

ЭНЕРГЕТИЧЕСКОЕ ОБНАРУЖЕНИЕ СИГНАЛА С НЕИЗВЕСТНОЙ АМПЛИТУДОЙ И ФОРМОЙ НА ФОНЕ ГАУССОВСКОЙ ПОМЕХИ С НЕИЗВЕСТНОЙ ДИСПЕРСИЕЙ

Зинчук В.М., Сосулин Ю.Г. *, Лимарев А.Е., КАЛИНИН М.М., Максютя Ю.Н.

Федеральный центр ГП Воронежский НИИ связи,
394018, Воронеж, Плехановская 14, тел.(0732) 52-58-22
*МАИ, 125871, Москва, Волоколамское шоссе 4, тел. (095) 158-68-00

Реферат. Рассматривается обнаружитель сигналов неизвестной структуры и амплитуды на фоне гауссовского шума с неизвестной дисперсией. Показано, что статистика на выходе обнаружителя имеет обобщенное F -распределение, инвариантное к спектральной плотности мощности шума. Приведены численные расчеты рабочих характеристик обнаружителя.

Введение

Реальные радиотехнические системы радиолокации, радионавигации и связи всегда функционируют в условиях априорной неопределенности относительно вероятностей появления обнаруживаемых сигналов, а также параметрической, непараметрической и параметрико-непараметрической априорной неопределенности относительно статистических характеристик сигналов и помех. Важной характеристикой обнаружителей при априорной неопределенности является постоянный уровень ложных тревог (ПУЛТ). Анализ обнаружителей с ПУЛТ посвящен ряд работ [1-3]. Основой данного обнаружителя является линия задержки с отводами, которая служит для оценки мощности шумов, для стационарных помех. Для нестационарных помех используют порядковые статистики, так же базирующиеся на элементах линии задержки [3]. В результате такой обработки формируется инвариантная к мощности шумов статистика, поэтому обнаружитель обеспечивает постоянный уровень ложных тревог. Одним из первых на возможность применения инвариантных статистик для построения обнаружителей с ПУЛТ указал Л. Шарф [4].

При использовании линии задержки предполагается, что длительность сигнала равна времени задержки и в „окно” попадает один сигнал. Такая задача характерна для задач радиолокации, когда принимаются отраженные от цели сигналы. В задачах же связи, особенно при перехвате сигналов, обнаружение усложняется тем, что сигналы наблюдаются непрерывно, а структура и ряд параметров сигнала, как правило, неизвестны [5]. Предельным случаем априорной неопределенности является обнаружение стохастического сигнала на фоне гауссовского шума. Оптимальным обнаружителем для δ -коррелированного сигнала на фоне белого гауссовского шума является обнаружитель по энергии [6]. Структурная схема энергетического обнаружителя (рис. 1) включает четыре каскада: линейный полосовой фильтр; квадратичный детектор огибающей; интегратор; пороговое устройство. Однако данный обнаружитель может применяться для обнаружения любого сигнала, известного или неизвестного, детерминированного или случайного процесса. Поэтому в силу своей простоты и универсальности он применялся в каналах с замиранием [7], для обнаружения детерминированных сигналов неизвестной структуры [8]. Нормированная к спектральной плотности мощности шумов статистика на выходе энергетического обнаружителя имеет центральное χ^2 – распределение в случае отсутствия сигнала и нецентральное χ^2 – распределение при наличии сигнала с параметром нецентральности, равным удвоенному отношению сигнал-шум, и числом степеней свободы равным удвоенному произведению длительности сигнала на ширину полосы [8]. Для расчета рабочих характеристик энергетического обнаружителя используется обобщенная Q -функция Маркума, алгоритмы вычисления которой представлены в [9]. Недостатком данного обнаружителя является зависимость порога обнаружения от неизвестной в общем случае спектральной плотности мощности шума, что не гарантирует постоянного уровня ложных тревог при изменяющейся интенсивности помех.

Предлагается структура энергетического обнаружителя, обеспечивающего постоянный уровень ложных тревог. Это достигается путем введения дополнительных каналов для оценки спектральной плотности мощности шумов. В результате дополнительной обработки формируется инвариантная к интенсивности шума статистика.

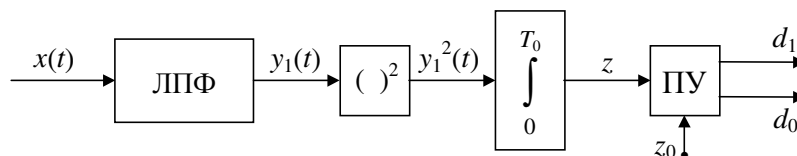


Рис. 1

1. Структура энергетического обнаружителя

Для того, чтобы стабилизировать вероятность ложных тревог требуется ввести дополнительные каналы для оценки спектральной плотности мощности шума. На рис. 2 приведена структурная схема энергетического обнаружителя со стабилизацией вероятности ложных тревог. Данный обнаружитель содержит традиционную часть энергетического обнаружителя (верхняя ветвь) и N вспомогательных каналов для оценки спектральной плотности мощности шума. Обнаружитель работает следующим образом.

