

DOI 10.30898/1684-1719.2020.2.6

УДК 621.396.96

ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ НЕОДНОРОДНОЙ ПАССИВНОЙ ПОМЕХИ НА ХАРАКТЕРИСТИКИ ОБНАРУЖЕНИЯ ПРИ МЕЖПЕРИОДНОЙ ОБРАБОТКЕ

И. Е. Чухломин, Р. Б. Рюмин, В. В. Павлик, Н. А. Файзулин

АО «Научно-исследовательский институт по измерительной технике – радиотехнические комплексы», 454087, г. Челябинск, ул. Дарвина, д.14

Статья поступила в редакцию 21 января 2020 г., после доработки – 10 февраля 2020 г.

Аннотация. Адаптивная обработка сигналов в присутствии пассивных помех является актуальной задачей для различных импульсных РЛС. Адаптация к пассивным помехам основана на оптимизации алгоритма обработки в зависимости от параметров помехи, при этом априорно независимые параметры помехи заменяются их оценками в соответствии с методологией адаптивного гауссового подхода. Оценка параметров помехи производится по классифицированной выборке, при этом в принятых подходах предполагается стационарность помехи в пределах обучающего окна. В реальности пассивная помеха представляет собой нестационарный процесс, в результате которого оценка параметров помехи меняется, что ведет к изменению характеристик обнаружения. В большинстве импульсных РЛС данная проблема не решается адаптивной СДЦ, поэтому процесс подавления неоднородной пассивной помехи остается актуальным. В данной статье производится анализ влияния неоднородности коррелированной гауссовой помехи на характеристики обнаружения адаптивной межпериодной обработки на основе максимально правдоподобной оценки корреляционной матрицы помехи. Для моделей скачкообразного и линейного изменения интенсивности помехи и двух разновидностей адаптивных обнаружителей определены зависимости вероятностей ложной тревоги и правильного обнаружения от размера обучающей выборки и положения помехи в окне.

Ключевые слова: подавление помех, межпериодная обработка, характеристики обнаружения, обнаружитель сигналов.

Abstract. Adaptive processing of signals in the presence of passive interference is an actual task for different pulse radars. Adaptation to passive interference is based on the optimization of the processing algorithm depending on interference parameters, while a priori independent interference parameters are replaced with their estimates according to the adaptive Gaussian approach methodology. The interference parameters estimation is carried out by classified sampling, while the adopted approaches assume that the interference is stationary within the training window.

In reality, passive interference is a non-stationary process, as a result of which the estimation of the interference parameters changes, which leads to a change in the detection characteristics. In most pulsed radars, this problem is not solved by the adaptive MTI, that's why, the process of suppressing inhomogeneous passive interference remains actual. Analysis of correlated Gaussian interference nonuniformity effect on adaptive interperiod processing detection characteristics based on maximum likelihood evaluation of interference correlation matrix is carried out in the article. For the models of stepwise and linear change of interference intensity and two varieties of adaptive detectors, the dependences of false alarm probability and the correct detection on training sample size and interference location in the window are determined.

Key words: interference suppression, interperiod processing, detection characteristics, signal detector.

1. Введение

Априорная неопределенность характеристик пассивных помех, а также их неоднородность и нестационарность в зоне обзора затрудняют реализацию эффективного обнаружения целей на фоне помех. Преодоление априорной неопределенности параметров помехи основывается на оптимизации алгоритмов обработки в зависимости от параметров помех и последующей замене в соответствии с методологией адаптивного байесовского подхода неизвестных параметров их состоятельными оценками, что приводит к построению адаптивных алгоритмов [1, 2].

Оценка параметров помехи может быть получена из классифицированной

(обучающей) выборки – отсчетов помехи в окне конечного объема. Как правило, при этом предполагается однородность помехи в анализируемом окне. В то же время, в работах [3, 4, 5] показано, что неоднородность помехи в окне при внутривыборочной обработке существенно влияет на характеристики обнаружения – вероятность ложной тревоги F и вероятность правильного обнаружения D .

Применение цифровой обработки позволяет использовать метод адаптации на основе максимально правдоподобной оценки корреляционной матрицы помехи, необходимой для организации процедуры оптимальной межвыборочной обработки при воздействии коррелированной пассивной помехи [6]. Поэтому представляет интерес оценка характеристик обнаружения при адаптивной межвыборочной обработке (МПО) при неоднородности помехи в обучающей выборке.

2. Постановка задачи

Обобщенная структурная схема адаптивной МПО сигналов цели на фоне коррелированных протяженных пассивных помех приведена на рис. 1.

МПО производит обработку поступающих с периодом повторения T_{Π} в одном элементе дальности M цифровых отсчетов u_i пассивной помехи и собственного шума приемного устройства. Отсчеты u_i образуют в N элементах дальности M -мерный вектор-столбец $u = \{u_{ij}\}_{j=1}^M$ с корреляционной матрицей $\Phi = \sigma_p^2 \cdot \{\rho_{ij}\} + \sigma_N^2 \cdot I_M$, где σ_p^2 – дисперсия пассивной помехи, σ_N^2 – дисперсия шума, I_M – единичная диагональная матрица.

