УДК 621.391.268

СИНТЕЗ ОПТИМАЛЬНОГО ПОСЛЕКОРРЕЛЯЦИОННОГО ИЗМЕРИТЕЛЯ ПАРАМЕТРОВ ИСТОЧНИКОВ ИЗЛУЧЕНИЯ В БЕСПРОВОДНЫХ СЕТЯХ



<u>С.А. ЕПИШКИН</u> Харьковский национальный университет радиоэлектроники У статті виконано синтез оптимального за критерієм максимуму правдоподібності алгоритму післякореляційного виміру параметрів джерела випромінювання в безпроводових мережах, який відрізняється різницею ходу між пунктами прийому та допплерівською частотою.

In the article contain's the synthesis of the optimal maximum likelihood algorithm aftercorrelation measure the parameters of radiation sources in wireless networks, different path difference between the points of reception and Doppler frequency.

В статье выполнен синтез оптимального по критерию максимума правдоподобия алгоритма послекорреляционного измерения параметров источников излучения в беспроводных сетях, отличающихся разностью хода между пунктами приема и допплеровской частотой.

Введение

Обеспечение электромагнитной совместимости и повышение помехозащищенности при использовании беспроводных технологий в телекоммуникациях неразрывно связано с определением характеристик и пространственного положения источников помех. Задача существенно усложняется при одновременном воздействии нескольких источников мешающих сигналов. Тем не менее, использование корреляционно-базовых систем позволяет решить указанную проблему.

I. Модели сигналов и помех

Рассмотрим процесс измерения параметров источников излучения в беспроводных сетях, а именно интенсивности и угловой координаты источника стохастического сигнала на фоне аналогичного ему мешающего сигнала с помощью амплитудного корреляционного пеленгатора (КП) с суммарно-разностной обработкой (рис. 1).



Рис. 1. Структурная схема корреляционного пеленгатора

Предполагается, что коррелятор выполнен по матричной схеме. Поскольку измерениям предшествует этап обнаружения, полагаем, что ряд процедур выполнен, в частности:

 проведено обнаружение сигналов от пеленгуемого постановщика активной помехи (ПАП) и мешающего источника и, одновременно, определена разность хода названных колебаний между центральным и вынесенным пунктами приема (ЦПП и ВПП);

из всей совокупности каналов корреляторов, соответствующих различным отводам линии задержки (ЛЗ), выбрана пара (по одному в каждом измерительном, т.е. суммарном (Σ) и разностном (Δ) канале КП) для последующей обработки. Критерием выбора может служить максимум сигнала в суммарном канале. В разностном канале выбирается одноименный по задержке выход коррелятора;

– разности хода сигнала и помехи приведены к выбранному каналу коррелятора. С учетом компенсации запаздывания в ЛЗ, остаточная разность хода равна $\tau_c = t_{3c} - n\tau_0$; $\tau_n = t_{3n} - n\tau_0$, где t_{3c} (t_{3n}) – разность хода сигнала (помехи) между ЦПП и ВПП; τ_0 – задержка между смежными отводами ЛЗ, n – номер отвода. Если $\tau_c = 0$, то $\tau_n = t_{3c} - t_{3n}$.

С учетом сказанного, модель выходных сигналов измерительных каналов пеленгатора можно представить в следующем виде:

$$\begin{cases} \dot{x}_{\Delta}(t,\tau) = \dot{R}_{\Delta}(t,\tau_{c}) + \dot{M}_{\Delta}(t,\tau_{n}) + \dot{v}_{\Delta}; \\ \dot{x}_{\Sigma}(t,\tau) = \dot{R}_{\Sigma}(t,\tau_{c}) + \dot{M}_{\Sigma}(t,\tau_{n}) + \dot{v}_{\Sigma}; \\ \dot{X} = \|\dot{x}_{\Delta}\dot{x}_{\Sigma}\|, \end{cases}$$
(1)

где $\dot{R}_{\Delta(\Sigma)}(t,\tau_c)$ и $\dot{M}_{\Delta(\Sigma)}(t,\tau_n)$ – регулярные составляющие соответственно пеленгуемого (полезного) сигнала и помехи (мешающего сигнала) на выходе корреляторов разностного и суммарного измерительного каналов; $\dot{v}_{\Delta(\Sigma)}$ – компоненты, представляющие собой сумму флюктуаций мощности сигналов от пеленгуемого источника, помехи и внутренних шумов в трактах до коррелятора, обусловленные конечным временем усреднения в интеграторе *T*. Обычно *T* намного больше интервала корреляции входных процессов τ_{κ} , поэтому, в соответствии с центральной предельной теоремой, $\dot{v}_{\Delta(\Sigma)}$ можно считать гауссовыми случайными процессами с нулевым средним.

