

УДК 621.391

DOI 10.22213/2413-1172-2019-2-91-98

ПРЕОБРАЗОВАНИЕ ПОЛЯРИЗАЦИОННЫХ ХАРАКТЕРИСТИК ЗОНДИРУЮЩИХ СИГНАЛОВ РАДИОЛОКАЦИОННОЙ ЦЕЛЮ

И. З. Климов, доктор технических наук, профессор, ИжГТУ имени М. Т. Калашникова, Ижевск, Россия
А. Н. Глухов, кандидат технических наук, доцент, Санкт-Петербургский государственный университет телекоммуникаций имени проф. М. А. Бонч-Бруевича, Санкт-Петербург, Россия

Исследовано влияние движения объекта рассеяния на характеристики собственного базиса. Определено влияние модуляции поляризационных характеристик зондирующего сигнала на вероятность обнаружения цели. Предложена методика расчета потенциальных возможностей повышения технических характеристик РЛС путем целенаправленного изменения во времени структуры зондирующего сигнала. Предложено использовать многопозиционную поляризационную модуляцию для решения задачи распознавания цели. Определены пути повышения арсенала многопозиционной поляризации. Для снятия априорной неопределенности состояния радиолокационного канала, связанной с динамически изменяющимися эффективными площадями рассеяния, использована метрика Бхаттачария. Получены на основе распределения Уишарта распределения вероятностей выборочных значений основных показателей состояния радиолокационного канала. Синтезированы алгоритмы и определены объемы выборки, необходимые для получения практически не смещенных и эффективных оценок основных показателей состояния эффективной площади рассеяния радиолокационной цели. Предложено использовать инварианты поляризационной матрицы рассеяния мощности цели для решения задачи классификации целей. На основе распределения Уишарта определены распределения выборочных значений следа и определителя матрицы рассеяния мощности. Получены алгоритмы вычисления инвариантов и определены интервалы наблюдений, при которых оценки выборочных значений становятся практически не смещенными и эффективными.

Ключевые слова: базис, сигнал, метрика, матрица, эффективная оценка, рассеяние, инвариант, классификация.

Введение

В работах [1, 2] подробно исследованы методы формирования информативных составляющих зондирующих и преобразования поляризационных характеристик отраженных сигналов. Показано, что конгруэнтным преобразованием матрица рассеяния может быть приведена к диагональной форме, т. е. коэффициенты отражения для перекрестных компонент равны нулю. Это положение следует из того, что любая квадратная матрица \mathbf{S} (матрица рассеяния) радиолокационной цели может быть преобразована к диагональной форме \mathbf{Sd} при помощи двух унитарных матриц \mathbf{M} и \mathbf{N} :

$$\mathbf{MSN} = \mathbf{Sd}. \quad (1)$$

Следовательно, матрица рассеяния в некотором поляризационном базисе может иметь диагональную форму, что соответствует собственному базису цели. Такой базис определяет две ортогональные поляризации облучающей волны, при которых перекрестная компонента в отраженной волне отсутствует. При облучении цели волной, совпадающей с любой из таких поляризаций, отраженная волна согласована по поляризации с антенной РЛС и будет

полностью принята, что соответствует использованию собственных поляризаций радиолокационной цели. Преобразование (1) означает, что действие матрицы \mathbf{S} в собственном базисе эквивалентно умножению каждой из компонент облучающей волны на некоторый комплексный множитель [3].

Цель исследования – анализ преобразования информативных поляризационных характеристик зондирующего сигнала радиолокационным каналом для решения задачи поиска объекта рассеяния.

Преобразование поляризационных характеристик зондирующих сигналов радиолокационной целью

Собственные поляризации цели определяют переменную конфигурацией цели (изменению ЭПР цели) по отношению к фронту электромагнитной волны зондирующего сигнала. Параметры, характеризующие поляризационную диаграмму (или просто параметры поляризации), можно ввести различными способами [4]. Для гармонических волн целесообразно использовать параметры, характеризующие эллиптичность и ориентацию поляризационной диаграммы. Соответствующие углы отсчитываются от

одной из полуосей эллипса поляризации – основной или главной. В роли главной полуоси можно принять [5]:

- большую полуось, ближайшую к положительной полуоси OX ;
- большую или малую полуось, ближайшую к положительной полуоси OX .

