ЭЛЕКТРОНИКА

УДК 621.391

ФИЛЬТРАЦИЯ ПАРАМЕТРОВ СИГНАЛОВ, СОДЕРЖАЩИХ СЛУЧАЙНЫЕ НАЧАЛЬНЫЕ ФАЗЫ

В.В. ДУБРОВСКИЙ, С.И. ПОЛОВЕНЯ, И.И. СКИБ, В.А. ЧЕРДЫНЦЕВ

Белорусский государственный университет информатики и радиоэлектроники
П. Бровки,6, Минск, 220013, Беларусь

Поступила в редакцию 3 ноября 2008

Приведен статистический синтез алгоритмов фильтрации сигналов со случайной начальной фазой в системах передачи цифровой информации. Получены помехоустойчивые алгоритмы квадратурной квазикогерентной обработки сигналов.

Ключевые слова: квазикогерентный прием, фазовая манипуляция, квадратурная обработка, помехозащищенный прием.

Введение

Передача информации по реальным радиоканалам предполагает на приемной стороне обработку сигналов, содержащих, помимо дискретных сообщений (параметров), также случайные непрерывные изменения частоты, фазы, амплитуды. Эти изменения могут, в частности, вызываться нестационарностью канала передачи и по своему характеру являются непрерывными. В подвижных системах передачи информации эти изменения порождаются также взаимным движением передатчика и приемника. В указанных условиях возникает задача совместного оптимального оценивания как дискретных, так и непрерывных параметров [1]. Отсюда следует необходимость постановки и решения задачи совместной фильтрации дискретно-непрерывных процессов.

В качестве моделей фильтруемых параметров используются непрерывные и дискретные марковские процессы. Непрерывные параметры задаются в общем случае в виде компонент многокомпонентных марковских процессов, что позволяет подобрать характеристики моделей близкими к реальным. Дискретные марковские процессы с конечным числом состояний или марковские цепи описывают передаваемые сообщения. В работах [1–3] рассматриваются задачи приема сигналов со случайными начальными фазами. Известные алгоритмы некогерентного приема сигналов уступают по помехоустойчивости квазикогерентному. В статье показана возможность повышения помехоустойчивости алгоритмов некогерентной фильтрации за счет модификации квадратурной обработки сигналов.

Постановка задачи и синтез алгоритма обработки

Пусть наблюдаемый процесс $r(t)$ содержит аддитивную смесь многокомпонентного сигнала $s(t, \boldsymbol{\lambda}, \boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\beta})$ и шума $n(t)$, где сигнал $s(t, \boldsymbol{\lambda}, \boldsymbol{\theta}, \boldsymbol{\beta})$ с n известными частотными составляющими зависит от вектора $\boldsymbol{\lambda} \equiv \boldsymbol{\lambda}(t) = \{\lambda_1, ..., \lambda_m\}$ непрерывных марковских процессов, дискретного процесса $\boldsymbol{\theta} = \{\theta_1, ..., \theta_n\}$ и вектора взаимно-независимых начальных фаз

$\boldsymbol{\beta} = \{\beta_1, ..., \beta_n\}$, каждая из которых равномерно распределена на интервале $[0; 2\pi]$. На интервале $[kT; (k+1)T]$ действует один из n возможных сигналов $s(t, \boldsymbol{\lambda}, \theta_i, \beta_i)$, $i = \overline{1, n}$.

Дискретно-аналоговый алгоритм формирования оценок описывается уравнениями [2]

$$\frac{\Delta\lambda_{k+1}^*}{T} \cong \frac{d\lambda_\gamma^*}{dt} = K_\gamma(\boldsymbol{\lambda}^*) + \sum_{\alpha}^{m} h_{\alpha\gamma} \frac{\partial \langle V \rangle_\theta^*}{\partial \lambda_\alpha^*}\,;\; \gamma = \overline{1, m}\,, \tag{1}$$

где $K_\gamma(\boldsymbol{\lambda}^*)$ — значение коэффициента сноса диффузионного процесса $\lambda_\gamma(t)$; $h_{\alpha\gamma}$ — взаимный апостериорный момент второго порядка для оценок λ_α^* и λ_γ^*.

