

Анализ алгоритмов обработки сигналов в спутниковой навигации

УДК 621.376

Потенциальные характеристики оценивания частоты в некогерентном приемнике

© Авторы, 2013

И. В. Корогодин – к.т.н., ассистент кафедры радиотехнических систем, Национальный исследовательский университет «МЭИ»

Проведено сравнение характеристик оптимального и квазиоптимального решений задачи оценивания частоты в некогерентном режиме. Изложена методика расчета потенциальных характеристик, как характеристик оптимальных оценок, полученных на основе численного решения уравнений Стратоновича. Приведены зависимости точности оценки частоты от отношения сигнал-шум квазиоптимальным и оптимальным алгоритмами для различных динамических воздействий.

Ключевые слова: спутниковые радионавигационные системы, аппаратура потребителей, частотная автоподстройка, оценивание частоты, потенциальные характеристики.

Characteristics of optimal and quasi-optimal frequency tracking systems for non-coherent receiver have been presented. The curves 'RMSE vs SNR' have been submitted. These curves show the losses in the signal/noise ratio from the use of quasi-optimal approach. A calculation method for optimal solution has been described. The method is a variation of grid-based solution for recursive Bayesian estimation (Stratonovich's equation).

Keywords: space radio navigation systems, user apparatus, frequency locking loop, frequency estimation, potential characteristics, recursive Bayesian estimation.

Введение

В последние годы широкое применение в навигационной аппаратуре потребителей (НАП) нашел некогерентный прием сигналов. В некогерентном режиме приемник не производит слежение за фазой несущей сигналов, ограничиваясь лишь слежением за частотой. Системы частотной автоподстройки (ЧАП) сохраняют свою работоспособность при меньших отношениях сигнал-шум по сравнению с системами фазовой автоподстройки (ФАП). Этот факт обуславливает лучшие характеристики чувствительности и помехоустойчивости некогерентной НАП. Но существует и негативный эффект некогерентного приема – оценки частоты, формируемые системами частотной автоподстройки, оказываются менее точными при высоких отношениях сигнал-шум [1].

Некогерентная система фильтрации получается как результат синтеза оптимальной системы при соответствующей постановке задачи. Известно и активно используется на практике квазиоптимальное решение в виде расширенного фильтра Калмана (РФК) [1], полученное в предположении о нормальности апостериорной плотности частоты и других параметров. С другой стороны, известны уравнения Стратоновича, описывающие апостериорные распределения и позволяющие решить задачу строго, без предположения о законе распределения. Определив апостериорное распределение, можно найти оптимальное решение по тому или иному вероятностному критерию.

Цель работы – сравнить характеристики квазиоптимального и оптимального решений задачи оценивания частоты в «некогерентной» постановке.

Постановка задачи некогерентного оценивания частоты

Постановка задачи оптимальной фильтрации доплеровского смещения частоты радиосигнала в некогерентном режиме приведена в [1], повторим её основные положения.

Аналого-цифровым преобразователем с частотой дискретизации $f_d = 1/T_d$ формируются отсчеты наблюдений навигационного сигнала на фоне тепловых шумов приемника:

$$y_{k,l} = S_{k,l} + n_{k,l}, \quad (1)$$

где $n_{k,l}$ - отсчеты дискретного белого гауссовского шума с нулевым математическим ожиданием и дисперсией $\sigma_{n,k,l}^2$;

$$S_{k,l} = Ah_{c,k,l} \cos(\omega_y t_{k,l} + \omega_k (l-1)T_d + \phi_k) \quad (2)$$

- навигационный сигнал; A - амплитуда; $h_{c,k,l}$ - функция дальномерного кода (в рамках работы считается известной); ω_y - промежуточная частота; k, l задают двойную индексацию отсчетов, в которой $l = 1, \dots, L$, а $t_{k,l+1} = t_{k,l} + T_d$, $t_{k+1,l} = t_{k,l} + T$, $T = T_d L$. Параметры ω_k (частота) и ϕ_k (фаза) являются дискретными случайными процессами, их значения постоянны на интервале $[t_{k,l}; t_{k,L}]$.

Процесс частоты отвечает марковской модели вида

$$\mathbf{x}_k = \mathbf{F}\mathbf{x}_{k-1} + \mathbf{G}\xi_k, \quad (3)$$

где

$$\mathbf{x}_k = [\omega_k \quad v_k]^T, \quad (4)$$

- вектор состояния процесса частоты; матрицы \mathbf{F} и \mathbf{G}

$$\mathbf{F} = \begin{bmatrix} 1 & T \\ 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{G} = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}, \quad (5)$$

ξ_k - случайный процесс, формирующий шум с нулевым математическим ожиданием и дисперсией σ_ξ^2 , связанной со среднеквадратическим значением (СКЗ) σ_a ускорения по линии визирования выражением

$$\sigma_\xi^2 = 2\sigma_a \alpha T, \quad \alpha = 0, 1 \text{ с}^{-1}. \quad (6)$$

Спецификой постановки задачи оценивания параметров в некогерентном режиме является модель фазы ϕ_k . Принимается грубое допущение о том, что фаза на каждом k -м интервале имеет равномерное распределение, которое не зависит от проведенных ранее наблюдений и других параметров сигнала:

$$p(\phi_k) = p(\phi_k | \mathbf{x}_k, \mathbf{Y}_{1,l}^{k-1,L}) = \frac{1}{2\pi}, \quad (7)$$

где $\mathbf{Y}_{1,l}^{k,L} = \{Y_{1,1}, Y_{1,2}, \dots, Y_{k,L-1}, Y_{k,L}\}$.

