

Д. И. Попов

Рязанский государственный радиотехнический университет, Рязань, Россия

ОЦЕНИВАНИЕ КОРРЕЛЯЦИОННЫХ ПАРАМЕТРОВ ПАССИВНЫХ ПОМЕХ

В статье методом максимального правдоподобия синтезированы алгоритмы оценивания параметров пассивных помех – коэффициентов межпериодной корреляции и доплеровского сдвига фазы за период повторения. Введена функция правдоподобия для исходных отсчетов гауссовской пассивной помехи. В результате решения соответствующих уравнений правдоподобия получены конечные алгоритмы оценивания коэффициентов межпериодной корреляции и доплеровского сдвига фазы помехи. Приведена структурная схема измерителя оценок соответствующих параметров пассивной помехи, которая может быть использована в системах адаптивной обработки сигналов на фоне пассивных помех, а также анализ точности оценивания искомым параметров пассивной помехи в зависимости от объема обучающей выборки и корреляционных свойств помехи. Сравнение результатов расчетов и проведенного имитационного статистического моделирования подтвердило асимптотическую эффективность получаемых оценок корреляционных параметров помехи.

Ключевые слова: алгоритмы оценивания, доплеровская фаза, коэффициенты корреляции, обучающая выборка, пассивные помехи, точность оценивания.

Для цитирования: Попов Д. И. Оценивание корреляционных параметров пассивных помех // Радиопромышленность. 2017. № 1. С. 57–62.

D. I. Popov

Ryazan State Radio Engineering University, Ryazan, Russia

EVALUATION OF CLUTTER CORRELATION PARAMETERS

The article gives a presentation of algorithms of evaluation of clutter parameters by maximum likelihood method – coefficients of interperiod correlation and the Doppler phase shift for a repetition period. The likelihood function is introduced for reference count of Gauss clutter. As a result of the solution of the appropriate equations the final algorithms were obtained for valuation of coefficients of inter-period correlation and Doppler shift of clutter phase. A block diagram is given of measurement tool for evaluations of the appropriate parameters of clutter, and this diagram can be used in systems of adaptive processing of signals on the background of clutter, and the analysis of accuracy of evaluation of desired parameters of clutter is presented, with dependence on the volume of learning sample and correlation properties of clutter. The comparison of the results of calculations and the statistical simulation confirmed asymptotic efficiency of the obtained estimates of the clutter correlation parameters.

Keywords: evaluation algorithms, Doppler phase, correlation coefficients, learning sample, clutter, evaluation accuracy.

For citation: Popov D. I. Evaluation of clutter correlation parameters. Radiopromyshlennost, 2017, no. 1, pp. 57–62 (In Russian).

DOI 10.21778/2413-9599-2017-1-57-62

Введение

Пассивные помехи в виде мешающих отражений от неподвижных или медленно перемещающихся объектов – местных предметов, гидрометеоров (облаков, дождя, града, снега), металлизированных отражателей, сбрасываемых для маскировки цели, и др. – существенно нарушают нормальную работу радиолокационных систем [1, 2]. Интенсивность

пассивных помех может значительно превышать уровень собственных шумов радиоприемного устройства, что приводит к перегрузкам приемного тракта («ослеплению» радиолокатора) и, как следствие этого к потере полезных сигналов. Однако даже при отсутствии перегрузок полезный сигнал может быть потерян или вообще не обнаружен на фоне интенсивных мешающих отражений.

Априорная неопределенность корреляционных параметров пассивных помех существенно затрудняет реализацию эффективного обнаружения движущихся целей. Преодоление параметрической априорной неопределенности основывается на методологии адаптивного байесовского подхода, приводящего к адаптивным алгоритмам обработки путем замены неизвестных параметров их состоятельными оценками, в частности оценками максимального правдоподобия (ОМП) [3, 4]. Универсальность и относительная простота метода максимального правдоподобия сочетается с высокими достоинствами получаемых оценок, которые при условии единственности решения уравнения правдоподобия всегда состоятельны, асимптотически нормальны и асимптотически эффективны.

