

# РАДИОФИЗИЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ РАДИОЛОКАЦИИ, РАДИОНАВИГАЦИИ, СВЯЗИ И ДИСТАНЦИОННОГО ЗОНДИРОВАНИЯ

DOI: <https://doi.org/10.15407/rpra22.03.231>

УДК 528.8

В. Г. ГАЛУШКО

PACS number: 84.40.Xb

Радиоастрономический институт НАН Украины,  
ул. Мистецтв, 4, г. Харьков, 61002, Украина  
E-mail: galushko@rian.kharkov.ua

## АДАПТИВНОЕ ОБНАРУЖЕНИЕ СТАЦИОНАРНОГО ГАУССОВОГО СИГНАЛА НА ФОНЕ НОРМАЛЬНОГО ШУМА С ПОСТОЯННЫМ УРОВНЕМ ЛОЖНОЙ ТРЕВОГИ

*Предмет и цель работы:* Анализ эффективности процессора с постоянным уровнем ложной тревоги (ПУЛТ-процессора) с усреднением по ячейкам применительно к обнаружению стационарных гауссовых сигналов на фоне нормального шума с неизвестной и/или изменяющейся от скана к скану мощностью.

*Методы и методология:* Для расчета вероятности правильного обнаружения и ложной тревоги используются стандартные методы теории оптимальной фильтрации и статистической обработки сигналов.

*Результаты:* Получены аналитические выражения для масштабного множителя, обеспечивающего постоянный уровень ложной тревоги, а также для вероятности правильного обнаружения в зависимости от количества опорных ячеек и соотношения сигнал/шум. Показано, что для эффективного применения данного адаптивного алгоритма число опорных ячеек должно составлять  $20 \div 30$  в зависимости от соотношения сигнал/шум  $\mu$ . В этом случае потери в соотношении сигнал/шум не превышают  $1 \div 2$  дБ по сравнению с ситуацией, когда мощность шума известна и постоянна. При  $\mu \geq 30$  дБ величина потерь становится пренебрежимо малой и необходимость в адаптации отпадает. *Заключение:* Полученные результаты свидетельствуют об эффективности применения ПУЛТ-процессоров с усреднением по ячейкам для обнаружения целей, соответствующих модели Сверлинга 1, на фоне нормального шума, обусловленного рассеянием от подстилающей поверхности или неоднородностей среды распространения, с неизвестной мощностью.

*Ключевые слова:* обнаружение целей, вероятность ложной тревоги, порог обнаружения, соотношение сигнал/шум, усреднение по ячейкам

### 1. Введение

Процедура обнаружения цели, как правило, подразумевает сравнение выходного сигнала локатора  $Y$  с неким пороговым значением  $Z_T$ , которое определяется заданной вероятностью ложной тревоги  $P_f$ . При  $Y < Z_T$  полагается, что выходной сигнал локатора обусловлен только помеховой составляющей  $n$ , и принимается решение об отсутствии цели. В противном случае,  $Y \geq Z_T$ , считается, что выходной сигнал представляет собой сумму отражения от цели  $s$  и помехи  $n$ , и прини-

мается решение об обнаружении цели. Иными словами, решается задача проверки следующих гипотез:

$$H_1 \text{ (цель есть): } Y = s + n,$$

$$H_0 \text{ (цели нет): } Y = n.$$

Согласно критерию максимального правдоподобия [1] выбор между этими гипотезами осуществляется в соответствии со следующей процедурой:

$$H_1: Y \geq Z_T \equiv \sigma_n^2 T,$$

$$H_0: Y < Z_T \equiv \sigma_n^2 T,$$

© В. Г. Галушко, 2017

где  $\sigma_n^2$  – дисперсия (мощность) шума,  $T$  – некоторый масштабный множитель, значение которого определяет вероятность ложной тревоги  $P_f$ .

