

УДК 621.396.96

## ОПТИМАЛЬНОЕ ПО КРИТЕРИЮ МИНИМУМА СРЕДНЕГО РИСКА АДАПТИВНОЕ УСТРОЙСТВО ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЯ, УЧИТЫВАЮЩЕЕ КОРРЕЛЯЦИОННЫЕ СВОЙСТВА ОТРАЖЕННОГО СИГНАЛА

С.А. ГАБЕЦ, С.Ю. СЕДЫШЕВ, Р.А. ГУЦЕВ

*Военная академия Республики Беларусь, Республика Беларусь*

*Поступила в редакцию 16 мая 2017*

**Аннотация.** Представлен вывод алгоритма формирования порога принятия решения, оптимального по критерию минимума среднего риска, которое учитывает корреляционные свойства отраженного сигнала и радиолокационного фона. Рассчитаны рабочие характеристики устройства принятия решения, оптимального по критерию минимума среднего риска.

**Ключевые слова:** устройство принятия решения, минимум среднего риска, накопление сигнала, корреляционные характеристики сигнала, характеристики обнаружения.

**Abstract.** The algorithm for forming the decision making threshold optimal by criterion of minimum of average risk that takes into account the correlation proportion of the signal and radiolocation background is presented. The working characteristics of the optimal decision making device based on the criterion of minimum of average risk are calculated.

**Keywords:** device decision, minimum average risk, accumulation of a signal, correlation characteristics of the signal, detection characteristics.

**Doklady BGUIR. 2017, Vol. 107, No. 5, pp. 32-39**

**Optimal by criterion of minimum of average risk adaptive device  
for decision meaning considering correlation properties of the reflected signal  
S.A. Gabets, S.U. Sedushev, R.A. Hutsau**

### Введение

Процесс принятия решения об обнаружении сигнала цели в современных радиолокационных станциях (РЛС) является неотъемлемой частью общего автоматизированного процесса ее функционирования. От качества автоматического обнаружения непосредственно зависит исход последующих этапов обработки радиолокационной информации: измерение координат, распознавание, траекторная обработка. Кроме того, оптимальное решение задачи обнаружения существенным образом влияет на тактические характеристики РЛС: дальность автоматического обнаружения целей, вероятность ложных тревог, ошибки измерения координат, коэффициент проводки и т. д.

В РЛС с импульсным зондирующим сигналом отраженный сигнал (ОС) от цели, мешающие отражения и шумовая помеха проходят этапы внутрипериодной обработки (ВПО), когерентной междупериодной обработки (МПО), состоящей из когерентной компенсации мешающих отражений (КК МО) и когерентного накопления (КН), и некогерентной МПО, которая основывается на некогерентном накоплении (НН) [1, 2].

Устройство ВПО осуществляет линейные операции при обработке принятого сигнала, мешающих отражений и шумовой помехи. Поэтому закон распределения комплексной огибающей отраженного от цели сигнала после ВПО продолжает оставаться нормальным.

Структура оптимального устройства МПО определяется моделью флуктуирующей последовательности сигнала [1]. Модели флуктуаций обусловлены различными сочетаниями времён когерентного ( $T_{\text{КН}}$ ) и некогерентного ( $T_{\text{НН}}$ ) накопления, величиной коэффициента междупериодной корреляции флуктуаций ОС  $r_c$  и отношения сигнал-фон  $\mu$  (ОСФ) на выходе устройства КК МО [2].

Результаты МПО поступают на вход устройства принятия решения (УПР), где принятый сигнал сравнивается с порогом, формирование которого в современных РЛС можно разделить на два этапа. На первом этапе осуществляется оценка уровня радиолокационного фона по элементам разрешения с помощью «скользящего окна» различными методами [3]. На втором этапе производится формирование порога обнаружения в соответствии с выбранным критерием оптимальности, учитывая при этом заданные показатели качества и закон распределения предпороговой статистики сигнала [4–6].

### Постановка задачи

Наиболее общим критерием статистической оптимизации является байесовский критерий минимума среднего риска (МСР). Синтезируем алгоритм формирования оптимального по этому критерию порога обнаружения для модели ОС в виде когерентной последовательности радиоимпульсов с произвольной междупериодной корреляцией. Из [1] известно, что для такого сигнала МПО должна сочетать КН за время  $T_{\text{КН}}$ , длительность которого зависит от корреляции сигнала, и НН за время  $T_{\text{НН}} = T_{\text{н}} - T_{\text{КН}}$  на оставшемся интервале наблюдения  $T_{\text{н}}$ .