Статистическое описание гауссовских пассивных (коррелированных) помех задается их корреляционными матрицами, параметры которых априори неизвестны и меняются во времени и пространстве. Так как алгоритмы обработки сигналов движущихся целей на фоне пассивных помех связаны с параметрами корреляционных матриц последних [5], то для преодоления соответствующей априорной неопределенности необходимо найти ОМП данных параметров и на их основе построить соответствующие измерители.

Функция правдоподобия

Рассмотрим оценивание корреляционных параметров пассивной помехи в когерентно-импульсном радиолокаторе, осуществляющем межпериодную обработку последовательности N отсчетов комплексных огибающих исходных данных $U_{jl} = x_{jl} + iy_{jl}$, следующих через период повторения T и образующих в l -м элементе разрешения по дальности вектор-столбец $U_l = \{U_{jl}\}^T$, $j = \overline{1, N}$, $l = \overline{1, n+1}$, "Т" – символ транспонирования. Пассивная помеха, создаваемая отражениями от протяженных объектов, располагается во временном стробе и образует в пределах $n+1$ смежных элементов разрешения по дальности обучающую выборку в виде совокупности $U = \{U_l\} = \{U_1, \dots, U_{n+1}\}$. Так как адаптивную обработку на основе поступающих оценок для уменьшения ошибок рассогласования следует осуществлять после предварительной задержки исходных данных для среднего элемента разрешения в стробе [5], то целесообразно соответствующий этому элементу вектор U_l ($l = n/2+1$) исключить из обучающей выборки. Тогда в случае сигнала, соизмеримого по величине с помехой, или разрывной помехи при обработке элемента разрешения, содержащего сигнал, исключается возможность ослабления или подавления сигнала за счет его влияния на используемые оценки.

Пассивные помехи, как правило, создаются множественными отражателями и поэтому являются случайными узкополосными процессами гауссовского типа. Помеха в различных элементах разрешения по дальности ввиду полной смены элементарных отражателей является статистически независимой с однородными статистическими характеристиками в пределах рассматриваемого временного строба. При этом в каждом элементе разрешения данного строба помеха описывается корреляционной матрицей $R_l = U_l U_l^{*T} / 2 = R$, "*" – знак комплексного сопряжения.

Корреляционная матрица R или ее параметры априори неизвестны и являются предметом оценивания в задачах адаптивной обработки сигналов движущихся целей. Зависимость входных данных в виде совокупности $U = \{U_l\} = \{U_1, \dots, U_{n+1}\}$ от матрицы R описывается функцией правдоподобия (ФП)

$$P(U / R) = (2\pi)^{-Nn} \det^{-n} R \exp \left(-\frac{1}{2} \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq \frac{n}{2}+1}}^{n+1} U_l^{*T} R^{-1} U_l \right), \quad (1)$$

где R^{-1} – матрица, обратная по отношению к матрице R , элементы которой при симметричном спектре помехи $R_{jk} = \sigma_j \sigma_k \rho_{jk} e^{i(j-k)\varphi} + \sigma_{ш}^2 \delta_{jk}$; σ_j – среднеквадратичные значения отсчетов пассивной помехи; ρ_{jk} – коэффициенты межпериодной корреляции помехи, φ – доплеровский сдвиг фазы помехи за период повторения T ; $\sigma_{ш}^2$ – дисперсия собственного шума радиоприемного устройства, δ_{jk} – символ Кронекера.

При адаптации систем обработки сигналов на фоне пассивных помех ρ_{jk} необходимо оценивать коэффициенты межпериодной корреляции помехи ρ_{jk} и доплеровский сдвиг фазы φ [5].