Эффективность обнаружения локаторов характеризуется вероятностью правильного обнаружения  $P_d$  и вероятностью ложной тревоги  $P_f$ . Первая из них представляет собой условную вероятность превышения порога обнаружения ( $Y \geq Z_T$ ) при условии наличия цели,  $P_d = P(Y \geq Z_T/H_1)$ , в то время как вторая является условной вероятностью превышения  $Z_T$  в отсутствие цели,  $P_f = P(Y \geq Z_T/H_0)$ . Согласно критерию Неймана–Пирсона [2] оптимальный алгоритм обнаружения сигнала от цели на фоне шумов должен обеспечивать максимальное значение  $P_d$  при заданной вероятности ложной тревоги  $P_f$ . В случае постоянной и известной интенсивности помех  $\sigma_n^2$  решение этой задачи не вызывает особых затруднений, и в настоящее время существует большое количество оптимальных алгоритмов обнаружения, разработанных для оптимального приема и фиксированного порога обнаружения  $Z_T$  [3, 4]. Однако во многих случаях обнаружение целей в реальных условиях осуществляется на фоне мешающих отражений от подстилающей поверхности (моря или суши) и/или неоднородностей среды распространения (атмосферы или ионосферы), интенсивность которых зачастую превосходит мощность собственных шумов локатора. Кроме того, уровень шумов, как правило, не известен и может меняться со временем. Такая ситуация, например, характерна для обнаружения морских целей, когда интенсивность отражений от водной поверхности (clutter) меняется в зависимости от состояния моря. Эффективность классических алгоритмов обнаружения с фиксированным порогом в этом случае существенно ухудшается, поскольку значение  $Z_T$  может оказаться либо заниженным, что приведет к возрастанию количества “ложных” обнаружений, либо завышенным, в результате чего некоторые цели не будут обнаруживаться. В этой связи возникает необходимость в разработке и анализе адаптивных алгоритмов обнаружения, поддерживающих постоянный уровень ложной тревоги в условиях переменной интенсивности шумов. В настоящее время существует большое количество таких алгоритмов, получивших название ПУЛТ-процессоры – процессоры с постоянным уровнем ложной тревоги [5]. В зарубежной

литературе они известны как CFAR (Constant False Alarm Rate) algorithms [6]. Порог обнаружения в ПУЛТ-процессорах устанавливается на основании информации о мощности шума в опорных ячейках (элементах разрешения), которые окружают исследуемую. Для этого применяются два основных подхода – алгоритмы с усреднением по ячейкам (CA CFAR, Cell-Averaging CFAR) и алгоритмы порядковых статистик (OS CFAR, Order Statistic CFAR), а также различные их комбинации с использованием элементов логики [7, 8]. Большое количество CFAR алгоритмов обусловлено разнообразием возможных условий обнаружения цели (пространственная однородность или неоднородность шума, количество возможных целей, межскановая и межимпульсная корреляция и т. д.). При пространственной однородности мощности шума и достаточно далеко разнесенных целях наиболее эффективным из них является классический CA CFAR алгоритм, предложенный в работе [9]. Для оценки статистики внешнего шума алгоритм предусматривает усреднение принимаемой мощности по некоторому числу  $M$  опорных ячеек (reference cells), окружающих тестируемый элемент разрешения (cell under test). При этом, для уменьшения погрешности оценки мощности шума из-за влияния отражений от цели, между тестируемой ячейкой и ближайшей опорной располагается  $N/2$  предохранительных ячеек (guard cells). Структурная схема алгоритма представлена на рис. 1. Заметим, что расположение опорных и предохранительных ячеек может быть выбрано, в принципе, произвольным, а не обязательно линейным (одномерным), как на рис. 1.

Целью настоящей работы является исследование характеристик классического CA CFAR алгоритма применительно к обнаружению стационарных гауссовых сигналов на фоне неизвестного и/или меняющегося во времени нормального шума.