### Основная часть

Теоретическое обоснование алгоритма формирования порога обнаружения  $Z_*$  по критерию МСР заключается в минимизации среднего риска принятия ошибочных решений для каждого элемента разрешения радиолокатора [4–6]. С учетом преобразований [3–5] риск принятия решения можно представить в виде

$$R = [r_{10} - r_{00}]P(A_0)F - [r_{01} - r_{11}]P(A_1)D + r_{00}P(A_0) + r_{01}P(A_1), \quad (1)$$

где  $r_{ij}$  – стоимости решений при условии  $i = 0$  (1) – отсутствия (наличия) цели и  $j = 0$  (1) – принятом решении об отсутствии (наличии) цели.

Известно, что условные вероятности ложной тревоги и правильного обнаружения являются функциями порога обнаружения  $Z_*$  [1, 2]:

$$F = F(Z_*) = \int_{Z_*}^{+\infty} p_0(Z) dZ, \quad D = D(Z_*) = \int_{Z_*}^{+\infty} p_1(Z) dZ. \quad (2)$$

Вследствие того, что в выражениях (2)  $p_0(Z)$ ,  $p_1(Z)$  – плотности распределения вероятностей  $Z(\mathbf{f})$  на выходе устройства обработки в отсутствие и при наличии полезного сигнала зависят от порога обнаружения  $Z_*$ , средний риск (1) также зависит от порога обнаружения:

$$R(Z_*) = [r_{10} - r_{00}]P(A_0)F(Z_*) - [r_{01} - r_{11}]P(A_1)D(Z_*) + r_{00}P(A_0) + r_{01}P(A_1). \quad (3)$$

Таким образом, порог обнаружения  $Z_*$ , который минимизирует (3), будет оптимальным по критерию МСР. Для нахождения оптимального порога обнаружения необходимо продифференцировать средний риск (3) по  $Z_*$  и решить уравнение  $dR(Z_*)/dZ_*$  [4–6].

Поскольку  $\frac{dF(Z_*)}{dZ_*} = \frac{d}{dZ_*} \int_{Z_*}^{+\infty} p_0(Z) dZ = -p_0(Z_*)$  и  $\frac{dD(Z_*)}{dZ_*} = -p_1(Z_*)$ , то

$$\frac{dR(Z_*)}{dZ_*} = -[r_{10} - r_{00}]P(A_0)p_0(Z_*) + [r_{01} - r_{11}]P(A_1)p_1(Z_*) = 0. \quad (4)$$

В уравнение (4) входят неизвестные стоимости решений  $r_{ij}$  и априорные вероятности наличия  $P(A_1)$  и отсутствия  $P(A_0)$  цели в анализируемом элементе разрешения радиолокатора.

Практически установлено, что для решения уравнения (4) важным является не точное знание  $r_{ij}$ ,  $P(A_1)$ ,  $P(A_0)$ , а величина их отношения, которое сводится к весовому множителю

$$l_0 = \frac{(r_{10} - r_{00})P(A_0)}{(r_{01} - r_{11})P(A_1)}. \quad (5)$$

Таким образом, для нахождения оптимального порога по критерию МСР необходимо решить уравнение относительно  $Z^*$ :

$$l_0 \cdot p_0(Z^*) = p_1(Z^*). \quad (6)$$

В выражениях (5) и (6) плотности распределения вероятностей  $p_0(Z)$ ,  $p_1(Z)$  определяются видом МПО и статистическими характеристиками принятого сигнала [1, 2, 7].

Для нормального распределения отсчетов комплексной огибающей принятого сигнала предпороговая статистика  $Z(\mathbf{f})$  на входе устройства формирования порога может быть представлена  $\chi^2$ -распределением с различным числом степеней свободы [1, 2]:

$$p_{0,1}(Z) = \left( \frac{1}{\bar{Z}_{0,1}} \right)^{n_{0,1}} \frac{Z^{n_{0,1}-1}}{\Gamma(n_{0,1})} e^{-\frac{Z}{\bar{Z}_{0,1}}}, \text{ при } Z \geq 0, \quad (7)$$

где  $\bar{Z}_0$  – среднее значение случайной величины  $Z$  при отсутствии сигнала;  $\bar{Z}_1 = \bar{Z}_c + \bar{Z}_0$  – среднее значение случайной величины  $Z$  при наличии сигнала;  $\bar{Z}_c$  – мощность полезного сигнала;  $\Gamma(n) = (n-1)!$  – полная гамма-функция;  $n_0$  и  $n_1$  – половина числа степеней свободы  $\chi^2$ -распределения при отсутствии и наличии сигнала.