Заштрихованные области, изображенные на рис. 1, содержат $k/2$ смежных пачек $Y_1 = \{y_i^{(1)}\}_{i=1}^{k/2}$, предшествующих центральной Y_0 , и $k/2$ смежных пачек $Y_2 = \{y_i^{(2)}\}_{i=1}^{k/2}$, следующих за ней, образующих обучающую выборку объема k во временном окне.

$$Y = \{Y_1, Y_2\} = \{y_i\}_{i=1}^k, \quad (1)$$

$$y_i = \{y_{ij}\}_{j=1}^M$$

В результате обработки в блоке оценки параметров (БОП) формируется выборочная матрица

$$\hat{\Phi} = k^{-1} \cdot \sum_{i=1}^k Y \cdot Y^H, \quad (2)$$

где Y^H - эрмитово-сопряженная матрица.

Обратная матрица $\hat{\Phi}^{-1}$ определяет коэффициенты адаптивного фильтра (АФ). Образованная решающая статистика

$$\xi = Y_0^H \cdot \hat{\Phi}^{-1} \cdot Y_0 \quad (3)$$

испытывается на порог ξ_{Π} в пороговом устройстве (ПУ).

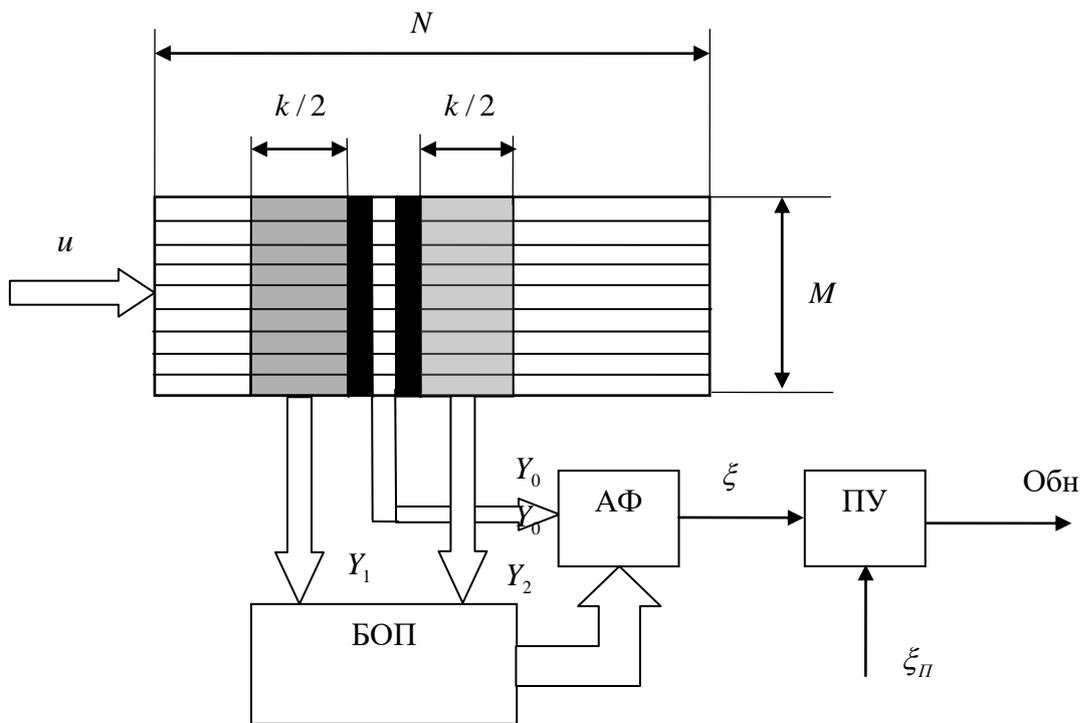


Рис. 1. Структурная схема адаптивной МПО.

Зачерненные области, изображенные на рис. 1, представляют собой защитный интервал, который не участвует в вычислениях выборочной матрицы.

Без учета собственного шума ввиду его малости по сравнению с помехой ($\sigma_p^2 \gg \sigma_N^2$), что соответствует реальной ситуации, корреляционная матрица входного процесса МПО принимает вид $\Phi = \sigma_p^2 \cdot \{\rho_{ij}\}$.