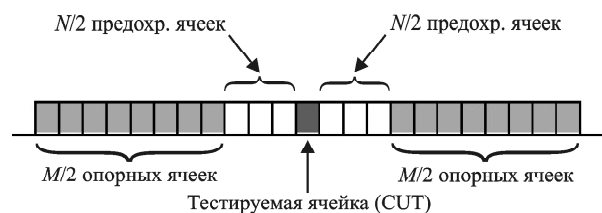


Рис. 1. Структура CA CFAR алгоритма

## 2. Постановка задачи и основные соотношения

Пусть локатор постоянно принимает случайный шум  $n(\vec{r}, t)$ , обусловленный, например, рассеянием от подстилающей поверхности. Будем полагать шумовой сигнал нормально распределенным с нулевым средним и дисперсией  $\sigma_n^2$ , которая постоянна в течение каждого отдельного скана, но может меняться от одного сеанса обзора к другому. При наличии цели к шуму добавляется полезный сигнал  $s(\vec{r}, t)$ , который моделируется случайным стационарным гауссовым процессом с нулевым средним и дисперсией  $\sigma_s^2$ . Таким образом, в работе рассматривается первая модель Сверлинга (Swerling model 1) [10]. На выходе приемника имеются квадратурные каналы, которыми могут быть либо квадратурные компоненты самого принимаемого сигнала, либо синусная и косинусная составляющие его спектра. Тогда, при условии статистической независимости  $s(\vec{r}, t)$  и  $n(\vec{r}, t)$ , выходная мощность локатора  $S_r^2$  распределена по экспоненциальному закону [1]

$$w_s(x) = \frac{1}{2\sigma_\Sigma^2} e^{-\frac{x}{2\sigma_\Sigma^2}},$$

где  $\sigma_\Sigma^2 = \sigma_s^2 + \sigma_n^2$  в случае гипотезы  $H_1$  и  $\sigma_\Sigma^2 = \sigma_n^2$  в случае гипотезы  $H_0$ .

Поскольку дисперсия шума  $\sigma_n^2$  неизвестна и/или меняется во времени от одного скана к другому, для ее оценки используется усреднение по  $M$  опорным элементам разрешения, окружающим тестируемую ячейку  $k$  (см. рис. 1):

$$\bar{\sigma}_n^2 = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M S_{rm}^2, \quad (1)$$

где  $S_{rm}^2$  – мощность, принимаемая от опорной ячейки  $m$ .

Заметим, что, кроме статистической однородности шума в пределах анализируемой области пространства, для корректной оценки  $\sigma_n^2$  требуется отсутствие посторонних целей в опорных ячейках. В противном случае, оценка  $\sigma_n^2$  будет завышена, что может привести к пропуску мало-контрастных целей. Таким образом, рассматриваемый алгоритм будет эффективен и в случае нескольких целей при условии, что их разнос  $\Delta_l$  превышает расстояние между крайними опорны-

ми ячейками. Для геометрии, представленной на рис. 1, это условие имеет вид  $\Delta_l \geq (N + M + 1)\Delta_l$ , где  $\Delta_l$  – размер элемента разрешения.

Зададим порог обнаружения  $Z_T$  следующим образом:

$$Z_T = \bar{\sigma}_n^2 T.$$

Для определения вероятностей правильного обнаружения  $P_d$  и ложной тревоги  $P_f$ , введем величину

$$\tilde{S} = S_{rk}^2 - Z_T,$$

где  $S_{rk}^2$  – мощность, соответствующая проверяемой ячейке.

Тогда, обозначив функцию распределения  $\tilde{S}$  как  $w_{\tilde{S}}(x)$ , запишем

$$P_d = \int_0^\infty w_{\tilde{S}}(x) dx, \quad \text{при } S_{rk}^2 = \sigma_s^2 + \sigma_n^2; \quad (2)$$

$$P_f = \int_0^\infty w_{\tilde{S}}(x) dx, \quad \text{при } S_{rk}^2 = \sigma_n^2.$$

Таким образом, для определения  $P_d$  и  $P_f$  необходимо знать функцию  $w_{\tilde{S}}(x)$ . Вычислим сначала функцию распределения  $w_{\frac{\sigma_n^2}{\sigma_\Sigma^2}}(x)$  случайной оценки (1), полагая  $S_{rm}^2$  статистически независимыми величинами. Как известно (см., например, [1]), характеристическая функция суммы независимых случайных величин равна произведению характеристических функций слагаемых. В нашем случае характеристическая функция  $\theta_s(\vartheta)$  случайной величины  $S_{rm}^2$  равна

$$\theta_s(\vartheta) = \frac{1}{1 - i \cdot 2\sigma_\Sigma^2 \vartheta},$$

откуда следует, что

$$\theta_\Sigma(\vartheta) = \frac{i^M}{(2\sigma_\Sigma^2 \vartheta + i)^M}.$$

Соответственно, для функции распределения  $w_{\frac{\sigma_n^2}{\sigma_\Sigma^2}}(x)$  имеем

$$w_{\frac{\sigma_n^2}{\sigma_\Sigma^2}}(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^\infty \theta_\Sigma(\vartheta) e^{-ix\vartheta} d\vartheta =$$

$$= \frac{i^M}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-ix\vartheta}}{(2\sigma_{\Sigma}^2 \vartheta + i)^M} d\vartheta.$$

