

О СТАБИЛИЗАЦИИ УРОВНЯ ЛОЖНОЙ ТРЕВОГИ В ФИЛЬТРОВЫХ СИСТЕМАХ МЕЖПЕРИОДНОЙ ОБРАБОТКИ СИГНАЛОВ НА ФОНЕ ПАССИВНЫХ ПОМЕХ

д.т.н., проф. Д.И. Леховицкий, С.В. Полишко, к.т.н. С.И. Бурковский

Сравнивается эффективность двух типов фильтровых систем межпериодной обработки гауссовских когерентных сигналов на фоне гауссовских коррелированных помех – со стабилизацией уровня ложных тревог и без нее. Обосновываются требования к объему обучающей выборки при максимально правдоподобной оценке мощности помех.

Постановка проблемы. Постоянство вероятности ложных тревог (ВЛТ) – одно из важнейших требований к обнаружителям сигналов на фоне помех, в том числе к системам межпериодной обработки (МПО) сигналов на фоне мешающих отражений различного физического происхождения в импульсных РЛС. В общем случае оно обеспечивается установкой соответствующего порога обнаружения или, что эквивалентно, нормировкой выходного эффекта (предпороговой статистики) системы МПО заданной структуры. Как для установки порога, так и для задания нормирующего множителя требуется знать закон распределения предпороговой статистики, зависящий в общем случае от мощности помехи на выходе системы МПО. Последняя, как правило, пропорциональна обычно априори неизвестной входной мощности помехи, которая может меняться в широком диапазоне при переходе от одного дальностно-азимутального сектора обзора к другому. В этих условиях для сохранения заданной ВЛТ требуется постоянно "отслеживать" (оценивать) мощность помехи. Эффективность системы МПО заданной структуры в этом случае зависит от используемого алгоритма оценивания и объема классифицированной обучающей выборки помехи, по которой строится эта оценка.

В данной статье анализируются широко распространенные фильтровые системы МПО, в которых стабилизация ВЛТ в каждом доплеровском фильтре обеспечивается нормированием его выходного эффекта, а необходимый нормирующий множитель определяется максимально правдоподобной (МП) оценкой мощности его помеховой составляющей.

Анализ последних достижений и публикаций. Эти системы отличаются по структуре от уже анализировавшихся в [3, 4, 6, 7] более

сложных адаптивных систем с оптимальной структурой, в связи с чем известные результаты этих работ не могут быть непосредственно использованы для решения поставленной задачи.

Цель статьи. Сравнение статистических характеристик обнаружения пачечных когерентных сигналов в фильтровых системах МПО без нормирования и с нормированием выходного эффекта и обоснование на этой основе требований к объему обучающей выборки в МП оценке мощности помехи.

Формулировка задачи, модели и допущения. Решаемая ниже задача заключается в сравнении статистических характеристик (вероятности правильного обнаружения (ВПО) при фиксированной ВЛТ) двух разновидностей фильтровых систем МПО, схематически показанных на рис. 1 – без нормирования и с нормированием выходного эффекта.

