АНАЛИЗ МЕЖПЕРИОДНОЙ ОБРАБОТКИ ПРИ НЕСТАЦИОНАРНОМ ВОЗДЕЙСТВИИ ПАССИВНОЙ ГАУССОВОЙ ПОМЕХИ

И.Е. Чухломин¹, Н.А. Файзулин¹, В.В. Павлик²

¹ АО «Научно-исследовательский институт по измерительной технике – радиотехнические комплексы», г. Челябинск, Россия,
² Челябинский государственный университет, г. Челябинск, Россия

> Введение. Адаптивная обработка сигналов в присутствии помех является актуальной задачей для различных радиотехнических систем. Адаптация 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 предполагается стационарность помехи в пределах обучающего окна. Цель исследования. Провести анализ влияния нестационарности помехи на решающую статистику адаптивной межпериодной обработки. Определить зависимость оценки корреляционной матрицы помехи и решающей статистики от положения и интенсивности помехи в обучающем окне. Провести анализ влияния нестационарности помехи на уровень ложных тревог при межпериодной обработке с адаптацией к корреляционной матрице помехи. Выполнить оценку уровня ложных тревог при скачке помехи для последетекторной межпериодной обработки. Материалы и методы. Применение отношения Релея позволяет определить характер изменения решающей статистики межпериодной обработки. В качестве исходных данных используется модель скачкообразного изменения мощности помехи в обучающем окне. Исследуется изменение выборочной матрицы помехи при произвольном расположении скачка помехи и ее влияние на решающую статистику. Результаты. Получено общее выражение для относительного изменения решающей статистики и проведены расчеты для крайних положений помехи в окне. Определены пределы изменения решающей статистики, показано, что максимальное увеличение ее относительно стационарного уровня не превышает значения два, а минимальное уменьшение обратно пропорционально половинному значению скачка интенсивности помехи. Для случая последетекторной межпериодной обработки приведена численная оценка значений вероятности ложной тревоги. Заключение. Полученные результаты показывают, что относительное изменение решающей статистики пропорционально скачку интенсивности помехи и соответствующему изменению вероятности ложной тревоги и приводит к необходимости принятия мер по ее стабилизации.

> Ключевые слова: межпериодная обработка, нестационарная пассивная помеха, вероятность ложной тревоги.

Введение

При обнаружении сигналов на фоне коррелированных пассивных помех межпериодная обработка (МПО) использует матричную фильтрацию исходных отсчетов. Матричный фильтр представляет собой фильтр с весовыми коэффициентами, определяемыми обратной корреляционной матрицей помехи [1–3]. Для адаптивной МПО в качестве оценки корреляционной матрицы помехи используется выборочная матрица, сформированная из обучающих векторов. Обучающие векторы располагаются на временных позициях, отстоящих симметрично относительно анализируемой позиции. Полученная матрица является оценкой максимального правдоподобия корреляционной матрицы общего вида [4].

Входное воздействие помехи часто стационарно только на ограниченном временном интервале. В связи с этим отсчеты обрабатываются в «скользящем» окне конечной протяженности. При анализе характеристик МПО, как правило, предполагается стационарность процесса в анализируемом окне и отмечается важнейшее достоинство адаптивных МПО – обеспечение постоянства вероятности ложной тревоги F. В то же время именно нестационарность процесса в «скользящем» окне вызывает изменение F. Так как выборочная матрица МПО формируется по отсчетам

этого окна, то представляет интерес анализ помехоустойчивости МПО при нестационарности помехи в «скользящем» окне.

1. Постановка задачи

Обобщенная структурная схема адаптивной МПО сигналов цели на фоне коррелированных протяженных пассивных помех приведена на рис. 1 [5].



Рис. 1. Структурная схема адаптивной МПО: БОП – блок оценки параметров помехи; АФ – адаптивный фильтр; ПУ – пороговое устройство Fig. 1. Structural diagram of adaptive IPP (Interperiod processing): БОП (IPEU) – interference parameter estimation unit; АФ (AF) – adaptive filter; ПУ (TD) – threshold device

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 $\mathbf{u} = \left\{ u_{ij} \right\}_{j=1}^{M}$ с корреляционной матрицей $\mathbf{\Phi} = \sigma_P^2 \cdot \left\{ \rho_{ij} \right\} + \sigma_N^2 \cdot \mathbf{I}_{\mathbf{M}}$, где σ_P^2 – дисперсия пассивной помехи, $\left\{ \rho_{ij} \right\}$ – матрица междупериодных коэффициентов корреляции, σ_N^2 – дисперсия шума, $\mathbf{I}_{\mathbf{M}}$ – единичная диагональная матрица.