В этих уравнениях оценки λ_γ^* и кумулянты $h_{\alpha\gamma}$ определяются производными функций $\langle V \rangle_\theta^*$ по λ_α и λ_γ в точках оценок λ_α^* и λ_γ^*. Поскольку функции $\langle V \rangle_\theta^*$ формируются в соответствии с апостериорными вероятностями P_i состояний дискретного параметра, имеет место взаимосвязь между устройством, вырабатывающим значения P_i и устройствами, формирующими оценки λ_γ^* и кумулянты $h_{\alpha\gamma}$.

В приведенных уравнениях усредненная по параметру θ функция правдоподобия

$$\langle V \rangle_\theta = \frac{1}{T}\left\{\sum_{i=1}^{n} P_i \exp\left[\int_{kT}^{(k+1)T} F(\boldsymbol{\lambda}, \beta, \theta = \vartheta_i)dt\right] - 1\right\} \tag{2}$$

зависит от вектора β и усредняется с учетом априорной плотности вероятности $W(\beta)$. В результате имеем

$$\langle V \rangle_{\theta\beta} = \frac{1}{(2\pi)^n} \int_0^{2\pi} ... \int_0^{2\pi} \langle V \rangle_\theta \, d\beta_i ... d\beta_n = \frac{1}{T}\left\{\sum_{i=1}^{n} P_i I_0\left(\frac{2L(\boldsymbol{\lambda}, \theta = \theta_i)}{N_0}\right) - 1\right\}. \tag{3}$$

Здесь $F = -\frac{1}{N_0}\; r(t) - s(t, \lambda, \theta, \beta)\;^2$ — производная по времени от логарифма функции правдоподобия; $I_0(x)$ — модифицированная функция Бесселя нулевого порядка; N_0 — спектральная плотность белого гауссовского шума наблюдения; P_i — апостериорная плотность вероятности состояния $\theta = \theta_i$ дискретного параметра; функция $L(\lambda, \theta = \theta_i)$ определяется значениями квадратурных составляющих корреляционного интеграла I_c и I_s:

$$\left.\begin{aligned} L^2(\boldsymbol{\lambda}, \theta = \theta_i) &= \left[I_c^2(\boldsymbol{\lambda}, \theta = \theta_i) + I_s^2(\boldsymbol{\lambda}, \theta = \theta_i)\right]; \\ I_c(\boldsymbol{\lambda}, \theta = \theta_i) &= \int_{kT}^{(k+1)T} r(t) s_c(t, \boldsymbol{\lambda}, \theta_i) dt\,; \\ I_s(\boldsymbol{\lambda}, \theta = \theta_i) &= \int_{kT}^{(k+1)T} r(t) s_s(t, \boldsymbol{\lambda}, \theta_i) dt\,, \end{aligned}\right\} \tag{4}$$

Квадратурные составляющие $s_c(t, \boldsymbol{\lambda}, \theta_i)$ и $s_s(t, \boldsymbol{\lambda}, \theta_i)$ формируются на основе представления квазигармонического сигнала $s(t, \boldsymbol{\lambda}, \theta_i, \beta_i)$ в виде

$$s(t, \boldsymbol{\lambda}, \theta_i, \beta_i) = s_c(t, \boldsymbol{\lambda}, \theta_i)\cos\beta_i + s_s(t, \boldsymbol{\lambda}, \theta_i)\cos\beta_i\,;\ i = \overline{1, n}\,. \tag{5}$$

В стационарном режиме апостериорные моменты постоянны и в этом случае $h_{\alpha\gamma} = \mathrm{const}$. При структурном синтезе это позволяет исключить из устройства фильтрации блок, оценивающий текущие значения $h_{\alpha\gamma}(t)$ (блок точности), что существенно упрощает устройство фильтрации в целом.

Определим решающее правило для выделения дискретного параметра, считая априорные вероятности состояний одинаковыми.