Тогда полная фаза $\psi(t)$ эллиптически поляризованной волны есть

$$\psi(t) = \sin(Wt + \psi). \quad (2)$$

Полная фаза в некотором (не постоянном в течение одного периода колебания) масштабе определяет угол $\Phi(t)$ между главной полуосью поляризационного эллипса и мгновенным положением вектора E . Задача векторов $\psi(t)$ и $\Phi(t)$ сводится к формированию случайного процесса, управляемого по заданному случайному закону, т. е. смены поляризации для «подстройки» к изменяющейся во времени ЭПР движущегося объекта [6].

Методика расчета потенциальных возможностей повышения технических характеристик РЛС требует обоснования целенаправленного изменения во времени структуры зондирующего сигнала. Для решения этой задачи целесообразно использовать полную фазу $\psi(t)$ эллиптически поляризованной волны. Задача целенаправленного изменения вектора для $\psi(t)$ и $\Phi(t)$ сводится к формированию случайного процесса, использующего многопозиционную поляризационную модуляцию (МПМ), управляемую по заданному случайному закону, т. е. смены поляризации для «подстройки» к изменяющейся во времени ЭПР движущегося объекта.

Синтез и исследование алгоритмов идентификации радиолокационной цели

Представляет интерес найти необходимое пространство проверок векторного канала, т.е. такие характеристики сигнала, которые несут информацию об основных параметрах цели и могут быть измерены при минимальных аппаратных и временных затратах.

Пусть $\vec{A}_c(t)$ и $\vec{A}_n(t)$ – полезные сигналы и помехи, ковариационные матрицы которых эквиваленты матрице когерентности, соответственно, R_c и R_n , и векторы средних значений $M[\vec{A}_c]$ и $M[\vec{A}_n]$. Распределения этих векторных процессов суть $W(\vec{A}_c)$ и $W(\vec{A}_n)$. Представляет интерес определить показатель, который бы ха-

рактеризовал векторный канал или, различие в сигналах \vec{A}_c и \vec{A}_n .

Положим, что после прохождения канала (отражение от цели и фона) на входе приемника РЛС наблюдается сигнал – векторная случайная величина – достаточная статистика $\vec{A}(t)$. Для принятия решения об идентификации канала путем анализа такой статистики целесообразно использовать уравнение Бхаттачария [7]:

$$D[W(\vec{A}_c), W(\vec{A}_n)] = -\ln \rho, \quad (3)$$

где ρ – коэффициент Бхаттачария,

$$\rho = \int \dots \int_n [W(\vec{A}/\vec{A}_c)W(\vec{A}/\vec{A}_n)]^{\frac{1}{2}} dE, \quad (4)$$

где $W(\vec{A}/\vec{A}_c)W(\vec{A}/\vec{A}_n)$ – условные распределения сигналов и помех.

Для нормального распределения расстояние Бхаттачария есть сумма

$$D = \frac{1}{8} (M[A_c] - M[A_n]) R^{-1} \times \\ \times (M[\vec{A}_c] M[\vec{A}_n]) + \frac{1}{2} \ln \frac{\det R}{\sqrt{\det R_c \det R_n}}, \quad (5)$$

где $R = \frac{R_c + R_n}{2}$.

Таким образом, измеряя математические ожидания принятого векторного сигнала и определитель его ковариационной матрицы (матрицы когерентности), можно решить задачу идентификации цели.

В настоящем исследовании результаты [8] распространены на поляризационно-модулированные сигналы.

Если априорное распределение зондирующих сигналов и алфавита передаваемого сообщения заданы распределением на группе разрешенных комбинаций, то такое распределение может быть пересчитано в распределение весов кода $W_{ap}(w)$, задающего алгоритм смены поляризации.

Тогда коэффициент Бхаттачария для априорных и апостериорных распределений весов кодовых групп есть сумма

$$\rho = \sum_n [W_{ap}^n(w) W_{apast}^n(w)]^{1/2}. \quad (6)$$

Если распределения подчиняются одномерному закону Пуассона с параметром m_i (для

априорного ($i = 1$) и апостериорного ($i = 2$) распределений), то вычисление расстояния Бхаттачария дает

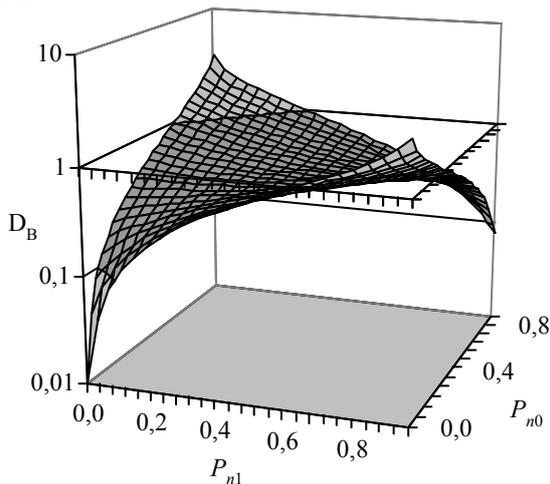
$$D = 0,5(\sqrt{m_1} - \sqrt{m_2})^2. \quad (7)$$

Здесь параметр m_i определяет средний вес кодовых комбинаций. Для других дискретных распределений расстояние Бхаттачария связано с разностью в средних весах передаваемых

и принятых кодовых комбинаций, управляющих сменой поляризации зондирующих сигналов.