Заштрихованные области, изображенные на рис. 1, содержат K/2 смежных пачек $\mathbf{Y}_{1} = \left\{ y_{i}^{(1)} \right\}_{i=1}^{K/2}$, предшествующих центральной \mathbf{Y}_{0} , и K/2 смежных пачек $\mathbf{Y}_{2} = \left\{ y_{i}^{(2)} \right\}_{i=1}^{K/2}$, следующих за ней, образующих обучающую выборку объема K :

$$\mathbf{Y} = \{ \mathbf{Y}_{1}, \mathbf{Y}_{2} \} = \{ y_{i} \}_{i=1}^{K}; \ y_{i} = \{ y_{ij} \}_{j=1}^{M}.$$
(1)

В результате обработки в блоке оценки параметров (БОП) формируется выборочная матрица $\hat{\Phi} = \mathbf{K}^{-1} \cdot \sum_{i=1}^{K} \mathbf{Y} \cdot \mathbf{Y}^{H},$ (2)

где **Y**^H – эрмитово-сопряженная матрица.

Обратная матрица $\hat{\Phi}^{-1}$ определяет коэффициенты адаптивного фильтра (А Φ).

Образованная решающая статистика

$$\boldsymbol{\xi} = \mathbf{Y}_0^{\mathrm{H}} \cdot \hat{\boldsymbol{\Phi}}^{-1} \cdot \mathbf{Y}_0$$

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

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

Помехой представлен коррелированный гауссовый сигнал с изменением интенсивности «кромка помехи», при этом размер объекта, являющегося источником пассивной помехи, превышает размер «скользящего» окна.

В общем случае скользящее окно является двумерным (по дальности и азимуту) и интенсивность помехи может изменяться в любом из этих измерений. При этом без учета собственного шума ввиду его малости по сравнению с помехой $(\sigma_P^2 \gg \sigma_N^2)$, что соответствует реальной ситуа-

ции, корреляционная матрица входного процесса МПО принимает вид $\Phi = \sigma_P^2 \cdot \left\{ \rho_{ii} \right\}$.

Для анализа используем следующие допущения:

а) корреляционная матрица Ф известна;

б) объем К обучающей выборки достаточно велик и элементы р_{іі} корреляционной матрицы

внешних воздействий Ф и выборочной матрицы $\hat{\Phi}$ равны между собой;

в) интенсивность σ_P^2 помехи изменяется скачком в любом элементе дальности при постоянстве ρ_{ii} .

При принятых допущениях рассмотрим изменение решающей статистики ξ при отличии корреляционной матрицы $\hat{\Phi}_0$ процесса Y_0 от корреляционной матрицы $\hat{\Phi}$.

Это изменение можно вычислить через отношение Релея, которое в принятых обозначениях имеет вид

$$\mathbf{R} = \frac{\mathbf{Y}_{\mathbf{0}}^{\mathrm{H}} \cdot \hat{\mathbf{\Phi}}^{-1} \cdot \mathbf{Y}_{\mathbf{0}}}{\mathbf{Y}_{\mathbf{0}}^{\mathrm{H}} \cdot \mathbf{\Phi}_{\mathbf{0}}^{-1} \cdot \mathbf{Y}_{\mathbf{0}}}$$
(4)

и представляет собой относительное изменение ξ, которое при известном законе распределения ξ можно пересчитать в значение вероятности ложной тревоги F.

2. Результаты анализа

Взаимное пространственное расположение «скользящего» окна и скачка помехи приведено на рис. 2.