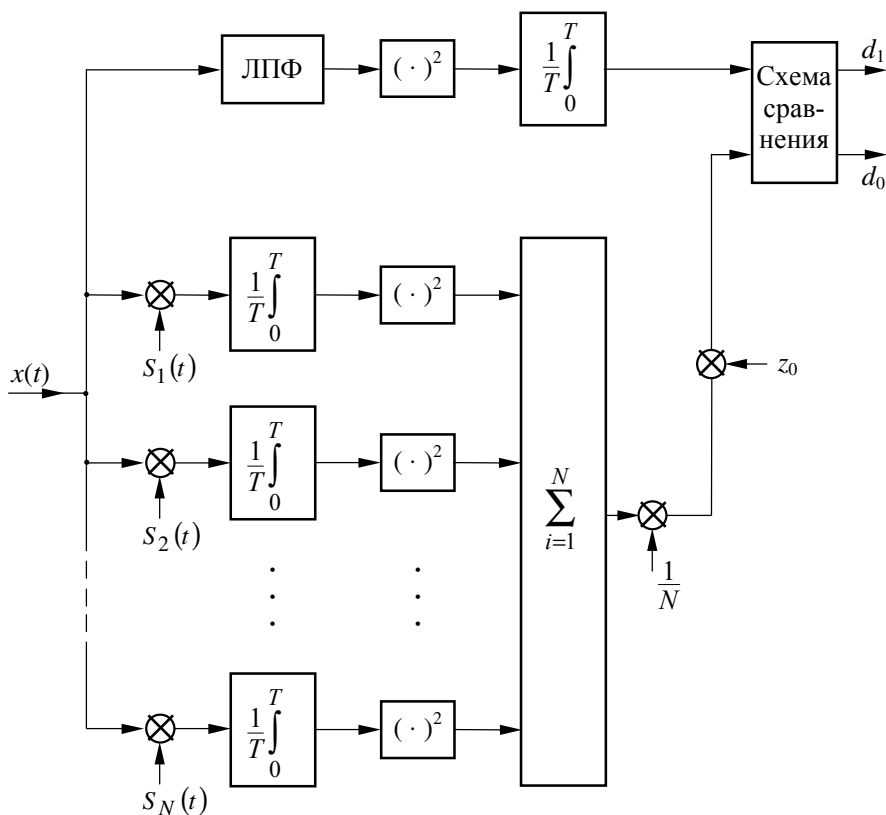


Рис. 2.

На вход обнаружителя поступает процесс

$$x(t) = \gamma s(t) + \xi(t), \quad (1)$$

где $\gamma = 0$ при гипотезе H_0 и $\gamma = 1$ при гипотезе H_1 , $s(t)$ обнаруживаемый детерминированный сигнал с неизвестной амплитудой и формой, известной считается спектральная область, которую приблизительно занимает сигнал. Шум $\xi(t)$ предполагается белым гауссовским с нулевым средним и неизвестной односторонней спектральной плотностью мощности N_0 . Для оценки спектральной плотности мощности шума служат N вспомогательных каналов (рис. 2), где $s_{ik}(t)$ специальным образом выбираемые опорные сигналы с энергией E_{ik} ($i = 1, \dots, N$; $k = 1, \dots, L$). Без уменьшения общности можно предположить, что опорные сигналы имеют одинаковую энергию $E_{ik} = E$, $i = 1, 2, \dots, N$, $k = 1, 2, \dots, L$.

Заметим, что в данной схеме для повышения точности оценки корреляционной функции можно использовать дополнительный набор ортогональных или квазиортогональных сигналов $s_{ik}(t)$ с последующим суммированием. Для простоты анализа и наглядности результата рассмотрим случай $L = 1$, для которого $s_{ik}(t) = s_i(t)$, $i = 1, \dots, N$. Рассматривается также идеализированный случай, когда ширина полосы оценочных каналов превосходит предполагаемую ширину полосы обнаруживаемого сигнала. При сделанных допущениях шум, поступающий на вход умножителей, может быть аппроксимирован белым гауссовским шумом.

Функцию взаимной корреляции $j \neq i$ (ФВК) и автокорреляции $j = i$ (ФАК) опорных сигналов обозначим через

$$R_{ij}(\tau) = \frac{1}{T} \int_0^T s_i(t) s_j(t - \tau) dt, \quad i \neq j, \quad (2)$$

а нормированную функцию автокорреляции $j = i$ и функции взаимной корреляции $j \neq i$ через

$$r_{ij}(\tau) = \frac{1}{\sqrt{E_i E_j}} \int_0^T s_i(t) s_j(t - \tau) dt, \quad i \neq j, \quad 1 \leq i, j \leq M. \quad (3)$$

Обозначим статистику через

$$W_i = \frac{1}{T} \int_0^T s_i(t) \xi(t) dt. \quad (4)$$

Из вида взаимокорреляционной функции сигнала с шумом следует, что

$$\mathbf{E}\{W_i\} = 0$$

$$\mathbf{D}\{W_i\} = \frac{1}{T^2} \int_0^T \int_0^T s_i(t) s_i(\tau) \mathbf{E}\{\xi(t)\xi(\tau)\} dt d\tau = \frac{N_0}{2T^2} \int_0^T s_i^2(t) dt = \frac{N_0 E_i}{2T^2} = \frac{N_0 E}{2T^2}. \quad (6)$$