Так, для биномиального распределения ошибок в оценке весов по единичным и нулевым элементам рассчитанная зависимость расстояния Бхаттачария от вероятностей ошибок по элементам $(P_{\text{ош}1}P_{\text{ош}0})$, кодовых комбинаций, управляющих сменой поляризационных характеристик, приведена на рис. 1.

Вес 2 из 4



Вес 1 из 4

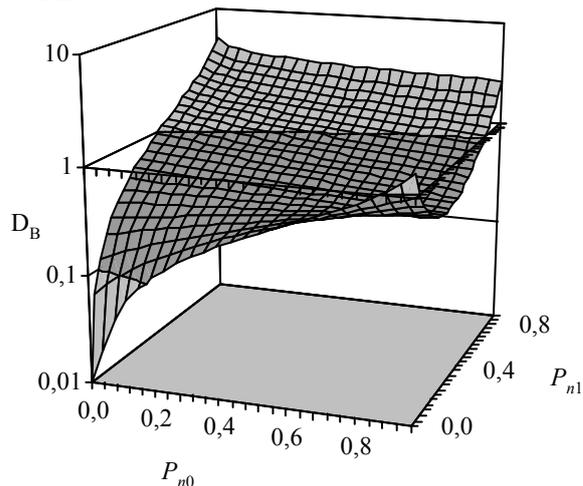


Рис. 1. Зависимость отклонения первого начального момента $\Delta m1$ для веса принимаемых кодовых векторов от вероятности ошибки приема единичного P_{n1} и нулевого P_{n0} элементов сигнала

Fig. 1. Dependence of the deviation of the first initial moment $\Delta m1$ for the weight of the received code vectors on the probability of receiving the error of the unit P_{n1} and the zero P_{n0} of the signal elements

Для частотно- или поляризационно-временных матриц флуктуации компоненты сложного сигнала практически независимы. Поэтому ошибка приема n -разрядной кодовой (поляризационной) комбинации есть

$$P_{\text{ош}} = 1 - (1 - P_e)^n. \quad (8)$$

Аппаратурная реализация предложенного метода изложена в [9].

Так как расстояние Бхаттачария зависит от ковариационных матриц (матриц когерентности) передаваемого и принимаемого сигналов, далее получены оценки и исследовано их качество для отношения вторых вещественных моментов кронекеровского квадрата \dot{L} оператора рассеяния. Процессы измерения и обработки результатов существенно упрощаются, если измерять относительные значения элементов оператора. В этом случае можно с помощью двух ортогональных сигналов измерить отношения элементов кронекеровского квадрата к одной из дисперсий.

Пусть излучаются ортогональные сигналы (при поляризационных измерениях – две ортогонально поляризованные волны), причем смена составляющих происходит за время, меньше периода максимальной частоты в спектре флуктуации принятого сигнала. Тогда вторые моменты $r_{1111}, r_{2222}, r_{1212}$ представляют собой (с точностью до постоянного множителя, равного интенсивности передаваемого сигнала) вторые моменты мгновенных значений векторов, составленных из элементов стохастического оператора рассеяния:

$$\dot{E}_{1t} \begin{pmatrix} \dot{S}_{11}(t) \\ \dot{S}_{12}(t) \end{pmatrix} \text{ и } E_{2t} \begin{pmatrix} \dot{S}_{12}(t) \\ \dot{S}_{22}(t) \end{pmatrix}. \quad (9)$$

Отсюда следует, что для оператора \dot{L} общим элементом, связывающим статистические характеристики мгновенных значений $\dot{S}_{ij}(t)$, $ij=1,2$, является второй момент r_{1212} . Поэтому удобно вычислять вместо оператора \dot{L} величину

ну $\frac{\dot{L}}{r_{1212}}$, вместо трех вещественных моментов

$r_{1111}, r_{2222}, r_{1212}$ измерять отношения

$$P = \frac{r_{1111}}{r_{1212}}, P_1 = \frac{r_{2222}}{r_{1212}}.$$

Для определенности выполнена оценка отношения $P = \frac{r_{1111}}{r_{1212}}$.