Примем, что до скачка помехи имеется дисперсия помехи, равная σ_0^2 , а после скачка дисперсия помехи равна $\sigma_1^2 = \gamma \cdot \sigma_0^2$. В соответствии с (2) и учетом принятых допущений выражение для $\hat{\Phi}$ запишем в виде

$$\hat{\boldsymbol{\Phi}} = \mathbf{K}^{-1} \cdot \left(\sum_{i=1}^{n-1} \mathbf{Y}_i \cdot \mathbf{Y}_i^{\mathrm{H}} + \sum_{i=n}^{K} \mathbf{Y}_i \cdot \mathbf{Y}_i^{\mathrm{H}} \right) = \\ = \mathbf{K}^{-1} \cdot \left(n \cdot \left[\mathbf{Y} \cdot \mathbf{Y}^{\mathrm{H}} \right]_0 + (n - \mathbf{K}) \cdot \left[\mathbf{Y} \cdot \mathbf{Y}^{\mathrm{H}} \right]_1 \right),$$
(5)

где *n* – номер ячейки дальности относительно начала скользящего окна по дальности, на которой произошел скачек помехи;

$$\begin{bmatrix} \mathbf{Y} \cdot \mathbf{Y}^{\mathrm{H}} \end{bmatrix}_{0} = \sigma_{0}^{2} \cdot \left\{ \rho_{ij} \right\} - \text{корреляционная матрица помехи до скачка;}$$
$$\begin{bmatrix} \mathbf{Y} \cdot \mathbf{Y}^{\mathrm{H}} \end{bmatrix}_{1} = \sigma_{0}^{2} \cdot \left\{ W_{ij} \right\} - \text{корреляционная матрица помехи после скачка;}$$
$$\mathbf{W} = \left\{ W_{ij} \right\} = \left\{ \begin{matrix} \mathbf{A} & \mathbf{B} \\ \mathbf{C} & \mathbf{D} \end{matrix} \right\} - \text{блочная матрица;}$$

(3)

Вестник ЮУрГУ. Серия «Компьютерные технологии, управление, радиоэлектроника». 2020. Т. 20, № 1. С. 79–88





 l_0 – положение центра «скользящего» окна; l – положение скачка помехи по дальности; $2 \cdot \Delta l$ – размер «скользящего» окна по дальности; M – размер «скользящего» окна по азимуту; m – положение скачка помехи по азимуту; l_P – протяженность помехи по дальности

Fig. 2. Spatial location of sliding window and interference jump:

 l_0 – position of the sliding window center; l – position of interference jump by range; $2 \cdot \Delta l$ – the size of the "sliding" window on range; M – size of "sliding" window in azimuth; *m* – position of interference jump in azimuth; l_P – length of interference by range

Так как значения *n* и К в (5) пропорциональны длительности соответствующего интервала, изображенного на рис. 2, то можно записать для переднего фронта помехи выражение:

$$\hat{\boldsymbol{\Phi}}_{1} = (2 \cdot \Delta l)^{-1} \cdot \left[\left(l - l_{0} + \Delta l \right) \cdot \sigma_{0}^{2} \cdot \left\{ \boldsymbol{\rho}_{ij} \right\} + \left(l_{0} + \Delta l - l \right) \cdot \sigma_{0}^{2} \cdot \left\{ \mathbf{W}_{ij} \right\} \right];$$

$$\boldsymbol{\Phi}_{0} = \begin{cases} \sigma_{0}^{2} \cdot \left\{ \boldsymbol{\rho}_{ij} \right\}, \text{ при } l > l_{0}, \\ \sigma_{0}^{2} \cdot \left\{ \mathbf{W}_{ij} \right\}, \text{ при } l > l_{0}. \end{cases}$$
(6)

Для заднего фронта помехи:

$$\hat{\boldsymbol{\Phi}}_{2} = (2 \cdot \Delta l)^{-1} \cdot \left[\left(l - l_{0} + \Delta l \right) \cdot \boldsymbol{\sigma}_{0}^{2} \cdot \left\{ \mathbf{W}_{ij} \right\} + \left(l_{0} + \Delta l - l \right) \cdot \boldsymbol{\sigma}_{0}^{2} \cdot \left\{ \boldsymbol{\rho}_{ij} \right\} \right];$$

$$\boldsymbol{\Phi}_{0} = \begin{cases} \boldsymbol{\sigma}_{0}^{2} \cdot \left\{ \mathbf{W}_{ij} \right\}, \text{ при } l \ge l_{0}, \\ \boldsymbol{\sigma}_{0}^{2} \cdot \left\{ \boldsymbol{\rho}_{ij} \right\}, \text{ при } l < l_{0}, \end{cases}$$

$$(7)$$

где Φ_0 – корреляционная матрица отсчетов в центре скользящего окна.