Рассмотрим изменение решающей статистики ξ при различии корреляционной матрицы Φ_0 процесса Y_0 и корреляционной матрицы $\hat{\Phi}$ при неоднородной помехе. Это изменение можно вычислить через обобщенное отношение Рэлея, которое в принятых обозначениях имеет вид

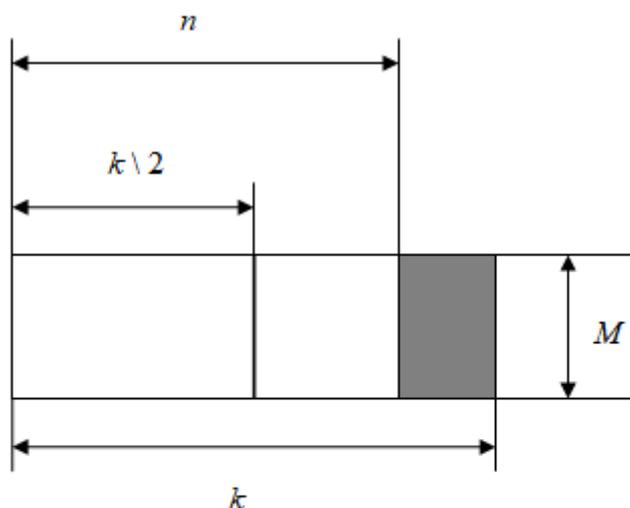
$$R = \frac{Y_0^H \cdot \hat{\Phi}^{-1} \cdot Y_0}{Y_0^H \cdot \Phi_0^{-1} \cdot Y_0} \quad (4)$$

и представляет собой относительное изменение ξ , которое при известном законе распределения определяет изменение характеристик обнаружения.

3. Определение R для различных моделей помехи

Для анализа используем следующие допущения:

- объем k обучающей выборки достаточно велик и элементы ρ_{ij} корреляционной матрицы внешних воздействий Φ и выборочной матрицы $\hat{\Phi}$ равны;
- интенсивность помехи изменяется при неизменных величинах ρ_{ij} .



- k - размер окна по дальности;
- n - положение помехи;
- M - размер окна по азимуту;
- $k/2$ - положение центра окна

Рис. 2. Расположение окна и помехи.

Взаимное пространственное расположение окна и помехи приведено на рис. 2.

Для рассмотрения примем две модели изменения интенсивности помехи:

скачок и линейно нарастающая от начального значения σ_0^2 до $\gamma \cdot \sigma_0^2$.

Скачок интенсивности помехи описывается выражением

$$\rho(l) = \sigma_0^2 \cdot [1 + (\gamma - 1) \cdot U(l - n)], \quad l \geq n, \quad (5)$$

где $U(x) = \begin{cases} 0, & x < 0 \\ 1, & x \geq 0 \end{cases}$

В точке $l = k/2$ (соответствующей вектору Y_0) интенсивность помехи равна

$$p(k/2) = \begin{cases} \gamma \cdot \sigma_0^2, & n \leq k/2 \\ \sigma_0^2, & n > k/2 \end{cases} \quad (6)$$

Средняя интенсивность помехи в окне в соответствии с (2) равна

$$\bar{p} = \frac{1}{k} \cdot \sum_{l=0}^k \rho(l) = \frac{\sigma_0^2}{k} \cdot [n + \gamma \cdot (k - n)] \quad (7)$$

Отсюда

$$\Phi_0 = \begin{cases} \gamma \cdot \sigma_0^2 \cdot \{\rho_{ij}\}, & n \leq k/2 \\ \sigma_0^2 \cdot \{\rho_{ij}\}, & n > k/2 \end{cases}$$

$$\hat{\Phi} = \frac{\sigma_0^2}{k} \cdot [n + \gamma \cdot (n - k)] \cdot \{\rho_{ij}\}$$

Обращая Φ_0 и $\hat{\Phi}$, и подставляя полученные выражения в (4), получим

$$R = \begin{cases} \frac{k \cdot \gamma}{n + (k - n) \cdot \gamma}, & n \leq k/2 \\ \frac{k}{n + (k - n) \cdot \gamma}, & n > k/2 \end{cases} \quad (8)$$

Линейное нарастание интенсивности помехи описывается выражением

$$p(l) = \sigma_0^2 \cdot \left[1 + \frac{\gamma - 1}{k - n} \cdot (l - n) \right], \quad l \geq n \quad (9)$$

В точке $l = k/2$ интенсивность помехи

$$p(k/2) = \begin{cases} \sigma_0^2 \cdot \left[1 + \frac{\gamma - 1}{k - n} \cdot (k/2 - n) \right], & n \leq k/2 \\ \sigma_0^2, & n > k/2 \end{cases}$$

Средняя интенсивность помехи в окне

$$\bar{p} = \frac{1}{k} \cdot \sum_{l=0}^k \rho(l) = \frac{\sigma_0^2}{k} \cdot \left[k + \frac{\gamma - 1}{2} \cdot (k - n) \right] \quad (10)$$

Отсюда

$$\Phi_0 = \begin{cases} \sigma_0^2 \cdot \left[1 + \frac{\gamma-1}{k-n} \cdot \left(\frac{k}{2} - n \right) \right] \cdot \{\rho_{ij}\}, n \leq k/2 \\ \sigma_0^2 \cdot \{\rho_{ij}\}, n > k/2 \end{cases}$$

$$\hat{\Phi} = \frac{\sigma_0^2}{k} \cdot \left[k + \frac{\gamma-1}{2} \cdot (k-n) \right] \cdot \{\rho_{ij}\}$$

Из (4), подставляя значения Φ_0^{-1} и $\hat{\Phi}^{-1}$, получим

$$R = \begin{cases} \frac{k \cdot \left[1 + \frac{\gamma-1}{k-n} \cdot \left(\frac{k}{2} - n \right) \right]}{k + \frac{\gamma-1}{2} \cdot (k-n)}, n \leq k/2 \\ \frac{k}{k + \frac{\gamma-1}{2} \cdot (k-n)}, n > k/2 \end{cases} \quad (11)$$

Графики расчетов R по выражениям (8) и (11) при $k = 8, 12, 16$ и $\gamma = 10$ приведены на рис. 3.