На выходе интегратора (верхняя ветвь) наблюдается величина

$$V = \frac{1}{T} \int_0^T y_1^2(t) dt. \quad (7)$$

Как известно [8], величина

$$V_1 = \frac{2}{N_0} \int_0^T y_1^2(t) dt \quad (8)$$

имеет χ^2 -распределение с $\nu = 2TW$ степенями свободы и параметром нецентральности $\lambda = 2E_s/N_0$, где E_s - энергия обнаруживаемого сигнала, накопленная за время T , W - ширина полосы линейного фильтра. Величина V связана с V_1 соотношением

$$V = \frac{N_0}{2T} V_1. \quad (9)$$

На выходе i -го интегратора (нижняя часть схемы, рис.2) наблюдается величина

$$Z_i = \frac{1}{T} \int_0^T x(t) s_i(t) dt = \frac{1}{T} \int_0^T \gamma s(t) s_i(t) dt + \frac{1}{T} \int_0^T s_i(t) \xi(t) dt = \gamma Y_i + W_i. \quad (10)$$

Случайные величины Z_j имеют нормальное распределение с параметрами

$$\mathbf{E}\{Z_i|H_0\} = 0; \quad \mathbf{E}\{Z_i|H_1\} = Y_i, \quad (11)$$

$$\mathbf{D}(Z_i|H_0) = \mathbf{D}(Z_i|H_1) = \mathbf{D}(W_i) = \frac{N_0 E}{2T^2}. \quad (12)$$

$$\text{cov}(Z_i, Z_j|H_0) = \text{cov}(Z_i, Z_j|H_1) = \mathbf{E}\{W_i W_j\} = \frac{1}{T} \int_0^T \int_0^T s_i(t) s_j(\tau) \mathbf{E}\{\xi(t)\xi(\tau)\} dt d\tau = \frac{N_0}{2T^2} R_{ij}(0). \quad (13)$$

Величина нормированного коэффициента корреляции

$$\rho_{ij} = \frac{\text{cov}(Z_i, Z_j)}{\sqrt{\mathbf{D}(Z_i)\mathbf{D}(Z_j)}} = \frac{R_{ij}(0)}{\sqrt{E_i E_j}} = r_{ij}(0). \quad (14)$$

Из анализа (11)-(14) следует, что случайные величины Z_j имеют гауссовское распределение и в общем случае они статистически зависимы. Причем, как следует из (14), нормированный коэффициент корреляции равен нормированной функции взаимной корреляции опорных сигналов, вычисленной в нуле. Поэтому, чтобы величины Z_j были статистически независимы, следует в качестве опорных сигналов выбирать либо ортогональные, либо близкие к ортогональным (квазиортогональные) сигналы. Степень ортогональности оценивается уровнем боковых выбросов функции взаимной корреляции. К настоящему времени известны большое число сложных шумоподобных сигналов, которые обладают свойством квазиортогональности. Среди них, вследствие большого ансамбля, простоты генерирования и хороших взаимокорреляционных свойств широкое распространение получили сигналы, формируемые на основе M -последовательностей. Следует отметить, что ортогональные сигналы в своём большинстве обладают свойством ортогональности лишь тогда, когда отсутствует временной сдвиг между ними. При наличии временного сдвига ФВК имеют большой уровень боковых выбросов [10]. Поэтому такие сигналы должны быть идеально синхронизированы во времени. Квазиортогональные шумоподобные сигналы не нуждаются в идеальной синхронизации. Поэтому при практической реализации их использование предпочтительнее.

2. Расчет рабочих характеристик обнаружителя

2.1. Ортогональные сигналы.

Предположим, что опорные сигналы взаимно ортогональные, то есть $R_{ij}(0) = 0$, $i \neq j$, $i = 1, \dots, N$, $j = 1, \dots, N$. Кроме того, предположим также, что они ортогональны обнаруживаемому сигналу, то есть $Y_j(0) = 0$. При сделанных допущениях случайная величина

$$U = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^N Z_i^2, \quad (15)$$

имеет центральное χ^2 -распределение с $\nu_2 = N$ степенями свободы, где $\sigma^2 = N_0 E / 2T^2$.

Пороговый множитель Z_0 выбирается таким образом, чтобы обеспечить заданную вероятность ложных тревог $P_f = \alpha$

$$Pr \left\{ \frac{V}{U/N} > z_0 \sigma^2 \right\} = \alpha. \quad (16)$$

Заметим, что в (16) случайные величины V и U являются статистически независимыми. Для того, чтобы свести отношение случайных величин к нормированному F -распределению перепишем (16) эквивалентным образом

$$Pr \left\{ \frac{V_1/\nu_1}{U/\nu_2} > \frac{2z_0 T \sigma^2}{\nu_1 N_0} \right\} = Pr \left\{ \frac{V_1/\nu_1}{U/\nu_2} > \frac{z_0 P_s}{\nu_1} \right\} = \alpha, \quad (17)$$

где $P_s = E/T$ – мощность опорных сигналов.

Заметим, что величина V_1 при гипотезе H_0 имеет центральное χ^2 -распределение с $\nu_1 = 2TW$ степенями свободы, а при гипотезе H_1 – нецентральное χ^2 -распределение с параметром нецентральности $\lambda_1 = 2E_s/N_0$. Величина U имеет центральное χ^2 -распределение с $\nu_2 = N$ степенями свободы. Так как, величина V_1 и U статистически независимы, то величина

$$F' = \frac{V_1/\nu_1}{U/\nu_2}$$

имеет при гипотезе H_0 центральное F -распределение и при гипотезе H_1 – нецентральное F -распределение с $\nu_1 = 2TW$, $\nu_2 = N$ степенями свободы и параметром нецентральности λ_1 .