Правило и пример расчета чисел  $n_0$  и  $n_1$  представлены в [1, 2], где показано, что величины  $n_0$  и  $n_1$  зависят от различных вариантов сочетания  $T_{\text{КН}}$  и  $T_{\text{НН}}$ , значений  $r_c$  и ОСФ  $\mu$ . Проведенный в [1, 7] анализ позволяет выделить четыре основных варианта поведения числа степеней свободы: 1) при КН на всем интервале наблюдения для случая медленно флуктуирующего сигнала  $n_0 = n_1 = 1$ ; 2) при НН на всем интервале наблюдения для случая быстро флуктуирующего сигнала ( $L$  – число импульсов пачки ОС)  $n_0 = n_1 = L$ ; 3) при фиксированных временах КН и НН на всем интервале наблюдения для частично-когерентной пачки ОС  $n_0 = n_1$  при условии, что модель флуктуаций ОС соответствует параметрам устройств МПО; 4) при адаптивной МПО [7] для случая произвольной междупериодной корреляции сигнала  $n_0 \neq n_1$ .

В случае произвольной интенсивности флуктуирующих сигналов, когда  $n_0 \neq n_1$ , их оптимальная обработка в соответствии с принципами МПО сводится к сочетанию КН на интервале  $T_{\text{КН}}$  ( $T_{\text{КН}} \leq T_n$ ) и НН – на оставшемся интервале наблюдения  $T_{\text{НН}}$  ( $T_{\text{НН}} = T_n - T_{\text{КН}}$ ), как показано на рис. 1, а. Если при реализации МПО отсутствует адаптация полосы частот амплитудно-частотной характеристики (АЧХ) устройства КН  $\Delta F_{\text{II}}$  к ширине зубцов энергетического спектра (ЭС) ОС  $\Delta F_{\text{LC}}$ , то при наличии сигнала возможны ситуации рассогласования, когда  $r_c \leq r_{\text{КН}}$  и  $r_c > r_{\text{КН}}$ , где  $r_{\text{КН}}$  – коэффициент междупериодной корреляции корреляционной характеристики устройства КН, который определяет параметры фильтра КН [2], рис. 1, б, в.

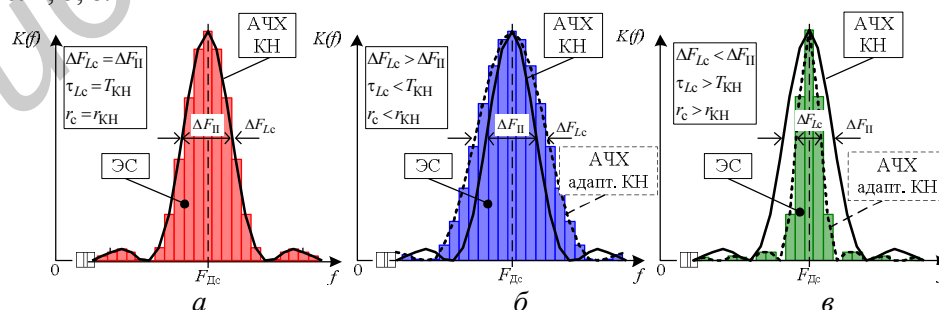


Рис. 1. АЧХ устройств КН и ЭС флуктуаций последовательности ОС при различных корреляционных свойствах сигнала: а –  $r_c = r_{\text{КН}}$ ; б –  $r_c < r_{\text{КН}}$ ; в –  $r_c > r_{\text{КН}}$

В результате при  $r_c < r_{\text{КН}}$  (рис. 1, б) –  $n_0 = n_1$  для любых значений ОСФ, а при  $r_c > r_{\text{КН}}$  (рис. 1, в) –  $n_0 \neq n_1$ . В случае адаптивного сочетания времени КН и НН в ходе реализации МПО (способ адаптации показан в [7]) параметры распределений сигнала и шума так же не равны

$n_0 \neq n_1$ . Кроме того, поведение  $n_0$  определяется ОСФ  $\mu$  и значением коэффициента  $r_c$  [7, 8].

Случай произвольной корреляции сигнала приводит к необходимости решения уравнения (6) в условиях, когда параметры  $n_0$  и  $n_1$  неравны. Подставим плотности распределения вероятностей (7) в уравнение (6), получим выражение

$$l_0 \cdot \left(\frac{1}{\bar{Z}_0}\right)^{n_0} \cdot \frac{Z_*^{n_0-1}}{\Gamma(n_0)} \cdot \exp\left(-\frac{1}{\bar{Z}_0} \cdot Z_*\right) = \left(\frac{1}{\bar{Z}_1}\right)^{n_1} \cdot \frac{Z_*^{n_1-1}}{\Gamma(n_1)} \cdot \exp\left(-\frac{1}{\bar{Z}_1} \cdot Z_*\right),$$

