УДК 621.396.96

СИНТЕЗ АЛГОРИТМА АДАПТИВНОЙ ОБРАБОТКИ АНСАМБЛЯ СИГНАЛОВ В УСЛОВИЯХ АПРИОРНОЙ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ИХ ВИДА И ПАРАМЕТРОВ

Н. М. КАЛЮЖНЫЙ, В. И. КОЛЕСНИК

В данной статье формулируется и решается задача синтеза алгоритма адаптивной обработки ансамбля радиотехнических сигналов априорно неопределенного вида и параметров при моноимпульсном обнаружении–оценивании–распознавании. Приводится описание структурно-функциональной схемы, реализующей синтезированное многофункциональное решающее правило. В заключительной части рассматриваются особенности практического применения этого правила.

Ключевые слова: алгоритм, адаптивная обработка, моноимпульсное распознавание, априорная неопределенность сигналов.

ВВЕДЕНИЕ

Для радиомониторинга радиоэлектронной обстановки (РЭО) характерна существенная априорная неопределенность. Она обусловлена широким диапазоном и полосами рабочих частот, большим нефиксированным количеством и многообразием зондирующих сигналов, изменением их частотно-временных параметров в процессе работы и др. С другой стороны, важнейшей тенденцией современного радиомониторинга РЭО является стремление к получению достоверной информации в реальном или близком к нему масштабе времени. Решение задач радиомониторинга в этих условиях связано с применением, с одной стороны, беспоисковых методов обзора пространства и частоты, а с другой – моноимпульсных методов обработки сигналов в приемных устройствах. Практические сложности их реализации хорошо известны [7].

При решении общих задач радиомониторинга или задании требований на разработку приемных устройств априорно всегда можно определить условия работы, виды сигналов и помех, а также диапазоны возможных значений их параметров. Совокупность таких априорных данных позволяет, используя математический аппарат теории статистических решений, осуществить синтез алгоритма принятия оптимального решения. Решающее правило зависит от степени априорной неопределенности.

Реально приемные устройства радиомониторинга работают в условиях априорной неопределенности, как параметров, так и структуры (вида) сигналов. Поэтому решение задачи синтеза алгоритма адаптивной обработки ансамбля сигналов в условиях априорной неопределенности не только параметров, но и структуры сигналов является актуальным.

ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ

Применительно к моноимпульсному совместному обнаружению–оцениванию–распознаванию сигналов в условиях априорной неопределённости их вида и параметров задачу синтеза алгоритма сформулируем в следующем виде.

Пусть на отрезке времени $[0,\ T]$ ($T \le \infty$) и в полосе частот $[f_0 \pm \Pi/2]$ ($f_0 >> \Pi$) доступны наблюдению, а значит обработке и регистрации, реализации случайного процесса $y(t, \Pi)$, относительно которого может оказаться справедливой одна из сложных гипотез

$$H_{ij} : y(t,\Pi) = iS_j(t,\vec{\alpha},\vec{\gamma}_j,\vec{\beta}) + n(t,\Pi)\,, \qquad (1)$$

где $S_j(t,\vec{\alpha},\vec{\gamma}_j,\vec{\beta})$ – функция, описывающая полезный сигнал и зависящая от случайных измеряемых параметров $\vec{\alpha}$, измеряемых параметров его структуры (вида) $\vec{\gamma}_j$ и неизмеряемых параметров $\vec{\beta}$; $i = 1,\ 0$ – множитель, описывающий наличие или отсутствие сигнала; $j = 1,\ 2,\ ...J$ – количество возможных структур (видов) полезных сигналов; $n(t,\Pi)$ – реализация шума.

Считается, что относительно случайного процесса $y(t,\Pi)$ имеется следующая априорная информация.

Гипотезы H_{ij} являются случайными для всех $i = 1, 0;\ j = \overline{1,J}$ и составляют полную группу событий. Вероятность справедливости каждой из гипотез p_{ij} неизвестна, но задана вероятность ложных тревог F. Полезные сигналы $S_j(t,\vec{\alpha},\vec{\gamma}_j,\vec{\beta})$ известных видов j относятся к сигналам с ограниченным спектром, с заданным составом векторов $\vec{\alpha},\vec{\gamma}_j,\vec{\beta}$ и диапазонами их возможных значений:

$$\vec{\alpha}_{\text{мин}} \le \vec{\alpha} \le \alpha_{\text{макс}},\ \gamma_{\text{мин}} \le \vec{\gamma}_j \le \gamma_{\text{макс}},\ \beta_{\text{мин}} \le \vec{\beta} \le \beta_{\text{макс}}\,.$$

Эти параметры распределены равномерно в заданных диапазонах возможных значений, т.е. $p(\vec{\alpha}) = const$, $p(\vec{\gamma}_j)_{j=1,2,...J} = const$ и $p(\vec{\beta}) = const$. Такое распределение характеризует наибольшую априорную неопределенность [1, 6].

Компонентный состав векторов $\vec{\alpha}$ и $\vec{\beta}$ одинаков для всех гипотез. Компонентами вектора $\vec{\alpha}$ могут быть амплитудные, фазовые, частотные или временные параметры полезного сигнала. К компонентам вектора $\vec{\beta}$ относятся не подлежащие измерению компоненты вектора $\vec{\alpha}$. В качестве компонент вектора $\vec{\gamma}_j$ могут использоваться амплитудно-временные, фазо-временные или частотно-временные параметры функций модуляции сигналов. В силу этого размерность вектора $\vec{\gamma}_j$ и физический смысл его отдельных компонент при разных гипотезах могут быть различными. Определены также статистические зависимости

$$p\left[y(t,\Pi)/\vec{\gamma}_j\right] \text{ и } p\left[y(t,\Pi),\vec{\gamma}_j/\vec{\alpha}\right]. \qquad (2)$$

Эта априорная информация соответствует реальности и позволяет определить модели процессов изменения параметров $\vec{\gamma}_j$ в зависимости от параметров процесса $y(t,\Pi)$ и параметров $\vec{\alpha}$ в зависимости от параметров $y(t,\Pi)$ и $\vec{\gamma}_j$.

Шум $n(t, \Pi)$ статистически независим от сигнала и является стационарным гауссовым процессом с нулевым средним и δ-функцией корреляции, т.е.

$$\left.\begin{aligned} M[n(t,\Pi)] &= 0 \\ M[n(t+\tau,\Pi), n(t)] &= SN_0\,\delta(\tau,\Pi) \end{aligned}\right\}. \qquad (3)$$

Помехи другого вида следует рассматривать как полезный сигнал.

Необходимо синтезировать решающее правило, которое по одной реализации процесса $y(t, \Pi)$ на отрезке времени $[0, T]$ и в полосе частот $[f_0 \pm \Pi/2]$ формирует совместно решение как о справедливости одной из гипотез H_{ij}, так и оценки информативных параметров $\hat{\vec{\alpha}}$ и $\hat{\vec{\gamma}}_j$ при принятии соответствующей гипотезы H_{1j}.