Пороговый множитель z_0 находится из решения уравнения

$$Pr \{F' > c_\alpha\} = 1 - F_{00}(c_\alpha | \nu_1, \nu_2) = \alpha, \quad (18)$$

где $c_\alpha = z_0 P_s / \nu_1$.

Полученный пороговый множитель не зависит от спектральной плотности мощности помех и поэтому вероятность ложных тревог остаётся постоянной при изменении спектральной плотности мощности помех.

Вероятность правильного обнаружения

$$P_d = Pr \{F' > c_\alpha | H_1\} = 1 - F_{10}(c_\alpha | \nu_1, \nu_2; \lambda_1), \quad (19)$$

а вероятность пропуска сигнала

$$P_m = 1 - P_d = F_{10}(c_\alpha | \nu_1, \nu_2; \lambda_1),$$

где $F_{00}(x | \nu_1, \nu_2)$ и $F_{10}(x | \nu_1, \nu_2; \lambda_1)$ – функции центрального и нецентрального F -распределения.

Формулы (18) и (19) позволяют рассчитать характеристики энергетического обнаружителя с ПУЛТ.

2.2. Квазиортогональные сигналы

Рассмотрим в качестве опорных сигналов шумоподобные сигналы с бинарной фазовой манипуляцией. В этом случае сигналы $s_i(t)$ не являются строго ортогональными. Однако, они близки к ним. Действительно, если рассмотреть нормированную функцию взаимной корреляции, то

$$\max_{\tau} |r_{ij}(\tau)| < \frac{a}{\sqrt{B_s}}, \quad (20)$$

где a -некоторая константа, изменяющаяся в случае непериодического сигнала в пределах 1÷6 [10], B_s - база сигнала ($B_s = 2TW$). Для квазиортогональных опорных сигналов случайные величины Z_i не являются строго статистически независимыми. Поэтому остановимся подробнее на структуре корреляционной матрицы случайного вектора $Z = \{Z_1, \dots, Z_N\}^T$.

Из (13) следует, что корреляционную матрицу Σ случайного вектора Z можно представить в виде

$$\Sigma = \sigma^2 (\mathbf{I} + \mathbf{R}), \quad (21)$$

где \mathbf{I} - единичная матрица; \mathbf{R} - матрица, которая имеет нули на главной диагонали, а вне главной диагонали расположены значения нормированной ВКФ $r_{ij}(0)$, $i \neq j$; $i = \overline{1, N}$, $j = \overline{1, N}$.

Известно [11], что квадратичная форма $Z^T \Sigma^{-1} Z$ имеет нецентральное χ^2 -распределение с N степенями свободы и параметром нецентральности

$$\lambda = \mu^T \Sigma^{-1} \mu, \quad (22)$$

где $\mu = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N)^T$ -вектор средних значений случайного вектора $Z = (Z_1, \dots, Z_N)^T$, $\mu_i = \mathbf{E}\{Z_i\}$. $\mathbf{E}\{Z_i | H_0\} = 0$; $\mathbf{E}\{Z_i | H_1\} = Y_i$, Y_i - ВКФ между $s(t)$ и $s_i(t)$.

Разложим матрицу Σ^{-1} по степеням матрицы \mathbf{R}

$$\Sigma^{-1} = \frac{1}{\sigma^2} (\mathbf{I} + \mathbf{R})^{-1} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{k=0}^{\infty} (-1)^k \mathbf{R}^k. \quad (23)$$

С учётом разложения (23) представим квадратичную форму и параметр нецентральности в виде рядов

$$Z^T \Sigma^{-1} Z = \frac{1}{\sigma^2} Z^T Z - \frac{1}{\sigma^2} Z^T \mathbf{R} Z + \frac{1}{\sigma^2} Z^T \mathbf{R}^2 Z + \dots \quad (24)$$

$$\lambda = \mu^T \Sigma^{-1} \mu = \frac{1}{\sigma^2} \mu^T \mu - \frac{1}{\sigma^2} \mu^T \mathbf{R} \mu + \frac{1}{\sigma^2} \mu^T \mathbf{R}^2 \mu + \dots \quad (25)$$

Ограничиваясь в (24) и (25) главными членами в разложении, получаем, что величина

$$U = \frac{1}{\sigma^2} Z^T Z = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^N Z_i^2 \quad (26)$$

может быть аппроксимирована χ^2 -распределением с N степенями свободы и параметром нецентральности

$$\lambda_2 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^N Y_i^2. \quad (27)$$

Для получения количественной оценки выразим параметр нецентральности через нормированную ВКФ

$$r_{0i}(\tau) = \frac{1}{\sqrt{E_i E_s}} \int_0^T s(t) s_i(t - \tau) dt = \frac{T}{\sqrt{E_i E_s}} R_{0i}(\tau). \quad (28)$$

Из (27) с учётом (28) следует выражение для параметра нецентральности

$$\lambda_2 = \frac{2E_s}{N_0} \sum_{i=1}^N r_{0i}^2(0) = 2q^2 \sum_{i=1}^N r_{0i}^2(0), \quad (29)$$