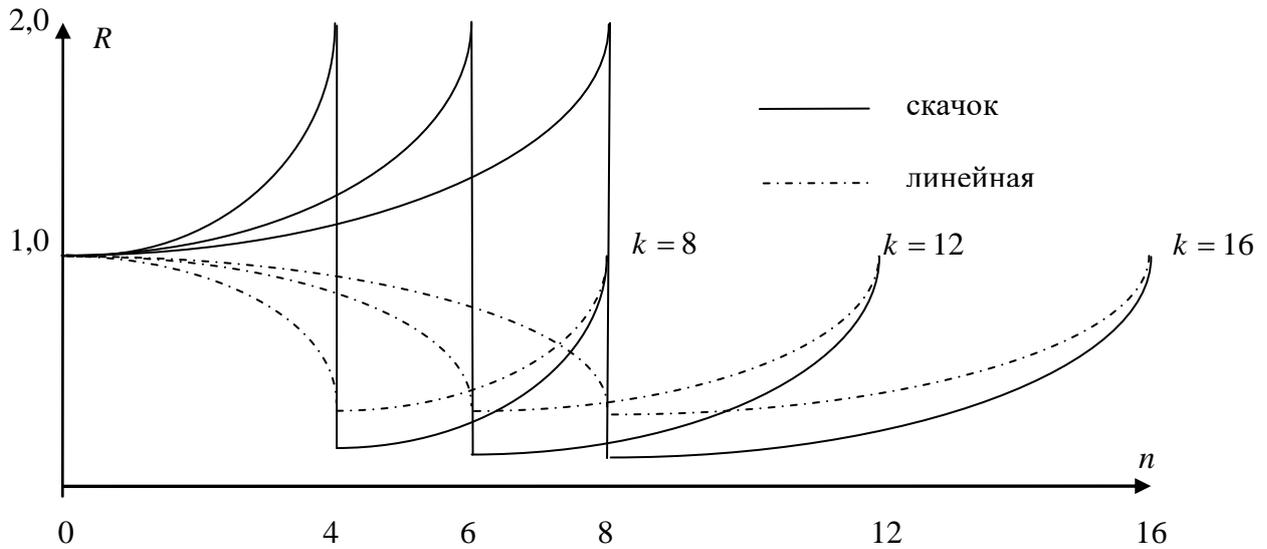


Рис. 3. Зависимость R от n для моделей помехи (5) и (9).

Анализ выражений (8) и (11) и графика, приведенного на рис. 3, позволяет сделать следующие выводы:

- относительное изменение R решающей статистики определяется скалярным множителем, зависящим от вида неоднородности и взаимного расположения временного окна и помехи;

- предельные значения R соответствуют середине $k/2$ временного окна и не зависят от размера k окна. Для скачка помехи $R_{\max} = \frac{2\gamma}{1+\gamma}$, $R_{\min} = \frac{2}{1+\gamma}$; для линейного изменения интенсивности $R_{\max} = 1$, $R_{\min} = \frac{4}{3+\gamma}$.

4. Оценка характеристик F и D

Определяющая максимально правдоподобную оценку (2) случайная матрица A имеет комплексное распределение Уишарта [7].

$$p(A) = c \cdot |A|^\delta \cdot \exp\{-tr(\Phi^{-1} \cdot A)\}, \quad (12)$$

где $A = \sum_{i=1}^k Y \cdot Y^H$, $\delta = k - M$, trB и $|B|$ - след и определитель матрицы B , c - нормирующий коэффициент.

В работе [8] определены выражения для плотности распределения ξ с учетом (12) и получены выражения для вероятности ложной тревоги F и вероятности правильного обнаружения D в зависимости от алгоритма формирования решающей статистики ξ . Учитывая, что для многих практических случаев обучающие выборки большого объема недоступны, проведем оценку F и D для $k = 12, 16$ и полученных значений R , основываясь на результатах [8].