СИНТЕЗ АЛГОРИТМА

При решении задач обнаружения – оценивания или распознавания – оценивания сигналов вместо гипотез (1), определяющих структуру наблюдаемого процесса, обычно рассматривают соответствующие им статистические гипотезы о виде распределения $p\left(\vec{Y},\vec{\alpha},\vec{\gamma}_j,\vec{\beta}\right)$ вектора дискретизированных значений процесса $y(t, \Pi)$ по наблюдаемым координатам $\vec{Y}=\{y_n\}_{n=1,2,...N0}$. Переход к дискретизированным значениям в большинстве случаев облегчает аналитическое решение задачи. При дискретизации случайного процесса $y(t, \Pi)$ всегда может быть измерена некоторая совокупность наблюдаемых параметров $\vec{\vartheta}=\left\{\vec{\vartheta}_n\right\}_{n=1,2,...N0}$, в качестве которых могут быть составляющие компонент дискретизированного процесса $\vec{Y}$ или вектора $\vec{\alpha}$. Предположим далее, что ошибки измерения последовательности наблюдаемых параметров распределены по нормальному закону с нулевым средним значением и известной корреляционной матрицей. Будем считать также, что указанная последовательность является достаточной для оценивания информативных параметров $\vec{\gamma}_j, \vec{\alpha}$ в силу условия (2).

Тогда соответствующие статистические гипотезы (1) о виде распределения вектора дискретизированных значений процесса $y(t, \Pi)$ можно представить в виде

$$H_{ij}: \vec{Y} \sim p(\vec{Y},\vec{\alpha},\vec{\gamma}_j,\vec{\vartheta},\vec{\beta},H_{ij});\, i=1,0;\, j=\overline{1,J}, \qquad (4)$$

где $\vec{Y} \subset Y, \vec{\alpha} \in A, \vec{\gamma}_j \in \Gamma, \vec{\vartheta} \in \Theta, \vec{\beta} \in B$ – соответственно множества значений векторов $\vec{Y}, \vec{\alpha}, \vec{\gamma}_j, \vec{\vartheta}, \vec{\beta}$.

В соответствии с теорией статистических решений после получения вида распределения дискретизированных значений $\vec{Y}$ необходимо на основе выбранного критерия качества принять одну из указанных гипотез H_{ij} и, если принята гипотеза $H_{1\hat{j}}$, то должны быть оценены параметры $\vec{\alpha}$ и $\vec{\gamma}_{\hat{j}}$ обнаруженного сигнала. При проверке сложных гипотез с одновременной оценкой параметров, когда неизвестны величина потерь из-за ошибочных решений и априорные вероятности p_{ij} используется критерий максимального правдоподобия (КМП). Поскольку ещё задана вероятность ложных тревог, то для принятия решения об обнаружении сигнала целесообразно применить критерий Неймана – Пирсона.

Согласно общей методологии синтеза совместных алгоритмов обнаружения-оценивания или распознавания-оценивания сигналов [2], решения на основе КМП могут быть сформированы согласованным двухфункциональным правилом $\mathbf{R}(\vec{Y})$, содержащим в качестве компонент правило оценивания $\mathbf{R_И}(\vec{Y})$ и правило обнаружения $\mathbf{R_O}(\vec{Y})$ или распознавания $\mathbf{R_P}(\vec{Y})$. Формальной основой для синтеза двухфункциональных алгоритмов является введение понятия составного вектора $\vec{\lambda}=\left\|\vec{r},\vec{\eta}^T\right\|^T$, которое позволяет свести оба класса задач к оцениванию составного векторного параметра с дискретной по $\vec{r}$ и непрерывной по $\vec{\eta}$ компонентами. При этом дискретный вектор $\vec{r}$ вводится как параметр состояния синтезируемой системы.

Применительно к поставленной задаче по аналогии введем в рассмотрение составной вектор

$$\vec{\lambda}=\left\|\vec{r},\vec{\alpha}^T,\vec{\gamma}^T,\vec{\vartheta}^T,\vec{\beta}^T\right\|^T, \qquad (5)$$

имеющий частные значения $\vec{\lambda}_{ij}=\left\|\vec{r}_{ij},\vec{\alpha}^T,\vec{\gamma}_j^T,\vec{\vartheta}^T,\vec{\beta}^T\right\|^T$ с компонентами в виде дискретного решающего вектора $\vec{r}_{ij}=\left\|r_0, r_{1j}\right\|$, а также векторов непрерывных параметров $\vec{\alpha}^T=\left\|\alpha_1,\alpha_2,...,\alpha_a\right\|^T$, $\vec{\gamma}_j^T=\left\|\gamma_{j1},\gamma_{j2},...,\gamma_{jb}\right\|^T$, $\vec{\vartheta}^T=\left\|\vartheta_1,\vartheta_2,...,\vartheta_g\right\|^T$ и $\vec{\beta}=\left\|\beta_1,\beta_2,...,\beta_h\right\|^T$. Введенный таким образом вектор назовем вектором состояния наблюдаемого процесса или синтезируемой системы. Дискретно-непрерывное множество всех значений вектора состояния $\vec{\lambda}$ обозначим Λ. Тогда совместную плотность вероятности (ПВ) по каждой из гипотез в (4) можно выразить через вектор состояния (5) в виде

$$p(\vec{Y},\vec{\lambda}_{ij})=p(\vec{Y},\vec{r}_{ij},\vec{\alpha},\vec{\gamma}_j,\vec{\vartheta},\vec{\beta})=p_{ij}(\vec{Y},\vec{\alpha},\vec{\gamma}_j,\vec{\vartheta},\vec{\beta}).$$

В соответствии с методом максимального правдоподобия [2] оценка максимального правдоподобия (ОМП) вектора состояния (4)

$$\hat{\vec{\lambda}}\left(\vec{\mathrm{Y}}\right)=\arg\sup_{\left(i,j,\vec{\alpha},\vec{\gamma}_j,\vec{\vartheta},\vec{\beta}\right)} p_{ij}\left(\vec{\mathrm{Y}},\vec{\alpha},\vec{\gamma}_j,\vec{\vartheta},\vec{\beta}\right), \qquad (6)$$

где $p_{ij}\left(\vec{\mathrm{Y}},\vec{\alpha},\vec{\gamma}_j,\vec{\vartheta},\vec{\beta}\right)$ – имеет смысл функции правдоподобия (ФП).

В силу того, что физический смысл векторов $\vec{\alpha}$ и $\vec{\gamma}_j$ разный, а размерность вектора $\vec{\gamma}_j$ может меняться от гипотезы к гипотезе, наибольшее значение вектора состояния необходимо искать в несколько этапов

$$\hat{\vec{\lambda}}\left(\vec{\mathrm{Y}}\right)=\arg\max_{i\in\{1,0\}}\sup_{\vec{\alpha}\in A}\max_{j\in\{1\ldots J\}}\sup_{\vec{\gamma}_j\in}\sup_{\vec{\vartheta}\in\Theta}\sup_{\vec{\beta}\in} p_{ij}\left(\vec{\mathrm{Y}},\vec{\alpha},\vec{\gamma},\vec{\vartheta},\vec{\beta}\right). \qquad (7)$$

Для оценивания вектора состояния (7) по векторам параметров $\vec{\vartheta}$ и $\vec{\beta}$ уточним модели дискретизации и статистического описания наблюдаемого процесса $y(t, \Pi)$. Согласно обобщенной теореме отсчетов [4], в условиях рассматриваемой априорной неопределенности оптимальной является частотно-временная дискретизация наблюдаемого процесса с общим числом элементов дискретизации $K\times L = N_0$. Поскольку при таком разбиении дискретизированные значения вектора $\vec{\mathrm{Y}}$ являются некоррелированными и, следовательно, при гауссовой статистике шума независимыми, то многомерную ПВ в (7) можно представить в виде произведения одномерных ПВ [1, 5]. В этом случае

$$p_{ij}\left(\vec{\mathrm{Y}},\vec{\alpha},\vec{\gamma},\vec{\vartheta},\vec{\beta}\right)=\prod_{k,\,\ell=1}^{K,\,L} p_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell},\ \vec{\vartheta}_{k\ell},\vec{\beta}_{k\ell}\right), \qquad (8)$$

а значения параметров $\vec{\alpha}$ и $\vec{\gamma}_j$ заключены в произведениях одномерных ПВ по ℓ и k.