Оценивание коэффициентов корреляции

С учетом стационарности структуры эрмитовой матрицы R корреляционные свойства пассивной помехи характеризуются соответствующими первой строке матрицы R коэффициентами межпериодной корреляции ρ_{1k} , число которых равно $N-1$. Для оценивания каждого коэффициента корреляции ρ_{1k} ($k = \overline{2, N}$) необходимы исходные данные двух соответствующих периодов повторения. Тогда совокупность $U = \{U_l\}$ образуют векторы $U_l = \{U_{jl}, U_{j+k-1, l}\}^T$, $j = \overline{1, N-k+1}$, $l = \overline{1, n+1}$. При этом без учета собственного шума ввиду его малости по сравнению с пассивной помехой ($\sigma_{ш}^2 \ll \sigma_i^2$), что соответствует реальной ситуации, ФП (1) принимает вид

$$P(\mathbf{U} / \alpha, \vartheta) = (2\pi\sigma_j\sigma_{j+k-1})^{-2n}(1-\rho_{1k}^2)^{-n} \times \\ \times \exp \left\{ \frac{1}{2(1-\rho_{1k}^2)} \left(\frac{\rho_{1k}(V_{1k}^{(j)} e^{-i\vartheta} + V_{1k}^{(j)*} e^{i\vartheta})}{\sigma_j\sigma_{j+k-1}} - \frac{a_1^{(j)}}{\sigma_j^2} - \frac{a_k^{(j)}}{\sigma_{j+k-1}^2} \right) \right\},$$

где $\alpha = \{\rho_{1k}, \sigma_j^2, \sigma_{j+k-1}^2\}$ – вектор искомых параметров помехи, $\vartheta = (k-1)\varphi$,

$$V_{1k}^{(j)} = \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq \frac{n}{2}+1}}^n U_{jl}^* U_{j+k-1, l}, \quad a_1^{(j)} = \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq \frac{n}{2}+1}}^n |U_{jl}|^2, \\ a_k^{(j)} = \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq \frac{n}{2}+1}}^n |U_{j+k-1, l}|^2.$$

Фазовый сдвиг ϑ в данном случае является неинформационным (мешающим) параметром, который подлежит исключению из ФП. Классическое решение этой проблемы состоит в усреднении ФП по ϑ . Предлагаемое решение основывается на максимизации ФП по фазовому сдвигу ϑ . Учтя, что

$$V_{1k}^{(j)} e^{-i\vartheta} + V_{1k}^{(j)*} e^{i\vartheta} = 2|V_{1k}^{(j)}| \cos(\vartheta - \arg V_{1k}^{(j)}),$$

то при любом α максимуму ФП по ϑ соответствует $\cos(\vartheta - \arg V_{1k}^{(j)}) = 1$.

При этом условии параметр ϑ исключается из ФП, которая принимает вид

$$P(\mathbf{U} / \alpha, \vartheta) = (2\pi\sigma_j\sigma_{j+k-1})^{-2n}(1-\rho_{1k}^2)^{-n} \times \\ \times \exp \left\{ \frac{1}{1-\rho_{1k}^2} \left(\frac{\rho_{1k}|V_{1k}^{(j)}|}{\sigma_j\sigma_{j+k-1}} - \frac{a_1^{(j)}}{2\sigma_j^2} - \frac{a_k^{(j)}}{2\sigma_{j+k-1}^2} \right) \right\}.$$

Заметим, что при усреднении ФП по фазовому сдвигу ϑ , приводящем к модифицированной функции Бесселя нулевого порядка, с учетом свойств этой функции при больших значениях аргумента достигается аналогичный результат.

При оценивании векторного параметра α уравнение правдоподобия имеет вид

$$\nabla_{\alpha} \ln P(\mathbf{U} / \alpha) \Big|_{\alpha=\hat{\alpha}} = 0,$$

где $\nabla_{\alpha} = \left\{ \frac{\partial}{\partial \rho_{1k}}, \frac{\partial}{\partial (\sigma_j^2)}, \frac{\partial}{\partial (\sigma_{j+k-1}^2)} \right\}$ – оператор градиента, соответствующий вычислению частных производных по компонентам вектора α .