которое после упрощения приобретает вид

$$l_0 \cdot \frac{\Gamma(n_1)}{\Gamma(n_0)} \cdot \frac{\bar{Z}_1^{n_1}}{\bar{Z}_0^{n_0}} \cdot \frac{Z_*^{n_0-1}}{Z_*^{n_1-1}} = \frac{\exp(-Z_*/\bar{Z}_1)}{\exp(-Z_*/\bar{Z}_0)} \Rightarrow Z_*^{n_0-n_1} \cdot l_0 \cdot \frac{\Gamma(n_1)}{\Gamma(n_0)} \cdot \frac{\bar{Z}_1^{n_1}}{\bar{Z}_0^{n_0}} = \exp\left(Z_* \cdot \frac{\bar{Z}_1 - \bar{Z}_0}{\bar{Z}_0 \bar{Z}_1}\right). \quad (8)$$

Уравнение типа (8) является трансцендентным относительно  $Z_*$  и решается с помощью так называемой функции Ламберта [5, 9]:

$$Z_{*opt} = \frac{\bar{Z}_0 \bar{Z}_1 (n_0 - n_1)}{\bar{Z}_1 - \bar{Z}_0} \cdot W \left\{ \frac{\bar{Z}_1 - \bar{Z}_0}{\bar{Z}_0 \bar{Z}_1 (n_0 - n_1)} \cdot \left[ l_0 \frac{\Gamma(n_1)}{\Gamma(n_0)} \frac{\bar{Z}_1^{n_1}}{\bar{Z}_0^{n_0}} \right]^{1/(n_0-n_1)} \right\}, \quad (9)$$

где  $W\{z\}$  – функция Ламберта, обратная функции  $f(z) = z \cdot e^z$ .

Пример использования в [9] аппроксимации функции Ламберта для действительных значений  $x \geq 0$  позволяет получить решения уравнения (9) в аналитическом виде и преобразовать его к виду

$$Z_{*opt} = \frac{\bar{Z}_0 \bar{Z}_1}{\bar{Z}_1 n_0 - \bar{Z}_0 n_1} \ln \left( l_0 \frac{\Gamma(n_1)}{\Gamma(n_0)} \frac{\bar{Z}_1^{n_1}}{\bar{Z}_0^{n_0}} \frac{n_0^{n_0}}{n_1^{n_1}} \right). \quad (10)$$

Заметим, что выражение (10) представляет собой наиболее общее решение уравнения (6) для плотности распределения вероятностей  $\chi^2$ , из которого следуют частные точные решения [3, 4, 6]:

при  $n_0 = n_1 = 1$

$$Z_{*opt} = \frac{\bar{Z}_0 \bar{Z}_1}{\bar{Z}_1 n_0 - \bar{Z}_0 n_1} \ln \left( l_0 \frac{\Gamma(n_1)}{\Gamma(n_0)} \frac{\bar{Z}_1^{n_1}}{\bar{Z}_0^{n_0}} \frac{n_0^{n_0}}{n_1^{n_1}} \right) = \frac{\bar{Z}_0 \bar{Z}_1}{\bar{Z}_1 - \bar{Z}_0} \ln \left( l_0 \frac{\bar{Z}_1}{\bar{Z}_0} \right); \quad (11)$$

при  $n_0 = n_1 = n$

$$Z_{*opt} = \frac{\bar{Z}_0 \bar{Z}_1}{\bar{Z}_1 n_0 - \bar{Z}_0 n_1} \ln \left( l_0 \frac{\Gamma(n_1)}{\Gamma(n_0)} \frac{\bar{Z}_1^{n_1}}{\bar{Z}_0^{n_0}} \frac{n_0^{n_0}}{n_1^{n_1}} \right) = \frac{\bar{Z}_0 \bar{Z}_1}{\bar{Z}_1 - \bar{Z}_0} \ln \left( \sqrt[n]{l_0} \frac{\bar{Z}_1}{\bar{Z}_0} \right). \quad (12)$$

Таким образом, алгоритм (10) представляет собой оптимальный по критерию МСР порог обнаружения, который является универсальным, поскольку позволяет учесть любые особенности реализации этапов МПО в обнаружителе РЛС.

Для удобства анализа алгоритма (10) перейдем к нормированному к уровню радиолокационного фона (РЛФ) порогу с учетом  $\rho = \mu \cdot \nu_{кн}$ , где  $\nu_{кн}$  – эффективность КН сигнала:

$$\lambda_{*opt} = \frac{Z_{*opt}}{\bar{Z}_0} = \frac{1 + 1/\rho}{1 + \left(1 - \frac{n_1}{n_0}\right) \frac{1}{\rho}} \left\{ \frac{n_1}{n_0} \ln \left[ \sqrt[n_1]{l_0} \frac{\Gamma(n_1)}{\Gamma(n_0)} (1 + \rho) \frac{n_0}{n_1} \right] + \left(1 - \frac{n_1}{n_0}\right) \ln(n_0) \right\}, \quad (13)$$

где  $\rho = \mu \nu_{кн} = (\bar{Z}_1/\bar{Z}_0) - 1$  – ОСФ после этапа когерентной МПО.