Учитывая, что подлежащая обработке совокупность сигналов имеет $M >> J$ неперекрывающихся значений параметров, дискретизировать наблюдаемый в заданной частотно-временной области процесс $y(t, \Pi)$ необходимо перебором M вариантов. Отнесем саму величину шага дискретизации по частотно-временным координатам к неинформативным параметрам и обозначим $\beta_{1kl}^{(m)}$. Поскольку сигнал может иметь только одну комбинацию параметров, то события по M образуют полную группу несовместных событий. Тогда на основании формул полной вероятности и умножения вероятностей совместную ПВ под знаком произведения (8) можно представить в виде

$$p_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell},\ \vec{\vartheta}_{k\ell},\vec{\beta}_{k\ell}\right)= =\sum_{m=1}^{M} p_{ijk\ell m}\left(\vec{y}_{k\ell},\vec{\vartheta}_{k\ell}/\vec{\beta}_{kl}^{(m)}\right)\cdot p_{ijklm}\left(\vec{\beta}_{kl}^{(m)}\right),$$

где $p_{ijk\ell m}\left(\vec{y}_{kl},\vec{\vartheta}_{kl}/\vec{\beta}_{kl}^{(m)}\right)$ – частная ФП.

Или с использованием аналога формулы полной вероятности для параметров [4]

$$p_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell},\ \vec{\vartheta}_{k\ell},\vec{\beta}_{k\ell}\right)= =\int_{Bk\ell} p_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell},\ \vec{\vartheta}_{k\ell}/\vec{\beta}_{k\ell}\right)\cdot p_{ijkl}\left(\vec{\beta}_{kl}\right)d\vec{\beta}_{kl}. \qquad (9)$$

Подставляя (9) в (8) и далее в (7), оценку вектора состояния получим в виде

$$\hat{\vec{\lambda}}\left(\vec{\mathrm{Y}}\right)=\arg\max_{i\in\{1,0\}}\sup_{\vec{\alpha}\in A}\max_{j\in\{1\ldots J\}}\sup_{\vec{\gamma}\in}\prod_{k,\,\ell=1}^{K,\,L}\max_{k,\,\ell}\sup_{\vec{\vartheta}\in\Theta} \int_{Bk\ell} p_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell},\ \vec{\vartheta}_{k\ell}/\vec{\beta}_{k\ell}\right)\cdot p_{ijkl}\left(\vec{\beta}_{k\ell}\right)d\vec{\beta}_{k\ell}. \qquad (10)$$

Если бы априорная ПВ $p\left(\vec{\beta}\right)$ и соответственно $p_{ijkl}\left(\vec{\beta}_{k\ell}\right)$ были известны, то исключить неинформативные параметры в (10) можно было бы путём непосредственного интегрирования при условии нормировки $p_{ijk\ell}\left(\vec{\beta}_{k\ell}\right)$, т.е. $\int_{Bk\ell} p_{ijk\ell}\left(\vec{\beta}_{kl}\right)d\vec{\beta}_{kl}=1$. В силу априорной неопределенности в задании $p\left(\vec{\beta}\right)$ провести интегрирование в (10) по $\beta_{k\ell}$ в явном виде не удается.

Способы преодоления априорной неопределенности в задачах обнаружения-оценивания и распознавания-оценивания также основываются на методах математической статистики [1, 5]. Среди этих методов важное место занимает адаптивный байесовский подход [6]. Общей процедурой формирования оптимальной оценки (10) на основе адаптивного байесовского подхода является нахождение приближенного выражения для ФП по $\vec{\beta}$ и оценивание наблюдаемых параметров из условия максимума результирующей ФП.

При применении адаптивного байесовского подхода рассматриваются практические условия высокого отношения сигнал/шум, когда ФП является унимодальной, т.е. имеет резко выраженный по всем параметрам максимум. В то же время априорное распределение $p_{ijkl}\left(\vec{\beta}_{kl}\right)$ в области максимума изменяется сравнительно медленно, т.е. оценка $\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}$ находится внутри диапазона возможных значений $\vec{\beta}_{kl}$. Используя асимптотическое свойство ФП, интегрирование в (10) проведем с помощью асимптотического метода интегрирования Лапласа, основанного на аппроксимации функции $\ln p_{ij}\left(y_{k\ell},\vec{\vartheta}_{k\ell}/\vec{\beta}_{kl}\right)$ квадратичным разложением в окрестности точки $\vec{\beta}_{kl}=\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}$ [7]. В результате получим

$$\int_{Bk\ell} p_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell}\ \vec{\vartheta}_{k\ell}/\vec{\beta}_{kl}\right)\cdot p_{ijk\ell}\left(\vec{\beta}_{kl}\right)d\vec{\beta}_{kl}\approx \approx p_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell},\ \vec{\vartheta}_{k\ell}/\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right)\cdot p_{ijk\ell}\left(\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right)\cdot d_{ijk\ell}\left(\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right), \qquad (11)$$

где $d_{ijk\ell}\left(\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right)=(2\pi)^{h/2}\left(\det D_{\hat{\vec{\beta}}k\ell}\right)^{-1/2}$;

$D_{\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}} = \left\| \dfrac{\partial^2 \ell n\left(\vec{y}_{k\ell},\ \vec{\vartheta}_{k\ell} / \hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right)}{\partial \beta_{k\ell}^{(\nu)}\, \partial \beta_{k\ell}^{(\mu)}} \right\|$ – матрица вторых производных функции $\ln p_{ij}\left(\vec{y}_{k\ell},\ \vec{\vartheta}_{k\ell} / \vec{\beta}_{k\ell}\right)$ в точке $\vec{\beta}_{kl} = \hat{\vec{\beta}}_{k\ell}$; h – общее число компонент вектора $\vec{\beta}_{kl}$.

Сами ОМП неинформативных параметров определим по ФП

$$\hat{\vec{\beta}}_{k\ell} = \arg\sup_{\vec{\beta}_{k\ell}} p_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell}, \vec{\vartheta}_{k\ell} / \vec{\beta}_{kl}\right) \qquad (12)$$

путем решения уравнения правдоподобия [7] или эквивалентного ему

$$\frac{\partial}{\partial \vec{\beta}_{ij}} p_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell}, \vec{\vartheta}_{k\ell} / \vec{\beta}_{kl}\right) \Big/_{\vec{\beta}_{kl} = \hat{\vec{\beta}}_{k\ell}} = 0. \qquad (13)$$

При этом, в первую очередь, необходимо найти ОМП шага дискретизации, а затем ОМП других неинформативных параметров.