4.1 Вероятность ложной тревоги F

Для обнаружителя известного сигнала X_s алгоритм формирования ξ имеет вид

$$\xi = |\hat{\eta}|^2; \quad \hat{\eta} = \hat{t}^H \cdot X_s, \quad \hat{t} = \hat{\Phi}^{-1} \cdot Y_0 \quad (13)$$

и с порогом x_0 сравнивается квадрат модуля когерентной суммы $\hat{\eta}$ элементов вектора \hat{t} выходных сигналов фильтра с матричной импульсной характеристикой равной $\hat{\Phi}^{-1}$. Вероятность ложной тревоги F для статистики (13) определяется выражением

$$F = {}_3F_1\left(\delta + 2, \frac{\delta + 1}{2}, \frac{\delta + 2}{2}; k + 1; -4x_1\right), \quad (14)$$

где ${}_3F_1(a, b, c; d; z)$ - гипергеометрическая функция, $x_1 = \frac{x_0}{k^2 \cdot \bar{\xi}_0}$, x_0 - пороговый уровень, $\bar{\xi}_0$ - уровень ξ при начальных условиях ($n = k$).

Так как при неоднородности помехи параметр ξ изменяется в соответствии со скалярным множителем R , то выражение для F приобретает вид

$$F = {}_3F_1\left(\delta + 2, \frac{\delta + 1}{2}, \frac{\delta + 2}{2}; k + 1; -4x_1 \cdot \frac{1}{R}\right) \quad (15)$$

График F , рассчитанный по (15), приведен на рис. 4. Параметр x_1 определен для $F_0 = 10^{-5}$; $M = 8$; $k = 12, 16$.

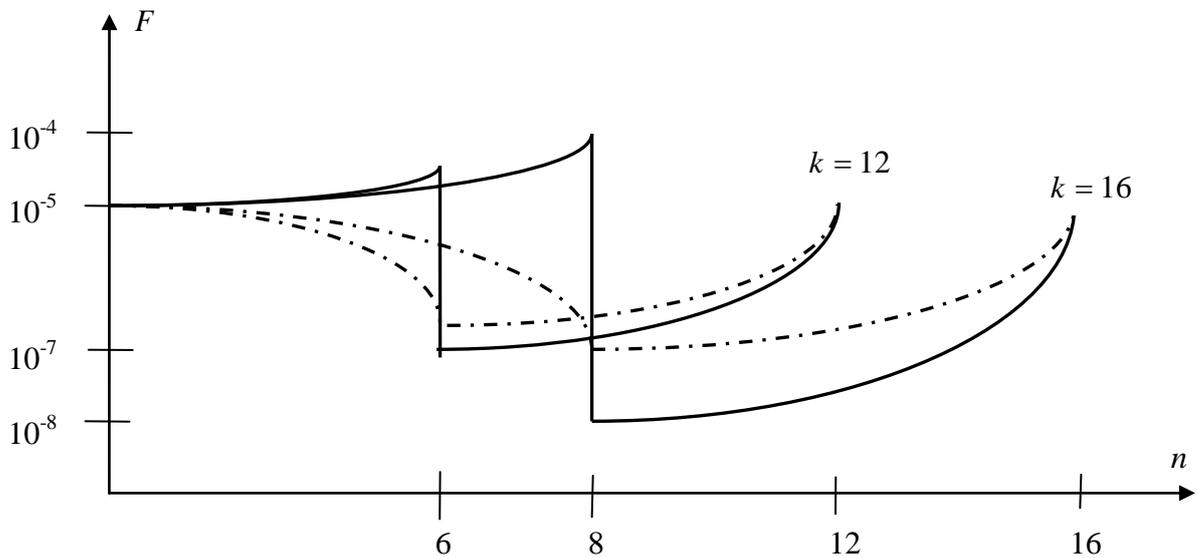


Рис. 4. Зависимость F от n для алгоритма (13) и моделей помехи (5) и (9).

Для обнаружителя сигнала с априорно неизвестной радиальной скоростью алгоритм формирования ξ имеет вид

$$\xi = \hat{p}^H \cdot \hat{p}, \quad \hat{p} = \hat{H} \cdot Y_0, \quad \hat{H}^H \cdot \hat{H} = \hat{\Phi}^{-1} \quad (16)$$

и с порогом x_0 сравнивается квадрат модулей элементов вектора \hat{p} выходных сигналов фильтра с матричной импульсной характеристикой равной \hat{H} ("корню" $\hat{\Phi}^{-1}$).

Вероятность ложной тревоги F определяется выражением

$$F = B^{-1}(M, \delta + 1) \cdot \int_0^{(1+x_1)^{-1}} y^\delta \cdot (1-y)^{M-1} dy \quad (17)$$

$$B(n, m) = \frac{(n-1)! \cdot (m-1)!}{(n+m-1)!}, \quad x_1 = \frac{x_0}{k}$$

С учетом влияния R можно записать

$$F = B^{-1}(M, \delta + 1) \cdot \int_0^{\left(1 + \frac{x_1}{R}\right)^{-1}} y^\delta \cdot (1-y)^{M-1} dy \quad (18)$$

График F , рассчитанный по (18), приведен на рис. 5. Параметр x_1 определен для $F_0 = 10^{-5}$; $M = 8$; $k = 12, 16$.