Решение о значении дискретного параметра на k-м интервале может быть принято по критерию минимального среднего риска при простой функции потерь и сводится к вычислению функционала правдоподобия. Апостериорная вероятность сигнала $\theta = \vartheta_i$ определяется выражением:

$$P_i = \frac{I_0\left(\dfrac{2}{N_0} L(\boldsymbol{\lambda}^*, \theta = \theta_i)\right) - 1}{\sum\limits_{j=1}^{n} I_0\left(\dfrac{2}{N_0} L(\boldsymbol{\lambda}^*, \theta = \theta_j)\right) - 1}\,;\ i,\ j = \overline{1, n}\,. \tag{6}$$

Принятие решения о состоянии дискретного параметра производится по критерию максимума апостериорной вероятности:

$$\theta^* = X^* = \max_i{}^{-1}\{P_i\}\,. \tag{7}$$

Представляя функцию Бесселя $I_0(x)$ в виде степенного ряда и ограничиваясь первыми двумя членами, получаем из (6)

$$P_i = \frac{L^2(\boldsymbol{\lambda}, \theta = \theta_i)}{\sum\limits_{j=1}^{n} L^2(\boldsymbol{\lambda}, \theta = \theta_j)}\,. \tag{8}$$

При этом выражение (3) для функции $\langle V \rangle_{\theta\beta}$ принимает вид

$$\langle V \rangle_{\theta\beta} = \frac{1}{N_0 T} \sum_{i=1}^{n} P_i L^2(\boldsymbol{\lambda}, \theta = \theta_i)\,. \tag{9}$$

В уравнениях для оценок компонент вектора $\boldsymbol{\lambda}(t)$ непрерывных параметров фигурируют частные производные по λ функции (9).

$$\frac{\partial}{\partial \lambda_j} \langle V \rangle_{\theta\beta} = \frac{1}{N_0 T} \sum_{i}^{n} P_i \frac{\partial L^2(\boldsymbol{\lambda}, \theta = \theta_i)}{\partial \lambda_j}\,. \tag{10}$$

Учитывая соотношение (3), частную производную в правой части приведенного выражения можно представить в виде

$$\frac{\partial L^2(\boldsymbol{\lambda}, \theta = \theta_i)}{\partial \lambda_j} = I_c(\boldsymbol{\lambda}, \theta = \theta_i)\frac{\partial I_c(\boldsymbol{\lambda}, \theta = \theta_i)}{\partial \lambda_j} + I_s(\boldsymbol{\lambda}, \theta = \theta_i)\frac{\partial I_s(\boldsymbol{\lambda}, \theta = \theta_i)}{\partial \lambda_j}\,. \tag{11}$$

Здесь I_c и I_s — косинусная и синусная компоненты вектора L.

Рассмотрим случай марковской гауссовской модели параметра λ_j, представляемой линейным разностным уравнением

$$\lambda_{jk} = \gamma\lambda_{j(k-1)} + n_{\lambda jk}\,;\; t_k - t_{k-1} = T\,, \tag{12}$$

где $\gamma = \exp[-\rho_j T]$, $n_{\lambda jk} = \int_{t_{k-1}}^{t_k} \exp[-\rho_j(t_k - t)] n_{\lambda j}(t)dt$; ρ — параметр обратный времени корреляции процесса λ_j.

Запишем уравнение стационарного режима для оценок λ^*_{jk} следующим образом, принимая во внимание (11) и (12)

$$\lambda^*_{jk} = \gamma\lambda^*_{j(k-1)} + \sum_{\alpha=1}^{m} h_{aj} \frac{1}{N_0 T}\sum_{i=1}^{n} P_i \left[I^*_{ci} I'^*_{cij} + I^*_{si} I'^*_{sij} \right];\; j = \overline{1, m}\,. \tag{13}$$

Здесь обозначено:

$$I^*_{ci} = I_c(\boldsymbol{\lambda}^*, \theta = \theta_i)\,;\; I'^*_{cij} = \frac{\partial I_c(\boldsymbol{\lambda}^*, \theta = \theta_i)}{\partial\lambda^*_j};\; I^*_{si} = I_s(\boldsymbol{\lambda}^*, \theta = \theta_i)\,;\; I'^*_{sij} = \frac{\partial I_s(\boldsymbol{\lambda}^*, \theta = \theta_i)}{\partial\lambda^*_j}\,.$$

Для формирования производных $\frac{\partial}{\partial\lambda_j}\langle V\rangle_{\theta\beta}$ можно использовать отношение конечных приращений функции (9) к интервалу $\Delta\lambda$:

$$\frac{\partial\langle V\rangle_{\theta\beta}}{\partial\lambda_\alpha} \approx \frac{1}{\Delta\lambda}\left[\frac{1}{N_0 T}\sum_{i=1}^{n} P_i \;\; L^2(\lambda_\alpha + \Delta\lambda, \theta_i) - L^2(\lambda_\alpha - \Delta\lambda, \theta_i) \right]. \tag{14}$$