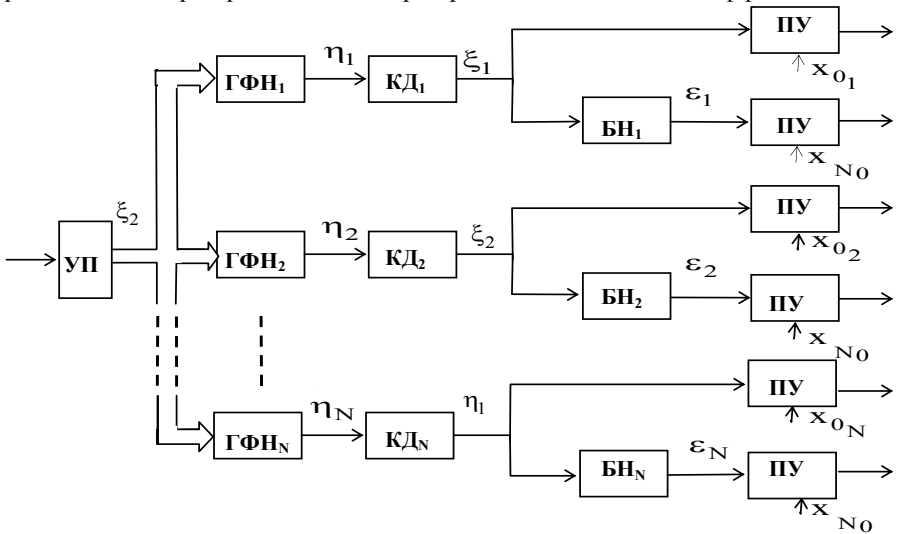


Рис. 1. Фильтровые системы МПО – без нормирования и с нормированием

Входными воздействиями анализируемых систем МПО являются М-мерные векторы (пачки):

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

комплексных амплитуд колебаний, принятых в М смежных периодах зондирования (для обзорных РЛС – в М 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). Эти векторы представляют собой аддитивную смесь независимых М-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 $\gamma = 1$).

Обработка принимаемых колебаний (вектора \mathbf{u}_γ (1)) включает этапы линейного и нелинейного преобразований.

На первом из них в N гребенчатых фильтрах накопления (ГФН _{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):

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

На втором этапе выходные сигналы ГФН детектируются квадратичными детекторами (КД), а сформированные в результате квадраты модулей

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

сравниваются с порогами $x_0 = x_{0_i}$ ($i \in 1, N$) непосредственно или с порогами x_{N0} после преобразования в блоке нормирования (БН) в форму

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

В обоих случаях пороги выбираются из условия фиксации в каждом из них заданного уровня ВЛТ F , т. е. являются решениями уравнений

$$F = \int_{x_0}^{\infty} p_{\xi_0}(x) dx = \int_{x_{N0}}^{\infty} p_{\varepsilon_0}(x) dx, \quad (5, a)$$

где $p_{\xi_0}(x)$ и $p_{\varepsilon_0}(x)$ – плотности распределения предпороговых статистик (3) и (4) при отсутствии полезного сигнала ($\gamma = 0$) в принимаемой смеси (1).

Качество обнаружения сигнала определяется ВПО

$$D = \int_{x_0}^{\infty} p_{\xi_1}(x) dx, \quad D_N = \int_{x_{N0}}^{\infty} p_{\varepsilon_1}(x) dx, \quad (5, б)$$

где $p_{\xi_1}(x)$ и $p_{\varepsilon_1}(x)$ – плотности распределения предпороговых статистик (3) и (4) при наличии полезного сигнала ($\gamma = 1$) в смеси (1).

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

1. M -мерный вектор помехи $\mathbf{y} = \{y_\ell\}_{\ell=1}^M$ – комплексный нормальный

(гауссов) вектор с нулевым средним и корреляционной матрицей (КМ) Φ , т.е.

$$\mathbf{y} \sim \text{CN}(0, \Phi), \quad \overline{\mathbf{y}} = 0, \quad \overline{\mathbf{y} \cdot \mathbf{y}^*} = \Phi. \quad (6)$$

Здесь и далее (*) и черта сверху – символы эрмитового сопряжения (комплексного сопряжения и транспонирования) и статистического усреднения соответственно.

2. М-мерный вектор когерентной пачки полезного сигнала $\mathbf{s} = \{s_\ell\}_{\ell=1}^M$ имеет вид

$$\mathbf{s} = \mathbf{c} \cdot \mathbf{x}(f_s), \quad \mathbf{c} \sim \text{CN}(0, \sigma_s^2), \quad \overline{\Phi_s} = \overline{\mathbf{s} \cdot \mathbf{s}^*} = \sigma_s^2 \cdot \mathbf{x}(f_s) \cdot \mathbf{x}^*(f_s), \quad (7)$$

где

$\mathbf{x}(f_s) = \{x_\ell(f_s)\}_{\ell=1}^M$; $x_\ell(f_s) = d_\ell \cdot \exp\{j \cdot 2\pi \cdot f_s \cdot T_\ell\}$; $d_\ell \leq 1$; $f_s = 2 \cdot V_r / \lambda$ – неслучайный М-мерный вектор амплитудно-фазового распределения нефлюктуирующего сигнала с доплеровской частотой 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.