С учетом (12) оценка вектора состояния (10) принимает вид

$$\hat{\vec{\lambda}}\left(\vec{\mathrm{Y}}\right) = \arg\max_{i\in\{1,0\}} \sup_{\vec{\alpha}\in A} \max_{j\in\{1,J\}} \sup_{\vec{\gamma}\in} \qquad (14)$$

$$\prod_{k,\ell=1}^{K_0, L_0} \max_{k,\ell} \sup_{\vec{\mathrm{v}}_{k\ell}\in\theta_{k\ell}} \cdot p_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell}, \vec{\vartheta}_{k\ell} / \hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right) p_{ijk\ell}\left(\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right) \cdot d_{ijk\ell}\left(\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right),$$

где теперь $N_0 = K_0 \times L_0$.

Таким образом, на первом этапе обработки сигналов априорно неопределенного вида и параметров необходимо применить для их дискретизации теорему отсчетов в частотно-временной области, найти на основе адаптивного байесовского подхода оценочные значения параметров частотно-временной дискретизации и других неинформативных параметров $\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}$ и сформировать по всем дискретизированным элементам достаточные статистики.

С целью дальнейшего оценивания вектора состояния $\lambda\left(\vec{\mathrm{Y}}\right)$ по наблюдаемым параметрам $\vec{\vartheta}_{k\ell}$ снова применим формулу умножения вероятностей в (14) и введем в рассмотрение оценку частных значений вектора состояния

$$\begin{aligned} \hat{\vec{\lambda}}_{ijk\ell} = \left\|\vec{r}_{ijkl}, \vec{\vartheta}_{ijkl}^{T}\right\|^{T} = \max_{k,\ell} \sup_{\vec{\mathrm{v}}_{k\ell}} p_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell}, / \vec{\vartheta}_{k\ell}, \hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right) \times \\ \times p_{ijk\ell}\left(\vec{\vartheta}_{k\ell} / \hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right) \cdot p_{ijk\ell}\left(\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right) \cdot d_{ijk\ell}\left(\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right). \end{aligned} \qquad (15)$$

Оценку (15) назовем совместной оценкой параметров элемента сигнала, дискретной по $\vec{r}_{ijk\ell}$ и непрерывной по $\vec{\vartheta}_{k\ell}$. Рассмотрим состав и вид этой оценки. Из-за априорной неопределенности относительно плотности распределения наблюдаемых параметров $\vec{\vartheta}_{k\ell}$ ФП $p_{ijk\ell}\left(y_{k\ell}, / \vec{\vartheta}_{k\ell}, \hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right)$ и $p_{ijkl}\left(\vec{\vartheta}_{kl}, \hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right) = p_{ijk\ell}\left(\vec{\vartheta}_{k\ell} / \hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right) \cdot p\left(\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right)$ равнозначно определяют положение максимума (15). В силу этого введем обозначение условной по составляющей $H_{ijk\ell}$ сложной гипотезы H_{ij} и безусловной по параметрам $\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}$ ОМП наблюдаемых параметров k,ℓ-го элемента дискретизированного процесса $\vec{\mathrm{Y}}$

$$\hat{\vec{\vartheta}}_{k\ell} = \arg\sup_{\vec{\vartheta}_{k\ell}} p_{ijk\ell}\left(\vec{\vartheta}_{k\ell}, \hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right), \qquad (16)$$

которую найдем аналогично (12) путем решения уравнения

$$\frac{\partial}{\partial \vec{\vartheta}_{k\ell}} p_{ijk\ell}\left(\vec{\vartheta}_{kl}, \hat{\vec{\beta}}\right) \Big/_{\vec{\vartheta}_{kl} = \hat{\vec{\vartheta}}_{k\ell}} = 0.$$

Исходя из (15) с учетом (16), условная по сложной гипотезе H_{ij} ОМП дискретной компоненты

$$\hat{\vec{r}}_{ijk\ell} = \arg\max_{k,\ell} p_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell}, / \vec{\vartheta}_{k\ell}, \hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right) \cdot d_{ijk\ell}\left(\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right). \qquad (17)$$

Эту оценку получим путем обнаружения наличия или отсутствия элемента сигнала на k,ℓ-шаге дискретизации в соответствии с критерием Неймана-Пирсона

$$\hat{\vec{r}}_{ijk\ell} = \begin{cases} \vec{r}_{ij\hat{k}\hat{l}}, \text{ при } p_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell}, / \vec{\vartheta}_{k\ell}, \hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right) \cdot d_{ijk\ell}\left(\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right) \ge p_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell}\right) \\ 0, \quad \text{в противном случае,} \end{cases} \qquad (18)$$

где $p_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell}\right)$ – ФП при наличии только шума.

Определенной трудностью использования ФП дискретизированных значений $\vec{\mathrm{Y}}$ является неограниченное их убывание в процессе предельного перехода к непрерывным координатам по частоте или времени. Это обстоятельство может привести к принятию составляющих гипотез $H_{ij\hat{k}\hat{\ell}}$ с вероятностью, близкой к единице для всех элементов. Указанная трудность обычно преодолевается обобщением ОМП (17) путем перехода от ФП к отношению правдоподобия (ОП) [1]. Вводя ОП

$$l_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell} / \vec{\vartheta}_{k\ell}, \hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right) = p_{ij\hat{k}\hat{\ell}}\left(\vec{y}_{k\ell} / \vec{\vartheta}_{k\ell}, \hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right) / p_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell}\right), \qquad (19)$$

в итоге приходим к согласованному двухфункциональному решающему правилу обнаружения и оценивания наблюдаемых параметров $k\ell$-го элемента сигнала

$$R_{1\text{И}}\left(y_{k\ell}\right) = \hat{\vec{\vartheta}}_{k\ell} = \arg\sup_{\vec{\vartheta}_{k\ell}} p_{ijk\ell}\left(\vec{\vartheta}_{k\ell}, \hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right) \qquad (20\text{а})$$

$$R_{1\text{O}}\left(y_{k\ell}\right) = \hat{\vec{r}}_{ijk\ell} = \begin{cases} r_{ij\hat{k}\hat{l}}, \text{ при } l_{ijk\ell}\left(\vec{y}_{k\ell} / \vec{\vartheta}_{k\ell}, \hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right) > l_{1k\ell}, \\ 0, \quad \text{в противном случае,} \end{cases} \qquad (20\text{б})$$

где $$l_{1k\ell} = 1/d_{ij\hat{k}\hat{\ell}}\left(\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right) - \qquad (21)$$
пороговый уровень обнаружения элемента сигнала.