Регулярные составляющие $\dot{R}_{\Delta(\Sigma)}(t,\tau_c)$ и $\dot{M}_{\Delta(\Sigma)}(t,\tau_n)$ можно представить в виде:

$$\begin{cases} \dot{R}_{\Delta(\Sigma)}(t,\tau_c) = P_{\Delta(\Sigma)c}\dot{\rho}(\tau_c)e^{-j\Delta\Omega_c t} = g_{\Delta(\Sigma)c}P_c\dot{\rho}(\tau_c)e^{-j\Delta\Omega_c t};\\ \dot{M}_{\Delta(\Sigma)}(t,\tau_n) = P_{\Delta(\Sigma)n}\dot{\rho}(\tau_n)e^{-j\Delta\Omega_n t} = g_{\Delta(\Sigma)n}P_n\dot{\rho}(\tau_n)e^{-j\Delta\Omega_n t}, \end{cases}$$
(2)

где $g_{\Delta(\Sigma)c(n)}$ – значение нормированных диаграмм направленности (ДН) соответствующих измерительных каналов в направлении на источник сигнала (*c*) или помехи (*n*); $P_{c(n)}$ – мощность сигнала (помехи) в пунктах приема; $\Delta\Omega_{c(n)}$ – разность допплеровских частот одноименных колебаний в ЦПП и ВПП; $\dot{\rho}(\tau_{c(n)})$ – значение комплексной нормированной корреляционной функции (КФ) сигнала (помехи) в канале корреля-

тора, выбранном для измерений. Равенства (2) соответствуют ситуации, когда величина базы между пунктами приема намного меньше дальности до источников и мощности P_c , P_n на ЦПП и ВПП можно считать одинаковыми. В противном случае необходимо заменить $P_{c(n)}$ на $\sqrt{P_{c(n)i} \cdot P_{c(n)j}}$; *i*, *j* = 1...3. Известно [1], что во избежание энергетических потерь, связанных с наличием $\Delta\Omega_{c(n)}$, накопление в корреляторе должно осуществляться в течение времени, существенно меньшем $2\pi/\Delta\Omega_{c(n)}$. Другим способом является использование в качестве интегратора набора фильтров с перекрывающимися частотными характеристиками.

Обычно спектр мощности колебаний сигнала и помехи шире обрабатываемой полосы частот, поэтому огибающие $\dot{\rho}(\tau_{c(n)})$ – известные и одинаковые функции, взятые при различных значениях аргумента. Конкретный вид $\dot{\rho}(\tau_{c(n)})$ определяется амплитудно-частотными характеристиками каналов до коррелятора.

Для полноты описания модели входных сигналов (1) необходимо определить статистические характеристики $\dot{v}_{\Delta(\Sigma)}$ второго порядка.

В выражении (1) $\dot{v}_{\Delta(\Sigma)}$ представляет собой флюктуационную составляющую оценок КФ колебаний полезного сигнала и помехи, обусловленную конечным временем усреднения и наличием собственных шумов в трактах до коррелятора. Поэтому дисперсия $\dot{v}_{\Delta(\Sigma)}$ является дисперсией оценки выборочной корреляционной функции. Корреляция узкополосных высокочастотных процессов обычно определяется по огибающей КФ. Допуская, что спектральная плотность мощности колебаний сигнала и помехи равномерна в полосе Δf , огибающую $\dot{\rho}(\tau_{c(n)})$ представим в виде:

$$\rho(\tau_{c(n)}) = \frac{\sin 2\pi\Delta f \tau_{c(n)}}{2\pi\Delta f \tau_{c(n)}}.$$
(3)

Используя полученные в работе [2] результаты для дисперсии оценки КФ процессов с равномерными спектрами и обобщая их на модель входных сигналов (1), можно оценить дисперсии $\dot{v}_{\Delta(\Sigma)}$:

$$\begin{cases} \sigma_{\nu_{\Delta(\Sigma)}}^{2} \approx \frac{\sigma_{\Delta(\Sigma)}^{2} \sigma^{2}}{2\Delta f T} \left\{ 1 + \left[\mu_{\Delta(\Sigma)c} \rho(\tau_{c}) + \mu_{\Delta(\Sigma)n} \rho(\tau_{n}) \right]^{2} \right\}; \\ \sigma_{\Delta(\Sigma)}^{2} = g_{\Delta(\Sigma)c}^{2} P_{c} + g_{\Delta(\Sigma)n}^{2} P_{n} + \sigma_{U\Pi\Pi}^{2}; \\ \sigma^{2} = P_{c} + P_{n} + \sigma_{B\Pi\Pi}^{2}; \\ \mu_{\Delta(\Sigma)c} = \frac{g_{\Delta(\Sigma)c} P_{c}}{\sigma_{\Delta(\Sigma)} \sigma}; \\ \mu_{\Delta(\Sigma)n} = \frac{g_{\Delta(\Sigma)n} P_{n}}{\sigma_{\Delta(\Sigma)} \sigma}, \end{cases}$$

$$(4)$$

где $\sigma_{U\Pi\Pi}^2$ и $\sigma_{B\Pi\Pi}^2$ – дисперсии (мощности) собственных шумов в трактах до коррелятора на ЦПП и ВПП соответственно.