В результате логарифмирования, дифференцирования и несложных алгебраических преобразований получим

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial \ln P}{\partial \rho_{1k}} &= 2n(1-\rho_{1k}^2) + \frac{(1+\rho_{1k}^2)|V_{1k}^{(j)}|}{\rho_{1k}\sigma_j\sigma_{j+k-1}} - \frac{a_1^{(j)}}{\sigma_j^2} - \frac{a_k^{(j)}}{\sigma_{j+k-1}^2} = 0, \\ \frac{\partial \ln P}{\partial (\sigma_j^2)} &= 2n(1-\rho_{1k}^2) + \frac{\rho_{1k}|V_{1k}^{(j)}|}{\sigma_j\sigma_{j+k-1}} - \frac{a_1^{(j)}}{\sigma_j^2} = 0, \\ \frac{\partial \ln P}{\partial (\sigma_{j+k-1}^2)} &= 2n(1-\rho_{1k}^2) + \frac{\rho_{1k}|V_{1k}^{(j)}|}{\sigma_j\sigma_{j+k-1}} - \frac{a_k^{(j)}}{\sigma_{j+k-1}^2} = 0. \end{aligned} \right\}$$

Данная система уравнений позволяет найти искомые оценки максимального правдоподобия (ОМП). Из совместного решения уравнений системы с учетом текущего номера периода повторения j находим

$$\hat{\rho}_{1k}^{(j)} = |V_{1k}^{(j)}| / 2n\sigma_j\sigma_{j+k-1}, \quad k = \overline{2, N}.$$

Решение второго и третьего уравнений системы с учетом полученного выражения для $\hat{\rho}_{1k}^{(j)}$ приводит соответственно к оценкам

$$\hat{\sigma}_j^2 = a_1^{(j)} / 2n, \quad \hat{\sigma}_{j+k-1}^2 = a_k^{(j)} / 2n.$$

Окончательно для ОМП коэффициентов корреляции имеем

$$\hat{\rho}_{1k}^{(j)} = |V_{1k}^{(j)}| / (a_1^{(j)} a_k^{(j)})^{1/2}, \quad k = \overline{2, N}. \quad (2)$$

Алгоритм оценивания (2) является оптимальным. С учетом стационарности структуры корреляционной матрицы помехи при определении оценок коэффициентов корреляции может быть использовано межпериодное усреднение. В этом случае оценки $\hat{\rho}_{1k}$ находятся в соответствии с алгоритмом (2) на основе усредненных величин

$$V_{1k} = \sum_{j=1}^{N-k+1} V_{1k}^{(j)}, \quad a_1 = \sum_{j=1}^{N-k+1} a_1^{(j)}, \quad a_k = \sum_{j=1}^{N-k+1} a_k^{(j)}.$$

Оценивание доплеровской фазы

Для оперативного оценивания доплеровского сдвига фазы помехи φ достаточно данных двух смежных периодов повторения ($N=2$), представленных в одном элементе разрешения по дальности вектором $\mathbf{U}_l = \{U_{jl}, U_{j+1, l}\}^T$, $j = \overline{1, N-1}$ а во временном строке – совокупностью $\mathbf{U} = \{\mathbf{U}_l\}$, $l = \overline{1, n+1}$. Функция правдоподобия теперь принимает вид

$$P(\mathbf{U} / \varphi) = C \exp \left(-\frac{1}{2} \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq \frac{n}{2}+1}}^{n+1} \mathbf{U}_l^* \mathbf{R}^{-1} \mathbf{U}_l \right), \quad (3)$$

где C – не зависящая от \mathbf{U} и φ константа.

Алгоритм оценивания величины φ находится из уравнения правдоподобия

$$\partial \ln P(\mathbf{U} / \varphi) / \partial \varphi \Big|_{\varphi=\hat{\varphi}} = 0. \quad (4)$$

Решение этого уравнения с учетом функции правдоподобия (3) и текущего номера периода повторения j имеет вид

$$\hat{\varphi}_j = \arg V_{12}^{(j)} = \arctg(\text{Im} V_{12}^{(j)} / \text{Re} V_{12}^{(j)}), \quad (5)$$

где

$$V_{12}^{(j)} = \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq \frac{n}{2}+1}}^n U_{jl}^* U_{j+1,l} = \text{Re} V_{12}^{(j)} + i \text{Im} V_{12}^{(j)} = |V_{12}^{(j)}| e^{i\hat{\varphi}_j}.$$