Применяя к этому выражению теорему о вычетах [11], получим

$$w_{\sigma_n^2}(x) = \frac{M^M x^{M-1}}{(2\sigma_{\Sigma}^2)^M \Gamma(M)} e^{-\frac{Mx}{2\sigma_{\Sigma}^2}},$$

где  $\Gamma(M) = (M-1)!$  – гамма-функция.

Заметим, что для определения  $P_d$  и  $P_f$  достаточно знать  $w_{\Sigma}(x)$  только при  $x \geq 0$ . Тогда, учитывая, что  $\bar{\sigma}_n^2$  и  $S_{rk}^2$  являются статистически независимыми случайными величинами, после аналогичных вычислений получим

$$w_{\Sigma}(x \geq 0) = \frac{1}{2\sigma_n^2(1+\mu)} \left[ \frac{M(1+\mu)}{T+M(1+\mu)} \right]^M e^{-\frac{x}{2\sigma_n^2(1+\mu)}}, \tag{3}$$

где  $\mu = \sigma_s^2/\sigma_n^2$  – соотношение сигнал/шум по мощности.

Подставка (3) в (2) и выполнение соответствующего интегрирования дает следующую формулу для вероятности правильного обнаружения  $P_d$ :

$$P_d = \left[ \frac{M(1+\mu)}{T+M(1+\mu)} \right]^M. \tag{4}$$

Соответственно, вероятность ложной тревоги  $P_f$  определяется выражением (4) при  $\mu = 0$ , т. е.

$$P_f = \left[ \frac{M}{T+M} \right]^M. \tag{5}$$

Уравнение (5) позволяет определить значение масштабного коэффициента  $T$ , обеспечивающего постоянный уровень ложной тревоги  $P_f = \text{const}$ :

$$T = M \left[ P_f^{-1/M} - 1 \right]. \tag{6}$$

Подставив (6) в (4), получаем выражение для соответствующей вероятности правильного обнаружения  $P_d$ :

$$P_d = \left[ \frac{1+\mu}{P_f^{-1/M} + \mu} \right]^M. \tag{7}$$

### 3. Обсуждение результатов

На рис. 2 приведены зависимости вероятности правильного обнаружения  $P_d$  от числа опорных ячеек  $M$ , рассчитанные по формуле (7) для соотношений сигнал/помеха  $\mu = 10, 20$  и  $30$  дБ (сплошная, штриховая и штрихпунктирная кривые соответственно) и значений вероятности ложной тревоги  $P_f = 10^{-4}$  (а) и  $P_f = 10^{-6}$  (б). Как видно из представленных графиков, оптимальное количество опорных ячеек  $M$  варьируется примерно от 10 до 30 в зависимости от соотношения сигнал/шум  $\mu$  и значения вероятности ложной тревоги  $P_f$ . Так, с увеличением  $\mu$  при заданной вероятности ложной тревоги требуется меньшее количество ячеек для обеспечения одного и того же значения  $P_d$ . При  $M \geq 30$  зависимости  $P_d(M)$