Из соотношений (4) очевидно, что дисперсии флюктуационных составляющих $\dot{v}_{\Delta(\Sigma)}$ определяются не только значениями P_c , P_n , $\sigma^2_{\Pi\Pi\Pi}$ и $\sigma^2_{B\Pi\Pi}$, но и величиной нескомпенсированной разности хода τ_c и τ_n , т.е. взаимным расположением максимумов выборочных КФ колебаний от пеленгуемого источника и помехи на выходах многоканального матричного коррелятора. При условии слабого ($\mu^2_{\Delta(\Sigma)c} <<1$) сигнала, что представляет наибольший интерес, и разрешаемой с ним по разности хода более, чем на τ_{κ} помехи, выражение (4) упрощается. В этом случае на выходе коррелятора, соответствующем максимуму регулярной составляющей $\dot{R}_{\Delta(\Sigma)}(t,\tau_c)$ полезного сигнала, $\rho^2(\tau_n) <<1$ и слагаемым в квадратных скобках (4) можно пренебречь.

Таким образом, приведенное выше описание модели сигналов и ее числовых характеристик позволяет получить функцию правдоподобия X (1) в явном виде.

II. Синтез алгоритма послекорреляционного измерения

Реальные диаграммы направленности (ДН) антенн имеют достаточно сложную зависимость от угловой координаты Θ , поэтому целесообразно получить алгоритм оценивания некоторой функции $p(\Theta)$, которая в пределах рабочего участка должна носить монотонный характер и не зависеть от других параметров. Считая, что совместное распределение компонент вектора $\dot{X}(1)$ описывается нормальным законом, логарифм функции правдоподобия при обработке двух, в данном случае зависимых, отсчетов имеет вид [3]:

$$\ln l(P_{c},\Theta_{c}) = \ln \left\{ \frac{1}{(2\pi)^{2} \det H_{\text{mm}}} \right\} - \frac{1}{2} \left\{ (\dot{X} - P_{c} \dot{V}) \tilde{H}_{\text{mm}}^{-1} (\dot{X} - P_{c} \dot{V}) \right\} = l_{2} - l_{1}.$$
(5)

В выражении (5) \dot{X} – вектор отсчетов, снимаемых на выходе измерительных каналов корреляционного пеленгатора последовательно по времени с интервалом *T*; V – вектор средних. Здесь и далее «~» означает эрмитово сопряжение, т.е. комплексное сопряжение (*) и транспонирование ('). Оба вектора могут быть представлены в блочном виде:

$$\begin{vmatrix} \dot{\mathbf{X}} = \| \dot{\mathbf{x}}_{\Delta} \quad \dot{\mathbf{x}}_{\Sigma} \|' = \| \dot{\mathbf{x}}_{\Delta}(t) \quad \dot{\mathbf{x}}_{\Delta}(t-T) \quad \dot{\mathbf{x}}_{\Sigma}(t) \quad \dot{\mathbf{x}}_{\Sigma}(t-T) \|'; \\ \dot{\mathbf{V}} = \| \frac{g_{\Delta c}}{g_{\Sigma c}} \| \otimes \dot{\mathbf{S}}; \\ \dot{\mathbf{S}} = \| \dot{\rho}(\tau_{c}) e^{-j\Delta\Omega_{c}t} \quad \dot{\rho}(\tau_{c}-T) e^{-j\Delta\Omega_{c}(t-T)} \|', \end{cases}$$

$$(6)$$

где \otimes – символ прямого (кронекеровского) произведения, а запись $\dot{\rho}(\tau_c - T)$ означает возможные изменения (амплитудные и фазовые) между отсчетами, взятыми с интервалом *T* по времени.

Пусть Н_{пш} – комплексная корреляционная матрица мешающего фона, образуемого регулярной составляющей помехи и $\dot{v}_{\Lambda(\Sigma)}$:

$$H_{\rm IIII} = H_{\rm p} + H_{\rm \phi},$$

где H_p – матрица регулярной составляющей помехи

$$\begin{cases}
H_{p} = \frac{1}{2} \langle \dot{M} \cdot \dot{M}^{\sim} \rangle; \\
\dot{M} = P_{n} \dot{V}_{n}; \\
\dot{V}_{n} = \begin{vmatrix} g_{\Delta n} \\ g_{\Sigma n} \end{vmatrix} \otimes \dot{w}; \\
\dot{w} = \lVert \dot{\rho}(\tau_{n}) e^{-j\Delta\Omega_{n}t} \quad \dot{\rho}(\tau_{n} - T) e^{-j\Delta\Omega_{n}(t-T)} \rVert',
\end{cases}$$
(7)

а H_{Φ} – матрица флюктуаций $\dot{v}_{\Delta(\Sigma)}$:

$$\mathbf{H}_{\Phi} = \frac{1}{2} \left\langle \dot{\mathbf{v}} \cdot \dot{\mathbf{v}}^{\sim} \right\rangle; \ \dot{\mathbf{v}} = \left\| \dot{\mathbf{v}}_{\Delta}(t) \quad \dot{\mathbf{v}}_{\Delta}(t-T) \quad \dot{\mathbf{v}}_{\Sigma}(t) \quad \dot{\mathbf{v}}_{\Sigma}(t-T) \right\|^{\prime}.$$
(8)

В (7) и (8) $\langle . \rangle$ – знак математического ожидания.

