sum_{\ell=1}^M d_\ell^2 \leq M \quad (17)$$

– “эквивалентное” число импульсов пачки, равное M для прямоугольной пачки ($d_\ell = 1, \ell \in 1, M$).

В силу (13) предпороговая статистика (3) является экспоненциально распределенной случайной величиной с плотностью [2]

$$p_{\xi_\gamma}(x) = \bar{\xi}_\gamma^{-1} \cdot \exp(-x / \bar{\xi}_\gamma), \quad \gamma = 0, 1 \quad (18)$$

и средним значением $\bar{\xi}_\gamma$ (14).

ВЛТ (5а) в этих условиях равна

$$F = \exp(-x_0 / \bar{\xi}_0) \quad (19)$$

и, следовательно, связана с порогом равенством

$$x_0 = \bar{\xi}_0 \cdot \ln(1 / F). \quad (20)$$

Вероятность правильного обнаружения (5б) [1]

$$\begin{aligned} D &= \exp(-x_0 / \bar{\xi}_1) = \exp\{-x_0 / \bar{\xi}_0 \cdot (1 + \mu_s)\} = \\ &= F^{1/(1+\mu_s)} \end{aligned} \quad (21)$$

полностью определяется ОСПШ μ_s (15) – (17) на выходе соответствующего фильтра.

Б. Для вывода плотности распределения нормированной ППС (4) перепишем ее с учетом (10) в виде

$$\varepsilon_\gamma = \xi_\gamma / q, \quad (22a)$$

$$q = s / K, \quad s = \sum_{\ell=1}^K z_\ell, \quad z_\ell = |p_\ell|^2, \quad \ell = 1, K, \quad (22b)$$

где, в соответствии с (11), (14), случайные величины

$$p_\ell \sim CN(0, \bar{\xi}_0), \quad \ell = 1, K. \quad (23)$$

Поскольку в силу (12) числитель и знаменатель (22а) независимы, искомая плотность дроби (22а)

$$p_{\varepsilon_\gamma}(x) = \int_0^\infty t \cdot p_{\xi_\gamma}(x \cdot t) \cdot p_q(t) dt, \quad (24)$$

где $p_q(t)$ – плотность распределения знаменателя q .

В условиях (23) каждое из слагаемых z_ℓ суммы s в (22б) экспоненциально распределено со средним значением $\bar{\xi}_0$, а их сумма s в силу следующей из (12) взаимной независимости слагаемых имеет распределение Эрланга с параметром формы $\bar{\xi}_0$ и масштаба K [2]. Поэтому плотность $p_q(t)$ равна

$$p_q(t) = \frac{(t / \ell_0)^{K-1}}{\ell_0 (K-1)!} \cdot \exp(-t / \ell_0), \quad \ell_0 = \frac{\bar{\xi}_0}{K}, \quad (25)$$

и, следовательно,

$$p_{\varepsilon_\gamma}(x) = \left(\bar{\xi}_\gamma \cdot \ell_0^K \cdot (K-1)! \right)^{-1} \cdot \int_0^\infty t^K \cdot \exp\{-a_\gamma(x) \cdot t\} dt, \quad (26a)$$

$$a_\gamma(x) = 1 / \ell_0 + x / \bar{\xi}_\gamma = (K + x / (1 + \gamma \cdot \mu_s)) / \bar{\xi}_0, \quad \gamma = 0, 1. \quad (26b)$$

Используя справочный интеграл

$$\int_0^\infty x^n \cdot \exp\{-a \cdot x\} dx = n! / a^{n+1},$$

из (26а, б) получим

$$p_{\varepsilon_\gamma}(x) = (1 + \gamma \cdot \mu_s)^{-1} \cdot \left(1 + \frac{x / K}{1 + \gamma \cdot \mu_s} \right)^{-(K+1)}, \quad \gamma = 0, 1. \quad (27)$$