3. В силу взаимной независимости сигнала и помехи М-мерный вектор анализируемой смеси (1) в условиях (6), (7) есть

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

где

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

4. Нормирующий множитель β_i предпороговой статистики (4) равен

$$\beta_i = K / \sum_{\ell=1}^K z_\ell^{(i)}, \quad \text{где } z_\ell^{(i)} = |p_\ell^{(i)}|^2, \\ p_\ell^{(i)} = \mathbf{y}_\ell^* \cdot \mathbf{x}(f_i), \quad i \in 1, N. \quad (10)$$

Здесь

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

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

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

Построенная в соответствии с (10) структура БН 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.

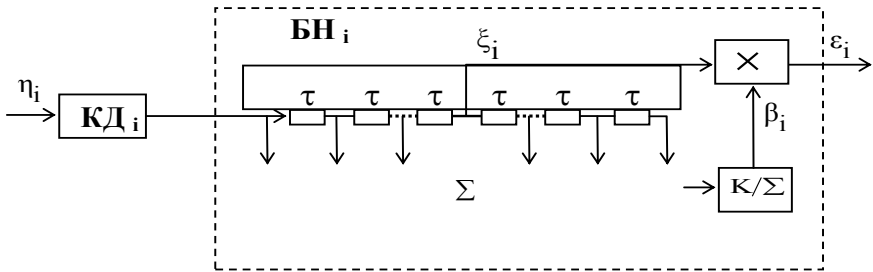


Рис. 2. Блок нормирования

Плотности распределения предпороговых статистик и характеристики обнаружения анализируемых систем МПО. Искомые плотности распределения и характеристики обнаружения по форме записи одинаковы для каждого из доплеровских каналов (рис. 1), поэтому при их выводе индекс $i \in 1, N$ принадлежности к i -му из них для упрощения обозначений в этом подразделе опускается.

Начнем с хорошо известной [1] ненормированной статистики (3). В условиях (7) и (9) выходной эффект линейной обработки (2) представляет собой нормальную случайную величину

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

с нулевым средним значением и дисперсией

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

$$\text{где} \quad \bar{\xi}_0 = \mathbf{x}^*(f) \Phi \mathbf{x}(f); \quad \mu_s = \sigma_s^2 \left| \mathbf{x}^*(f_s) \mathbf{x}(f) \right|^2 / \bar{\xi}_0 - \quad (15)$$

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 $f_s = f = f_i$, $i \in 1, N$

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

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

"эквивалентное" число импульсов M -элементной пачки, для прямоугольной пачки ($d_\ell = 1$, $\ell \in 1, M$) равное M .

В силу (13) предпороговая статистика (3) является экспоненциально

распределенной случайной величиной с плотностью [2]:

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

и средним значением $\overline{\xi_\gamma}$ (14).

Вероятность ложной тревоги (5, а) в этих условиях равна

$$F = \exp(-x_0/\overline{\xi_0}) \quad (19)$$

и, следовательно, фиксируется на заданном уровне F порогом

$$x_0 = \overline{\xi_0} \cdot \ln(1/F). \quad (20)$$

Вероятность правильного обнаружения (5.б):

$$D = \exp(-x_0/\overline{\xi_1}) = \exp(-x_0)/\overline{\xi_0}(1 + \mu_s) = F^{1/(1+\mu_s)} \quad (21)$$

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

Перейдем к выводу плотности распределения нормированной предпороговой статистики (4), переписав ее с учетом (10) в виде

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

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

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

$$p_\ell \sim \text{CN}(0, \overline{\xi_0}), \quad \ell = 1, K. \quad (23)$$

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

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

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

В условиях (23) каждое из слагаемых z_ℓ суммы s в (22, б) экспоненциально распределено со средним значением $\overline{\xi_0}$, а их сумма s в силу следующей из (12) взаимной независимости слагаемых имеет распределение Эрланга с параметром формы $\overline{\xi_0}$ и масштаба K [2]. Поэтому плотность равна

$$p_q(t) = \frac{(t/\ell_0)^{K-1}}{\ell_0(K-1)!} \exp(-t/\ell_0), \quad \ell_0 = \frac{\overline{\xi_0}}{K} \quad (25)$$