Поскольку *T* намного больше интервала корреляции помехи τ_n , составляющие $\dot{v}_{\Delta(\Sigma)}$ между отсчетами некоррелированы. Нормированные ДН $g_{\Delta n}$ и $g_{\Sigma n}$ вблизи равносигнального (опорного) направления могут считаться ортогональными, поэтому, допуская неизменность дисперсии $\sigma_{v_{\Delta(\Sigma)}}^2(t) = \sigma_{v_{\Delta(\Sigma)}}^2(t-T)$, матрицу Н_{пш} представим в блочно-диагональном виде:

$$\begin{cases} H_{\text{IIII}} = \left\| \begin{array}{c} \mathbf{h}_{\Delta} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{h}_{\Sigma} \end{array} \right|; \\ h_{\Delta(\Sigma)} = \frac{P_{\Delta(\Sigma)n}^{2} \left| \boldsymbol{\rho}(\tau_{n}) \right|^{2} + 2\sigma_{\nu_{\Delta(\Sigma)}}^{2} \\ 2 \end{array} \right\| \left\| \begin{array}{c} 1 & c_{\Delta(\Sigma)} \dot{\boldsymbol{\rho}}_{Mn} e^{-j\Delta\Omega_{n}T} \\ c_{\Delta(\Sigma)} \boldsymbol{\rho}_{Mn}^{*} e^{j\Delta\Omega_{n}T} & a_{\Delta(\Sigma)} \end{array} \right\|, \end{cases}$$
(9)

где $\sigma_{v_{\Delta(\Sigma)}}^2$ – дисперсия флюктуационной составляющей соответствующего измерительного канала (4):

$$\dot{\rho}_{Mn}(T) = \left\langle \dot{\rho}(\tau_n) \dot{\rho}^*(\tau_n - T) \right\rangle; \quad c_{\Delta(\Sigma)} = \frac{P_{\Delta(\Sigma)n}^2}{P_{\Delta(\Sigma)n}^2 |\rho(\tau_n)|^2 + 2\sigma_{\nu_{\Delta(\Sigma)}}^2}. \tag{10}$$

Величины $a_{\Delta(\Sigma)} = \frac{P^2_{\Delta(\Sigma)n} |\rho(\tau_n - T)|^2 + 2\sigma^2_{\nu_{\Delta(\Sigma)}}}{P^2_{\Delta(\Sigma)n} |\rho(\tau_n)|^2 + 2\sigma^2_{\nu_{\Delta(\Sigma)}}}$, характеризующие изменение модуля

 $|\rho(\tau_n)|$ за время между отсчетами, в дальнейшем можно принять, равными единице, т.е. $a_{\Delta(\Sigma)} = 1$.

По существу, произведение $c_{\Delta(\Sigma)}\dot{\rho}_{_{MI}n}e^{-j\Delta\Omega_nT}$ – комплексный коэффициент межпериодной корреляции помехи, модуль которого равен $c_{\Delta(\Sigma)}|\dot{\rho}_{_{MI}n}|$, а аргумент $\arg\{c_{\Delta(\Sigma)}\dot{\rho}_{_{MI}n}e^{-j\Delta\Omega_nT}\}=\Delta\varphi_{_{3an}}(T)-\Delta\Omega_nT$, где $\Delta\varphi_{_{3an}}(T)$ – изменение фазы «заполнения» комплексной корреляционной функции (КФ) помехи за интервал между отсчетами. Обращая (9), получим:

$$\begin{cases} H_{nm}^{-1} = \left\| \begin{array}{cc} \mathbf{h}_{\Delta}^{-1} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{h}_{\Sigma}^{-1} \end{array} \right|; \\ h_{\Delta(\Sigma)}^{-1} = K_{\Delta(\Sigma)} \left\| \begin{array}{cc} 1 & -c_{\Delta(\Sigma)} \dot{\rho}_{\scriptscriptstyle MN} e^{-j\Delta\Omega_{\scriptscriptstyle N}T} \\ -c_{\Delta(\Sigma)} \dot{\rho}_{\scriptscriptstyle MN}^{*} e^{j\Delta\Omega_{\scriptscriptstyle N}T} & 1 \end{array} \right|, \end{cases}$$
(11)