Нормированный порог обнаружения оптимального по критерию Неймана-Пирсона (НП) определяется как:

$$\lambda_{*НП} = \text{root} \left( F_{тр} - \frac{\Gamma[n_0, n_0 \lambda_*]}{\Gamma(n_0)} = 0 \right), \quad (14)$$

где  $F_{тр}$  – требуемая условная вероятность ложной тревоги;  $\Gamma(n, x)$  – неполная гамма-функция;  $\text{root}$  – функция нахождения корней уравнения численными методами.

Зависимости порогов строились для критериев МСР и НП и представлены на рис. 2.

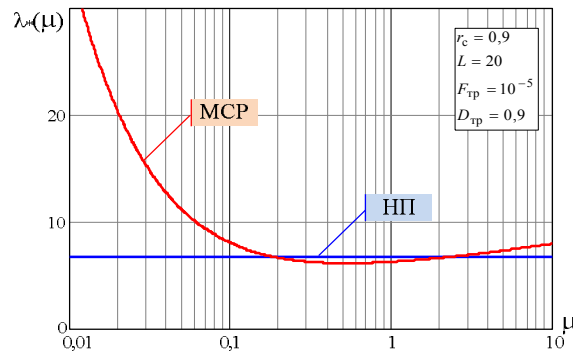


Рис. 2. Нормированные пороги обнаружения, оптимальные по критерию МСР и НП

Из рис. 2 видно, что порог обнаружения (13) не является постоянной величиной для элементов разрешения РЛС с постоянной мощностью РЛФ  $\bar{Z}_0$ . Для тех элементов разрешения, в которых сигнал отсутствует ( $\mu < 0,2$  или  $\bar{Z}_1 \rightarrow \bar{Z}_0$ ), значение оптимального порога резко возрастает и становится значительно выше порога, установленного в соответствии с критерием НП, т. е. «пустые» элементы разрешения фактически бланкируются. При ОСФ  $0,2 < \mu < 2$  оптимальный порог ниже порога по критерию НП, что позволяет обнаруживать «слабые» сигналы. Снижение оптимального порога обусловлено заданным критерием МСР, который требует минимизации ошибок, приводящих к пропуску целей для «слабого» сигнала. С дальнейшим ростом  $\mu$  (или  $\bar{Z}_1$ ) оптимальный порог возрастает, минимизируя ошибки, обусловленные возможными ложными тревогами. Однако ОСФ в этом случае уже достаточно велико, чтобы обеспечить близкую к единице условную вероятность правильного обнаружения  $D$ . Таким образом, при формировании порога по критерию МСР осуществляется минимизация среднего риска принятия всех неверных решений во всем диапазоне изменения ОСФ.

Поведением порога по критерию МСР можно управлять с помощью весового коэффициента  $l_0$ , который выступает в роли регулятора чувствительности порога. В алгоритмах (9)–(13) этот коэффициент, при равных априорных вероятностях отсутствия и наличия сигнала ( $P(A_0) = P(A_1)$ ) и отсутствия премий за правильные решения, равен отношению штрафа за ложную тревогу к штрафу за пропуск цели ( $l_0 = r_{10}/r_{01}$ ). Увеличение  $l_0$  (увеличение штрафа за ложную тревогу) приводит к формированию более высокого порога обнаружения алгоритмами при одном и том же значении  $\mu$  (или  $\bar{Z}_1$ ). Значение  $l_0$  находится из решения системы уравнений:

$$\begin{cases} F_{\text{тp}} - \frac{\Gamma[n_0, n_0 \lambda_*]}{\Gamma(n_0)} = 0; \\ D_{\text{тp}} - \frac{\Gamma[n_1, n_1 \lambda_*]}{\Gamma(n_1)} = 0, \end{cases} \quad (15)$$

где  $D_{\text{тp}}$  – требуемая условная вероятность правильного обнаружения;  $\mu_0$  – пороговое значение ОСФ для нормированного порога  $\lambda_*$ .