и, следовательно,

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

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

Используя справочный интеграл

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

из (26, а, 26, б) получим

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

Вероятность ложной тревоги (5, а) в этом случае равна

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

и, следовательно, фиксируется на заданном уровне F порогом

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

Вероятность правильного обнаружения

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

Сравнительный анализ ненормированных и нормированных фильтровых систем МПО. Отметим, прежде всего, что плотность распределения (27) нормированной предпороговой статистики (4) с множителями β_i (10), в отличие от плотности (18) ненормированной (3), при отсутствии сигнала ($\gamma = 0$) не зависит от обычно априори неизвестных параметров (в данном случае – КМ Ф) помехи, что и является главным требованием к системам стабилизации ВЛТ [3]. За счет этого отсутствует свойственная ненормированной статистике (3) 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).

Графическая зависимость этих порогов от объема выборки K для набора ВЛТ изображена на рис. 3. Значению $K \rightarrow \infty$ здесь соответствует порог $x_{N0} = \ell n(1/F)$, совпадающий с порогом x_0 (20) при $\bar{\xi}_0 = 1$, показанный штриховыми горизонтальными прямыми на рис. 3.

Действительно, в силу (29) при больших $K \gg \ell n F$

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

Этот результат является следствием легко устанавливаемого совпадения при $K \rightarrow \infty$ плотности (27) нормированной статистики (4) с плотностью (18) ненормированной (3) с $\xi_0 = 1$. Физически оно обусловлено асимптотической несмещенностью оценки (22, б), которая в условиях (11), (12) является МП оценкой мощности помехи на выходе i -го ($i \in 1, N$) фильтра.

Отсюда следует также, что при одинаковых значениях ВЛТ F сравниваемые системы МПО асимптотически эквивалентны и по обеспечиваемой ими ВПО. Однако в реальных условиях конечных K такая эквивалентность нарушается. Это наглядно видно из сравнения приведенных на рис. 4 кривых обнаружения

$$D = D_N(\mu_{sN}) \quad (30)$$

нормированных фильтров для набора конечных K с кривой $D(\mu_s)$ (21), показанной штриховой линией. Разность абсцисс последней с абсциссами сплошных кривых при выбранной ВПО D определяет потери (в дБ) порогового сигнала нормированных фильтров с соответствующим значением K по сравнению с ненормированными при отсутствии априорной неопределенности.

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

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

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, следовательно, может быть определен непосредственно по значению порогов, приведенных в таблице. 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.

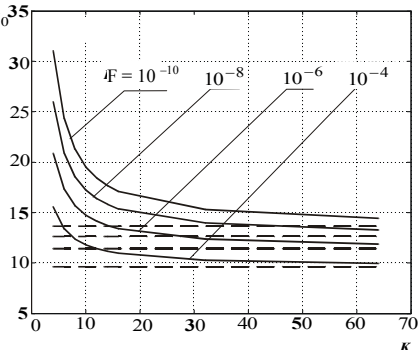


Рис. 3. Зависимость значений порогов от объема обучающей выборки

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] эти потери лежат в пределах $(2 \div 1)$ дБ.

Подчеркнем, что такие незначительные потери соответствуют рассмотренной модели обучающей выборки (11), (12). 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 постоянство ВЛТ может быть больше. Более приемлемыми в этих условиях могут оказаться отличные от (10) алгоритмы оценивания нормирующих множителей [4].