где $K_{\Delta(\Sigma)} = 2/\{ [P_{\Delta(\Sigma)n}^2 | \rho(\tau_n) |^2 + 2\sigma_{\nu_{\Delta(\Sigma)}}^2] [1 - c_{\Delta(\Sigma)}^2 | \dot{\rho}_{Mn} |^2] \}.$

Логарифм функции правдоподобия помимо угловой координаты Θ_c зависит также от мощности полезного сигнала, поэтому необходимо осуществить максимизацию (5) по P_c . При этом предполагается, что H_{nm} известна (или оценена довольно точно на этапе обнаружения). Отыскание максимально-правдоподобных (МП) оценок сводится к решению системы уравнений:

$$\begin{cases}
\frac{\partial \ln l}{\partial P_c} = 0; \\
\frac{\partial \ln l}{\partial \Theta_c} = 0.
\end{cases}$$
(12)

Необходимо отметить, что производные слагаемого l_2 (5) по каждому из параметров не влияют на алгоритм обработки и позволяют устранить возможные смещения оценок. Можно показать, что определяются они в основном значениями мощностей P_c , P_n и коэффициента корреляционного накопления $N = \Delta fT$. Решая первое уравнение (12) относительно P_c , получим:

$$\hat{P}_{c} = \frac{\mathbf{Re}\left(\dot{\mathbf{X}}^{-}\mathbf{H}_{\mathrm{nm}}^{-1}\dot{\mathbf{V}}\right)}{\dot{\mathbf{V}}^{-}\mathbf{H}_{\mathrm{nm}}^{-1}\dot{\mathbf{V}}} = \frac{\mathbf{Re}\left(\dot{\mathbf{V}}^{-}\mathbf{H}_{\mathrm{nm}}^{-1}\dot{\mathbf{X}}\right)}{\dot{\mathbf{V}}^{-}\mathbf{H}_{\mathrm{nm}}^{-1}\dot{\mathbf{V}}},$$
(13)

где «^» – символ оценки соответствующего параметра.

Подставляя выражение (13) в уравнение (5), получим выражение для логарифма функции правдоподобия относительно угловой координаты Θ_c :

$$\ln l(\Theta_c) = l_2 - \dot{X}^{\sim} H_{\text{num}}^{-1} \dot{X} + \frac{\mathbf{R} \mathbf{e}^2 \left(\dot{X}^{\sim} H_{\text{num}}^{-1} \dot{V} \right)}{\dot{V}^{\sim} H_{\text{num}}^{-1} \dot{V}}.$$
(14)

Дифференцируя (14) по Θ_c и приравнивая производную к нулю, получим уравнение правдоподобия относительно угловой координаты:

$$\frac{\operatorname{\mathbf{Re}}(\dot{X}^{\sim}\operatorname{H}_{\operatorname{nm}}^{-1}\partial\dot{V})}{\operatorname{\mathbf{Re}}(\dot{X}^{\sim}\operatorname{H}_{\operatorname{nm}}^{-1}\dot{V})} - \frac{\dot{V}^{\sim}\operatorname{H}_{\operatorname{nm}}^{-1}\partial\dot{V}}{\dot{V}^{\sim}\operatorname{H}_{\operatorname{nm}}^{-1}\dot{V}} = 0, \qquad (15)$$

где $\partial \dot{V}$ – производная вектора по параметру.

Обозначая $Q_{\Delta} = \dot{S} h_{\Delta}^{-1} \dot{x}_{\Delta}$, $Q_{\Sigma} = \dot{S} h_{\Sigma}^{-1} \dot{x}_{\Sigma}$, $A_{\Delta} = \dot{S} h_{\Delta}^{-1} \dot{S}$, $A_{\Sigma} = \dot{S} h_{\Sigma}^{-1} \dot{S}$, уравнение (15) можно привести к виду:

$$\frac{g_{\Delta c}g_{\Sigma c}}{g_{\Sigma c}^2 A_{\Sigma} - g_{\Delta c}^2 A_{\Delta}} = \frac{\mathbf{Re}Q_{\Delta}\mathbf{Re}Q_{\Sigma}}{A_{\Delta}\mathbf{Re}^2 Q_{\Sigma} - A_{\Sigma}\mathbf{Re}^2 Q_{\Delta}}.$$
(16)

Равенство (16) является неявным уравнением относительно Θ_c . Аппроксимируем g_{Σ} функцией **сов** Θ , а g_{Δ} – **sin** Θ , что не уменьшает общности конечного результата. Используя введенную аппроксимацию, обозначим:

$$p(\Theta_c) = \frac{g_{\Delta c}}{g_{\Sigma c}} = \mathbf{tg} \Theta_c$$
, откуда $\hat{\Theta}_c = \mathbf{arctg}(\hat{p}).$

В этом случае решение (16) имеет вид:

$$\hat{\Theta}_{c} = \operatorname{arctg}\left(\frac{A_{\Sigma}}{A_{\Delta}} \cdot \frac{\mathbf{Re}Q_{\Delta}}{\mathbf{Re}Q_{\Sigma}}\right).$$
(17)