Соотношения (20) полностью определяют согласованное решающее правило обнаружения – оценивания элементов сигнала в рассматриваемых условиях априорной неопределенности для всех $k = 1,\ 2,\ldots,\ K_0,\ \ \ell = 1, 2, \ldots, L_0$, $\vec{\gamma} \in \Gamma$ и $\vec{\alpha} \in A$, $j = 1, 2, \ldots, J$, $i = 1{,}0$. Из этих соотношений следует, что в общем случае правила оценивания и обнаружения элементов сигнала являются матричными с числом компонент, равным $K_0 \times L_0 = N_0$, определяемых в соответствии с (20а) и (20б). На основании этого решающее правило обнаружения-оценивания элементов сигнала можно записать

$$\mathbf{R_{1И}}\left(\vec{Y}\right) = \begin{Vmatrix} \hat{\vec{\vartheta}}_{11} & \hat{\vec{\vartheta}}_{12} & \ldots & \hat{\vec{\vartheta}}_{1K_0} \\ \hat{\vec{\vartheta}}_{21} & \hat{\vec{\vartheta}}_{22} & \ldots & \hat{\vec{\vartheta}}_{2K_0} \\ \ldots & \ldots & \ldots & \ldots \\ \hat{\vec{\vartheta}}_{L_0 1} & \hat{\vec{\vartheta}}_{L_0 2} & \ldots & \hat{\vec{\vartheta}}_{L_0 K_0} \end{Vmatrix} \qquad (22а)$$

$$\mathbf{R_{1О}}\left(\vec{Y}\right) = \begin{Vmatrix} \hat{\vec{r}}_{ij11} & \hat{\vec{r}}_{ij12} & \ldots & \hat{\vec{r}}_{ij1K_0} \\ \hat{\vec{r}}_{ij21} & \hat{\vec{r}}_{ij22} & \ldots & \hat{\vec{r}}_{ij2K_0} \\ \ldots & \ldots & \ldots & \ldots \\ \hat{\vec{r}}_{ijL_0 1} & \hat{\vec{r}}_{ijL_0 2} & \ldots & \hat{\vec{r}}_{ijL_0 K_0} \end{Vmatrix} \qquad (22б)$$

Следовательно, на втором этапе обнаружения–оценивания–распознавания сигналов с априорно неопределенными структурой и параметрами принимается согласованное условное решение о справедливости составляющих $H_{ij\hat{k}\hat{\ell}}$ или $H_{ijk\ell}$ сложной гипотезы H_{ij} и, если принято решение о $H_{ij\hat{k}\hat{\ell}}$, то на выход пропускаются оценки наблюдаемых параметров $\hat{\vec{\vartheta}}_{j\hat{k}\hat{\ell}}$. Сама процедура получения оценок частных значений наблюдаемых параметров $\hat{\vec{\vartheta}}_{j\hat{k}\hat{\ell}}$ для достаточных статистик, превысивших порог на k,ℓ-м элементе дискретизации, в соответствии с (15) и (19) описывается выражением

$$\hat{\vec{\vartheta}}_{k\ell} = l_{ij\hat{k}\hat{\ell}}\left(y_{\hat{k}\hat{\ell}},/\hat{\vec{\vartheta}}_{\hat{k}\hat{\ell}},\hat{\vec{\beta}}_{\hat{k}\hat{\ell}}\right)\cdot p_{ijk\ell}\left(\hat{\vec{\vartheta}}_{k\ell},\hat{\vec{\beta}}_{k\ell}\right). \qquad (23)$$

Результирующая оценка вектора состояния (14) после обнаружения–оценивания элементов сигнала принимает вид

$$\hat{\vec{\lambda}}\left(\vec{Y}\right) = \arg\max_{i\in\{1,0\}}\sup_{\vec{\alpha}\in A}\max_{j\in\{1\ldots J\}}\sup_{\vec{\gamma}\in\Gamma}$$

$$\prod_{\hat{k},\hat{\ell}=1}^{\hat{K},\hat{L}} l_{ij\hat{k}\hat{\ell}}\left(y_{\hat{k}\hat{\ell}},/\hat{\vec{\vartheta}}_{\hat{k}\hat{\ell}},\hat{\vec{\beta}}_{\hat{k}\hat{\ell}}\right)\cdot p_{\hat{k}\hat{l}}\left(\hat{\vec{\vartheta}}_{\hat{k}\hat{l}},\hat{\vec{\beta}}_{kl}\right),$$

где $\hat{K}\,\hat{L} = \hat{N} < N_0$ – число превышений порога, определяющее размерность фиксированной для данной реализации выборки смеси сигнала с шумом; или с заменой произведения независимых ОП на многомерное ОП [1]

$$\hat{\vec{\lambda}}\left(\vec{Y}\right) = \arg\max_{i\in\{1,0\}}\sup_{\vec{\alpha}\in A}\max_{j\in\{1\ldots J\}}\sup_{\vec{\gamma}\in\Gamma} l_{ij\hat{K}\hat{L}} \times$$
$$\times\left(\vec{Y},\vec{\alpha},\vec{\gamma}_j/\hat{\vec{\vartheta}},\hat{\vec{\beta}}\right)\cdot p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\hat{\vec{\vartheta}},\hat{\vec{\beta}}\right). \qquad (24)$$

Проявление элементов сигнала с оценкой их положения на частотно-временной плоскости П×Т позволяет провести оценивание информативных параметров $\vec{\gamma}_j$ и $\vec{\alpha}$ вектора состояния (24). Снова воспользуемся формулой умножения вероятностей для представления функции правдоподобия с зависимыми параметрами в (24) при условии наличия гипотезы H_{ij}. При этом учтём результат предыдущего применения формулы умножения вероятностей в (15) и с целью упрощения записи опустим оценки $\hat{\vec{\beta}}$, как не используемые в последующей обработке. Тогда

$$p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{Y},\vec{\alpha},\vec{\gamma}_j/\hat{\vec{\vartheta}}\right) =$$
$$= p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{Y}/\vec{\alpha},\vec{\gamma}_j,\hat{\vec{\vartheta}}\right)\cdot p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{\alpha}/\vec{\gamma}_j,\hat{\vec{\vartheta}}\right)p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{\gamma}_j/\hat{\vec{\vartheta}}\right).$$

Подставляя последнее выражение в (24), получим

$$\hat{\vec{\lambda}}\left(\vec{Y}\right) = \arg\max_{i\in\{1,0\}}\sup_{\vec{\alpha}_i\in A}\max_{j\in\{1\ldots J\}}\sup_{\vec{\gamma}_i\in\Gamma} l_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{Y}/\vec{\alpha},\vec{\gamma}_j,\hat{\vec{\vartheta}}\right)$$
$$p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{\alpha}/\vec{\gamma}_j,\hat{\vec{\vartheta}}\right)\cdot p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{\gamma}_j/\hat{\vec{\vartheta}}\right)\cdot p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\hat{\vec{\vartheta}}\right). \qquad (25)$$

Как следует из (25), оценки компонент $\vec{\gamma}_j$ и $\vec{\alpha}$ могут быть получены двояко. Однако, при равной значимости данных наблюдения $\vec{Y}$ и полученных по ним оценок $\hat{\vec{\vartheta}}$, например, ФП

$$p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{\gamma}_j,\hat{\vec{\vartheta}}\right) = p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{\gamma}_j/\hat{\vec{\vartheta}}\right)\cdot p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\hat{\vec{\vartheta}}\right) =$$
$$= p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\hat{\vec{\vartheta}}/\vec{\gamma}_j\right)\cdot p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{\gamma}_j\right) \qquad (26)$$