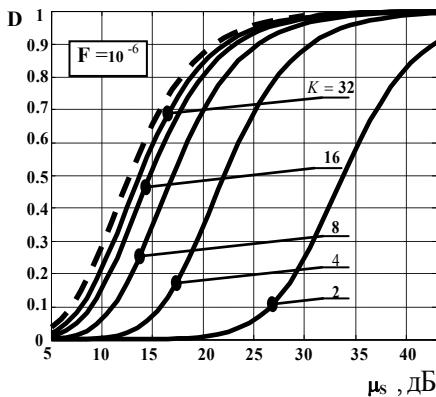


Рис. 4. Характеристики обнаружения нормированных фильтров

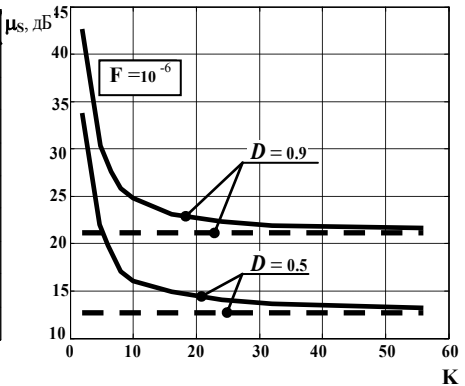


Рис. 5. Зависимость энергетического параметра от объема обучающей выборки

Выводы. Для стабилизации 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 мощности помехи на их выходах, сформированной по отсчетам, предшествующим и следующим за отсчетом, "проверяемым" на наличие ожидаемого полезного сигнала. Такая стабилизация 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 (22, б) мощности помехи потери порогового сиг-

нала 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 $T = K\tau$, где τ – временная протяженность элемента разрешения по дальности).

Требования к временному интервалу стационарности T могут быть снижены при взятии отсчетов через интервалы $\tau_1 < \tau$. В этом случае объем обучающей выборки $K_1 > K$, однако временной интервал $T_1 = K_1\tau_1$ может быть меньше интервала $T = K\tau$ [5]. В практически возможных ситуациях существенно негауссовых помех, "засоренных" выборках и т.п. полезными могут быть алгоритмы оценки мощности, отличные от (22, б) [4]. Обоснование их выбора требует анализа условий работы конкретной РЛС.

Заметим в заключение, что в адаптивных компенсационно-фильтровых системах МПО, в отличие от рассмотренных фильтровых, стабилизация уровня ложных тревог, как следует из сопоставления результатов работ [6, 7], может сопровождаться не потерями, а выигрышем в энергии пороговых сигналов.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Радиоэлектронные системы: основы построения и теория. Справочник / Под ред. Я.Д. Ширмана. – М.: ЗАО "МАКВИС", 1998. – 828 с.*
2. *Хастингс Н., Пикок Дж. Справочник по статистическим распределениям. – М.: Статистика, 1980. – 95 с.*
3. *Robey F., Fuhrmann D., Kelly E. and Nitzberg R. A CFAR adaptive matched filler detector // IEEE Trans. Aerosp. Electron. Syst. – 1992, January. – Vol. 28, № 1. – P. 208 – 216.*
4. *Rohling H. Radar CFAR thresholding in clutter and multiple target situations // IEEE Trans. on AES. – 1983. – 3 (7). – P. 608 – 621.*
5. *Леховицкий Д.И., Раков И.Д. Эффективность пространственной обработки сигналов при временной корреляции обучающих выборок // Радиоэлектроника. – 1986. – № 9. – С. 60 – 63.*
6. *Lekhovitsky D.I., Flekser P.M., Polishko S.V. 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. 36 – 41.*
7. *Cai L., Wang H. Performance Comparisons of Modified SMI and GLR Algorithms // IEEE Trans. on AES. – 1991, May. – Vol. 3. – P. 487 – 491.*

Поступила 10.03.2004

ЛЕХОВИЦКИЙ Давид Исаакович, докт. техн. наук, профессор ХНТУРЭ. Область научных интересов – адаптивная пространственно-временная обработка сигналов в информационных системах различного назначения.

ПОЛИШКО Сергей Владимирович, адъюнкт ХВУ. Область научных интересов – адаптивная пространственно-временная обработка сигналов на фоне помех в радиотехнических системах.

БУРКОВСКИЙ Сергей Иванович, канд. техн. наук, ст. науч. сотрудник НЦ ВППО ВСУ. Область научных интересов – обработка сигналов в радиотехнических системах.