Иногда с точки зрения практической реализации целесообразно изменить процедуру получения оценки Θ_c . Переходя к нормированным статистикам

$$m_{\Delta} = \frac{\mathbf{R}\mathbf{e}^2 Q_{\Delta}}{A_{\Delta}}, \ m_{\Sigma} = \frac{\mathbf{R}\mathbf{e}^2 Q_{\Sigma}}{A_{\Sigma}}, \ m_{\Delta\Sigma} = \frac{\mathbf{R}\mathbf{e}Q_{\Delta}\mathbf{R}\mathbf{e}Q_{\Sigma}}{\sqrt{A_{\Delta} \cdot A_{\Sigma}}}$$
(18)

и, подставляя (18) в (16), после преобразований можно получить:

$$\hat{\Theta}_{c} = \frac{1}{2} \operatorname{arctg} \frac{2m_{\Delta\Sigma}}{m_{\Sigma} - m_{\Delta}}.$$
(19)

Оценки (17) и (19) характеризуют отклонение пеленгуемого источника от равносигнального направления.

Следует отметить, что полученный алгоритм оценки Θ_c характерен для ситуации, когда полезный и мешающий источники не разрешаются по углу и находятся вблизи опорного направления, т.е. когда матрица H_{mm} является блочнодиагональной. При удалении мешающего источника от равносигнального направления на смещение оценки $\hat{\Theta}_c$ начинают влиять недиагональные блоки H_{mm} , поскольку нарушается условие ортогональности $g_{\Delta n}$ и $g_{\Sigma n}$. Однако [3] и в этом случае основные вычислительные операции получения оценок сохраняются с точностью до параметров нормировки. При этом используется инвариантность уравнения правдоподобия к произвольным невырожденным линейным преобразованиям переменных, и матрица H_{nm} приводится к блочно-диагональному виду в соответствии с любым из известных алгоритмов диагонализации.

Квадратичные и билинейные формы (13) с учетом введенных обозначений раскрываются следующим образом:

$$\mathbf{Re}(\dot{\mathbf{X}}^{\sim}\mathbf{H}_{\mathrm{IIIII}}^{-1}\dot{\mathbf{V}}) = g_{\Delta c}\,\mathbf{Re}Q_{\Delta} + g_{\Sigma c}\,\mathbf{Re}Q_{\Sigma}\,\,\mathbf{\mu}\,\,\dot{\mathbf{V}}^{\sim}\mathbf{H}_{\mathrm{IIIII}}^{-1}\dot{\mathbf{V}} = g_{\Delta c}^{2}A_{\Delta} + g_{\Sigma c}^{2}A_{\Sigma}.$$
(20)

Известно [4], что алгоритмическая операция перехода от $Q_{\Delta(\Sigma)}$ к $\mathbf{Re}Q_{\Delta(\Sigma)}$ при аналоговой обработке практически не используется, а при цифровой однозначно выражается через квадратурные составляющие входных сигналов. Поэтому формируемые в процессе временной обработки статистики Q_{Δ} и Q_{Σ} служат основой для получения МП-оценок как интенсивности \hat{P}_c , так и угловой координаты $\hat{\Theta}_c$.

Структурная схема, позволяющая получить (13), (17) или (19), приведена на рис. 2.



Рис. 2. Структурная схема послекорреляционного измерителя

III. Алгоритм временной обработки

Определим вычислительные операции, необходимые для получения Q_{Δ} и Q_{Σ} , т.е. алгоритм временной обработки отсчетов, снимаемых с выходов измерительных каналов (рис. 2), раскрывая тем самым схему блока формирования статистик (БФС).

Введем обозначения:

$$\mathbf{w}_{\Delta} = \mathbf{h}_{\Delta}^{-1} \dot{\mathbf{S}} \quad \mathbf{u} \quad \mathbf{w}_{\Sigma} = \mathbf{h}_{\Sigma}^{-1} \dot{\mathbf{S}} , \qquad (21)$$

где $w_{\Delta(\Sigma)}$ – весовой вектор временной обработки в соответствующем измерительном канале. Статистики можно представить в виде:

$$Q_{\Delta} = \mathbf{w}_{\Delta} \dot{\mathbf{x}}_{\Delta} \quad \mathbf{\mu} \quad Q_{\Sigma} = \mathbf{w}_{\Sigma} \dot{\mathbf{x}}_{\Sigma} \,. \tag{22}$$

Как видно из (22), величины Q_{Δ} , Q_{Σ} формируются в процессе когерентной межпериодной обработки совокупности получаемых отсчетов $\dot{x}_{\Delta i} = \dot{x}_{\Delta}(t_i)$, $\dot{x}_{\Sigma i} = \dot{x}_{\Sigma}(t_i)$, $t_i = t - T_i$. При этом каждый отсчет может рассматриваться в качестве результата внутрипериодной, корреляционной в данном случае, обработки [4]. Предварительно необходимо иметь информацию о числе доступных для использования периодов когерентности колебаний полезного и мешающего источников. В общем случае это число зависит от характеристик сигнала и помехи, изменения во времени параметров движения, качества оценки разности хода на этапе обнаружения.