значительно точнее определяет положение максимума (25) по параметрам $\vec{\gamma}_j$ структуры (вида) сигнала, чем ОП $l_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{Y}/\vec{\alpha},\vec{\gamma}_j,\hat{\vec{\vartheta}}\right)$ в силу существующей по условиям задачи статистической связи (2), сужающей область неопределенности. С учетом (26), оценка вектора состояния (25) принимает вид

$$\hat{\vec{\lambda}}\left(\vec{Y}\right) = \arg\max_{i\in\{1,0\}}\sup_{\vec{\alpha}_i\in A}\max_{j\in\{1\ldots J\}}\sup_{\vec{\gamma}_i\in\Gamma} \ell_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{Y}/\vec{\alpha},\vec{\gamma}_j,\hat{\vec{\vartheta}}\right)$$
$$p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{\alpha}/\vec{\gamma}_j,\hat{\vec{\vartheta}}\right)\cdot p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\hat{\vec{\vartheta}},\vec{\gamma}_j\right). \qquad (27)$$

Рассмотрим оценки частных значений вектора состояния, определяющие структуру обрабатываемого сигнала

$$\hat{\vec{\lambda}}_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{Y}\right)=\left\|\hat{\vec{r}}_{ij\hat{K}\hat{L}},\hat{\vec{\gamma}}_{j}^{T}\right\|^{T}=\arg\max_{j\in\{1...J\}}\sup_{\vec{\gamma}_j\in\Gamma} p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\hat{\vec{\vartheta}},\vec{\gamma}_j\right). \quad (28)$$

В предположении справедливости гипотезы H_{ij} введем ОМП непрерывной и дискретной компонент

$$\hat{\vec{\gamma}}_j=\arg\sup_{\vec{\gamma}_j\in\Gamma} p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\hat{\vec{\vartheta}},\vec{\gamma}_j\right) \quad (29а)$$

$$\hat{\vec{r}}_{ij\hat{K}\hat{L}}=\vec{r}_{i\hat{j}\hat{K}\hat{L}}=\arg\max_{j\in\{1...J\}} p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\hat{\vec{\vartheta}},\hat{\vec{\gamma}}_j\right). \quad (29б)$$

Как следует из (29а), ОМП параметров структуры сигнала определяется в результате фильтрации последовательности наблюдаемых параметров $\hat{\vec{\vartheta}}_{j\hat{K}\hat{L}}$. В соответствии с (29б), из J полученных оценок параметров структуры сигнала, должна быть выбрана максимально правдоподобная. При этом правило оценивания (29а) является векторным с числом компонент, равным числу J распознаваемых структур сигнала. В результате двухфункциональное правило оценивания–распознавания сигналов принимает вид

$$\vec{R}_{2\text{ОР}}\left(\vec{Y}_{\hat{K}\hat{L}}\right)=\left\|\hat{\vec{\gamma}}_1^T,\hat{\vec{\gamma}}_2^T,...,\hat{\vec{\gamma}}_J^T\right\|^T; \quad (30а)$$

$$R_{2P}\left(\vec{Y}_{\hat{K}\hat{L}}\right)=\vec{r}_{i\hat{j}\hat{K}\hat{L}}, \text{ при } \hat{\vec{\gamma}}_{\hat{j}}=\max \text{ для всех } \hat{j}=1,2...J. \quad (30б)$$

Таким образом, на третьем этапе обнаружения–оценивания–распознавания сигналов с априорно неопределенными структурой и параметрами необходимо по фиксированной выборке $\hat{\vec{\vartheta}}_{\hat{K}\hat{L}}$ оценить параметры ожидаемых структур сигнала и принять путем сравнения максимально правдоподобную компоненту $H_{i\hat{j}}$ сложной гипотезы H_{ij}.

По аналогии введем в рассмотрение совместную ПВ $p_{i\hat{j}\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{\alpha},\hat{\vec{\gamma}}_{\hat{j}},\hat{\vec{\vartheta}}\right)$ и, применяя формулу умножения вероятностей, найдем

$$p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{\alpha}/\hat{\vec{\gamma}}_{\hat{j}},\hat{\vec{\vartheta}}\right)=\mu_0\cdot p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\hat{\vec{\gamma}}_j,\hat{\vec{\vartheta}}/\vec{\alpha}\right)\cdot p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{\alpha}\right), \quad (31)$$

где $\mu_0=1/p_{i\hat{j}\hat{K}\hat{L}}\left(\hat{\vec{\gamma}}_j,\hat{\vec{\vartheta}}\right)$ – коэффициент, не зависящий от $\vec{\alpha}$. Из условия нормировки

$$\int_{-\infty}^{\infty} p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\hat{\vec{\gamma}}_{\hat{j}},\hat{\vec{\vartheta}}\right)d\hat{\vec{\gamma}}_{\hat{j}}\,d\hat{\vec{\vartheta}}=1$$

$$\mu_0=1/\int_{-\infty}^{\infty} p_{ij\hat{K}\hat{L}}\left(\hat{\vec{\gamma}}_{\hat{j}},\hat{\vec{\vartheta}}\right)d\hat{\vec{\gamma}}_{\hat{j}}\,d\hat{\vec{\vartheta}}.$$

С учетом (30) и (31) оценка вектора состояния принимает вид

$$\hat{\vec{\lambda}}\left(\vec{Y}\right)=\left\|\vec{r}_{i\hat{j}\hat{K}\hat{L}},\vec{\alpha}^T\right\|^T=\arg\max_{i\in\{1,0\}}\sup_{\vec{\alpha}_i\in A}\ell_{i\hat{j}\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{Y}/\vec{\alpha},\hat{\vec{\gamma}}_{\hat{j}},\hat{\vec{\vartheta}}\right)\times$$

$$\times p_{i\hat{j}\hat{K}\hat{L}}\left(\hat{\vec{\gamma}}_{\hat{j}},\hat{\vec{\vartheta}}/\vec{\alpha}\right)\cdot p_{i\hat{j}\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{\alpha}\right) \quad (32)$$

и позволяет провести обнаружение–оценивание обрабатываемого сигнала по совместному распределению оценённых параметров $\hat{\vec{\gamma}}_j$ и $\hat{\vec{\vartheta}}$. Введем обозначение условной, в предположении справедливости гипотезы $H_{i\hat{j}}$, ОМП собственно параметров сигнала и ОМП дискретной компоненты (32) в виде

$$\hat{\vec{\alpha}}=\arg\sup_{\vec{\alpha}} p_{i\hat{j}\hat{K}\hat{L}}\left(\hat{\vec{\vartheta}},\hat{\vec{\gamma}}_{\hat{j}}/\vec{\alpha}\right) \quad (33а)$$

$$\hat{\vec{r}}_{i\hat{j}\hat{K}\hat{L}}=\vec{r}_{\hat{i}\hat{j}\hat{K}\hat{L}}=$$

$$=\arg\max_{i\in\{1,0\}}\ell_{i\hat{j}\hat{K}\hat{L}}\left(\vec{Y}/\hat{\vec{\alpha}},\hat{\vec{\gamma}}_{\hat{j}},\hat{\vec{\vartheta}}\right)\cdot p_{i\hat{j}\hat{K}\hat{L}}\left(\hat{\vec{\alpha}}\right). \quad (33б)$$