где $q^2 = E_s / N_0$ - отношение сигнал-шум для обнаруживаемого сигнала. После усреднения по ансамблю всех возможных шумоподобных сигналов на основе M -последовательностей заданной длины получим

$$\bar{\lambda}_2 = 2q^2 \sum_{i=1}^N \mathbf{E}\{r_{0i}^2(0)\} \quad (30)$$

Так как $\mathbf{E}\{r_{0i}^2(0)\} \sim b/B_s$, где $b \sim 0,6$ [10], то

$$\bar{\lambda}_2 = 2q^2 N b / B_s. \quad (31)$$

Выражение (31) определяет среднее значение параметра нецентральности. Как следует из (31) $\bar{\lambda}_2 \rightarrow 0$ при $B_s \rightarrow \infty$. Таким образом, рассматриваемая статистика

$$F' = \frac{V_1/v_1}{U/v_2}$$

имеет при гипотезе H_0 центральное F -распределение с $v_1 = 2TW$ и v_2 — степенями свободы, а при наличии сигнала обобщенное F -распределение с параметрами нецентральности λ_1 и $\bar{\lambda}_2$.

В общем случае, используя обобщенное F -распределение, получаем выражения для вероятности правильного обнаружения и пропуска сигнала в виде

$$P_d = 1 - F_{11}(c_\alpha | v_1, v_2; \lambda_1, \bar{\lambda}_2) \quad P_m = 1 - P_d = F_{11}(c_\alpha | v_1, v_2; \lambda_1, \bar{\lambda}_2)$$

3. Обобщенное F -распределение

Обобщенное F -распределение было введено Тэнгом [12, 13] для статистики

$$Z = \frac{\chi_1^2(v_1, \lambda_1)}{\chi_2^2(v_2, \lambda_2)} \quad (32)$$

и в нормированном виде для статистики

$$V = \frac{v_2}{v_1} Z = \frac{\chi_1^2(v_1, \lambda_1)/v_1}{\chi_2^2(v_2, \lambda_2)/v_2}, \quad (33)$$

где $\chi_1^2(v_1, \lambda_1)$ и $\chi_2^2(v_2, \lambda_2)$ — независимые величины распределённые по закону χ^2 со степенями свободы v_1, v_2 и параметрами нецентральности λ_1, λ_2 соответственно.

При $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$ величина Z имеет центральное F -распределение с плотностью [12]

$$f_{00}(z | v_1, v_2) = \frac{1}{B\left(\frac{v_1}{2}, \frac{v_2}{2}\right)} z^{\frac{v_1-1}{2}} (1+z)^{-\frac{v_1+v_2}{2}},$$

где $B\left(\frac{v_1}{2}, \frac{v_2}{2}\right)$ — бета функция, и функцией распределения $F_{00}(z | v_1, v_2)$

Плотность распределения для обобщенного F -распределения выражается через плотность распределения центрального F -распределения следующим образом

$$f_{11}(z | v_1, v_2; \lambda_1, \lambda_2) = \exp\left[-\frac{\lambda_1 + \lambda_2}{2}\right] \sum_{r=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\left(\frac{\lambda_1}{2}\right)^r \left(\frac{\lambda_2}{2}\right)^k}{r! k!} f_{00}(z | v_1 + 2r, v_2 + 2k), \quad (34)$$

После интегрирования (34) получим выражение для функции обобщенного F -распределения, которое можно представить в виде бесконечных рядов по нецентральным и обратным нецентральным (в числителе — центральное, а в знаменателе нецентральное χ^2 -распределения) распределениям. Первое разложение по нецентральным распределениям имеет вид

$$F_{11}(z | v_1, v_2; \lambda_1, \lambda_2) = \exp\left[-\frac{\lambda_2}{2}\right] \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\left(\frac{\lambda_2}{2}\right)^k}{k!} F_{10}(z | v_1, v_2 + 2k; \lambda_1), \quad (35)$$

$$\text{где } F_{10}(z | v_1, v_2 + 2k; \lambda_1) = \exp\left[-\frac{\lambda_1}{2}\right] \sum_{r=0}^{\infty} \frac{\left(\frac{\lambda_1}{2}\right)^r}{r!} F_{00}(z | v_1 + 2r, v_2 + 2k) \quad (36)$$

функция нецентрального F -распределения.

В случае чётных v_1 или v_2 , существуют представления для функции нецентрального $\tilde{F}_{10}(\mathbf{V} | v_1, v_2 + 2k; \lambda_1)$ и обратного нецентрального распределения $\tilde{F}_{01}(\mathbf{V} | v_1 + 2r, v_2; \lambda_1)$ для нормированной статистики V в виде конечных сумм [14].