Рассмотрим формирование Q_{Δ} и Q_{Σ} при условии, что регулярная составляющая помехового сигнала сохраняет свою когерентность между отсчетами, а доступная когерентность полезного сигнала ограничивается одним отсчетом. При этих условиях вектор ожидаемого сигнала имеет вид [4]:

$$\dot{\mathbf{S}}_{o} = \left\| \dot{\boldsymbol{\rho}}(\boldsymbol{\tau}_{c}) e^{-j\Delta\Omega_{c}t} \quad \mathbf{0} \right\| = \dot{\boldsymbol{\rho}}(\boldsymbol{\tau}_{c}) e^{-j\Delta\Omega_{c}t} \left\| \mathbf{1} \quad \mathbf{0} \right\| .$$
(23)

Подставляя (23) в (21), определим векторы $W_{\Delta(\Sigma)}$:

$$\mathbf{w}_{\Delta(\Sigma)} = \mathbf{h}_{\Delta(\Sigma)}^{-1} \mathbf{S}_0 = K_{\Delta(\Sigma)} \dot{\boldsymbol{\rho}}(\boldsymbol{\tau}_c) e^{-j\Delta\Omega_c t} \left\| 1 - c_{\Delta(\Sigma)} \dot{\boldsymbol{\rho}}_{\mathcal{M}n}^* e^{j\Delta\Omega_n T} \right\|$$
(24)

Авторы: С.А. Епишкин

и, соответственно, статистики:

$$\begin{cases} Q_{\Delta} = \mathbf{w}_{\Delta} \dot{\mathbf{x}}_{\Delta} = K_{\Delta} \dot{\rho}^{*}(\tau_{c}) e^{j\Delta\Omega_{c}t} [\dot{\mathbf{x}}_{\Delta}(t) - c_{\Delta} \dot{\rho}_{_{MR}} e^{-j\Delta\Omega_{n}T} \dot{\mathbf{x}}_{\Delta}(t-T)]; \\ Q_{\Sigma} = \mathbf{w}_{\Sigma} \dot{\mathbf{x}}_{\Sigma} = K_{\Sigma} \dot{\rho}^{*}(\tau_{c}) e^{j\Delta\Omega_{c}t} [\dot{\mathbf{x}}_{\Sigma}(t) - c_{\Sigma} \dot{\rho}_{_{MR}} e^{-j\Delta\Omega_{n}T} \dot{\mathbf{x}}_{\Sigma}(t-T)]. \end{cases}$$
(25)

Введенные ранее величины $A_{\Delta(\Sigma)}$ – есть отношения сигнал/помеха+шум в расчете на единичное значение мощности в соответствующем измерительном канале.

Физический смысл операций, выполняемых в соответствии с (25) над выходными сигналами измерительных каналов при формировании Q_{Δ} , Q_{Σ} , очевиден. Поступивший первым отсчет $\dot{x}_{\Delta(\Sigma)}(t)$ задерживается на период *T*, и, таким образом, совмещается по времени со вторым $\dot{x}_{\Delta(\Sigma)}(t-T)$. Отсчет $\dot{x}_{\Delta(\Sigma)}(t-T)$ получает дополнительный фазовый сдвиг, компенсирующий набег фазы за время между отсчетами, и регулярные составляющие помехового сигнала, содержащегося в $\dot{x}_{\Delta(\Sigma)}(t)$ и $\dot{x}_{\Delta(\Sigma)}(t-T)$, становятся синфазными. Последующее вычитание с весом, пропорциональным интенсивности мешающего сигнала, обеспечивает компенсацию регулярной составляющей помехи в используемом для оценивания P_c и Θ_c отсчете $\dot{x}_{\Delta(\Sigma)}(t)$. Далее осуществляется умножение на ожидаемый сигнал и нормировка. Очевидно, что в случае отсутствия мешающего источника ($P_n = 0$, $c_{\Delta(\Sigma)} = 0$, $\dot{\rho}_{Mn} = 0$) межпериодная компенсация отсутствует. Обработка при этом заключается во внутрипериодном накоплении и нормировании к уровню флюктуаций.

Структура блока формирования статистик показана на рис. 3.



Puc. 3. Блок формирования статистик Q_{Δ} и Q_{Σ}

Схема, по-существу, представляет собой устройство однократного череспериодного вычитания (ЧПВ), построенного с учетом модуля и фазы коэффициента межпериодной корреляции [4]. Результаты синтеза могут быть обобщены на произвольное число отсчетов. В этом случае блок формирования статистик будет представлять собой схему многократного ЧПВ.

Возможность использования принципов ЧПВ при пеленгации источника стохастического сигнала на фоне аналогичного ему мешающего является особенностью послекорреляционной обработки и объясняется появлением регулярной составляющей на выходах корреляторов измерительных каналов.