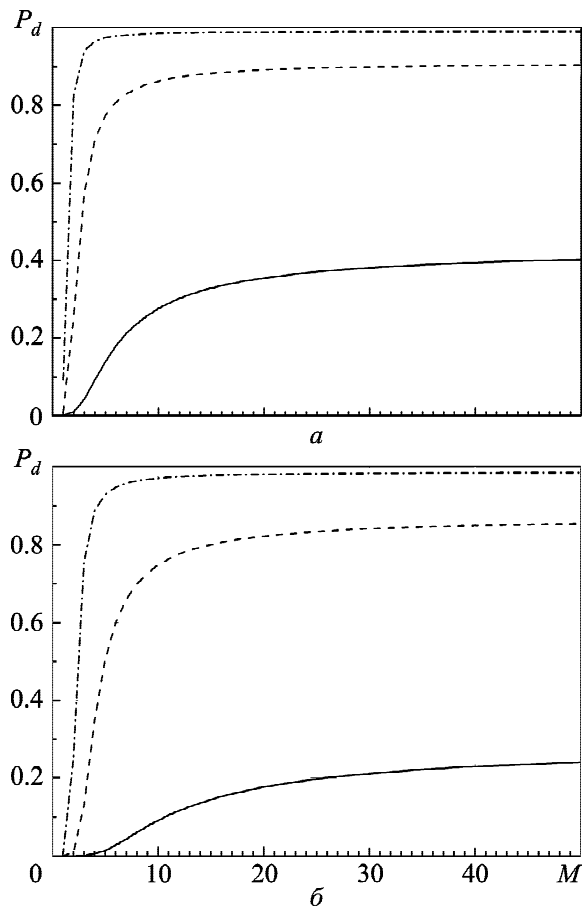


Рис. 2. Зависимости вероятности правильного обнаружения  $P_d$  от числа опорных ячеек  $M$ , рассчитанные по формуле (7) для соотношений сигнал/помеха  $\mu = 10, 20$  и  $30$  дБ (сплошная, штриховая и штрихпунктирная кривые соответственно) и значений вероятности ложной тревоги  $P_f = 10^{-4}$  (а) и  $P_f = 10^{-6}$  (б)

практически достигают насыщения и дальнейшее увеличение  $M$  представляется нецелесообразным.

Оценим потери в соотношении сигнал/шум, которые возникают при использовании анализируемого адаптивного алгоритма по сравнению со случаем известной и постоянной мощности шумов, т. е. оценим “плату” за адаптацию. Если  $\sigma_n^2$ , есть известная постоянная величина, то вероятность правильного обнаружения  $P_d$  можно записать в виде

$$P_d = \int_{Z_T}^{\infty} w_S(x) dx = e^{-\frac{Z_T}{2\sigma_n^2(1+\mu)}}. \quad (8)$$

Вероятность ложной тревоги  $P_f$  в этом случае получается из (8) при  $\mu = 0$ , т. е.

$$P_f = e^{-\frac{Z_T}{2\sigma_n^2}}.$$

Таким образом, (8) можно представить в виде

$$P_d = P_f^{1/(1+\mu)}. \quad (9)$$

На рис. 3 приведены зависимости вероятности правильного обнаружения  $P_d$  от соотношения сигнал/помеха  $\mu$ , рассчитанные по формуле (7) для вероятности ложной тревоги  $P_f = 10^{-4}$  (а) и  $P_f = 10^{-6}$  (б) и количества опорных ячеек  $M$ , равного 10 (сплошная линия), 20 (штриховая линия) и 30 (штрихпунктирная линия). Для сравнения жирной сплошной линией показана зависимость  $P_d(\mu)$ , вычисленная по формуле (9) для случая, когда мощность шума  $\sigma_n^2$  известна и постоянна. Видно, что при оптимальном количестве опорных ячеек ( $M = 20 \div 30$ ) потери в соотношении сигнал/шум не превышают  $1 \div 2$  дБ. При  $\mu \geq 30$  эти потери становятся пренебрежимо малыми и необходимость в адаптации отпадает.

В заключение кратко опишем процедуру адаптивного обнаружения целей с помощью СА CFAR алгоритма. Вначале для заданного значения вероятности ложной тревоги  $P_f$  по формуле (6) вычисляется масштабный множитель  $T$ . Затем оценивается мощность помехи  $\bar{\sigma}_n^2$  по измерениям отражений от выбранного (заданного) числа  $M$  опорных ячеек. После этого вычисляется порог обнаружения  $Z_T = \bar{\sigma}_n^2 T$ , обеспечивающий постоянство ложной тревоги в соответствии с критерием Неймана–Пирсона. Следует отметить,