По аналогии с (1) уравнения фильтрации стационарного режима с учетом приведенных соотношений можно представить следующим образом:

$$\lambda^*_{\gamma k} = \lambda^*_{\gamma kэ} + \sum_{\alpha=1}^{m} h_{\alpha\gamma} \frac{1}{2N_0\Delta\lambda_\alpha T}\sum_{i=1}^{n} P_i \left[L^2(\lambda_\alpha + \Delta\lambda_\alpha, \theta_i) - L^2(\lambda_\alpha - \Delta\lambda_\alpha, \theta_i) \right]. \tag{15}$$

Здесь $\lambda^*_{jkэ}$ — экстраполированная оценка компоненты $\lambda^*_\gamma = \gamma\lambda^*_{j(k-1)}$, сформированная на интервале $(k-1; k)$; $h_{\alpha\gamma}$ — стационарные моменты апостериорных моментов второго порядка.

В частном случае при отсутствии дискретного информационного параметра ($\theta = 1$) уравнения (15) упрощаются и описывают алгоритм фильтрации непрерывных компонент $\boldsymbol{\lambda}$ сигнала:

$$\lambda^*_{jk} = \lambda^*_{jkэ} + \sum_{a=1}^{m} h_{\alpha j} \frac{1}{2N_0\Delta\lambda_\alpha T}\left[L^2(\lambda_\alpha + \Delta\lambda_\alpha) - L^2(\lambda_\alpha - \Delta\lambda_\alpha) \right]. \tag{16}$$

Разность квадратов в правой части может быть представлена с учетом (4) в виде

$$L^2(\lambda_\alpha + \Delta\lambda_\alpha) - L^2(\lambda_\alpha - \Delta\lambda_\alpha) = (I_{c1} - I_{c2})(I_{c1} + I_{c2}) + (I_{s1} - I_{s2})(I_{s1} + I_{s2})\,, \tag{17}$$

где $I_{c1} = I_c(\lambda_\alpha + \Delta\lambda_\alpha)$; $I_{c2} = I_c(\lambda_\alpha - \Delta\lambda_\alpha)$; $I_{s1} = I_s(\lambda_\alpha + \Delta\lambda_\alpha)$; $I_{s2} = I_s(\lambda_\alpha - \Delta\lambda_\alpha)$.

Уравнению (16) и соотношению (17) соответствует обобщенная структурная схема формирования оценки λ_{k+1}^{*}, представленная на рис. 1 для случая фильтрации одного параметра λ сигнала $s(t, \lambda, \beta)$.