ВЛТ (5а) в этом случае равна

$$F = (1 + x_{N0} / K)^{-K} \quad (28)$$

и, следовательно, связана с порогом равенством

$$x_{N0} = K \cdot \left((1/F)^{1/K} - 1 \right). \quad (29)$$

Вероятность правильного обнаружения

$$D_N = \left(1 + \frac{x_{N0}/K}{1 + \mu_s} \right)^{-K} = \left(1 + \frac{(1/F)^{1/K} - 1}{1 + \mu_s} \right)^{-K}. \quad (30)$$

4. ПОТЕРИ ПОРОГОВОГО СИГНАЛА ПРИ АДАПТИВНОМ УПРАВЛЕНИИ ПОРОГОМ

А. Отметим, прежде всего, что плотность распределения (27) нормированной предпороговой статистики (4) с множителями β_i (10) при отсутствии сигнала ($\gamma = 0$) не зависит от параметров (в данном случае – **КМ Ф**) помехи, что и является главным требованием к системам управления уровнем **ВЛТ** в реальных условиях параметрической априорной неопределенности [3]. За счет этого отсутствует зависимость порога x_0 (20), (15) как от неизвестной **КМ Ф**, так и от частоты настройки фильтров $f = f_i$ ($i \in 1, N$) что позволяет во всех N доплеровских каналах обработки использовать одинаковый порог (29), при заданной **ВЛТ** F зависящий только от известного объема K обучающей выборки в (10).

Эти пороги для набора **ВЛТ** и объемов выборки K приведены в таблице 1 и на рис. 3.

Таблица 1

$\frac{K}{F}$	2	4	6	8	10
10^{-4}	198	36	21,85	17,3	15,1
10^{-6}	1998	122,5	54	37	29,8
10^{-8}	19998	396	123,3	72	53,1
10^{-10}	200000	1260	272,5	134,2	90

Продолжение таблицы 1

$\frac{K}{F}$	14	16	32	64	∞
10^{-4}	13	12,45	10,67	9,9	9,21
10^{-6}	23,56	21,94	17,28	15,42	13,81
10^{-8}	38,18	34,6	24,9	21,34	18,42
10^{-10}	58,5	51,4	33,7	27,7	23

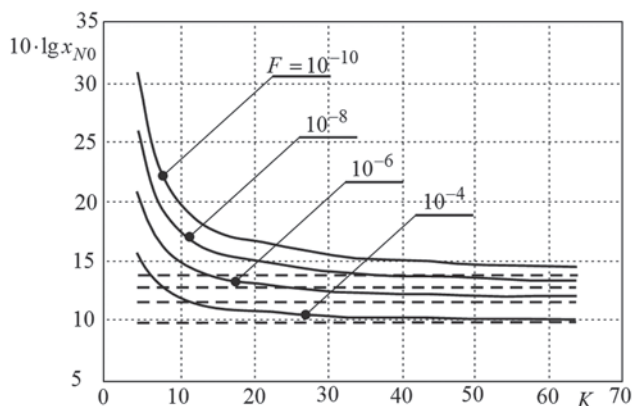


Рис. 3. Зависимость порога от объема обучающей выборки

Значению $K \rightarrow \infty$ здесь соответствует порог $x_{N0} = \ln(1/F)$, равный порогу x_0 (20) при $\xi_0 = 1$, (штриховые горизонтальные прямые на рис. 3).

Действительно, при больших $K \gg \ln F$

$$\begin{aligned} x_{N0} &= K \cdot (\exp(-\ln F / K) - 1) \approx \\ &\approx K \cdot (1 - \ln F / K - 1) = \ln(1/F). \end{aligned}$$

Этот результат – следствие легко устанавливаемого равенства при $K \rightarrow \infty$ плотности (27) нормированной статистики (4) и плотности (18) при $\xi_0 = 1$.

Физически оно обусловлено асимптотической несмещенностью оценки (22б), которая в условиях (11), (12) является оценкой максимального правдоподобия мощности помехи на выходе i -го ($i \in 1, N$) фильтра.