### Оценка потенциальных возможностей алгоритма принятия решения об обнаружении

В работе [10] вводится понятие рабочей характеристики алгоритма проверки гипотез, которая представляет собой значение принятого критерия качества алгоритма. В таком случае байесовский средний риск (5) служит рабочей характеристикой для байесовских алгоритмов различения гипотез. Для удобства анализа алгоритма формирования порога УПР (формулы (10)–(13)) преобразуем выражение для среднего риска, в котором без потери общности можно положить равными нулю значения вознаграждений за правильные решения ( $r_{00} = r_{00} = 0$ ), к выражению [11]

$$R(\mu) = l_0 F(\mu) + (1 - D(\mu)). \quad (16)$$

В качестве исходных данных задаются: вид МПО; коэффициент между периодной

корреляции сигнала  $r_c$ ; число импульсов пачки ОС  $L$ ; пороговое значение ОСФ  $\mu_0$ ; требуемые условные вероятности правильного обнаружения  $D_{тр}$  и ложной тревоги  $F_{тр}$ . Рассчитываются:  $n_0$  при отсутствии сигнала [1, 2, 7];  $n_1$  при наличии сигнала [1, 2, 7]; весовой коэффициент  $l_0$ , как результат решения уравнения (15); эффективность когерентного накопления сигнала  $v_{кн}$  [1, 2, 7].

Из выражений (13) и (14) определяются нормированные пороги обнаружения  $\lambda_*(\mu)$  для заданного значения ОСФ на выходе устройства КК МО  $\mu$  с учётом  $v_{кн}$  устройства КН.

Для предпороговой статистики сигнала общего вида  $\chi^2$  определяется условная вероятность правильного обнаружения и вероятность ложной тревоги в соответствии с выражениями [2]:

$$D_{мсп}(\mu) = \int_{\lambda_*}^{+\infty} p_1(Z) dZ = \frac{\Gamma\left(n_1, \frac{n_1 \lambda_*(\mu v_{кн})}{1 + \mu v_{кн}}\right)}{\Gamma(n_1)}, \quad F_{мсп}(\mu) = \int_{\lambda_*}^{+\infty} p_0(Z) dZ = \frac{\Gamma(n_0, n_0 \lambda_*(\mu))}{\Gamma(n_0)}.$$

Для анализа показателей качества обнаружения удобно использовать выражение для расчета потерь в пороговом сигнале [10], которые характеризуются требуемым увеличением порогового ОСФ алгоритма пороговой обработки (с ОСФ  $\mu_1$ ) для получения одинаковых показателей качества относительно алгоритма, обеспечивающего потенциальные возможности (с ОСФ  $\mu_0$ ):  $L_{п} = \mu_0 / \mu_1$ . Потери в пороговом сигнале пересчитываются в потери дальности обнаружения в процентном соотношении по формуле

$$D_{п} = (1 - \sqrt[4]{L_{п}}) \cdot 100 \% . \quad (17)$$

На рис. 3 показаны зависимости условных вероятностей правильного обнаружения и среднего риска от ОСФ УПР об обнаружении с порогом по критерию МСР для различных вариантов междупериодной обработки принятого сигнала. Характеристики рассчитаны для коэффициента  $r_c = 0,9$  при  $L = 20$ ,  $F_{тр} = 10^{-5}$ ,  $D_{тр} = 0,9$ .

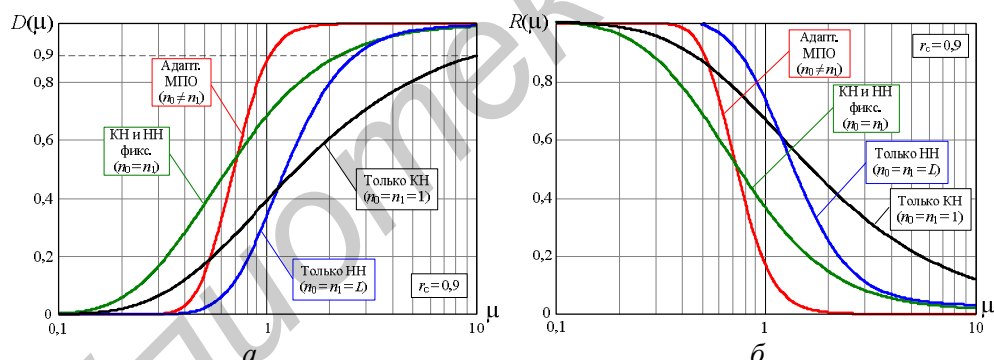


Рис. 3. Показатели качества радиолокационного приемника:  
 $a$  – вероятность правильного обнаружения;  $b$  – средний риск принятия решения

Из рис. 3,  $a$  видно, что при работе частично-когерентной пачки ОС, радиолокационный приемник (РЛП) с адаптивным сочетанием времени КН и НН (когда  $n_0 \neq n_1$ ) имеет преимущество по сравнению с приемником с фиксированными параметрами КН и НН (когда  $n_0 = n_1$ ). При этом выигрыш в дальности обнаружения адаптивным к корреляционным свойствам ОС РЛП (согласно выражению (17)) при сравнении с приемником с фиксированными параметрами КН и НН при обнаружении частично-когерентной пачки ОС составляет 18 %. А в случае несоответствия модели флуктуаций структуре МПО – 36 %.