Известно распределение вектора состояния (4) в момент, предшествующий первым наблюдениям - $p(\mathbf{x}_0)$. Плотности вероятности (ПВ) $p(\mathbf{x}_0)$ соответствует вектор математических ожиданий $\hat{\mathbf{x}}_0$ и ковариационная матрица $\mathbf{D}_{\hat{\mathbf{x}}_0}$.

Требуется в моменты $t_{k,l}$ формировать оптимальные по критерию среднего риска при квадратической функции потерь оценки частоты $\hat{\omega}_k$, которые, согласно [1, 2], можно описать выражением:

$$\hat{\omega}_k = \int_{\omega} \omega_k p(\omega_k | \mathbf{Y}_{1,l}^{k,L}) d\omega_k. \quad (8)$$

Утверждается, что оценки (8) являются оптимальными по критерию минимума среднеквадратической ошибки оценивания [2].

Квазиоптимальное решение задачи оценивания частоты

Относительно легко аналитически рассчитать оценку (8) в случае нормальности апостериорной плотности вероятности $p(\mathbf{x}_k | \mathbf{Y}_{1,l}^{k,L})$. Решения, формируемые в гауссовском приближении, называют квазиоптимальными.

Для описания нормальной апостериорной плотности вероятности достаточно рассчитывать два момента распределения - вектор математических ожиданий $\hat{\mathbf{x}}_k$ (первый элемент которого, согласно (8), является оптимальной оценкой $\hat{\omega}_k$) и ковариационную матрицу $\mathbf{D}_{\hat{\mathbf{x}}_k}$. Алгоритм расчета этих параметров называется расширенным фильтром Калмана (РФК). Применение его к поставленной задаче рассмотрено, например, в [1]:

$$\hat{\mathbf{x}}_k = \hat{\mathbf{x}}_{k-1} + \mathbf{K}_k \frac{u_d(\hat{\mathbf{x}}_{k-1})}{S_d}, \quad \hat{\mathbf{x}}_k = \mathbf{F}\hat{\mathbf{x}}_{k-1}, \quad (9)$$

где

$$\mathbf{K}_k = \mathbf{D}_{\hat{\mathbf{x}}_{k-1}} \mathbf{H}^T \sigma_\omega^{-2}, \quad \mathbf{H} = [1 \quad 0], \quad \mathbf{D}_{\hat{\mathbf{x}}_{k-1}}^{-1} = \mathbf{D}_{\hat{\mathbf{x}}_{k-1}}^{-1} + \mathbf{H}^T \sigma_\omega^{-2} \mathbf{H}, \quad \mathbf{D}_{\hat{\mathbf{x}}_k} = \mathbf{F} \mathbf{D}_{\hat{\mathbf{x}}_{k-1}} \mathbf{F}^T + \mathbf{G} \mathbf{G}^T \sigma_\xi^2; \quad (10)$$

$$S_d = \frac{1}{12} \left(\frac{AL}{2} \right)^2 T^2$$

- крутизна дискриминационной характеристики [3].

$$\sigma_{\tilde{\omega}}^2 = \frac{6}{q_{c/n0} T^3} \left(1 + \frac{1}{q_{c/n0} T} \right) \quad (11)$$

– дисперсия эквивалентных наблюдений [3] оптимального при низком отношении сигнал-шум частотного дискриминатора

$$u_d(\tilde{\mathbf{x}}_k) = I_k I'_k + Q_k Q'_k, \quad (12)$$

$q_{c/n0} = \frac{A^2}{4\sigma_n^2 T_d}$ – отношение сигнал-шум,

$$I_k = \sum_{l=1}^L y_l h_{c,k,l} \cos(\omega_{if} t_{k,l} + \tilde{\omega}_k (l-1) T_d), \quad Q_k = \sum_{l=1}^L y_l h_{c,k,l} \sin(\omega_{if} t_{k,l} + \tilde{\omega}_k (l-1) T_d), \quad (13)$$

$$I'_k = -\sum_{l=1}^L y_l h_{c,k,l} (l-1) T_d \sin(\omega_{if} t_{k,l} + \tilde{\omega}_k (l-1) T_d), \quad Q'_k = \sum_{l=1}^L y_l h_{c,k,l} (l-1) T_d \cos(\omega_{if} t_{k,l} + \tilde{\omega}_k (l-1) T_d),$$

$\tilde{\omega}_k$ – первый элемент вектора $\tilde{\mathbf{x}}_k$.