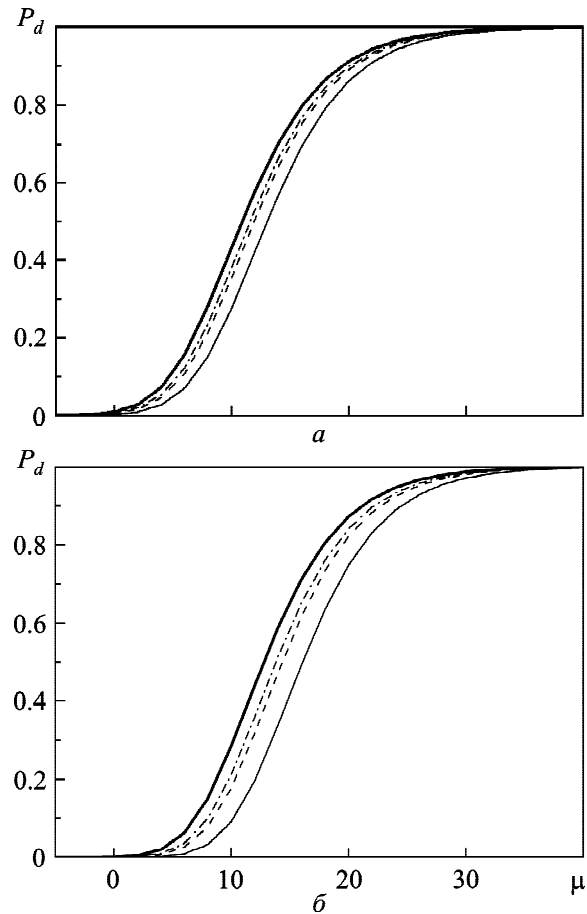


Рис. 3. Зависимости вероятности правильного обнаружения  $P_d$  от соотношения сигнал/помеха  $\mu$ , рассчитанные по формуле (7) для количества опорных ячеек  $M$ , равного 10 (сплошная линия), 20 (штриховая линия) и 30 (штрихпунктирная линия), и значений вероятности ложной тревоги  $P_f = 10^{-4}$  (а) и  $P_f = 10^{-6}$  (б). Жирной сплошной линией показана зависимость  $P_d(\mu)$  для случая известной мощности помехи  $\sigma_n^2$

что для уменьшения погрешности оценки  $\bar{\sigma}_n^2$ , связанной с рассеянием от цели, расстояние между проверяемой и ближайшей предохранительной ячейкой должно быть не меньше максимального размера цели  $L_{\max}$ , т. е.  $N \cdot \Delta l / 2 \geq L_{\max}$  для геометрии, представленной на рис. 1. Корректная работа алгоритма при наличии нескольких целей возможна при условии, что их разнос  $\Delta_l$  больше расстояния между крайними опорными ячейками, т. е.  $\Delta_l \geq (M + N + 1)\Delta l$  для рассматриваемой геометрии. Вместе с тем количество предохранительных и опорных ячеек не должно быть слишком большим, чтобы минимизировать влияние возможной неоднородности распределения мощности помехи, обусловленной отражением от под-

стилающей поверхности или неоднородностей среды распространения.

#### 4. Выводы

Таким образом, в работе исследована эффективность СА CFAR алгоритма применительно к обнаружению стационарного гауссового сигнала на фоне нормального шума, обусловленного рассеянием от подстилающей поверхности или неоднородностей среды распространения, с неизвестной или изменяющейся от скана к скану интенсивностью. Получены аналитические выражения для масштабного множителя, обеспечивающего постоянный уровень ложной тревоги, а также для вероятности правильного обнаружения в зависимости от количества опорных ячеек и соотношения сигнал/шум. Показано, что для эффективного применения данного адаптивного алгоритма число опорных ячеек  $M$  должно составлять  $20 \div 30$ , в зависимости от соотношения сигнал/шум  $\mu$  (чем меньше  $\mu$ , тем больше  $M$ ). В этом случае потери в соотношении сигнал/шум не превышают  $1 \div 2$  дБ по сравнению с ситуацией, когда мощность шума  $\sigma_n^2$  известна и постоянна. При  $\mu \geq 30$  дБ потери становятся пренебрежимо малыми и необходимость в адаптации отпадает.

Разработаны рекомендации по выбору количества предохранительных  $N$  и опорных  $M$  ячеек. В частности, для уменьшения погрешности оценки  $\sigma_n^2$ , обусловленной отражением от цели, расстояние между проверяемой и ближайшей к ней опорной ячейкой должно быть больше максимального размера цели. Для корректной работы алгоритма при наличии нескольких целей расстояние между крайними (максимально разнесенными) опорными ячейками должно быть больше разнесения соседних целей. Вместе с тем предохранительные и опорные ячейки должны быть расположены как можно компактнее для уменьшения влияния возможной неоднородности распределения мощности помехи.