Из рис. 3,  $b$  следует, что при обнаружении частично-когерентной пачки ОС средний риск у РЛП с адаптивным сочетанием времени КН и НН меньше чем у РЛП с КН при  $0,75 < \mu$ . Это обусловлено способностью адаптироваться к коррелированной пачке ОС. Однако в диапазоне  $0,1 < \mu < 0,75$  по отношению к РЛП с фиксированными параметрами КН и НН риск принятия неверных решений больше за счет неэффективности адаптации фильтра КН.

## Заключение

В результате произвольной корреляции сигнала на входе УПР целесообразным является использование схемы с сочетанием КН на оптимальном интервале  $T_{\text{КН}}$  и НН – на оставшемся интервале наблюдения  $T_{\text{НН}}$ . Изменение коэффициента между периодной корреляции ОС и ОСФ приводит к изменению параметров  $\chi^2$ -распределений сигнала и фона  $n_0$  и  $n_1$ . В этом случае значения  $n_0$  и  $n_1$  могут отличаться. В результате требуется провести синтез УПР по критерию МСР при  $n_0 \neq n_1$ .

Полученный алгоритм формирования порога УПР для произвольных значений параметров  $\chi^2$ -распределения предпороговой статистики является универсальной математической формализацией байесовского порога, поскольку позволяет учесть особенности когерентной и некогерентной между периодной обработки в устройстве обнаружения РЛС в ходе вычислений числа степеней свободы  $n_0$  и  $n_1$ . Вычисление порога осуществляется с учетом не только мощности РЛФ  $\bar{Z}_0$ , но и сигнала  $\bar{Z}_1$  в анализируемом элементе разрешения. Также при вычислении порога обнаружения учитываются корреляционные свойства сигнала, благодаря чему и достигается выигрыш в дальности обнаружения. Платой за стремление к потенциально возможным результатам является увеличение вычислительных затрат при реализации порога обнаружения (16).

Приведенные средние риски и характеристики обнаружения подтверждают эффективность использования адаптивного УПР с порогом по критерию МСР в сравнении с неадаптивным УПР. При этом в показателях качества обнаружения учитывается эффективность применения тракта МПО с учетом адаптации к корреляционным свойствам ОС. Представленные показатели качества подтверждают преимущества разработанного устройства и в сравнении с ранее известными УПР.

## Список литературы

1. Охрименко А.Е., Олейников О.А. Теоретические основы радиолокации. Минск: МВИЗРУ ПВО, 1976. 606 с.
2. Охрименко А.Е. Основы радиолокации и РЭБ. М.: Воениздат, 1983. Ч.1. Основы радиолокации. 456 с.
3. Седышев С.Ю., Калютчик В.С. Сопоставительный анализ алгоритмов оценки мощности радиолокационного фона в адаптивных устройствах принятия решения об обнаружении полезного сигнала // Вестн. Воен. акад. Респ. Беларусь. 2007. № 3 (16). С. 38–43.
4. Седышев С.Ю. Оптимизация принятия решения по критерию минимума среднего риска // Прикладная радиоэлектроника. 2005. Т. 4., №4. С. 394–400.
5. Седышев С.Ю., Гуцев Р.А., Калютчик В.С. Синтез алгоритма формирования порога обнаружения, оптимального по критерию минимума среднего риска, при произвольной между периодной корреляции сигнала // Современные и перспективные системы радиолокации, радиоастрономии и спутниковой навигации: сб. науч. тр. Междунар. конф., Харьков, 20–23 окт. 2008 г. С. 149–153.
6. Седышев С.Ю., Дечко А.А. Оптимизация обработки сигнала по критерию минимума среднего риска // Информационно-измерительные и управляющие системы. Изд. «Радиотехника», 2006. № 4.
7. Габец С.А., Седышев С.Ю. Адаптивное к корреляционным характеристикам отраженного сигнала устройство между периодной обработки // Вести Нац. акад. наук Респ. Беларусь. 2015. № 4. С. 100–106.
8. Габец С.А., Седышев С.Ю. Характеристики обнаружения радиолокационного приемника, учитывающего корреляционные свойства отраженного сигнала // Вестн. Воен. акад. Респ. Беларусь. 2014. № 1 (42). С. 81–87.
9. Седышев С.Ю., Калютчик В.С. Методика вероятностного анализа адаптивных алгоритмов принятия решения на основе W-функции Ламберта в РЛС КО // Вестн. Воен. акад. Респ. Беларусь. 2009. № 2 (23). С. 100–105.
10. Левин, Б. Р. Теоретические основы статистической радиотехники. М.: Радио и связь, 1989. 655 с.
11. Ширман Я.Д. Радиоэлектронные системы. Основы построения и теория. Справочник. М.: «Радиотехника», 2007. 510 с.