В соответствии с (6) и (7) отношение Релея (4) для указанных случаев имеет вид:

$$R_{1} = \frac{Y_{0}^{H} \cdot \hat{\Phi}_{1}^{-1} \cdot Y_{0}}{Y_{0}^{H} \cdot \Phi_{0}^{-1} \cdot Y_{0}}; \quad R_{2} = \frac{Y_{0}^{H} \cdot \hat{\Phi}_{2}^{-1} \cdot Y_{0}}{Y_{0}^{H} \cdot \Phi_{0}^{-1} \cdot Y_{0}}$$
(8)

и граничные значения R_{1,2} определяются из характеристического уравнения [6]:

$$\det\left(\hat{\boldsymbol{\Phi}}_{1,2}^{-1} - \lambda \cdot \boldsymbol{\Phi}_{0}^{-1}\right) = 0; \quad \lambda_{\min} \le R_{1,2} \le \lambda_{\max}.$$

$$\tag{9}$$

Значения R по выражениям (8) и (9) в общем виде при произвольных значениях *m* и *l* аналитическому расчету не поддаются и могут быть получены численными расчетами. Однако для крайних значений положения помехи в «скользящем» окне выражения R сводятся к значительно более простым.

При m = 0 и любом *l* в пределах «скользящего» окна по дальности (все азимутальные позиции поражены помехой) получим из (5) $\{W_{ij}\} = \gamma \cdot \{\rho_{ij}\}$ и соответственно из (6):

$$\begin{split} \hat{\boldsymbol{\Phi}}_{1} &= \left(2 \cdot \Delta l\right)^{-1} \cdot \left[\left(l - l_{0} + \Delta l\right) + \gamma \cdot \left(l_{0} + \Delta l - l\right) \right] \cdot \sigma_{0}^{2} \cdot \left\{ \rho_{ij} \right\}; \\ \boldsymbol{\Phi}_{0} &= \begin{cases} \sigma_{0}^{2} \cdot \left\{ \rho_{ij} \right\}, \text{ при } l > l_{0}, \\ \gamma \cdot \sigma_{0}^{2} \cdot \left\{ \rho_{ij} \right\}, \text{ при } l > l_{0}. \end{cases} \end{split}$$

Отсюда

$$\hat{\Phi}_{1}^{-1} = \frac{(2\Delta l) \cdot \left\{ \rho_{ij} \right\}^{-1} \cdot \sigma_{0}^{-2}}{\left[(l - l_{0} + \Delta l) + \gamma \cdot (l_{0} + \Delta l - l) \right]};$$

$$\Phi_{0}^{-1} = \begin{cases} \sigma_{0}^{-2} \cdot \left\{ \rho_{ij} \right\}^{-1}, \text{ при } l > l_{0}, \\ \gamma^{-1} \cdot \sigma_{0}^{-2} \cdot \left\{ \rho_{ij} \right\}^{-1}, \text{ при } l > l_{0}. \end{cases}$$
(10)

Далее из выражения (10) получим

$$\hat{\boldsymbol{\Phi}}_{1}^{-1} = \begin{cases} \left(\frac{2 \cdot \Delta l}{\left(l - l_{0} + \Delta l\right) + \gamma \cdot \left(l_{0} + \Delta l - l\right)} \right) \cdot \boldsymbol{\Phi}_{0}^{-1}, \ l > l_{0}, \\ \left(\frac{2 \cdot \Delta l \cdot \gamma}{\left(l - l_{0} + \Delta l\right) + \gamma \cdot \left(l_{0} + \Delta l - l\right)} \right) \cdot \boldsymbol{\Phi}_{0}^{-1}, \ l \le l_{0}. \end{cases}$$

$$(11)$$

Таким образом, $\tilde{\Phi}_1^{-1}$ отличается от Φ_0^{-1} только скалярным множителем и, следовательно, значение R_1 равно этому множителю

$$\mathbf{R}_{1} = \begin{cases} \frac{2 \cdot \Delta l}{\left(l - l_{0} + \Delta l\right) + \gamma \cdot \left(l_{0} + \Delta l - l\right)}, & l > l_{0}, \\ \frac{2 \cdot \Delta l \cdot \gamma}{\left(l - l_{0} + \Delta l\right) + \gamma \cdot \left(l_{0} + \Delta l - l\right)}, & l \le l_{0}. \end{cases}$$