Такой же результат получается из условия максимизации ФП, соответствующего уравнению $\cos(\varphi_j - \arg V_{12}^{(j)}) = 1$. Интервал однозначного измерения по алгоритму (5) находится в пределах $[-\pi/2, \pi/2]$. Для его расширения до интервала $[-\pi, \pi]$ следует использовать логические операции с величинами $\text{Im} V_{12}^{(j)}$ и $\text{Re} V_{12}^{(j)}$:

$$\hat{\varphi} = \begin{cases} \arg V_{12}^{(j)} & \text{при } \text{Re} V_{12}^{(j)} > 0, \\ (\text{sgn } \text{Im} V_{12}^{(j)}) (\pi - |\arg V_{12}^{(j)}|) & \text{при } \text{Re} V_{12}^{(j)} < 0, \\ (\text{sgn } \text{Im} V_{12}^{(j)}) \pi / 2 & \text{при } \text{Re} V_{12}^{(j)} = 0. \end{cases}$$

В системах адаптивной обработки в ряде случаев удобно использовать непосредственно оценку $e^{i\hat{\varphi}}$. Решая уравнение (4) относительно $e^{i\hat{\varphi}}$ с учетом текущего номера периода повторения j , получим

$$e^{i\hat{\varphi}_j} = V_{12}^{(j)} / |V_{12}^{(j)}| = (\text{Re} V_{12}^{(j)} + i \text{Im} V_{12}^{(j)}) / \sqrt{(\text{Re} V_{12}^{(j)})^2 + (\text{Im} V_{12}^{(j)})^2}. \quad (6)$$

При произвольном N уравнение правдоподобия решается для помехи в виде простой марковской

последовательности, соответствующей экспоненциальной функции корреляции: $\rho_{jk} = \rho^{|j-k|}$. При условии пренебрежения собственным шумом обратная матрица \mathbf{R}^{-1} является ленточно-диагональной, приводя к межпериодному усреднению в алгоритмах оценивания. Такое усреднение можно распространить на случай произвольных помех, описываемых эрмитовой матрицей. При этом оценки $\hat{\varphi}$ и $e^{i\hat{\varphi}}$ вычисляются в соответствии с алгоритмами (5), (6) на основе усредненной величины

$$V_{12} = \sum_{j=1}^{N-1} V_{12}^{(j)} = \sum_{j=1}^{N-1} \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq \frac{n}{2}+1}}^{n+1} U_{jl}^* U_{j+1,l}.$$

В целом совокупность оценок $\hat{\rho}_{1k}$ ($k = \overline{2, N}$) и $\hat{\varphi}$ (или $e^{i\hat{\varphi}}$) позволяет осуществить полную адаптацию к спектрально-корреляционным характеристикам помехи. При оптимальной обработке сигналов на фоне пассивных помех оценки $\hat{\rho}_{1k}$ используются для определения или выбора обратной корреляционной матрицы помехи [5]. Оценки $\hat{\varphi}$ (или $e^{i\hat{\varphi}}$) используются для компенсации доплеровских сдвигов фазы помехи.

Структурная схема измерителя

Структурная схема измерителя оценок $\hat{\rho}_{12}$ и $e^{i\hat{\varphi}}$ приведена на рис. 1, где БО – блок объединения (суммирования) квадратов проекций, Н – накопитель, ЗУ_T – запоминающее на период повторения T устройство, Д – делитель. В двухканальном запоминающем устройстве ЗУ_T отсчеты $U_{j+1,l}$ задерживаются на интервал T , в блоке комплексного сопряжения (*) инвертируются знаки мнимых проекций отсчетов U_{jl} , а в комплексном множителе (\times) вычисляются произведения $U_{jl}^* U_{j+1,l}$. В накопителях (Н) осуществляется скользящее суммирование (накопление) поступающих отсчетов с $N-1$