Отсюда следует также, что в рассматриваемых условиях при одинаковых значениях **ВЛТ** F значение **ВПО** асимптотически ($K \rightarrow \infty$) совпадает с **ВПО** при отсутствии априорной неопределенности.

Б. Однако в реальных условиях конечных K такого совпадения, естественно, нет. Количественные различия пороговых сигналов в двух рассматриваемых ситуациях можно оценить, сравнивая приведенные на рис. 4 кривые обнаружения $D = D_N(\mu_s)$ (30) нормированных фильтров для набора значений K с кривой $D(\mu_s)$ (21), показанной штриховой линией. Разность абсцисс последней с абсциссами сплошных кривых при выбранной **ВПО** D определяет искомые потери (в дБ) порогового сигнала нормированных фильтров с соответствующим значением K .

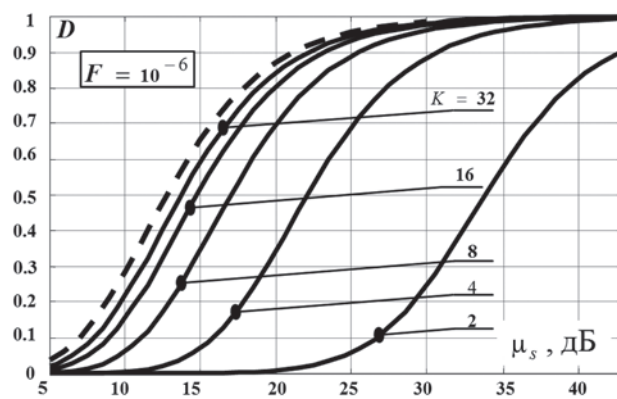


Рис. 4. Характеристики обнаружения сравниваемых систем

Используя (21), (30), нетрудно показать, что пороговые сигналы μ_{sN} и μ_s , при равных **ВЛТ** обеспечивающие равенство **ВПО** в обеих ситуациях, для практически интересных значений $D = D_N \geq 0.5$, когда в (30) $\mu_{sN} \gg x_{N0} / K$, связаны равенством

$$\mu_{sN} = v(K) \cdot \mu_s,$$

в котором коэффициент потерь порогового сигнала

$$v(K) \approx x_{N0} / x_0 - \ln(1/D) / \ln(D/F) \approx x_{N0} / x_0$$

и поэтому может быть определен непосредственно по значению порогов, приведенных в табл. 1 и на рис. 3. Для частного случая $F = 10^{-6}$, $D = 0.5$ и $D = 0.9$ их можно получить также из рис. 5, где для этих условий показаны зависимости пороговых значений μ_{sN} (в дБ) от объема обучающей выборки K . Штриховые горизонтальные линии здесь соответствуют пороговым сигналам μ_s ненормированных фильтров.

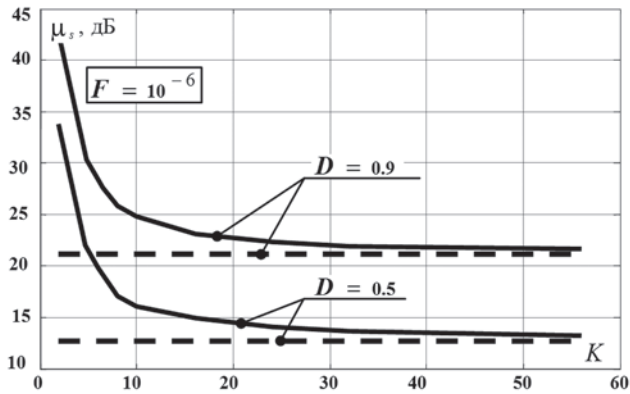


Рис. 5 Пороговые сигналы в двух ситуациях

Видно, что потери порогового сигнала быстро уменьшаются с ростом объема выборки K и уже при $K \geq 12$ не превосходят 3 дБ. Для типичных в РЛС УВД значений $K = 16 \div 32$ [4, 8] эти потери лежат в пределах (2÷1) дБ.