$$(12)$$

Проведя аналогичные вычисления для заднего фронта помехи (7), получим

$$\mathbf{R}_{2} = \begin{cases} \frac{2 \cdot \Delta l \cdot \gamma}{(l - l_{0} + \Delta l) \cdot \gamma + (l_{0} + \Delta l - l)}, \ l > l_{0}, \\ \frac{2 \cdot \Delta l}{(l - l_{0} + \Delta l) \cdot \gamma + (l_{0} + \Delta l - l)}, \ l \le l_{0}. \end{cases}$$

$$(13)$$

При любых *m* в пределах «скользящего» окна по азимуту и $l < l_0 - \Delta l$ (все позиции по дальности поражены скачком помехи) получим из (5)

$$[\mathbf{Y} \cdot \mathbf{Y}^{\mathrm{H}}]_{0} = [\mathbf{Y} \cdot \mathbf{Y}^{\mathrm{H}}]_{1} = \sigma_{0}^{2} \cdot \{\mathbf{W}_{ij}\}$$

и соответственно из (6)

$$\hat{\Phi}_{1,2} = \Phi_0 = \sigma_0^2 \cdot \{ W_{ij} \}, R_{1,2} = 1.$$

Из выражений (12) и (13) следует, что в точке l_0 (середине «скользящего» окна) значения R_1

и R₂ меняются скачком от величины R_{max} = $2 \cdot \gamma / (\gamma + 1)$ до R_{min} = $2 / (\gamma + 1)$. На рис. 3 приведены зависимости R₁, R₂ и R₃=1 при скачке $\gamma = 10$ дБ.





Таким образом, по результатам приведенных расчетов можно сделать следующие выводы: — при скачке помехи на любом участке дальности с поражением помехой всех азимутальных позиций «скользящего» окна на этом участке решающая статистика изменяется в соответствии со скалярным множителем независимо от мощности и вида корреляционной матрицы входного процесса;

 при скачке помехи на любой азимутальной позиции с поражением помехой всех дальномерных позиций «скользящего» окна решающая статистика не изменяется независимо от мощности и вида корреляционной матрицы входного процесса;

– полученные значения R₁ и R₂ позволяют провести оценку значений вероятности ложной тревоги F для рассматриваемых положений скачка помехи.

3. Влияние «кромки» помехи на вероятность ложной тревоги последетекторной МПО

Вероятность ложной тревоги определяется плотностью распределения решающей статистики ξ в отсутствие сигнала. При этом изменение ξ в соответствии с R_1 , R_2 может быть учтено множителем R_1^{-1} , R_2^{-1} в пороговом уровне ξ_{Π} при расчете F.

В частности, для последетекторной МПО плотность вероятности ξ описывается логнормальным законом, параметры которого при отсутствии сигнала зависят только от М [5].

Для логнормального закона распределения плотность равна

$$p(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{\left[\ln x - \mu\right]^2}{2\sigma^2}\right\},\tag{14}$$

где µ, σ- параметры распределения, приведенные в табл. 1.

Для этого закона вероятность превышения порога ξ_{Π} определяется из выражения [6]

$$F = 1 - \Phi\left(\frac{\ln(\xi_{\Pi}) - \mu}{\sigma}\right),$$
(15)

$$\Gamma de \Phi = \frac{1}{\sqrt{2} \cdot \pi} \int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{t^2}{2}} dt.$$

Значения пороговых уровней при F = 10^{-1} , F = 10^{-2} , F = 10^{-3} для M = 3, 5 и 8 приведены в табл. 1. Табл. 1.

Значения пороговых уровней

Table 1

Values of threshold levels						
м			$\ln(\xi_{\Pi})$			
IVI	μ_0	00	$F = 10^{-1}$	$F = 10^{-2}$	$F = 10^{-3}$	
3	0,62	0,81				
5	1,53	0,72	$1,28 \cdot \sigma_0 + \mu_0$	$2,35 \cdot \sigma_0 + \mu_0$	$3,1\cdot\sigma_0+\mu_0$	
8	2,1	0,53				

Для логнормального распределения (14) при умножении ξ на R вероятность F₁ равна

$$F_{1} = 1 - \Phi\left(\frac{\ln\left(\frac{\xi_{\Pi}}{R}\right) - \mu_{0}}{\sigma_{0}}\right).$$
(16)