## References

1. Ohrimenko A.E., Olejnikov O.A. Teoreticheskie osnovy radiolokacii. Minsk: MVIZRU PVO, 1976. 606 s. (in Russ.)
2. Ohrimenko A.E. Osnovy radiolokacii i RJeB. Ch.1. Osnovy radiolokacii. M.: Voenizdat, 1983. 456 s. (in Russ.)
3. Sedyshev S.Ju., Kaljutchik V.S. Sopostavitel'nyj analiz algoritmov ocenki moshhnosti radiolokacionnogo fona v adaptivnyh ustrojstvah prinjatija reshenija ob obnaruzhenii poleznogo signala // Vestn. Voen. akad. Resp.

- Belarus'. 2007. № 3 (16). S. 38–43. (in Russ.)
4. Sedyshev S.Ju. Optimizacija prinjatija reshenija po kriteriju minimuma srednego riska // Prikladnaja radioelektronika. 2005. T. 4., №4. S. 394–400. (in Russ.)
  5. Sedyshev S.Ju., Gucev R.A., Kaljutchik V.S. Sintez algoritma formirovanija poroga obnaruzhenija, optimal'nogo po kriteriju minimuma srednego riska, pri proizvol'noj mezhduperiodnoj korreljacii signala // Sovremennye i perspektivnye sistemy radiolokacii, radioastronomii i sputnikovoj navigacii: sb. nauch. tr. Mezhdunar. konf., Har'kov, 20–23 okt. 2008 g. S. 149–153. (in Russ.)
  6. Sedyshev S.Ju., Dechko A.A. Optimizacija obrabotki signala po kriteriju minimuma srednego riska // Informacionno-izmeritel'nye i upravljajushhie sistemy. Izd. «Radiotekhnika», 2006. № 4. (in Russ.)
  7. Gabec S.A., Sedyshev S.Ju. Adaptivnoe k korreljacionnym harakteristikam otrazhennogo signala ustrojstvo mezhduperiodnoj obrabotki // Vesti Nac. akad. nauk Resp. Belarus'. 2015. № 4. S. 100–106. (in Russ.)
  8. Gabec S.A., Sedyshev S.Ju. Harakteristiki obnaruzhenija radiolokacionnogo priemnika, uchityvajushhego korreljacionnye svojstva otrazhennogo signala // Vestn. Voen. akad. Resp. Belarus'. 2014. № 1 (42). S. 81–87. (in Russ.)
  9. Sedyshev S.Ju., Kaljutchik V.S. Metodika verojatnostnogo analiza adaptivnyh algoritmov prinjatija reshenija na osnove W-funkcii Lamberta v RLS KO // Vestn. Voen. akad. Resp. Belarus'. 2009. № 2 (23). S. 100–105.
  10. Levin, B. R. Teoreticheskie osnovy statisticheskoj radiotekhniki. M.: Radio i svjaz', 1989. 655 s. (in Russ.)
  11. Shirman Ja.D. Radioelektronnye sistemy. Osnovy postroenija i teorija. Spravochnik. M.: «Radiotekhnika», 2007. 510 s. (in Russ.)

#### **Сведения об авторах**

Габец С.А., м.т.н., инженер учебной лаборатории кафедры радиолокации и приемо-передающих устройств Военной академии Республики Беларусь.

Седышев С.Ю., к.т.н., доцент, профессор кафедры радиолокации и приемо-передающих устройств Военной академии Республики Беларусь.

Гуцев Р.А., к.т.н., заместитель начальника кафедры радиолокации и приемо-передающих устройств Военной академии Республики Беларусь.

#### **Адрес для корреспонденции**

220057, Республика Беларусь,  
г. Минск, пр. Независимости, д. 220,  
Военная академия Республики Беларусь  
тел. +375-44-550-84-85;  
e-mail: s\_a\_box@mail.ru  
Габец Сергей Александрович

#### **Information about the authors**

Gabets S.A., master of technical science, engineer of educational laboratory of a radar-location and receptions and sending devices department of Military academy Republic of Belarus.

Sedushev S.U., PhD, associate professor, professor of a radar-location and receptions and sending devices department of Military academy Republic of Belarus.

Hutsau R.A. candidate of technical science, deputy chief of a radar-location and receptions and sending devices department of Military academy Republic of Belarus.

#### **Address for correspondence**

220057, Republic of Belarus,  
Minsk, Nezavisimosty ave., 220,  
Military academy of Republic of Belarus  
tel. +375-44-550-84-85;  
e-mail: s\_a\_box@mail.ru  
Gabets Sergey Aleksandrovich