На основании введенных ОМП (33) приходим к согласованному двухфункциональному решающему правилу обнаружения сигнала и оценивания его параметров в указанных условиях априорной неопределённости

$$R_{2\text{И}}=\hat{\vec{\alpha}}=\arg\sup_{\vec{\alpha}_{\hat{j}}} p_{ij\hat{K}\hat{L}}(\hat{\vec{\vartheta}},\hat{\vec{\gamma}}_{\hat{j}}/\hat{\vec{\alpha}}) \quad (34а)$$

$$R_{2\text{О}}=\hat{\vec{r}}_{i\hat{j}\hat{K}\hat{L}}=\begin{cases} r_{1\hat{j}\hat{K}\hat{L}}, \text{ при } \ell_{1\hat{j}\hat{K}\hat{L}}(\vec{Y}/\hat{\vec{\alpha}},\hat{\vec{\gamma}}_{\hat{j}},\hat{\vec{\vartheta}})\geq\ell_2 \\ 0, \text{ в противном случае}\end{cases}, \quad (34б)$$

где $\ell_2=1/p_{1\hat{j}\hat{K}\hat{L}}(\hat{\vec{\alpha}})$ – величина второго порога, определяемого из условия обеспечения заданной вероятности обнаружения и ложных тревог по критерию Неймана–Пирсона.

Отметим, что результаты первичного (20 б) и вторичного (34 б) обнаружения позволяют определить выражения для суммарного порога

$$\ell_\Sigma=1/p_{1\hat{j}\hat{K}\hat{L}}(\hat{\vec{\alpha}})\cdot d_{1\hat{j}\hat{K}\hat{L}}(\hat{\vec{\beta}}). \quad (35)$$

Как следует из формулы (35), величина порога зависит от информативных $\hat{\vec{\alpha}}$ и неинформативных $\hat{\vec{\beta}}$ параметров обрабатываемого сигнала. В то же время значения параметров структуры сигнала и наблюдаемых параметров $\hat{\vec{\gamma}}_j$ и $\hat{\vec{\vartheta}}$ на величину порога не влияют.

Соотношения (12) совместно с (11), (22) совместно с (20) и (21), (30) совместно с (29), а также (34) определяют адаптивное многофункциональное решающее правило моноимпульсного совместного обнаружения–оценивания–распознавания сигналов с априорно неопределенными структурой и параметрами. Структурная схема приемно-анализирующего устройства, реализующего синтезированное многофункциональное решающее правило, приведена на рис. 1.

Входная реализация $y(t)$ поступает на вход приемного устройства, пропускается через преселектор ПР с полосой рабочих частот $[f_0 \pm \Pi/2]$ и подается на устройство формирования достаточных статистик УФДС. В УФДС процесс $y(t, \Pi)$ в соответствии с обобщенной теоремой отсчетов [4] и априорной плотностью распределения неинформативных параметров $p\left(\vec{\beta}\right)$ дискретизируется на частотно-временные элементы, по которым формируются оценочные по $\hat{\vec{\beta}}_{kl}$ отношения (функции) правдоподобия. ОМП $\vec{\beta}_{kl}$ находятся путем решения системы уравнений (12) с учетом (11). Полученные оценочные значения $\hat{\vec{\beta}}_{kl}$ и используемая аналитическая модель сигнала [4] после подстановки в ОП определяют структурную схему УФДС.

Сформированные на каждом шаге дискретизации ОП поступают на устройство первичного оценивания УПО и на первое пороговое устройство ПУ1. В УПО производится оценивание наблюдаемых параметров $\vec{\vartheta}_{kl}$, согласно (20а), а в ПУ1 сравниваются оценочные ОП (20б) с первым порогом (21).

При превышении порога принимается решение о обнаружении элементов сигнала и через перемножитель пропускаются их оценки $\hat{\vec{\vartheta}}_{\hat{k}\hat{l}}$.

В результате первичного обнаружения – оценивания происходит сужение области априорной неопределенности, выражающейся в уменьшении размерности возможной выборки сигнала с $N_0 = K_0 \cdot L_0$ до $\hat{N} = \hat{K} \cdot \hat{L} \le N_0$. При этом преодолевается априорная неопределенность по частотно-временному положению сигнала в априорно заданной области ПЧТ.

ОМП на выходе приемного устройства являются исходными данными для последующей обработки. Оценки наблюдаемых параметров $\hat{\vec{\vartheta}}_{\hat{k}\hat{l}}$ подаются на устройства фильтрации УФ1... УФJ и на устройство вторичного оценивания УВО блока анализа. В свою очередь дискретные оценки $\vec{r}_{ij\hat{k}\hat{l}}$ поступают на устройство формирования результирующей достаточной статистики УФРДС того же блока.

В силу того, что каждая структура сигнала обладает своими, только ей присущими признаками, число J блоков фильтрации определяется их априорно заданным количеством. Реально число возможных структур сигнала может составлять несколько единиц при возможных значениях собственно параметров сигнала $\vec{\alpha}_j$ сотни – тысячи. В УФ1...УФJ последовательности оценок $\hat{\vec{\vartheta}}_{\hat{k}\hat{l}}$ фильтруются в соответствии с алгоритмом (29 а). При этом сглаживаются первичные ошибки измерения и повышается качество оценивания параметров $\hat{\vec{\gamma}}_j$. В устройстве выбора максимума УВМ, в соответствии с (29б), из оценок $\hat{\vec{\gamma}}_j$ выбирается максимально правдоподобная по j и, тем самым, распознается вид принятого сигнала.

С выхода УВМ оценки $\hat{\vec{\gamma}}_{\hat{j}}$ поступают на устройство вторичного оценивания УВО, на устройство формирования результирующей достаточной статистики УФРДС и на перемножитель. В УВО по ОМП $\hat{\vec{\vartheta}}$ и $\hat{\vec{\gamma}}_{\hat{j}}$ определяются собственно параметры сигнала $\hat{\vec{\alpha}}$ (34а). В соответствии с полученными значениями параметров $\hat{\vec{\gamma}}_{\hat{j}}$ и $\hat{\vec{\alpha}}$ в УРДФС по совокупности ОМП $\hat{\vec{r}}_{1\hat{j}\hat{K}\hat{L}}$ вычисляется конкретный вид результирующего ОП (33 б), которое сравнивается с адаптивным порогом во втором пороговом устройстве ПУ2. Для определения его переменной величины, в зависимости от параметров обрабатываемого сигнала, используется устройство следящего порога УСП. После сравнения результирующего ОП с адаптивным порогом принимается решение о наличии или отсутствии сигнала. Этот решение выдается на выход и поступает на перемножитель. При принятии решения $r_{1\hat{j}\hat{K}\hat{L}}$ на выход перемножителя пропускаются безусловные, как по параметрам, так и по гипотезе $H_{1\hat{j}}$ оценки векторов $\hat{\vec{\alpha}}$ и $\hat{\vec{\gamma}}_{\hat{j}}$.