Учитывая, что $R_{MAX} / R_{MIN} = \gamma$, можно сделать вывод, что количество ложных тревог существенно изменяется при прохождении скачка помехи через «скользящее» окно. Передний фронт помехи, приближаясь к центру «скользящего» окна, занижает F, при прохождении через центр «скользящего» окна происходит резкий рост F с дальнейшим понижением до стационарного уровня F₀. Задний фронт помехи, приближаясь к центру окна, повышает F, при прохождении центра «скользящего» окна происходит резкое понижение F с дальнейшим повышением до стационарного уровня F₀.

Численные расчеты значений F_{MAX} и F_{MIN} для M = 3, 5, 8 и γ = 10, 100 приведены в табл. 2 и 3.

Численные расчеты F при у = 10

Numerical calculations F at $\gamma = 10$

Table 2	
---------	--

Таблица 2

	•					
F ₀	F _{MAX}			F _{MIN}		
	M = 3	M = 5	M = 8	M = 3	M = 5	M = 8
10^{-1}	$3 \cdot 10^{-1}$	$3,9 \cdot 10^{-1}$	$4,7 \cdot 10^{-1}$	$4 \cdot 10^{-4}$	10 ⁻⁴	$< 10^{-6}$
10 ⁻²	$6 \cdot 10^{-2}$	$7 \cdot 10^{-2}$	$13 \cdot 10^{-2}$	10 ⁻⁴	10 ⁻⁵	< 10 ⁻⁶
10 ⁻³	10 ⁻²	$1,6\cdot 10^{-2}$	$3 \cdot 10^{-2}$	$< 10^{-6}$	$< 10^{-6}$	< 10 ⁻⁶

Таблица 3

Table 3

Numerical calculations F at $\gamma = 100$

Численные расчеты F при у = 100

F ₀	F _{MAX}			F _{MIN}		
	M = 3	M = 5	M = 8	M = 3	M = 5	M = 8
10^{-1}	$3,4\cdot 10^{-1}$	$3,8 \cdot 10^{-1}$	$5,3 \cdot 10^{-1}$	< 10 ⁻⁶	< 10 ⁻⁶	< 10 ⁻⁶
10 ⁻²	$7 \cdot 10^{-2}$	$9 \cdot 10^{-2}$	$17 \cdot 10^{-2}$	< 10 ⁻⁶	< 10 ⁻⁶	< 10 ⁻⁶
10 ⁻³	$2 \cdot 10^{-2}$	$2,7 \cdot 10^{-2}$	$4 \cdot 10^{-2}$	< 10 ⁻⁶	< 10 ⁻⁶	< 10 ⁻⁶

Данные из табл. 2 и 3 показывают, что величина F_{MAX} слабо зависит от M и γ , приводя к увеличению ложных тревог не более чем на порядок, в то время как F_{MIN} может измениться на 3–4 порядка.

Проведенные расчеты показывают высокую нестабильность F при скачке помехи на входе МПО. Эти обстоятельства вынуждают к применению специальных мер по реализации адаптивного порогового устройства для стабилизации F. B работах [7–10] приведены алгоритмы адаптивных пороговых устройств, которые могут быть перспективны для решения этой задачи.

Заключение

В результате проведенного анализа получены общие выражения для выборочной матрицы адаптивной МПО, определены выборочные матрицы для предельных положений скачка помехи в «скользящем» окне. С использованием отношения Релея определены множители решающей статистики, обусловленные скачком помехи. Для последетекторной адаптивной МПО проведена оценка значений вероятности ложной тревоги.

Литература

1. Попов, Д.И. Адаптивная обработка сигналов на фоне пассивных помех / Д.И. Попов // Известия вузов. Радиоэлектроника. – 2000. – Т. 43, № 1. – С. 59–68.

2. Попов, Д.И. Адаптивное обнаружение сигналов на фоне пассивных помех / Д.И. Попов // Вісник Національного технічного університету Украіни Київский політехнічний інститут. Серія. Радіотехніка. Радіоапаратобудування. – 2017. – № 70. – С. 5–10.

3. Попов, Д.И. Адаптация систем обработки сигналов на фоне пассивных помех / Д.И. Попов // Вестник Московского энергетического института (Вестник МЭИ). – 2016. – № 3. – С. 78–83.