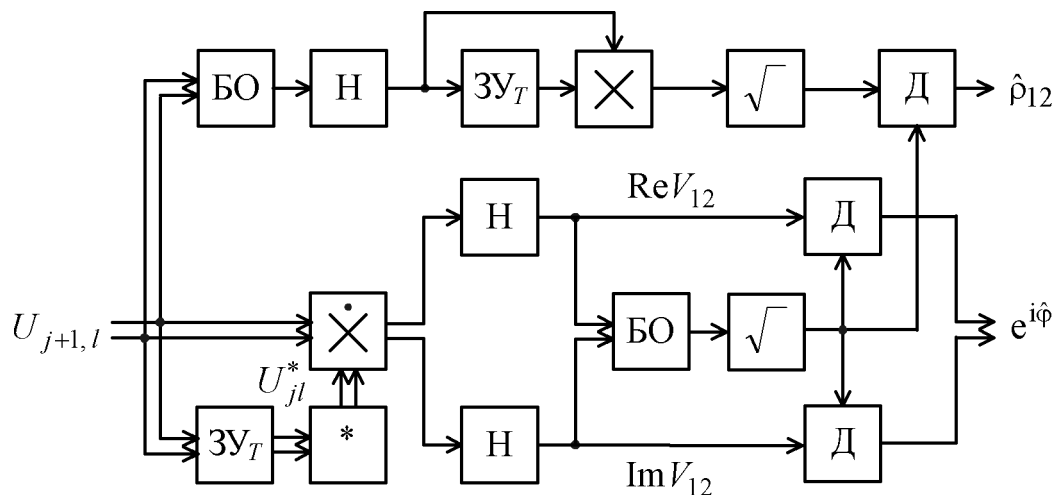


Рисунок 1. Структурная схема измерителя корреляционных параметров помехи

периодов, а в каждом периоде – с $n+1$ смежных элементов разрешения по дальности, за исключением среднего элемента с номером $l = n/2 + 1$. В блоках объединения (БО) производится суммирование квадратов проекций, а последующие операции в соответствии с полученными выше алгоритмами оценивания приводят к вычислению на выходах делителей (Д) величин, образующих оценки $\hat{\rho}_{12}$ и $e^{i\hat{\phi}}$.

С учетом накопления по дальности и задержек при вычислениях (τ_b), искомые оценки по отношению к среднему элементу обучающей выборки образуются с задержкой на величину $\tau = (n\tau_0/2) + \tau_b$ (где τ_0 – длительность элемента разрешения по дальности), что следует учитывать при реализации адаптивной обработки.

Точность оценивания

Синтезированные на основе ФП (1) и (3) алгоритмы оценивания и соответствующий им измеритель позволяют получать ОМП неизвестных параметров помехи. С учетом асимптотической эффективности и асимптотической нормальности распределения полученных ОМП точность оценивания будем характеризовать дисперсией оценки, определяемой с помощью выражения Крамера-Рао [6], указывающего нижнюю границу дисперсии оценки. Для дисперсии ОМП коэффициентов корреляции $\hat{\rho}_{1k}$ имеем

$$\sigma_{\hat{\rho}_{1k}}^2 = - \left[\frac{\partial^2 \ln P(\mathbf{U} / \rho_{1k})}{\partial (\rho_{1k})^2} \right]^{-1}.$$

Используя ФП (1) для j и $(j+k-1)$ периодов ($N=2$), после соответствующих вычислений при условии $\sigma_i^2 = \sigma^2$ получим

$$\sigma_{\hat{\rho}_{1k}}^2 = \frac{\det^2 \mathbf{R}}{2n\sigma^4 [\det \mathbf{R} + 2\sigma^4 (\rho_{1k})^2]} = \frac{[(1+\lambda)^2 - (\rho_{1k})^2]^2}{2n[(1+\lambda)^2 + (\rho_{1k})^2]}, \quad (7)$$

где $\lambda = \sigma_{ш}^2 / \sigma^2$ – отношение шум/помеха.

Для дисперсии оценки $\hat{\phi}$ имеем

$$\sigma_{\hat{\phi}}^2 = - \left[\frac{\partial^2 \ln P(\mathbf{U} / \phi)}{\partial \phi^2} \right]^{-1}.$$

После вычислений с учетом ФП (3) при $N=2$ и $\rho_{12} = \rho$ находим

$$\sigma_{\hat{\phi}}^2 = \frac{\det \mathbf{R}}{2n\sigma^4 \rho^2} = \frac{(1+\lambda)^2 - \rho^2}{2n\rho^2}. \quad (8)$$

Вычисления дисперсий ОМП $\hat{\rho}_{12} = \hat{\rho}$ и $\hat{\phi}$ для помехи в виде простой марковской последовательности, $\lambda = 0$ и произвольного N приводят к формулам

$$\sigma_{\hat{\rho}}^2 = \frac{(1-\rho^2)^2}{2n(N-1)(1+\rho^2)}, \quad \sigma_{\hat{\phi}}^2 = \frac{1-\rho^2}{2n(N-1)\rho^2},$$

из которых следует, что межпериодное усреднение при $N > 2$ уменьшает дисперсии оценок в $N-1$ раз.