Подчеркнем, что такие незначительные потери соответствуют рассмотренной модели (11), (12) обучающей выборки. При нарушении этих условий, например, из-за наличия "ожидаемого" сигнала в обучающей выборке, ее нестационарности (различия КМ обучающих векторов y_ℓ ($\ell \in 1, K$), негауссовости этих векторов и т.п.) "плата" за возможность управлять ВЛТ может быть больше. Более приемлемыми в этих условиях могут оказаться отличные от (10) алгоритмы оценивания нормирующих множителей, рассмотренные, в частности, в [4].

Еще один резерв совершенствования фильтровых систем МПО с адаптивным порогом связан с учетом априорной информации о специфике структуры КМ помех. В частности, в широком классе РЛС с попачечной вобуляцией интервалов зондирования (ПВ ИЗ), подобных описанной в [8], эта КМ может быть теплицевой. Учет этого позволяет рассчитывать на повышение эффективности обработки (уменьшение требований к объему обучающей выборки) за счет перехода от МП оценок (22) к более точным "теплицевым" оценкам мощности, формируемыми адаптивными решетчатыми фильтрами [9].

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Для управления уровнем вероятности ложных тревог в фильтровых системах МПО в реальных условиях априорной неопределенности и динамичной изменчивости параметров внешних помех требуется адаптивно управлять усилением

доплеровских фильтров. Такое управление можно обеспечить умножением продетектированных выходных сигналов фильтров на множители, определяемые оценкой априори неизвестной мощности помехи на их выходах, сформированной по отсчетам, предшествующим и следующим за отсчетом, "проверяемым" на наличие ожидаемого полезного сигнала. Такая обработка сопряжена с потерями пороговой энергии полезного сигнала по сравнению с гипотетической ситуацией полной априорной определенности. Уровень потерь порогового сигнала ("плата" за незнание) определяется законом распределения отсчетов обучающей выборки, алгоритмом оценивания мощности и объемом этой выборки. В частности, для гауссового (нормального) вектора взаимно независимых отсчетов с равной дисперсией при максимально правдоподобной оценке (22б) мощности помехи потери порогового сигнала при ВЛТ $F = 10^{-6}$ и ВПО $D \geq 0.5$ не превосходят 3 дБ при объемах выборки $K \geq 12$ (при временном интервале стационарности помехи $T = K \cdot \tau$, где τ – временная протяженность элемента разрешения по дальности).

Требования к объему выборки и, тем самым, к интервалу стационарности помехи, могут снизиться при увеличении точности оценивания мощности за счет, например, учета специфики структуры КМ помех. Требования к временному интервалу стационарности T могут быть дополнительно снижены при взятии отсчетов через интервалы $\tau_1 < \tau$. В этом случае объем обучающей выборки $K_1 > K$, однако временной интервал $T_1 = K_1 \cdot \tau_1$ может быть меньше интервала $T = K \cdot \tau$ [5].

В практически возможных ситуациях существенно негауссовых помех, "засоренных" выборках и т.п. полезными могут быть алгоритмы оценки мощности, отличные от (22б) [4]. Обоснование их выбора требует анализа условий работы конкретной РЛС.

Литература

- [1] Радиоэлектронные системы: основы построения и теория. Справочник / под ред. Я.Д. Ширмана. – М.: ЗАО "МАКВИС", 1998. – 828 с.
- [2] Н. Хастингс, Дж. Пикок. Справочник по статистическим распределениям. – М.: Статистика, 1980. – 95 с.
- [3] F. Robey, D. Fuhrmann, E. Kelly and R. Nitzberg. "A CFAR adaptive matched filter detector", IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst., vol.28, №1, January 1992, p.p. 208-216.
- [4] Н. Rohling. "Radar CFAR thresholding in clutter and multiple target situations", IEEE Trans. on AES, 3(7/1983), p.p. 608-621.
- [5] Д.И. Леховицкий, И.Д. Раков. Эффективность пространственной обработки сигналов при временной корреляции обучающих выборок. // Радиоэлектроника. – 1986. – №9. – с. 60-63.
- [6] D.I. Likhovitsky, P.M. Flekser, S.V. Polishko. On losses of coherent signal in the adaptive detector with non-

coherent integration. // Proceedings IVth International Conference on Antenna Theory and Techniques. Sevastopol, Ukraine, September 9-12, 2003, p.p. 36-41.