4. Попов, Д.И. Оценивание корреляционных параметров пассивных помех / Д.И. Попов // Радиопромышленность. – 2017. – № 1. – С. 57–62. DOI: 10.21778/2413-9599-2017-1-57-62

5. СДЦ в импульсных РЛС: 5. Адаптивные системы междупериодной обработки гауссовых сигналов на фоне гауссовых пассивных помех / Д.И. Леховицкий, В.П. Рябуха, Г.А. Жуга и др. // Прикладная радиоэлектроника. 2011. – Т. 10, № 4. – С. 508–525. – http://openarchive.nure.ua/ bitstream/document/4718/1/508-525.pdf.

6. Корн, Г. Справочник по математике для научных работников и инженеров. / Г. Корн, Т. Корн. – М.: Наука, 1968. – 720 с.

7. Трухачев, А.А. Адаптивные пороговые уровни в устройствах обнаружения радиолокационных сигналов / А.А. Трухачев. – М.: Юлис, 2017. – 339 с.

8. Попов, Д.И. Адаптивные пороговые устройства / Д.И. Попов // Известия высших учебных заведений. Радиоэлектроника. – 2006. – Т.49, № 3. – С. 30–35.

9. Чухломин, И.Е. Адаптивная последетекторная междупериодная обработка в следящей амплитудной моноимпульсной РЛС / И.Е. Чухломин, Н.А. Файзулин // Радиолокация, Навигация, Связь: сб. тр. XXV Междунар. науч.-техн. конф. – 2019. – Т. 3. – С. 82–101.

10. Чухломин, И.Е. Анализ обнаружителя LOG-CFAR с цифровым адаптивным порогом обнаружения на фоне морских помех / И.Е. Чухломин, Н.А. Файзулин // Журнал радиоэлектроники: электрон. журн. – 2015. – № 2. – http://jre.cplire.ru/jre/feb15/7/text.pdf.

Чухломин Иван Евгеньевич, ведущий инженер, АО «Научно-исследовательский институт по измерительной технике – радиотехнические комплексы», г. Челябинск; office@niiit-rk.ru.

Файзулин Наиль Абдулович, канд. техн. наук, старший научный сотрудник, главный конструктор проекта, АО «Научно-исследовательский институт по измерительной технике – радиотехнические комплексы», г. Челябинск; office@niiit-rk.ru.

Павлик Виталий Вадимович, студент 2-го курса, Челябинский государственный университет, г. Челябинск; vitaliypavlik@mail.ru.

Поступила в редакцию 4 ноября 2019 г.

DOI: 10.14529/ctcr200108

ANALYSIS OF INTERPERIOD PROCESSING UPON NON-STATIONARY INFLUENCE OF PASSIVE GAUSSIAN CLUTTER

*I.E. Chukhlomin*¹, office@niiit-rk.ru, *N.A. Faizulin*¹, office@niiit-rk.ru, *V.V. Pavlik*², vitaliypavlik@mail.ru

 ¹ JSC "Research Institute for the Measurement Technology – Radio Systems", Chelyabinsk, Russian Federation,
 ² Chelyabinsk State University, Chelyabinsk, Russian Federation

> Introduction. Adaptive processing of signals in interference is an actual task for different radio systems. Adaptation is based on optimization of the processing algorithm depending on interference parameters, at that a priori independent interference parameters are replaced with their evaluations according to the adaptive Gaussian approach methodology. The interference parameters evaluation is carried out by classified sampling, at that interference stationarity within the training window is supposed. Aim. To analyze effect of interference instability on adaptive interperiod processing decision statistics, to determine dependence of interference correlation matrix evaluation and decision statistics on location and interference intensity in the training window, to research evaluation of false alarm level at interference jump for postdetection interperiod processing, to analyze effect of interference instability on false alarm level at interperiod processing with adaptation to the interference correlation matrix. Materials and methods. The Rayleigh ratio is applied as an interference instability research method. Applying of the Rayleigh ratio allows to determine character of interperiod processing decision statistics change. A model of interference power stepwise change in the educational window is used as reference data. By means of the Rayleigh ratio, change of sample interference matrix at random location of interference jump and its effect on decision statistics is researched. Results. A common expression is received for relative change of decision statistics, and calculations for the interference extreme positions in the window are carried out. Limits of decision statistics are determined, and it is demonstrated that its maximum increase relative to stationary level does not exceed the value of two, and minimum decrease is inversely proportional to half value of interference intensity jump. For postdetection interperiod processing case, numeric evaluation of false alarm probability values is given. Conclusion. Received results show that relative change of decision statistics proportional to interference intensity jump and to corresponding change of false alarm probability necessitates taking measures on its stabilization.