Пусть рассматриваемый векторный случайный процесс мгновенных значений распределен по нормальному закону $N_2(\bar{\mu}, \Sigma)$ с ковариационной матрицей генеральной совокупности

$$\Sigma = \begin{pmatrix} r_{1111} & \rho_{1112} \sigma_{11} \sigma_{12} \\ \rho_{1112} \sigma_{11} \sigma_{12} & r_{1212} \end{pmatrix} \quad (10)$$

и является стационарным и стационарно связанным эргодическим процессом на интервале наблюдения $[0, T]$.

Максимально правдоподобная оценка ковариационной матрицы $\hat{\Sigma}$ есть

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{N-1} = \frac{1}{N-1} \begin{pmatrix} \xi_{11} & r_{1112} \sqrt{\xi_{11} \xi_{22}} \\ r_{1112} \sqrt{\xi_{11} \xi_{22}} & \xi_{12} \end{pmatrix}, \quad (11)$$

где $r_{1112} = \frac{\xi_{1112}}{\sqrt{\xi_{11} \xi_{22}}}$ – оценка максимального прав-

доподобия выборочного значения коэффициента корреляции двумерной совокупности; N – число независимых отсчетов.

Для исследования статистических характеристик оценки целесообразно использовать распределение Уишарта матрицы Ξ для двумерной выборки независимых векторов. Тогда плотности распределения максимально правдоподобной оценки отношения h вторых моментов компонент случайного вектора есть

$$W(h) = \frac{(1 - \rho_{1112}^2)^{\frac{N-1}{2}} \left(\frac{h}{p}\right)}{h \sqrt{\pi} \Gamma\left[\frac{N-1}{2}\right]} \times \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\rho_{1112}^{2k} 2^k \left(\frac{h}{p}\right)^k \Gamma\left(\frac{k+1}{2}\right) \Gamma[N+k-1]}{2k! \left(\frac{n}{p} + 1\right)^{N+k-1} \Gamma\left[\frac{N+k-1}{2}\right]}, \quad (12)$$

где $p = \frac{r_{1111}}{r_{1212}}$ – отношение вторых моментов генеральной совокупности.

Используя (12), можно получить среднее значение и дисперсию оценки h для любых значений параметров распределения ρ_{1112}, p, N .

Анализ результатов расчетов позволяет сделать следующие выводы.

1. Полученная оценка h является асимптотически несмещенной и эффективной.

2. С ростом коэффициента корреляции генеральной совокупности кривая плотности распределения оценки h становится более симметричной, причем мода распределения стремится к отношению p генеральной совокупности (рис. 2).

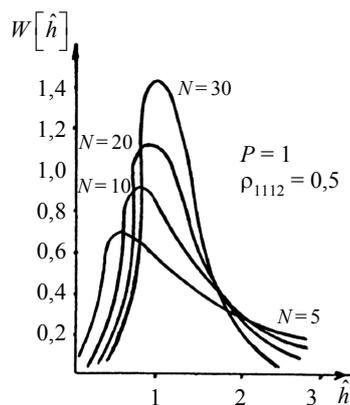


Рис. 2. Плотность распределения отношения вторых моментов h

Fig. 2. The density distribution of the ratio of second moments h

3. При $N \geq 100$ независимых отсчетов оценка становится практически не смещенной и эффективной, т. е. время наблюдения, необходимое для измерения отношения вторых вещественных моментов стохастического оператора, ограничено снизу величиной $T \geq 100\tau$, где τ – интервал времени между независимыми отсчетами.

На рис. 3 представлена зависимость среднего значения и дисперсии оценки отношения дисперсии квадратурных составляющих для каждой из ортогональных компонент сигнала.

Параметры распределения оценки для этого случая $P=1; \rho_{12}=0$. Плотность распределения оценки отношения дисперсий для $P=1; \rho_{12}=0$ есть

$$W(h) = \frac{(h)^{\frac{N-1}{2}} (N-1)}{h \Gamma^2\left[\frac{N-1}{2}\right] (h+1)^{N-1}}. \quad (13)$$

Соответственно, упрощаются выражения для среднего значения и дисперсии оцениваемого параметра:

$$M[h] = \frac{N-1}{N-3}; \quad (14)$$

$$D(h) = \frac{N-1}{N-3} \left[\frac{N+1}{N+5} - \frac{N-1}{N-3} \right]. \quad (15)$$

Анализ показывает, что оценка становится несмещенной и эффективной уже при $N \geq 50$ независимых отсчетов.