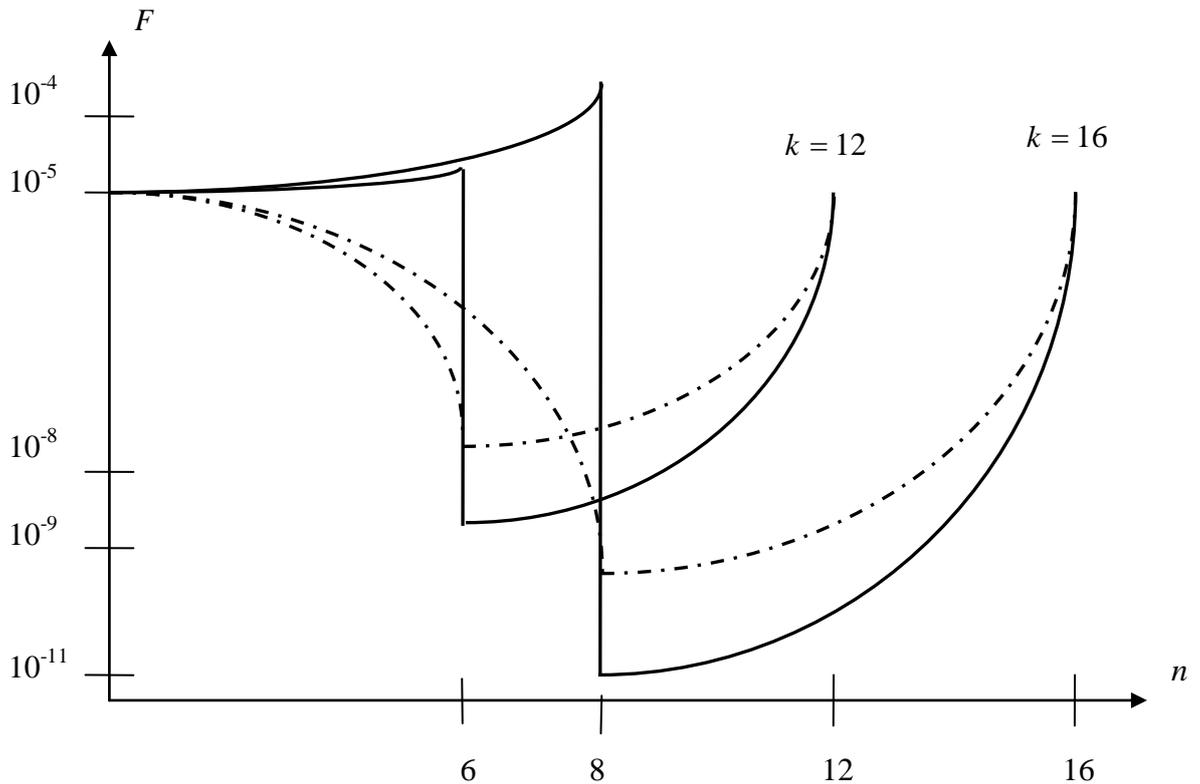


Рис. 5. Зависимость F от n для алгоритма (16) и моделей помехи (5) и (9).

Анализ результатов расчетов F , приведенных на рис. 4 и 5, позволяет сделать следующие выводы:

- вид зависимости $F(n)$ повторяет вид зависимости $R(n)$;
- предельные значения F соответствуют середине $k/2$ временного окна, значительно зависят от размера k окна и алгоритма обработки;
- максимальное изменение F (на несколько порядков) в сторону уменьшения происходит при неоднородности помехи на позициях, превышающих $k/2$;

- разброс предельных значений F уменьшается при уменьшении k .

4.2 Вероятность правильного обнаружения D

Вероятность правильного обнаружения для алгоритма (13) равна

$$D = B^{-1}(\delta + 2, M - 1) \cdot \int_0^1 y^{\delta+1} \cdot (1 - y)^{M-2} {}_2F_0\left(\frac{\delta + 2}{2}, \frac{\delta + 1}{2}; -\frac{4x_1 \cdot y}{1 + \mu y}\right) dy, \quad (19)$$

где μ - энергетическое соотношение сигнал\помеха+шум на выходе адаптивного фильтра.

С учетом R выражение для D приобретает вид

$$D = B^{-1}(\delta + 2, M - 1) \cdot \int_0^1 y^{\delta+1} \cdot (1 - y)^{M-2} {}_2F_0\left(\frac{\delta + 2}{2}, \frac{\delta + 1}{2}; -\frac{4x_1 \cdot y}{R \cdot (1 + \mu y)}\right) dy \quad (20)$$

График D , рассчитанный по (20), приведен на рис. 6. Для $k = 12$, $\mu = 20$ дБ величина $D \leq 0,02$. Параметр x_1 соответствует рис. 4.