Из выражений (7) и (8) следует, что общими факторами, определяющими точность оценивания, являются объем обучающей выборки n и корреляционные параметры помехи, влияние которых рассмотрим при гауссовской функции корреляции помехи: $\rho_{1k} = \rho^{(k-1)} = \exp\{-\pi^2[(k-1)\beta]^2/2,8\}$, где $\beta = \Delta f T$ – нормированная ширина спектра помехи. На рис. 2, 3 приведены кривые, характеризующие зависимости среднеквадратичных ошибок $\sigma_{\hat{\rho}}$ и $\sigma_{\hat{\phi}}$ от числа усредняемых элементов обучающей выборки n при $N=2$ и $\lambda \leq 10^{-4}$. Сплошные кривые соответствуют расчетам по формулам (7) при

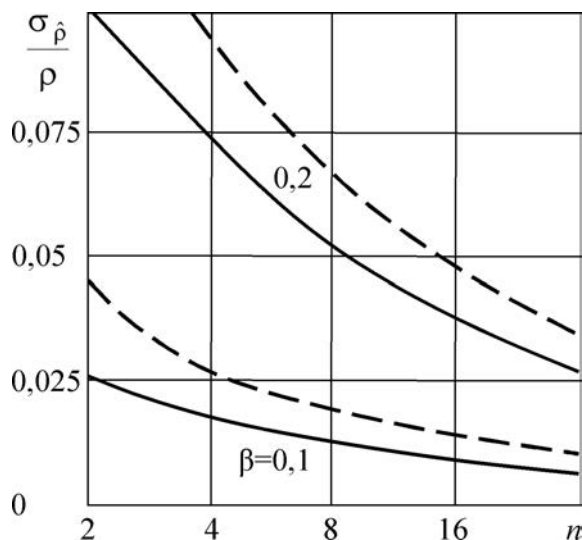


Рисунок 2. Зависимости среднеквадратичной ошибки оценивания коэффициента корреляции помехи от объема обучающей выборки

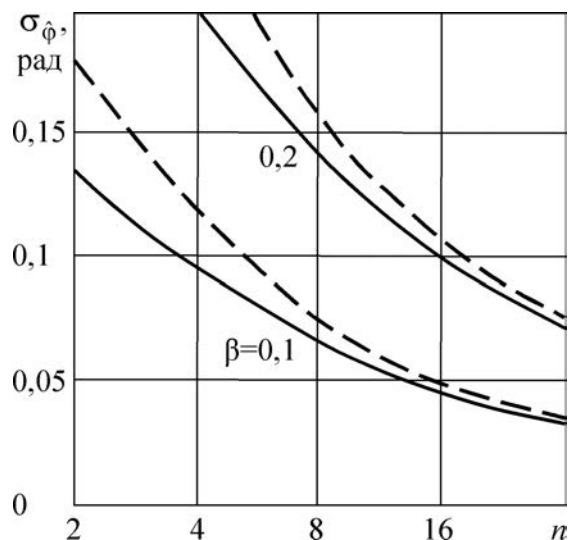


Рисунок 3. Зависимости среднеквадратичной ошибки оценивания доплеровской фазы помехи от объема обучающей выборки

$\rho_{1k} = \rho_{12} = \rho$ и (8), а штриховые кривые – эмпирическим результатам, полученным путем имитационного статистического моделирования на ПЭВМ алгоритмов (2) при $k=2$ и (5). Достаточно близкое совпадение результатов моделирования и расчетов при $n > 8$ подтверждает асимптотическую эффективность получаемых оценок.