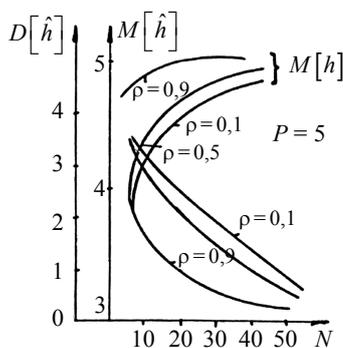


Рис. 3. Плотность распределения математического ожидания и дисперсии h

Fig. 3. Density of distribution of mathematical expectation and dispersion h

Интервал наблюдения можно существенно уменьшить, если использовать смещенную оценку по следующему правилу:

$$\hat{h} = h - \frac{N-1}{N-3}. \quad (16)$$

Таким образом, исследование оценки отношения вторых вещественных моментов оператора \hat{L} (поляризованного сигнала) позволило определить объем выборки, необходимый для выбора интервала наблюдения отраженного дискретно поляризованного сигнала для обнаружения и идентификации радиолокационной цели.

Использование инвариантов матрицы рассеяния мощности для идентификации радиолокационных целей

Измерения матриц рассеяния радиолокационных целей или элементов этих матриц обычно выполняется в базисе, который определяется видом облучающего сигнала. Для идентификации объектов представляет интерес получение характеристик, инвариантных к выбору базиса разложения сигналов. К таким характеристикам относится след, т. е. сумма диагональных элементов, и определитель матрицы рассеяния мощности. Для решения таких задач необходимо определить максимально правдоподобные оценки следа и определителя матрицы рассея-

ния мощности и интервалы наблюдения, необходимые для получения несмещенной и эффективной оценок этих параметров. Решение получено для матрицы рассеяния мощности цели при использовании квазислучайного сигнала. В этом случае матрица когерентности рассеянной волны с точностью до постоянного множителя, равного половине интенсивности зондирующего сигнала, совпадает с матрицей рассеяния мощности.

Пусть векторный случайный процесс мгновенных значений матрицы рассеяния мощности есть нормально распределенный стационарный и стационарно связанный на интервале наблюдения процесс. Случайные векторы отсчетных значений выбраны в соответствии с теоремой Карунена – Лоэва. В работе [10] показано, что при этих условиях матрица когерентности рассеянной волны Ξ распределена по закону Уишарта. Матрица Σ во втором особом базисе может быть представлена в виде диагональной матрицы

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 \\ 0 & \lambda_2 \end{pmatrix}, \quad (17)$$

где λ_1, λ_2 – собственные числа эрмитовой матрицы когерентности генеральной совокупности.

Представляет интерес распределение вещественной части выборочной матрицы когерентности

$$\Xi = \begin{pmatrix} \xi_{11} & r\sqrt{\xi_{11}\xi_{22}} \\ r\sqrt{\xi_{11}\xi_{22}} & \xi_{22} \end{pmatrix}. \quad (18)$$

Здесь r, ξ – коэффициент корреляции и диагональные элементы матрицы когерентности соответственно.

Для вычисления плотности распределения следа матрицы Ξ , равного сумме

$$S_p \Xi = \xi_{11} + \xi_{22}, \quad (19)$$

использован переход к новым переменным:

$$Y = S_p \Xi; X = \xi_{11}. \quad (20)$$

Очевидно, что (20) является максимально правдоподобной оценкой следа этой матрицы и определяет алгоритм работы оптимального измерителя указанного параметра. Измеритель следа матрицы рассеяния мощности должен осуществлять полный прием и вычислять суммы квадратов отклонений отсчетных значений ортогональных компонент от выборочных средних значений соответствующей ортогональной компоненты.

Получена плотность распределения оценки следа матрицы рассеяния мощности (след матрицы рассеяния мощности генеральной совокупности $S_p \Xi = \lambda_1 + \lambda_2$):

$$W(S_p \Xi) = \frac{\exp\left[-\frac{S_p \Xi}{2\lambda_2}\right] (S_p \Xi)^{N-2}}{2^N (\lambda_1 \lambda_2)^{N/2} \Gamma^2\left[\frac{N}{2}\right] \Gamma[N-1]} \times \Gamma^2\left[\frac{N-2}{2}\right]_1 F_1\left[\frac{N-1}{2}; N-1; -\frac{1}{2}\left(\frac{\lambda_2 - \lambda_1}{\lambda_1 \lambda_2}\right) (S_p \Xi)\right]. \tag{21}$$

Плотность распределения (21) дает возможность вычислить среднее значение и дисперсию оценки $S_p \Xi$ и определить необходимый объем выборки для получения несмещенной и эффективной оценки.