Реализация ЧПВ требует знания межпериодного набега фазы регулярной составляющей мешающего сигнала на выходах измерительных каналов. Поскольку априори эта величина, как правило, неизвестна, необходим переход к адаптивным методам. Адаптация схемы ЧПВ к изменяющимся параметрам помехового сигнала может выполняться с помощью как замкнутой, так и разомкнутой систем [4]. Наиболее просто реализуются разомкнутые системы адаптации, основанные на так называемом эмпирическом байесовском подходе, при котором сначала осуществляется максимально-правдоподобная оценка параметров мешающего сигнала, а затем эта оценка вводится в устройство межпериодной компенсации. Поскольку, по условию, полезный и мешающий сигналы разрешаются по разности хода, имеется возможность раздельного измерения межпериодного набега фазы каждого из них. Эта возможность обусловлена тем, что максимумы оценочных корреляционных функций полезного и мешающего сигналов «расположены» на разных выходах многоканального коррелятора (отводах линии задержки). Следует отметить, что межпериодный набег фазы регулярной составляющей мешающего сигнала на выходах коррелятора, соответствующих как максимуму полезного сигнала, так и помехи, одинаков. Значения оценочной корреляционной функции помехового сигнала на них отличаются лишь «начальной» фазой, определяемой нескомпенсированной разностью хода. Это позволяет измерять набег фазы регулярной составляющей мешающего сигнала на выходе коррелятора, соответствующего максимуму $\dot{M}_{\Lambda(\Sigma)}$, а затем вводить полученную оценку в схему ЧПВ, подключенную к выходу, выбранному для оценивания P_c и Θ_c . Непосредственное измерение набега фазы может осуществляться различными способами, определяемыми, в частности, конкретным типом корреляторов, используемых в измерительных каналах. Если результатом внутрипериодной обработки являются квадратурные компоненты корреляционных функций, то оценка межпериодного набега фазы регулярной составляющей помехи может быть определена в виде [5]:

$$\Delta \varphi_n = \operatorname{arctg} \frac{\sum_{i=1}^{k} [x_{\Sigma ci}(t) x_{\Sigma si}(t-T) - x_{\Sigma si}(t) x_{\Sigma ci}(t-T)]}{\sum_{i=1}^{k} [x_{\Sigma ci}(t) x_{\Sigma ci}(t-T) + x_{\Sigma si}(t) x_{\Sigma si}(t-T)]},$$
(26)

где $x_{\Sigma c(s)i}(t)$, $x_{\Sigma c(s)i}(t-T)$ – косинусные (синусные) составляющие выходного сигнала суммарного измерительного канала в двух смежных отсчетах, причем канал коррелятора выбирается из условия $\dot{M}_{\Sigma} = \max$. Для обеспечения приемлемой точности k должно быть не менее 5...10. Влияние значения огибающей на результат измерения $\Delta \varphi_n$ может быть устранено путем жесткого амплитудного ограничения.

L

Замкнутые системы адаптации к изменению характеристик мешающего сигнала строятся на основе принципа корреляционных обратных связей [4, 5]. Более полная адаптация системы ЧПВ заключается не только в определении набега фазы $\Delta \varphi_n$, но и оценке модуля коэффициента межпериодной корреляции помехи. Однако при небольшой кратности схемы вычитания и близости модуля коэффициента к единице, замена его на единицу приводит к незначительным потерям [5].

Выводы

В ходе проведенного исследования установлено, что негативное влияние мешающего сигнала на процесс измерения параметров источника активной помехи может быть устранено на этапе послекорреляционной обработки стохастических сигналов, а использование принципов ЧПВ на этом этапе объясняется появлением регулярных составляющих на выходах корреляторов измерительных каналов. С этой целью в статье получен алгоритм оптимального по критерию максимума правдоподобия послекорреляционного измерения параметров источников излучения (интенсивности и угловой координаты) в беспроводных сетях, которые отличаются разностью хода между пунктами приема и доплеровской частотой и допускает достаточно простую квазиоптимальную техническую реализацию.

Список литературы:

1. Алмазов В.Б. Методы пассивной локации. – Х.: ВИРТА, 1974. – 86 с.

2. *Бендат Дж., Пирсол А.* Измерение и анализ случайных процессов: Пер. с англ. / Под ред. Г.Я. Мирского.– М.: Мир, 1974. – 463 с.

3. *Журавлев А.К., Лукошкин А.П., Поддубный С.С.* Обработка сигналов в адаптивных антенных решетках. – Л.: ЛГУ, 1983. – 240 с.

4. *Ширман Я.Д., Манжос В.Н.* Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. – М.: Радио и связь, 1981. – 416 с.

5. *Кузьмин С.З.* Основы проектирования систем цифровой обработки радиолокационной информации. – М.: Радио и связь, 1986. – 352 с.