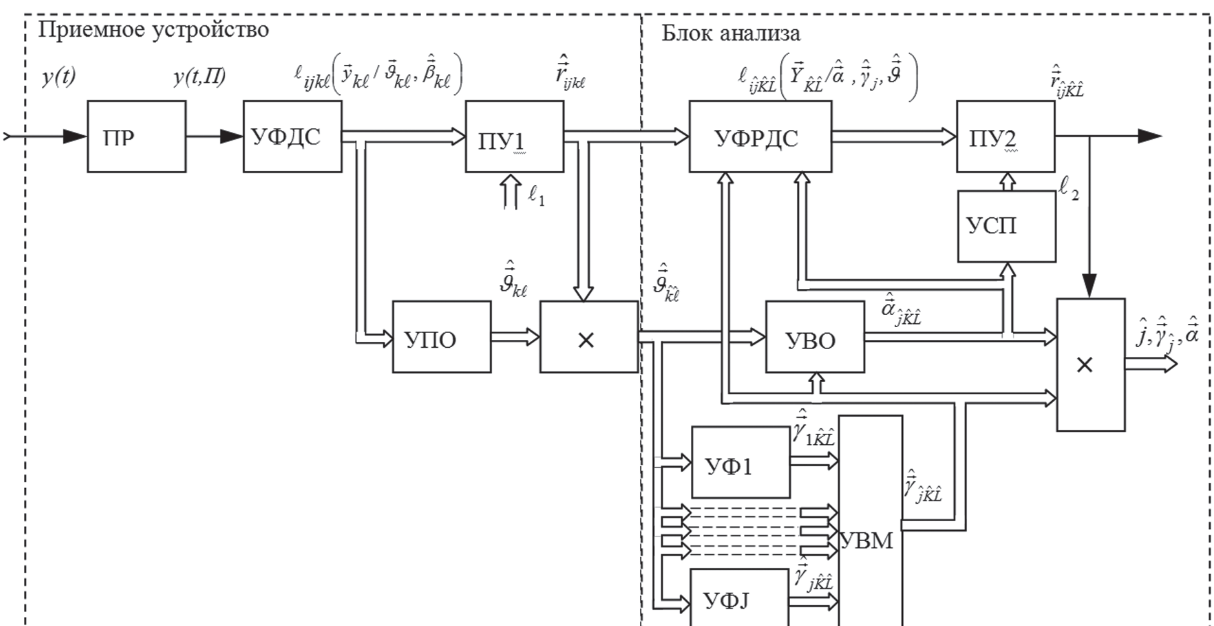

Рис. 1. Структурная схема приемно-анализирующего устройства

Таким образом, в результате выполнения описанных операций на основании одной реализации $y(t, \Pi)$ реализуется обнаружение–оценивание–распознавание сигнала с априорно неопределенными структурой и параметрами.

С увеличением априорных данных о параметрах наблюдаемого процесса $y(t, \Pi)$ может быть не только улучшено качество синтезированного многофункционального решающего правила, но и упрощена его структура. При этом улучшение качества составляющих правил может быть достигнуто введением частных априорных данных о статистических свойствах распределений параметров наблюдаемого процесса $y(t, \Pi)$, а упрощение многофункциональности – введением полных априорных данных о распределениях параметров. Этим вопросам и примерам реализации синтезированного алгоритма посвящена заключительная часть настоящей статьи.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

На основе теории статистических решений синтезировано многофункциональное решающее правило обработки радиотехнических сигналов в условиях априорной неопределенности их вида и параметров. Адаптивная сущность синтезированного правила состоит в том, что при изменении параметров сигнала и его структуры изменяются как параметры составляющих правил, так и параметры реализующего приемно-анализирующего устройства. По мере извлечения информации из наблюдаемой реализации и использования ограниченных априорных данных устройство подстраивается по наблюдаемым и измеряемым параметрам. При этом, при изменении параметров сигнала в силу адаптивности порога стабилизируется вероятность ложных тревог. Согласованность принимаемых решений заключается в том, что, несмотря на непрерывное оценивание наблюдаемых и измеряемых параметров, в последующую обработку включать только те оценки, по которым принято соответствующее решение. Многофункциональность полученного решающего правила обусловлена существенной априорной неопределенностью.

Литература

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

[2] *Трифонов А.П., Шинаков Ю.С.* Совместное различение сигналов и оценка их параметров на фоне помех. – М.: Радио и связь, 1986. – 264 с.

[3] *Калюжный Н.М.* Обобщенная теорема отсчетов для реализации эффективной обработки сигналов в условиях априорной неопределенности. – Х.: Прикладная радиоэлектроника, 2009. – Том 8. – № 4. – С. 542–549.

[4] *Тихонов В.И.* Статистическая радиотехника. – М.: Радио и связь, 1982. – 624 с.

[5] *Левин Б.Р.* Теоретические основы статистической радиотехники. – М.: Сов. Радио, кн. 3. изд. 2-е, перераб., 1976. – 288 с.

[6] *Репин В.Г., Татаковский Г.П.* Статистический синтез при априорной неопределенности и адаптация информационных систем. – М.: Сов. радио, 1977. – 432 с.

[7] *Мартынов В.А., Селихов Ю.И.* Панорамные приемники и анализаторы спектра. / Под ред. Г.Д. Заварина. 2-е изд. перераб. и доп. – М.: Сов.радио, 1980. – 352 с.

Поступила в редколлегию 3.02.2014

Калюжный Николай Михайлович, канд. техн. наук, старший научный сотрудник, академик АН ПРЭ, технический директор НТЦ АН ПРЭ, научный руководитель проблемной НИЛ ХНУРЭ. Научные интересы: системы и средства радиомониторинга, частотно-временная обработка сигналов в условиях априорной неопределенности, комплексная обработка сигнальной и координатной информации о радиоэлектронно-объектовой обстановке.

Колесник Виктория Ивановна, старший научный сотрудник проблемной НИЛ ХНУРЭ, соискатель ученой степени канд. техн. наук. Научные интересы: распознавание источников и объектов радиоизлучений, многоуровневые системы распознавания источников и объектов радиоизлучений.

УДК 621.396.96

Синтез алгоритму адаптивної обробки ансамблю сигналів за умов апріорної невизначеності їх виду і параметрів / М. М. Калюжний, В. І. Колісник // Прикладна радіоелектроніка: наук.-техн. журнал. — 2014. — Том 13. — № 1. — С. 35–42.

У статті формулюється та вирішується задача синтезу алгоритму адаптивної обробки в ході моноімпульсного виявлення–оцінювання–розпізнавання ансамблю радіотехнічних сигналів апріорно невизначеного виду та параметрів. Наводиться опис структурно-функціональної схеми, яка реалізує синтезоване багатофункціональне вирішувальне правило. У заключній частині розглядаються особливості практичного застосування цього правила.

Ключові слова: алгоритм, адаптивна обробка, моноімпульсне розпізнавання, апріорна невизначеність сигналів.

Іл.: 1. Бібліогр.: 7найм.

UDC 621.396.96

Algorithm synthesis of adaptive processing of a constellation of signals under a priori uncertainty of their kind and parameters / N.M. Kalyuzhniy, V.I. Kolesnik // Applied Radio Electronics: Sci. Journ. — 2014. — Vol. 13. — № 1. — P. 35–42.

The paper formulates and solves the problem of synthesizing the algorithm of adaptive processing of a constellation of a priori uncertain kind radio signals and parameters in monopulse detection – estimation – recognition. The description of the structural functional scheme realizing the synthesized multipurpose decision rule is given. Peculiarities of practical application of the rule are considered the final part.

Keywords: algorithm, adaptive processing, monopulse recognition, a priori uncertainty of signals.

Fig.: 1. Ref.: 7 items.