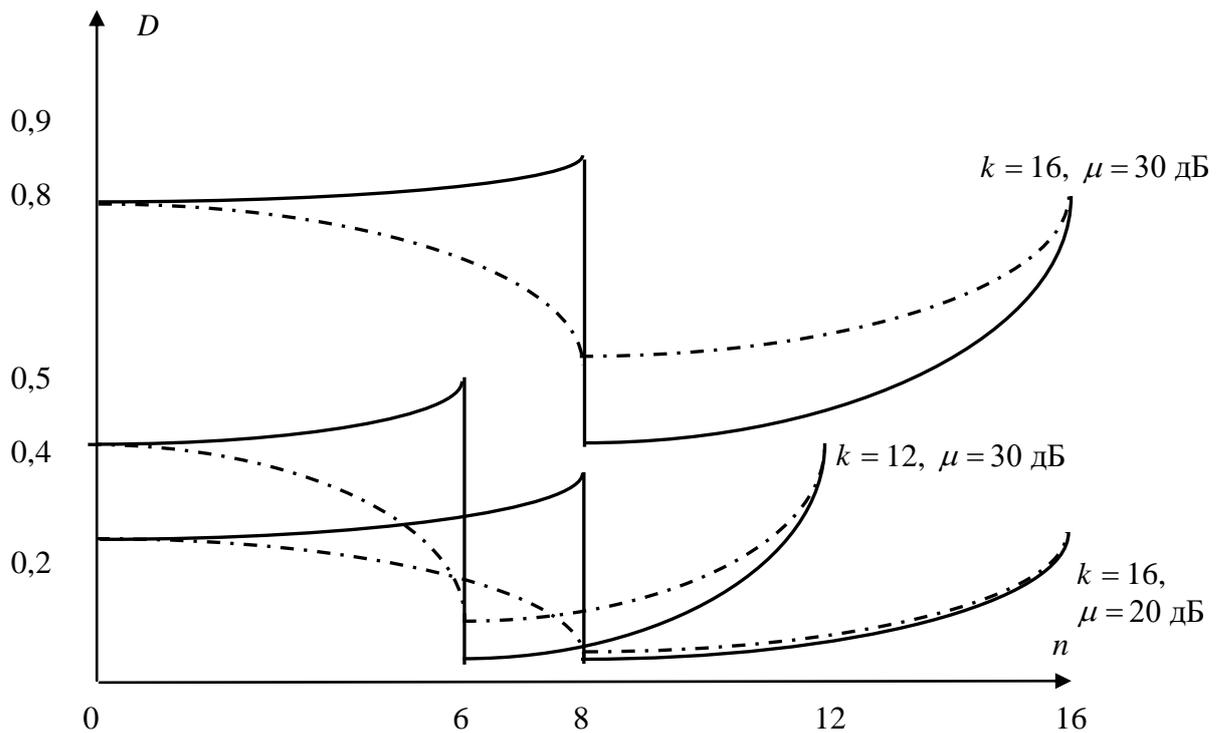


Рис. 6. Зависимость D от n для алгоритма (13) и моделей помехи (5) и (9).

Для алгоритма (16) вероятность правильного обнаружения определяется интегралом

$$D = B^{-1}(\delta + 1, M) \cdot \frac{1}{\mu + 1} \cdot \int_0^{(1+x_1)^{-1}} y^{\delta} \cdot (1 - y)^{M-1} \cdot {}_2F_1\left(1, k + 1; M; \frac{(1 - y) \cdot \mu}{\mu + 1}\right) dy \quad (21)$$

С учетом R получим:

$$D = B^{-1}(\delta + 1, M) \cdot \frac{1}{\mu + 1} \cdot \int_0^{\left(1 + \frac{x_1}{R}\right)^{-1}} y^\delta \cdot (1 - y)^{M-1} \cdot {}_2F_1\left(1, k + 1; M; \frac{(1 - y) \cdot \mu}{\mu + 1}\right) dy \quad (22)$$

График D , рассчитанный по (22), приведен на рис. 7. Параметр x_1 соответствует рис. 5.