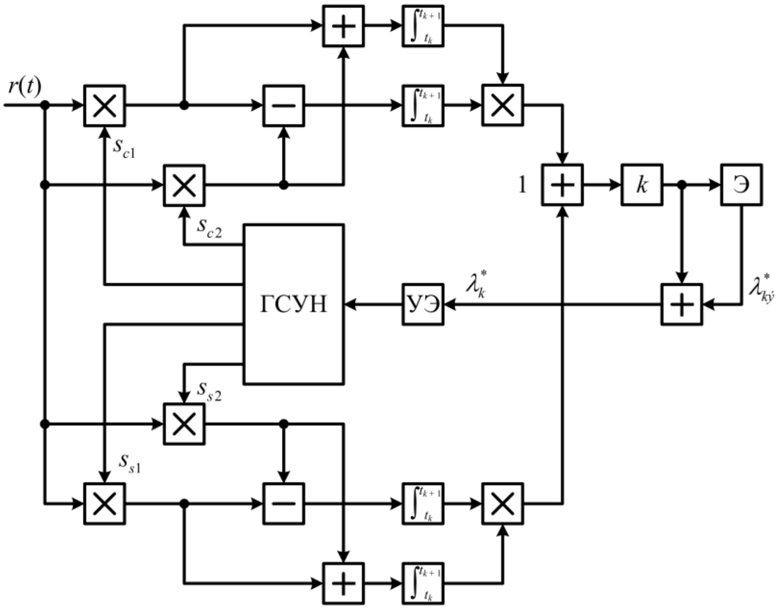

Рис. 1. Структурная схема формирования оценки λ_{k+1}^{*}

Схема включает генератор квадратурных компонент сигналов $s_{c1}(t, \lambda + \Delta\lambda)$, $s_{c2}(t, \lambda + \Delta\lambda)$, $s_{s1}(t, \lambda + \Delta\lambda)$, $s_{s2}(t, \lambda + \Delta\lambda)$, управляемый напряжением (ГСУН), которое вырабатывается управляющим элементом (УЭ). Коэффициент передачи k определяется стационарным значением дисперсии ошибки h_{α}. Экстраполятор (Э) формирует оценку $\lambda_{kэ}^{*}$. На выходе сумматора 1 формируется напряжение, зависимость которого от сигнала рассогласования $\varepsilon = \lambda_k - \lambda_k^{*}$ определяется дискриминационной характеристикой.

Схема квадратурной фильтрации может быть конкретизирована для произвольных сигналов, содержащих случайные фазы.

Алгоритм обработки сигнала с двоичным дискретным параметром

Рассмотрим особенности формирования апостериорных вероятностей P_i состояний дискретного параметра θ для двоичного сообщения $\theta = \pm 1$, передаваемого сигналами $s_1(\boldsymbol{\lambda}, \boldsymbol{\beta}, \theta = 1)$ и $s_1(\boldsymbol{\lambda}, \boldsymbol{\beta}, \theta = -1)$. Введем разность апостериорных вероятностей $Z = P_1 - P_2$, которую можно трактовать как конечные приращения вероятностей и вычислять на основании соотношения

$$Z = \frac{d}{d\theta} P(\theta) = I_c(\lambda, \theta) \frac{\partial}{\partial\theta} I_c^{*}(\lambda, \theta) + I_s(\lambda, \theta) \frac{\partial}{\partial\theta} I_s^{*}(\lambda, \theta). \qquad (18)$$

Оценка дискретного параметра вычисляется в решающем устройстве (РУ), определяющем знак разности Z:

$$\theta_k^{*} = \operatorname{sign} Z_k = \operatorname{sign}\left[I_{ck}(\lambda, \theta_k^{*}) \frac{\partial I_{ck}}{\partial\theta} + I_{sk}(\lambda, \theta_k^{*}) \frac{\partial I_{sk}}{\partial\theta} \right]. \qquad (19)$$

С учетом (19) уравнение фильтрации (13) перепишем в следующем виде:

$$\lambda_{jk}^{*} = \lambda_{jkэ}^{*} + \sum_{\alpha=1}^{m} h_{\alpha j} \frac{1}{2N_0T} \left(1+\theta_k^{*}\right)\left[I_{c1}^{*} I_{c1j}^{'*} + I_{s1}^{*} I_{s1j}^{'*} \right] + \left(1-\theta_k^{*}\right)\left[I_{c2}^{*} I_{c2j}^{'*} + I_{s2}^{*} I_{s2j}^{'*} \right] , \qquad (20)$$

где индексы 1, 2 соответствуют сигналам s_1 и s_2.

При формировании производных функций правдоподобия по формулам (14) в виде конечных приращений уравнения дискретно-непрерывной фильтрации записываются в соответствии с (15), где вместо вероятностей P_1 и P_2 подставляются $\frac{1}{2}(1+\theta_k^{*})$ и $\frac{1}{2}(1-\theta_k^{*})$, соответственно, а θ_k^{*} определяется согласно (19).

На рис. 2 приведена структурная схема фильтрации и выделения дискретных сообщений, содержащихся в противоположных сигналах:

$$s(t, \lambda, \theta, \beta) = \theta s(t, \lambda, \beta) = \theta \; s_c(t, \lambda)\cos\beta + s_s(t, \lambda)\sin\beta \;\; ; \; \theta = \pm 1.$$