Так, для среднего значения и дисперсии оценки следа имеем:

$$M[S_p \Xi] = \int_0^\infty W(S_p \Xi) S_p \Xi dS_p \Xi = (N-1) \frac{\Gamma^2\left(\frac{N-1}{2}\right)}{\Gamma^2\left[\frac{N}{2}\right]};$$

$$D[S_p \Xi] = (N-1) \frac{\Gamma^2\left[\frac{N-1}{2}\right]}{\Gamma^2\left[\frac{N}{2}\right]} \times \left\{ 2N(N-1) \frac{\Gamma^2\left[\frac{N-1}{2}\right]}{\Gamma^2\left[\frac{N}{2}\right]} \right\}. \tag{23}$$

На рис. 4. приведены зависимости среднего значения и дисперсии оценки следа матрицы рассеяния мощности от объема анализируемой выборки. Анализ показывает, что при времени наблюдения, ограниченном снизу интервалом $T \geq 15\tau$, где τ – интервал дискретизации, оценка следа становится практически несмещенной и эффективной.

Для вычисления статистических характеристик оценки определителя (инварианта) матрицы рассеяния мощности канала положим, что передается поляризационно-манипулированный сигнал. Матрица когерентности принятого сиг-

нала, пропорциональная в этом случае матрице мощности, измеряется с помощью квадратурной обработки каждой ортогональной компоненты. Тогда матрица когерентности генеральной совокупности может быть представлена в виде вещественной 4×4 матрицы. Определитель выборочной вещественной ковариационной матрицы Ξ определяется произведением диагональных элементов и коэффициентами корреляции, где

$$|r_{ij}| = 1 - r_{12}^2 - r_{13}^2 - r_{14}^2 - r_{24}^2 - r_{23}^2 + r_{12}^2 + r_{12}^2 r_{34}^2 + r_{13}^2 r_{24}^2 + r_{23}^2 r_{14}^2 + 2(r_{24} r_{34} r_{23} + r_{12} r_{24} r_{14} + r_{13} r_{12} r_{23} - r_{12} r_{14} r_{34} - r_{13} r_{24} r_{23} r_{14} - r_{13} r_{34} r_{24} r_{12}), \tag{29}$$

где

$$r_{ij} = \frac{\xi_{ii}}{\sqrt{\xi_{ii} \xi_{ij}}}. \tag{30}$$

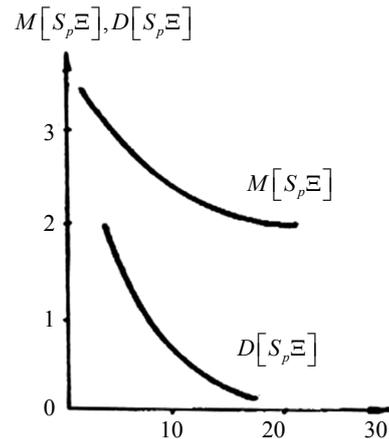


Рис. 4. Смещение и эффективность выборочной оценки матрицы когерентности
Fig. 4. Offset and efficiency of a sample evaluation of the matrix of coherence

Так как r_{ij} являются максимально правдоподобными оценками коэффициентов корреляции Пирсона, то $|r_{ij}|$ – максимально правдоподобная оценка определителя матрицы рассеяния мощности, составленного из коэффициентов корреляции.

Для вычисления плотности распределения оценки $|r_{ij}|$ воспользуемся распределением Уишарта для 4×4 матрицы Σ . Окончательно плотность распределения может быть представлена в виде произведения рядов:

$$\begin{aligned}
W\left(|r_{ij}\right) &= \frac{|r_{ij}|^{\frac{N-6}{5}} 1 - (\rho^2 + g^2)^{N-1}}{\pi^3 \prod_{i=1}^4 \Gamma\left[\frac{N-i}{2}\right]} \times \\
&\times \sum_{\alpha=0}^{\infty} \sum_{\beta=0}^{\infty} \sum_{\gamma=0}^{\infty} \sum_{\delta=0}^{\infty} \frac{(r_{13}\rho)^\alpha (-1)^\beta (r_{14}g)^\beta (-1)^\gamma (r_{23}g)^\gamma (r_{24}g\rho)^\delta}{\alpha! \beta! \gamma! \delta!} \times \\
&\times \Gamma\left[\frac{N+L+\beta-1}{2}\right] \Gamma\left[\frac{N+\gamma+\delta-1}{2}\right] \times \\
&\times \Gamma\left[\frac{N+L+\gamma-1}{2}\right] \Gamma\left[\frac{N+\beta+\delta-1}{2}\right] 2^{\alpha+\beta+\gamma+\delta}.
\end{aligned} \quad (31)$$

Здесь ρ, g – коэффициенты корреляции матрицы рассеяния мощности генеральной совокупности.