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Левин Б. П. Теоретические основы статистической радиотехники. Книга 2. – М.: Сов. радио, 1968. – 504 с.
2. Kay S. M. Fundamentals of Statistical Signal Processing, Vol. II: Detection Theory. – New Jersey: Prentice Hall, 1998. – 672 p.
3. Barton D. K. Modern Radar System Analysis. – Boston, London: Artech House Books, 1998. – 590 p.
4. Skolnik M. I. Radar Handbook. – New York et al.: McGraw Hill Professional, 2008. – 1328 p.
5. Бакулев П. А., Басистов Ю. А., Тузуши В. Г. Обработка сигналов с постоянным уровнем ложных тревог // Изв. вузов. Радиоэлектроника. – 1989. – Т. 32, № 4. – С. 4–15.
6. Haykin S. Adaptive Radar Signal Processing. – New Jersey: John Wiley & Sons Inc., 2007. – 248 p.
7. El Mashade M. B. Performance enhancement of conventional CFAR processors in ideal and multitarget environments // Radioelectron. Commun. Syst. – 2014. – Vol. 57, Is. 7. – P. 287–305. DOI: 10.3103/S0735272714070012
8. Long Cai, Xiaochuan Ma, Qi Xu, Bin Li, and Shiwei Ren. Performance Analysis of Some New CFAR Detectors under Clutter // Journal of Computers. – 2011. – Vol. 6, No. 6. – P. 1278–1285. DOI: 10.4304/jcp.6.6.1278-1285
9. Finn H. M. and Johnson R. S. Adaptive detection mode with threshold control as a function of spatially sampled clutter level estimates // RCA Rev. – 1968. – Vol. 29, No. 3. – P. 414–464.
10. Swerling P. Probability of detection for fluctuating targets // IRE Trans. Inf. Theory. – 1960. – Vol. 6, Is. 2. – P. 269–308. DOI: 10.1109/TIT.1960.1057561
11. Сидоров Ю. В., Федорюк М. В., Шабунин М. И. Лекции по теории функций комплексного переменного. – М.: Наука, 1989. – 480 с.

#### REFERENCES

1. LEVIN, B. R., 1968. *Theoretical fundamentals of statistical radio engineering, Volume 2*. Moscow, USSR: Sov. Radio Publ. (in Russian).
2. KAY, S. M., 1998. *Fundamentals of Statistical Signal Processing, Vol. II: Detection Theory*. New Jersey: Prentice Hall.
3. BARTON, D. K., 1998. *Modern Radar System Analysis*. Boston, London: Artech House Books.
4. SKOLNIK, M. I., 2008. *Radar Handbook*. New York et al.: McGraw Hill Professional.
5. BAKULEV, P. A., BASISTOV, Y. A. and TUGUSHI, V. G., 1989. Signal processing with a constant false alarm rate. *Izv. Vyssh. Uchebn. Zaved. Radioelektronika*. vol. 32, no. 4, pp. 4–15 (in Russian).
6. HAYKIN, S., 2007. *Adaptive Radar Signal Processing*. New Jersey: John Wiley & Sons Inc.
7. EL MASHADE, M. B., 2014. Performance enhancement of conventional CFAR processors in ideal and multitarget environments. *Radioelectron. Commun. Syst.* vol. 57, is. 7, pp. 287–305. DOI: 10.3103/S0735272714070012
8. LONG CAI, XIAOCHUAN MA, QI XU, BIN LI and SHIWEI REN, 2011. Performance Analysis of Some New CFAR Detectors under Clutter. *Journal of Computers*. vol. 6, no. 6, pp. 1278–1285. DOI: 10.4304/jcp.6.6.1278-1285
9. FINN, H. M. and JOHNSON, R. S., 1968. Adaptive detection mode with threshold control as a function of spatially sampled clutter level estimates. *RCA Rev.* vol. 29, no. 3, pp. 414–464.
10. SWERLING, P., 1960. Probability of detection for fluctuating targets. *IRE Trans. Inf. Theory*. vol. 6, is. 2, pp. 269–308. DOI: 10.1109/TIT.1960.1057561
11. SIDOROV, Y. V., FEDORYUK, M. V. and SHABUNIN, M. I., 1989. *Lectures on the theory of functions of complex variable*. Moscow, USSR: Nauka Publ. (in Russian).