Keywords: interperiod signal processing, non-stationary clutter, probability of false alarms.

References

1. Popov D.I. [Adaptive Signal Processing against the Background of Passive Interference]. *University News Radioelectronics*, 2000, vol. 43, no. 1, pp. 59–68. (in Russ.)

2. Popov D.I. [Adaptive Signal Detection against Passive Interference]. Bulletin of the National Technical University of Ukraine Kiev Polytechnic Institute. Ser. Radio Engineering. Development of the Radio Equipment, 2017, no. 70, pp. 5–10. (in Ukr.)

3. Popov D.I. [Adaptation of Signal Processing Systems against the Background of Passive Interference]. *Bulletin of the Moscow Energy Institute (Bulletin of MEI)*, 2016, no. 3, pp. 78–83. (in Russ.)

4. Popov D.I. [Evaluation of Clutter Correlation Parameters]. *Radio Industry*, 2017, vol. 1, pp. 57–62. (in Russ.) DOI: 10.21778/2413-9599-2017-1-57-62

5. Lekhovitskiy D.I., Ryabukha V.P., Zhuga D.S., Rachkov D.S., Semeniaka A.V. [MTD in Pulse Radars: 5. Adaptive Systems for Interperiod Processing of Gaussian Signals against the Background of Gaussian Clutter]. *Applied Radio Electronics: Sci. Journ.*, 2011, vol. 10, no. 4, pp. 508–525. Available at: http://openarchive.nure.ua/bitstream/document/4718/1/508-525.pdf.

6. Korn G., Korn T. *Spravochnik po matematike dlya nauchnykh rabotnikov i inzhenerov* [Mathematical Handbook for Scientists and Engineers]. Moscow, Nauka Publ., 1968, 720 p.

7. Trukhachev A.A. Adaptivnye porogovye urovni v ustroystvakh obnaruzheniya radiolokatsionnykh signalov [Adaptive Threshold Levels in Radar Detection Devices]. Moscow, Julis Publ., 2017, 339 p.

8. Popov D.I. [Adaptive Threshold Devices]. Bulletin of Higher Educational Institutions. Radioelectronics, 2006, vol. 49, no. 3, pp. 30–35. (in Russ.)

9. Chukhlomin I.E., Faizulin N.A. [Adaptive Postdetector Interperiod Processing in Tracking Amplitude Monopulse Radar]. *Radiolokatsiya, Navigatsiya, Svyaz': sb. tr. XXV Mezhdunar. nauch.-tekhn. konf.* ["Radar Navigation Communication": Proc. of XXV International Scientific and Technical Conference]. Voronezh, 2019, vol. 3, pp. 82–101.

10. Chukhlomin I.E., Faizulin N.A. [Analysis of a LOG-CFAR Detector with a Digital Adaptive Detection Threshold against a Background of Sea Clutter]. *Journal of Radio Electronics: Electronic Journal*, 2015, vol. 2. Available at: http://jre.cplire.ru/jre/feb15/7/text.pdf (in Russ.)

Received 4 November 2019

ОБРАЗЕЦ ЦИТИРОВАНИЯ

Чухломин, И.Е. Анализ межпериодной обработки при нестационарном воздействии пассивной гауссовой помехи / И.Е. Чухломин, Н.А. Файзулин, В.В. Павлик // Вестник ЮУрГУ. Серия «Компьютерные технологии, управление, радиоэлектроника». – 2020. – Т. 20, № 1. – С. 79–88. DOI: 10.14529/ctcr200108

FOR CITATION

Chukhlomin I.E., Faizulin N.A., Pavlik V.V. Analysis of Interperiod Processing upon Non-Stationary Influence of Passive Gaussian Clutter. *Bulletin of the South Ural State University. Ser. Computer Technologies, Automatic Control, Radio Electronics*, 2020, vol. 20, no. 1, pp. 79–88. (in Russ.) DOI: 10.14529/ctcr200108