Отметим, что при $\rho = g = 0$ из (31) получено распределение $|r_{ij}|$ при единичной матрице Ξ генеральной совокупности

$$W\left(|r_{ij}|/\Sigma = 1\right) = \frac{|r_{ij}|^{\frac{1}{2}(N-6)}}{\pi^3 \prod_{i=1}^4 \Gamma\left[\frac{N-i}{2}\right]} \Gamma^4\left[\frac{N-1}{2}\right]. \quad (32)$$

Плотность распределения (21) совпадает с плотностью распределения множественного коэффициента корреляции при диагональной ковариационной матрице генеральной совокупности. Плотность распределения (32) является исходной для расчета статистических характеристик оценки определителя матрицы рассеяния мощности цели и поиска основных параметров классификации объекта рассеяния.

Выводы

Выполненные исследования позволяют утверждать, что анализ поляризационных характеристик отраженных сигналов дает возможность при наличии некоторых априорных данных решить задачу идентификации целей. Показано, что использование случайного изменения несущей частоты при одновременной спорадической смене поляризации излучаемого и, соответственно, принимаемого сигнала, повысит информативные показатели работы радиолокатора.

Оператор рассеяния цели осуществляет усиление или ослабление компонент, совпадающих с собственными поляризациями цели, причем коэффициенты усиления (ослабления) в общем случае комплексны и различны для различных ортов собственного базиса цели. После сложения усиленные или ослабленные компоненты, параллельные ортам собственного базиса, дают

в сумме комплексный вектор отраженной волны, отличающийся от комплексного вектора облучающей волны. Следовательно, движение цели меняет положение собственного базиса цели. Поэтому динамическое изменение поляризации зондирующего сигнала, т. е. модуляция поляризационными параметрами, позволяет повысить вероятность обнаружения движущейся цели, так как поляризационные характеристики сигналов РЛС с определенной вероятностью будут совпадать с собственным базисом цели, существенно увеличивая энергию отраженного сигнала.

Библиографические ссылки

1. *Климов И. З.* Сравнительная оценка методов реализации широкополосной системы связи в декаметровом диапазоне радиоволн // Вестник ИжГТУ имени М. Т. Калашникова. 2017. Т. 20, № 3. С. 118–124.
2. *Лукьянов С. П.* Эффективность поляризационных радиолокаторов в задаче обнаружения стабильных целей на фоне пассивных помех // Журнал радиоэлектроники. 2000. № 11. С. 1
3. *Климов И. З.* Обнаружение начала сеанса связи при работе в сети с нестационарными каналами // Вестник ИжГТУ имени М. Т. Калашникова. 2016. № 4. С. 72–74.
4. *Старых А. А., Жилинская Г. Р.* Варианты функциональных схем радиолокационных станций с управляемой поляризацией // Научный вестник МГТУ. 2012. № 186. С. 145–148.
5. *Канарейкин Д. Б., Павлов Н. Ф., Потехин В. А.* Поляризация радиолокационных сигналов. М.: Сов. радио, 1966. 440 с.
6. *Кристалль В. С.* Оптимальная обработка радиолокационных сигналов. М.: Новое время, 2014. 208 с.
7. *Козлов А. И., Логвин А. И., Сарычев В. А.* Поляризация радиоволн. Поляризационная структура радиолокационных сигналов. Серия «Поляризация радиоволн». М.: Радиотехника, 2005, 704 с.
8. Справочник по радиолокации. В 2 кн. / под ред. И. Мерилла, М. Скольника; пер. с англ. под ред. д-ра техн. наук, проф. В. С. Вербы. М.: Техносфера, 2014. 680 с.
9. *Климов И. З.* Принципы построения эффективной системы передачи информации в декаметровом диапазоне радиоволн: монография. Ижевск: Изд-во ИжГТУ имени М. Т. Калашникова, 2017. 264 с.
10. Sturm C., Zwick T., Wiesbeck W., Braun M. Performance Verification of Symbol-based OFDM Radar Proc. Radar Conference, IEEE, 2010, pp. 60-63.