Из кривых видно, что параметр β существенно влияет на точность оценивания. Увеличение уровня некоррелированного шума приводит к заметному снижению точности при сравнительно высоком отношении λ . При $\lambda = 10^{-2}$ и $\beta = 0,1$ среднеквадратичные ошибки оценивания $\sigma_{\hat{\rho}}$ и $\sigma_{\hat{\phi}}$ возрастают соответственно в 1,29 и 1,14 раза, а при $\beta = 0,2$ – в 1,07 и 1,04 раза. Моделирование алгоритмов оценивания с межпериодным усреднением показало, что такое усреднение при гауссовской функции корреляции по сравнению с кривыми на рис. 2, 3

позволяет повысить точность оценивания примерно в $\sqrt{N-1}/2$ раза.

Заключение

Синтезированные методом максимального правдоподобия алгоритмы оценивания корреляционных параметров пассивных помех и соответствующий им измеритель позволяют получать асимптотически эффективные и асимптотически нормальные оценки неизвестных параметров помехи – коэффициентов межпериодной корреляции и доплеровского сдвига фазы за период повторения.

Проведенный анализ точности и результаты имитационного статистического моделирования подтверждают асимптотическую эффективность получаемых оценок, точность которых приближается к предельной при сравнительно небольшом объеме обучающей выборки.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Справочник по радиолокации: в 2 кн. Кн. 1 / под ред. М.И. Скольника; пер. с англ. под ред. В.С. Вербы. М.: Техносфера, 2014. 672 с.
2. Richards M. A., Scheer J. A., Holm W. A. (Eds.). Principles of Modern Radar: Basic Principles. New York, SciTech Publishing, IET, Edison, 2010, 924 p.
3. Репин В. Г., Тартаковский Г. П. Статистический синтез при априорной неопределенности и адаптация информационных систем. М.: Советское радио, 1977. 432 с.
4. Richards M. A. Fundamentals of Radar Signal Processing, Second Edition. New York, McGraw-Hill Education, 2014, 618 p.
5. Попов Д. И. Оптимальная обработка многочастотных сигналов // Известия вузов России. Радиоэлектроника. 2013. Вып. 1. С. 32–39.
6. Крамер Г. Математические методы статистики / пер. с англ. под ред. А. Н. Колмогорова. М.: Мир, 1975. 648 с.

REFERENCES

1. *Spravochnik po radiolokacii* [Reference guide for radiolocation]: in 2 Vol. Vol. 1. In: M. I. Skolnik, ed.; translation from Eng. In: V. S. Verba, ed. Moscow, Tekhnosfera Publ., 2014, 672 p. (In Russian).
2. Richards M. A., Scheer J. A., Holm W. A. (Eds.). Principles of Modern Radar: Basic Principles. New York, SciTech Publishing, IET, Edison. 2010, 924 p.
3. Repin V. G., Tartakovskiy G. P. *Statisticheskij sintez pri apriornoj neopredelennosti i adaptacija informacionnyh sistem* [Statistical synthesis in case of a priori uncertainty and adaptation of information systems]. Moscow, Sovetskoe radio Publ., 1977, 432 p. (In Russian).
4. Richards M. A. Fundamentals of Radar Signal Processing, Second Edition. New York, McGraw-Hill Education, 2014, 618 p.
5. Popov D. I. Optimum processing of multi-frequency signals // *Izvestiya vuzov Rossii. Radioelektronika*, 2013, Issue 1, pp. 32–39 (In Russian).
6. Kramer G. *Matematicheskie metody statistiki* [Mathematical statistical methods] / translation from English. In: A. N. Kolmogorov, ed. Moscow, Mir Publ., 1975, 648 p. (In Russian).

ИНФОРМАЦИЯ ОБ АВТОРЕ

Попов Дмитрий Иванович, д.т.н., профессор, Рязанский государственный радиотехнический университет, 390005, г. Рязань, ул. Гагарина, д. 59/1, тел.: 8 (4912) 46-03-59, e-mail: adop@mail.ru.

AUTHOR

Popov Dmitriy, Dr., professor, Ryazan state radio engineering university, 59/1, Gagarin st., Ryazan, 390005, Russian Federation, tel.: +7 (4912) 46-03-59, e-mail: adop@mail.ru.