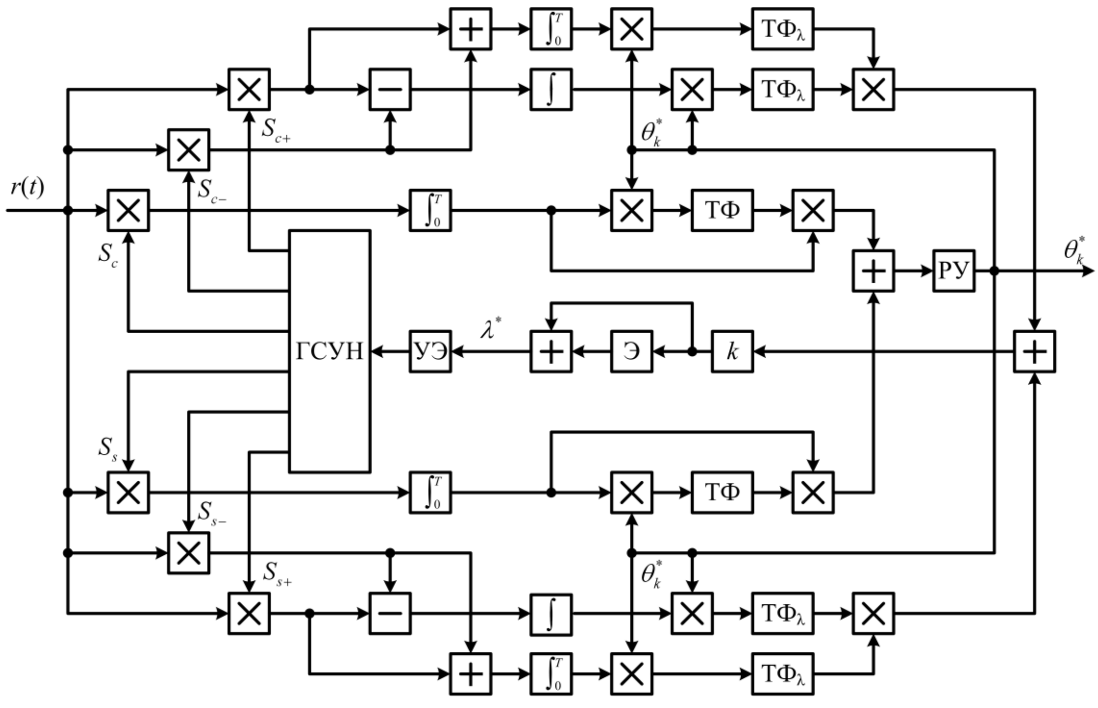

Рис. 2. Структурная схема фильтрации и выделения дискретных сообщений

Приняв время корреляции T_λ параметра λ значительно превышающим тактовый интервал T дискретного сообщения, можно компоненты, формируемые в суммарных и разностных подканалах I_{c+i}^{*}, I_{s+i}^{*}, I_{c-i}^{*}, I_{s-i}^{*} подвергнуть операции усреднения. Например, для суммарного подканала усредненное значение $I_{c+\Sigma}^{*}$ определяется таким образом:

$$I_{c+\Sigma}^{*} = \frac{1}{N} \sum_{i=k-N}^{k} \theta_i^{*} I_{c+i}^{*} ,$$

где $I_{c+i}^{*} = \int\limits_{(i-1)T}^{iT} r(t) s_{c+}(t, \lambda^{*} + \Delta\lambda)dt$; $s_{c+}(\cdot)$ — косинусная составляющая сигнала суммарного подканала.

Операция усреднения реализуется с помощью трансверсального фильтра (ТФλ) с памятью NT, где N определяется временем корреляции процесса $\lambda(t)$.

Если λ и β сигнала постоянны в течение заданного интервала времени, то их оценка осуществляется с помощью дискриминаторов разомкнутого типа, структура которых определяется производной функции (11) по соответствующему параметру.

Заключение

Предложенные алгоритмы и структурные схемы квадратурной обработки сигналов со случайными начальными фазами включают накопители компонент $\cos\beta$ и $\sin\beta$ и за счет этого обеспечивают квазикогерентное различение сигналов. При этом помехоустойчивость оценки дискретных сообщений приближается к потенциально достижимой для когерентного приема.

FILTRATION AND PARAMETER ESTIMATION OF SIGNALS WITH STOCHASTIC INITIAL PHASE

V.V. DUBROVSKY, S.I. POLOVENYA, I.I. SKIB, V.A. CHERDYNTSEV

Abstract

The statistical synthesis of the processing algorithms of signals with stochastic initial phase in digital communications is adduced.

Литература

1. *Чердынцев В.А.* Статистическая теория совмещенных радиотехнических. Минск, 1980.
2. *Чердынцев В.А. и др.* Прием сигналов на фоне помех. Минск, 1998.
3. *Тихонов В.И.* Оптимальный прием сигналов. М., 1983.