References

1. Klimov I.Z. [Comparative assessment of methods for implementing a broadband communication system in the decameter range of radio waves]. *Vestnik IzhGTU imeni M.T. Kalashnikova*, 2017, vol. 20, no. 3, pp. 118-124 (in Russ.).

2. Luk'janov S.P. [The efficiency of the polarization radars in problem detection stable targets on background of passive jamming]. *Zhurnal radioelektroniki*, 2000, no. 11, p. 1 (in Russ.).

3. Klimov I.Z. [Detecting the start of a communication session while working on a network with nonstationary channels]. *Vestnik IzhGTU imeni M.T. Kalashnikova*, 2016, no. 4, pp. 72-74 (in Russ.).

4. Staryh A.A., Zhilinskaja G.R. [Variants of functional schemes of controlled polarization radar stations]. *Nauchnyj vestnik MGTU*, 2012, no. 186, pp. 145-148 (in Russ.).

5. Kanareikin D.B., Pavlov N.F., Potekhin V.A. *Polyarizatsiya radiolokatsionnykh signalov* [Polarization of Radar Signals]. Moscow, Sovetskoe radio Publ., 1966, 440 p. (in Russ.).

6. Cristal V.S. Optimal processing of radar signals. Moscow, Novoe vremya Publ., 2014, 208 p. (in Russ.).

7. Kozlov A.I., Logvin A.I., Sarychev V.A. *Polyarizatsiya radiovoln. Polyarizatsionnaya struktura radiolokatsionnykh signalov* [Polarization of radio waves. Polarization structure of radar signals]. Moscow, Radio-tekhnika Publ., 2005, 704 p. (in Russ.).

8. Merrill I., Skolnik M. (eds.). *Spravochnik po radiolokatsii* [Reference book on radar]. Moscow, Technosphere Publ., 2014, 680 p. (in Russ.).

8. Klimov I.Z. *Printsipy postroeniya effektivnoi sistemy peredachi informatsii v dekametrovom diapazone radiovoln* [Principles of building an effective information transmission system in the decameter range of radio waves]. Izhevsk, IzhGTU imeni M. T. Kalashnikova Publ., 2017, 264 p. (in Russ.).

10. Sturm C., Zwick T., Wiesbeck W., Braun M. Performance Verification of Symbol-based OFDM Radar Processing. *Radar Conference, IEEE*, 2010, pp. 60-63.

Conversion of Polarization Characteristics of Sounding Signals by a Radar Target

I.Z. Klimov, DSc in Engineering, Professor, Kalashnikov ISTU, Izhevsk, Russia

A.N. Glukhov, PhD in Engineering, Associate Professor, The Bonch-Bruевич Saint-Petersburg State University of Telecommunications, Saint-Petersburg, Russia

The influence of the movement of the target on the characteristics of its own basis is investigated. The influence of the modulation of the polarization characteristics of the probing signal on the probability of detection is determined. A method of calculating the potential of improving the technical characteristics of the radar by a targeted change in the structure of the probing signal over time is proposed. It is proposed to use multi-position polarization modulation to solve the problem of target recognition. The ways of increasing the arsenal of multi-position polarization are proposed. To remove the a priori uncertainty of the radar channel state associated with dynamically changing effective scattering areas, the Bhattacharya metric was used. On the basis of the Wishart distribution, the distributions of the probabilities of sample values of the main indicators of the state of the radar channel are obtained. Algorithms were obtained and the sample sizes were determined that are necessary to obtain practically unbiased and effective estimates of the main indicators of the state of the effective area of the radar scattering target. It is proposed to use invariants of the polarization matrix of the power dissipation of the target to solve the problem of classifying targets. On the basis of the Wishart distribution, the distributions of the sample trace values and the determiner of the power dissipation matrix are determined. Algorithms for calculating invariants are obtained and the intervals of observations are determined at which the estimates of sample values become practically unbiased and effective.

Keywords: basis, signal, metric, effective estimate, scattering matrix, invariant, classification.

Получено 14.03.2019

Образец цитирования

Климов И. З., Глухов А. Н. Преобразование поляризационных характеристик зондирующих сигналов радиолокационной целью // Вестник ИжГТУ имени М. Т. Калашникова. 2019. Т. 22, № 2. С. 91–98. DOI 10.22213/2413-1172-2019-2-91-98.

For Citation

Klimov I.Z., Glukhov A.N. [Conversion of polarization characteristics of sounding signals by a radar target]. *Vestnik IzhGTU imeni M.T. Kalashnikova*, 2019, vol. 22, no. 2, pp. 91-98 (in Russ). DOI 10.22213/2413-1172-2019-2-91-98.