Если ν_2 – чётное, то

$$\tilde{F}_{10}(\mathbf{V} | \nu_1, \nu_2 + 2k; \lambda_1) = e^{-\frac{x\lambda_1}{2}} (1-x)^{\frac{\nu_1+\nu_2}{2}+k-1} \sum_{i=0}^{\frac{\nu_2}{2}+k-1} T_i, \quad x = \frac{\nu_2}{\nu_2 + \nu_1 \mathbf{V}} \quad (37)$$

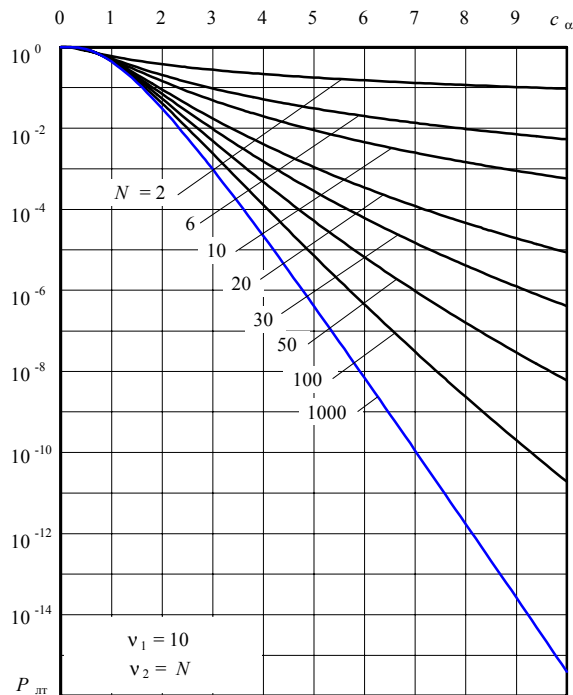
а величины T_i вычисляются рекуррентно

$$T_0 = 1, \quad T_1 = \frac{x}{2(1-x)} [\nu_1 + \nu_2 - 2 + \lambda_1(1-x)],$$

$$T_i = \frac{1}{2i} \left(\frac{x}{1-x} \right) [(\nu_1 + \nu_2 + 2(k-i) + \lambda_1(1-x))T_{i-1} + \lambda_1 x T_{i-2}] \quad i = 2, \dots, \frac{\nu_2}{2} + k - 1. \quad (38)$$

Так как нормированная статистика V связана с Z соотношением (33), то после соответствующей замены переменных в (36), можно использовать представление (37).

4. Численный расчет рабочих характеристик обнаружителя



(a)

Рабочие характеристики обнаружителя с постоянным уровнем ложных тревог, рассчитанные с помощью обобщенного F -распределения по формулам (35)-(36) представлены на рис. 3, а-в.

На рис. 3, а, приведена зависимость вероятности ложных тревог от порога обнаружения для различного числа оценочных каналов N . Данные кривые позволяют по вероятности ложных тревог определить порог. На рис. 3, б, в, представлена зависимость вероятности пропуска сигнала от отношения сигнал-шум для обнаруживаемого сигнала при различных значениях N .

Анализ численных результатов показывает, что характеристики обнаружителя резко улучшаются при увеличении числа оценочных каналов ($N < 20$). При дальнейшем увеличении числа каналов происходит незначительное улучшение характеристик обнаружителя.