- [7] L. Cai, H. Wang. Performance Comparisons of Modified SMI and GLR Algorithms. // IEEE Trans. on AES, vol.3, May, 1991, p.p.487-491/
- [8] Май И.Д., Каспирович А.Г., Винник В.А., Донченко А.И., Мотыль В.Н., Антоненко В.Г. Радиолокационная станция 36Дб. Эксплуатация и техническое обслуживание: Учебное пособие. – Запорожье, КЭМЗ “Искра”, 2003.
- [9] Семеняка А.В., Рачков Д.С., Леховицкий Д.И. О методах оценивания теплицевых корреляционных матриц в задачах адаптивной пространственно-временной обработки сигналов – настоящий сборник.

Поступила в редколлегию 3.10.2011

Леховицкий Давид Исаакович, фото и сведения об авторе см. на с. 404.

Полишко Сергей Владимирович, фото и сведения об авторе см. на с. 461.

Семеняка Андрей Викторович, фото и сведения об авторе см. на с. 404.



Катюшин Евгений Анатольевич, аспирант Харьковского национального университета радиоэлектроники. Область научных интересов: моделирование адаптивных систем пространственно-временной обработки сигналов на фоне помех.

УДК 621.396.965:621.391.26

СРЦ в импульсных РЛС: 3. Про керування рівнем імовірності хибної тривоги у фільтрових системах міжперіодної обробки сигналів на тлі пасивних завад / Д.І. Леховицький, С.В. Полишко, А.В. Семеняка, Є.А. Катюшин // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. – 2011. Том 10. № 4. – С. 494-499.

Третя стаття циклу статей з теорії й техніки нетраєкторної селекції рухомих цілей (СРЦ) на тлі джерел пасивних завад у системах міжперіодної обробки сигналів імпульсних РЛС. Визначається залежність характеристик виявлення пачкового когерентного сигналу на тлі пасивних завад у фільтровій системі СРЦ із керованою ймовірністю хибної тривоги від об'єму навчаючої вибірки, використаної для оцінки максимальної правдоподібності потужності завади на виході лінійного фільтра з постійними параметрами.

Ключові слова: фільтрова система міжперіодної обробки, стабілізація рівня хибних тривог, пасивна завада, оцінка максимальної правдоподібності, імовірність хибної тривоги, імовірність правильного виявлення.

Табл. 1. Л. 5. Бібліогр.: 9 найм.

UDC 621.396.965:621.391.26

MTD in pulse radars: 3. On false alarm probability rate controlling at Doppler-filter systems of interperiod signal processing against the background of clutter / D.I. Lekhovyt'skiy, S.V. Polishko, A.V. Semeniaka, E.A. Katiushin // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. 2011. Vol. 10. № 4. – P. 494-499.

This is the third paper of paper series devoted to the theory and technique of non-trace moving target detection (MTD) against the background of Gaussian clutter in pulse radar interperiod processing systems. Dependence of the detection characteristics of a batch coherent signal against the background of clutter in a MTD Doppler-filter system with controllable CFAR upon a training sample size is determined. This training sample is used for maximum likelihood estimate of interference power at the output of a linear filter with constant parameters.

Keywords: Doppler-filter system of interperiod processing, CFAR, clutter, maximum likelihood estimate, false alarm probability, valid detection probability.

Tab. 1. Fig. 5. Ref.: 9 items.