V. G. Galushko

Institute of Radio Astronomy, National Academy  
of Sciences of Ukraine,  
4, Mystetstv St., Kharkiv, 61002, Ukraine

ADAPTIVE DETECTION OF STATIONARY  
GAUSSIAN SIGNALS AGAINST A NORMAL  
NOISE BACKGROUND, WITH A CONSTANT  
FALSE-ALARM RATE

*Purpose:* Efficiency analysis of the Cell-Averaging Constant False Alarm Rate processor (CA CFAR-processor) as applied to detection of stationary Gaussian signals against a normal noise background with unknown and/or varying from scan to scan power.

*Design/methodology/approach:* Standard methods of the theory of optimal filtration and statistical signal processing are used to calculate the true detection probability and false-alarm rate.

*Findings:* Analytical expressions have been derived for the scaling factor which ensures a constant level of the false-alarm rate, as well as for the true detection probability in dependence on the number of the reference cells and signal-to-noise ratio. It is shown that for efficient application of the given algorithm, the number of the reference cells should be 20 to 30, depending on the signal-to-noise ratio  $\mu$ . In this case, the amount of loss in the signal-to-noise ratio does not exceed 1 to 2 dB as compared with the situation where the noise power is a priori known and invariable. With  $\mu \geq 30$  dB the amount of loss proves to be negligibly small and the need in adaptation vanishes.

*Conclusions:* The results obtained testify to the efficiency of application of the CA CFAR processors to detection of targets corresponding to Swerling model 1 against a normal noise background with unknown power associated with clutter and/or scattering from irregularities of the propagation medium.

*Key words:* target detection, false alarm rate, detection threshold, signal-to-noise ratio, cell averaging

В. Г. Галушко

Радіоастрономічний інститут НАН України,  
вул. Мистецтв, 4, м. Харків, 61002, Україна

АДАПТИВНЕ ВИЯВЛЕННЯ СТАЦІОНАРНОГО  
ГАУСОВОГО СИГНАЛУ НА ФОНІ НОРМАЛЬНОГО  
ШУМУ ЗІ СТАЛИМ РІВНЕМ ХИБНОЇ ТРИВОГИ

*Предмет і мета роботи:* Аналіз ефективності процесора зі сталим рівнем хибної тривоги (СРХТ-процесора) з усередненням за комірками стосовно виявлення стаціонарних гаусових сигналів на фоні нормального шуму, потужність якого є невідомою та/або змінюється від одного скану до наступного. *Методи і методологія:* Для розрахунку вірогідності правильного виявлення та хибної тривоги використовуються стандартні методи теорії оптимальної фільтрації та статистичної обробки сигналів.

*Результати:* Отримано аналітичні вирази для масштабного множника, що забезпечує сталий рівень хибної тривоги, а також для вірогідності правильного виявлення залежно від кількості опорних комірок і співвідношення сигнал/шум. Показано, що для ефективного застосування даного адаптивного алгоритму кількість опорних комірок має становити 20 ÷ 30 залежно від співвідношення сигнал/шум  $\mu$ . У цьому випадку втрати в співвідношенні сигнал/шум не перевищують 1 ÷ 2 дБ порівняно з ситуацією, коли потужність шуму є відомою та сталою. При  $\mu \geq 30$  дБ величина втрат стає нехтовно малою і необхідність в адаптації зникає.

*Висновки:* Отримані результати свідчать про ефективність СРХТ-процесорів з усередненням за комірками для виявлення цілей, які відповідають моделі Сверлінга 1, на фоні нормального шуму, зумовленого розсіюванням від підстильної поверхні або неоднорідностей середовища поширення, з невідомою потужністю.

*Ключові слова:* виявлення цілей, вірогідність хибної тривоги, поріг виявлення, співвідношення сигнал/шум, усереднення за комірками

Статья поступила в редакцию 26.06.2017