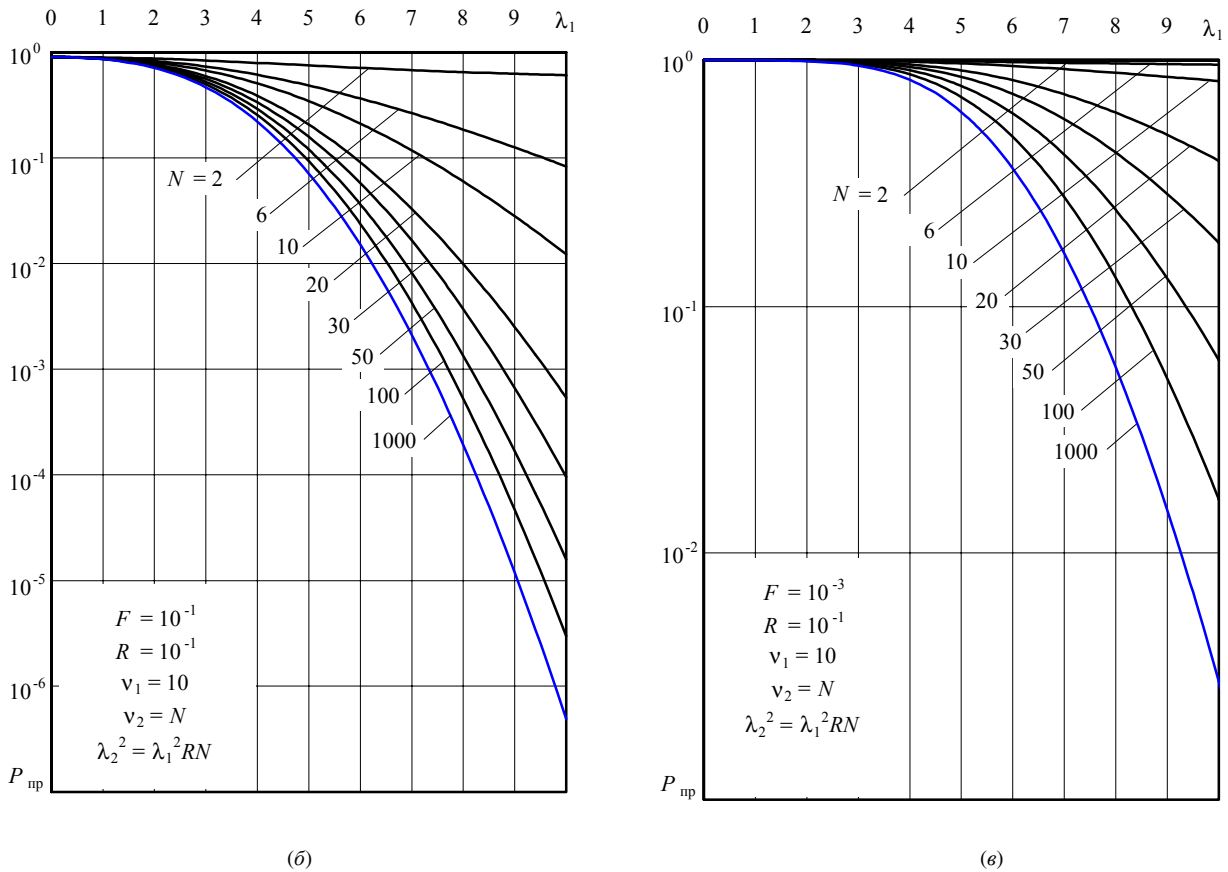


Рис. 3.

Заключение

Предложенная эвристическая схема энергетического обнаружителя сигналов неизвестной структуры и амплитуды формирует на выходе инвариантную от дисперсии шума статистику, что обеспечивает постоянный уровень ложных тревог. В каналах оценивания спектральной плотности мощности шума с целью уменьшения влияния обнаруживаемого сигнала на точность оценки могут использоваться как ортогональные, так и квазиортогональные сложные шумоподобные сигналы. В случае ортогональных сигналов статистика на выходе обнаружителя при гипотезе H_0 имеет центральное F -распределение и нецентральное F -распределение при гипотезе H_1 . При использовании квазиортогональных сигналов выходная статистика имеет обобщенное нецентральное F -распределение.

Библиография

1. Finn H.M., Johnson R.S. Adaptive Detection Mode with threshold control as a function of spatially sampled clutter level estimates // RCA Rev., 1968, V. 30, № 3, pp. 414-464.
2. Бакулев П.А., Басистов Ю.А., Тугуши В.Г. Обработка сигналов с постоянным уровнем ложных тревог. Обзор. – Изв. Вузов. Радиотехника, том 32, № 4, 1989, с. 4-15.
3. Ritcey J.A., Hines J.L. Performance of MAX family of order-statistic CFAR detectors // IEEE Trans. AES, 1991, V. AES-27, № 1, pp. 48-57.
4. Scharf L.L. Invariant Gauss-Gauss detectors. – IEEE Trans. Inform. Theory, 1973, vol. IT-19, № 4, pp. 422-427.
5. Борисов В.И., Зинчук В.М. Помехозащищенность систем радиосвязи. Вероятностно-временной подход. – М.: Радио и связь, 1999. – 252 с.
6. Сосулин Ю.Г. Теория обнаружения и оценивания стохастических сигналов. – М.: Сов. радио, 1978. – 320 с.
7. Price R. Optimum detection of random signals in noise with application to scattr-multipath communication. – Trans. IRE, 1956, vol. PGIT-6, Decem., pp. 125-135.
8. Урковиц Н. Обнаружение неизвестных детерминированных сигналов по энергии. – ТИИЭР, т. 55, № 4, 1967, с. 50-59.
9. Зинчук В.М., Лимарев А.Е., Ижбахтина Е.В. Исследование методов повышения эффективности алгоритмов вычисления обобщенной Q-функции Маркума. – Труды 5-ой (пятой) международной научно-технической конференции: Радиолокация, навигация, связь. Воронеж 20-23 апреля 1999г., Россия. - Том 1, с. 68-82.
10. Шумоподобные сигналы в системе передачи информации. Под ред. проф. В.Б. Пестрякова. – М.: Сов. радио, 1973, с. 424.
11. Рао С.Р. Линейные статистические методы и их применения. – М.: Наука, 1968, 548с.
12. Кендал М., Стюарт А. Статистические выводы и связи. – М.: Наука, 1973.
13. Андерсон Т. Введение в многомерный анализ. – М.: Физматгиз, 1963.
14. Справочник по специальным функциям. Под ред. М. Абрамовица и И. Стиган. – М.: Наука, 1979. – 832 с.

ENERGY DETECTION OF SIGNAL WITH UNKNOWN AMPLITUDE AND WAVEFORM IN THE BACKGROUND OF GAUSSIAN NOISE WITH UNKNOWN VARIANCE

Zinchuk V.M., Sosulin YU.G. *, Limarev A.YE., Kalinin M.M., Macksyuta YU.N.

Federal Centre State Enterprise
„Voronezh Scientific Research Institute of Communication”,
Plekhanovskaya Str., 14, Voronezh, Russia, 394018, Phone: (0732) 52 58 22
*MAI, Faculty 4, Department 401,
Volokolamskoye Shosse, 4, Moscow, Russia, 125871, Phone: (095) 158 68 00

Abstract. A detector of signals with unknown waveform and amplitude in the background of white Gaussian noise of unknown variance is considered. It is shown that the detector output statistic has the generalized F -distribution invariant in relation to noise power spectral density. Numerical calculations of the detector performances are presented.