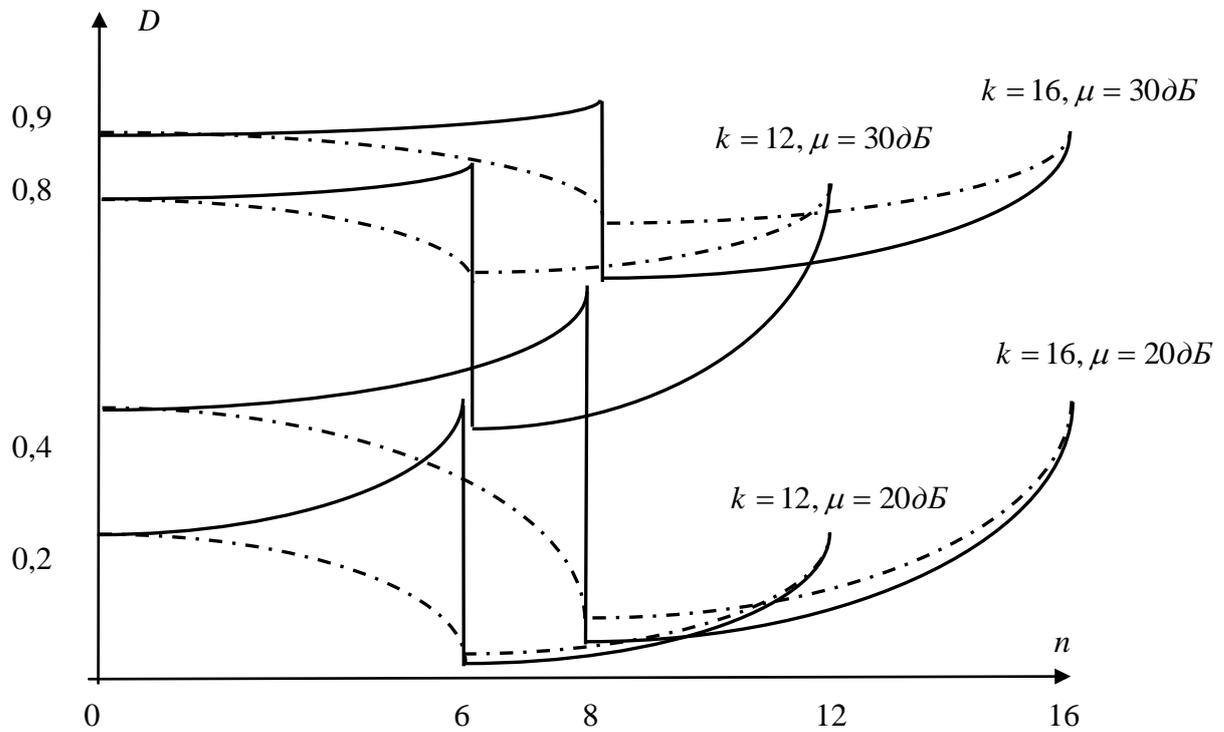


Рис. 7. Зависимость D от n для алгоритма (16) и моделей помехи (5) и (9).

Анализ результатов расчетов D , приведенных на рис. 6 и 7, позволяет сделать следующие выводы:

- вид зависимости $D(n)$ повторяет вид зависимости $R(n)$;
- предельные значения D соответствуют середине $k/2$ временного окна и зависят от размера k окна и алгоритма обработки;
- максимальное изменение D (в несколько раз) в сторону уменьшения происходит при неоднородности помехи на позициях, превышающих $k/2$;
- разброс предельных значений D увеличивается при уменьшении k .

5. Заключение

Проведена оценка влияния неоднородности коррелированной гауссовой помехи на характеристики F и D адаптивного обнаружения с использованием

обобщенного отношения Рэлея. Для двух разновидностей адаптивных обнаружителей гауссовых когерентных сигналов со скачкообразным и линейным изменением интенсивности помехи выполнены численные расчеты F и D . Показано, что максимальные изменения F и D соответствуют середине обучающего окна при противоречивых требованиях к размеру окна k .

Полученные результаты позволяют оценить пределы изменения F и D при неоднородной помехе и определить требования к аппаратуре, обеспечивающей постоянный уровень ложных тревог (CFAR).

Литература

1. Попов Д.И. Оптимизация систем обработки сигналов на фоне пассивных помех // Вестник МЭИ, 2015, №4, с. 75-78.
2. Радиоэлектронные системы. Основы построения и теория: Справочник под ред. Я.Д. Ширмана – М.: Радиотехника, 2007.
3. Попов Д.И. Адаптивные пороговые устройства // Известия высших учебных заведений. Радиоэлектроника, 2006, т. 49, №3, с. 30-35.
4. Трухачев А.А. Адаптивные пороговые уровни в устройствах обнаружения радиолокационных сигналов – Тамбов: Юлис, 2017, с. 339.
5. Galati G. *Advanced radar techniques and systems*. London: Peter Peregrinus Ltd. Institution of Electrical Engineers, 1993.
6. Wiesbeck W. Lecture Script “Radar System Engineering” // 13th Edition WS 2006/2007. Institut für Höchstfrequenztechnik und Elektronik, Universität Karlsruhe.
7. Леховицкий Д.И., Рябуха В.П., Жуга Г.А., Рачков Д.С., Семеняка А.В. СДЦ в импульсных РЛС. 5. Адаптивные системы междупериодной обработки гауссовых сигналов на фоне гауссовых помех. // Прикладная радиоэлектроника. 2011. т. 10. №4. с. 508-525.
8. D.I. Lekhovitskiy, P.M. Flekser, S.V. Polishko. On losses of coherent signal in the adaptive detector with non-coherent integration // Proceeding of IV International Conference on Antenna Theory and Techniques, September 9-12, 2003, Sevastopol, Ukraine, pp. 36-41.

Для цитирования:

Чухломин И.Е., Рюмин Р.Б., Павлик В.В., Файзулин Н.А. Оценка влияния неоднородной пассивной помехи на характеристики обнаружения при междупериодной обработке. Журнал радиоэлектроники [электронный журнал]. 2020. №2. Режим доступа: <http://jre.cplire.ru/jre/feb20/6/text.pdf>. DOI 10.30898/1684-1719.2020.2.6