Real radioengineering systems of radar, radionavigation and communication are always functioning under a priori uncertainty conditions in regard to detectable signals occurrence probability, and also under parametric, nonparametric and parametric-nonparametric a priori uncertainties conditions in relation to statistical characteristics of signals and interference. The most important detector performance under a priori uncertainty is a constant false-alarm rate (CFAR). Numerous works have addressed the analysis of CFAR detectors [1-3]. The basis of the given detector is a tapped delay line designed for estimating noise and fixed (stationary) interference power. In case of nonstationary interference ordered statistics also based on delay line components are used [3]. In consequence of such processing the statistic invariant to noise power is formed; therefore the detector provides the constant false-alarm rate. L. Scharf was the first to notice the feasibility of invariant statistics application for CFAR detectors realization [4].

It is assumed when using a delay line that signal duration is equal to a delay time, and no more than one signal enters the delay line. It is typical of radar problems when target reflected signals are received. In communication problems decision particularly during signal intercepting, the signal detection becomes complicated by the fact that signals are observed continuously but signal structure and a number of parameters are unknown, as a rule [5]. The limiting case of a priori uncertainty is the detection of stochastic process in Gaussian noise. Optimum detector of δ -correlated signal in the background of white Gaussian noise is the energy detector [6]. Block-diagram of energy detector is shown (Fig.1) and consists of four stages: linear band-pass filter, quadrature envelope detector, integrator and threshold device. This detector however can be applied for detecting any signal: known or unknown, deterministic or random. Therefore due to its simplicity and utility the aforementioned detector was employed in fading channels [7] for detecting deterministic signals of unknown structure [8]. Normalized to noise spectral density statistic at the energy detector output has central chi-square distribution in case of signal absence and noncentral chi-square distribution in case of signal presence with noncentrality parameter equal to twice the signal-to-noise ratio and degree of freedom number equal to twice the signal duration-bandwidth product [8].

Generalized Marcum Q -function, computational algorithms of which are presented in [9] is used for calculating energy detector performances. Disadvantage of this detector is the dependence of detection threshold on unknown, in general case, noise power spectral density that does not provide constant false-alarm rate under changing interference intensity.

The energy detector that provides CFAR is offered. False-alarm rate regulation is achieved by additional channels introduction for estimating noise power spectral density. In order to decrease a detectable signal influence on accuracy of estimate it is proposed to use orthogonal and quasi-orthogonal complex noise-like signals in estimation channels [10]. As a result of additional processing the statistic invariant with noise variance is formed at the detector output.

It is shown that in case of orthogonal reference signals the detector output statistic has central F -distribution according to hypothesis H_0 about signal absence and noncentral F -distribution under hypothesis H_1 of signal presence [11]. When using quasi-orthogonal signals we have the output statistic with generalized F -distribution [12,13]. Effective algorithms for computing generalized F -distribution along with using the combination of finite sums and infinite series are proposed [14]. On the basis of given algorithms the detector performances have been calculated.

References

1. Finn H.M., Johnson R.S. Adaptive Detection Mode with threshold control as a function of spatially sampled clutter level estimates // RCA Rev., 1968, V. 30, № 3, pp. 414-464.
2. P.A. Bakulev, Yu.A. Basistov, V.G. Tugushy. CFAR Signals Processing. Review. – Izv. Vuzov. Radiotekhnika, vol 32, № 4, 1989, pp. 4-15.
3. Ritcey J.A., Hines J.L. Performance of MAX Family of Order-Statistic CFAR Detectors // IEEE Trans. AES, 1991, V. AES-27, № 1, pp. 48-57.
4. Scharf L.L. Invariant Gauss-Gauss detectors. – IEEE Trans. Inform. Theory, 1973, vol. IT-19, № 4, pp. 422-427.
5. V.I. Borisov, V.M. Zinchuk. ECM-Resistance of Radio-Communication Systems. Probabilistic-Temporal Approach. – M.: Radio i Svyaz, 1999. – pp.252.
6. Yu.G. Sosulin. Stochastic Signals Detection and Estimation Theory. – M.: Sov. Radio, 1978. – pp.320.
7. Price R. Optimum Detection of Random Signals in Noise with Application to Scatter-Multipath Communication. – Trans. IRE, 1956, vol. PGIT-6, Decem., pp. 125-135.
8. H. Urkowitz. Energy Detection of Unknown Deterministic Signals. – TIIEE, vol. 55, № 4, 1967, pp. 50-59.
9. V.M. Zinchuk, A.Ye. Limarev, Ye.A. Izhbakhtina. Investigation of Methods for Increasing Efficiency of Generalized Marcum Q -Function Computational Algorithms. – Proc. of 5-th International Scientific Conference: Radar, Navigation, Communication. Voronezh, April 20-23, 1999, Russia, vol. 1, pp. 68-82.
10. Spread-Spectrum Signals in Data Transmission Systems. Under edition of Prof. V.B. Pestryakov. – M.: Sov. Radio, 1973, pp. 424.
11. S.R. Rao. Linear Statistical Methods and their Applications. – M.: Nauka, 1968, pp.548.
12. M. Kendall, A. Stuart. Statistical Interference and Relationship. – M.: Nauka, 1973.
13. T. Anderson. Multivariate Analysis Introduction. – M.: Physmatgiz, 1963.
14. Special Functions Handbook. Under edition of M. Abramovits and I. Stigan. – M.: Nauka, 1979. – pp.832.