Оптимальное решение задачи оценивания частоты

Производить рекурсивный расчет апостериорной плотности вероятности $p(\mathbf{x}_k | \mathbf{Y}_{1,1}^{k,L})$ без применения дополнительных допущений о виде распределения позволяют уравнения Стратоновича [1] (в англоязычной литературе известные как Recursive Bayesian estimator)

$$p(\mathbf{x}_k | \mathbf{Y}_{1,1}^{k,L}) = c \cdot p(y_{k,1}, \dots, y_{k,L} | \mathbf{x}_k) \cdot p(\mathbf{x}_k | \mathbf{Y}_{1,1}^{k-1,L}), \quad (14)$$

$$p(\mathbf{x}_k | \mathbf{Y}_{1,1}^{k-1,L}) = \int_{\mathbf{x}_{k-1}} p(\mathbf{x}_{k-1} | \mathbf{Y}_{1,1}^{k-1,L}) p(\mathbf{x}_k | \mathbf{x}_{k-1}) d\mathbf{x}_{k-1}, \quad (15)$$

где $p(\mathbf{x}_k | \mathbf{Y}_{1,1}^{k-1,L})$ – экстраполяционная ПВ; $p(\mathbf{x}_k | \mathbf{x}_{k-1})$ – переходная ПВ, а $p(y_{k,1}, \dots, y_{k,L} | \mathbf{x}_k)$, рассматриваемая как функция \mathbf{x}_k , – функция правдоподобия, $p(\mathbf{x}_0 | \mathbf{Y}_{1,1}^{0,L}) = p(\mathbf{x}_0)$.

В [4] приведен пример численного решения уравнений (14), (15) применительно к задаче фильтрации фазы, описываемой моделью первого порядка. Особенность задачи фильтрации фазы – возможность ограничить область значений параметра интервалом в 2π , тем самым зафиксировать сетку численного решения. Частота, согласно модели (3), может принимать значения на всей вещественной оси. Обобщим методику численного решения уравнений Стратоновича.

Функция правдоподобия с учетом (1), (2), (7) принимает вид [1–3]:

$$\begin{aligned} L(\omega_k) &= p(y_{k,1}, \dots, y_{k,L} | \mathbf{x}_k) = p(y_{k,1}, \dots, y_{k,L} | \omega_k) = p(\mathbf{y}^k | \mathbf{x}_k, \mathbf{Y}_{1,1}^{k-1,L}) = \\ &= \int_{\varphi} p(\mathbf{y}^k | \mathbf{x}_k, \varphi_k) p(\varphi_k | \mathbf{x}_k, \mathbf{Y}_{1,1}^{k-1,L}) d\varphi_k = C_1 \cdot I_0 \left(\frac{A}{\sigma_n^2} X_k(\omega_k) \right), \end{aligned} \quad (16)$$

где $I_0(\cdot)$ – модифицированная функция Бесселя, C_1 – константа,

$$X_k(\omega_k) = \sqrt{I_k^2(\omega_k) + Q_k^2(\omega_k)}. \quad (17)$$

Переходную ПВ $p(\mathbf{x}_k | \mathbf{x}_{k-1})$ при наличии только одного формирующего шума ξ_k можно записать как [2]

$$p(\omega_k, v_k | \omega_{k-1}, v_{k-1}) = C_2 \exp \left(-\frac{(v_k - v_{k-1})^2}{2\sigma_{\xi}^2} \right) \delta(\omega_k - \omega_{k-1} - v_{k-1} T). \quad (18)$$

С учетом (18) в выражении (15) остается один интеграл

$$p(\omega_k, v_k | \mathbf{Y}_{1,1}^{k-1,L}) = C_2 \int_{v_{k-1}} p(\omega_k - v_{k-1} T, v_{k-1} | \mathbf{Y}_{1,1}^{k-1,L}) \exp \left(-\frac{(v_k - v_{k-1})^2}{2\sigma_{\xi}^2} \right) dv_{k-1}, \quad (19)$$

где $p(\omega_k - v_{k-1} T, v_{k-1} | \mathbf{Y}_{1,1}^{k-1,L}) = p(\omega_{k-1}, v_{k-1} | \mathbf{Y}_{1,1}^{k-1,L}) \Big|_{\omega_{k-1} = \omega_k - v_{k-1} T}$

Для рекурсивного расчета апостериорной ПВ необходимо каждый такт находить путем интегрирования экстраполяционную ПВ (19), рассчитывать функцию правдоподобия (16) и производить их перемножение. Предлагается проводить расчет численными методами на конечной сетке, передвигая сетку в область текущей локализации ПВ.

Квантование апостериорной ПВ. Предположим, что можно выделить подмножества значений параметров вида $[x_{es,k}^{\min}; x_{es,k}^{\max}]$, значением АПВ $p(x_k | Y_{1,1}^{k,L})$ вне которых можно пренебречь. Например, интеграл ПВ вне области пренебрежимо мал.

Разбивая интервалы $[x_{es,k}^{\min}; x_{es,k}^{\max}]$ с шагом $\Delta x = \left| \frac{\Delta \omega}{\Delta \nu} \right|$, получаем множества:

$$\omega_{es,k}^{(1..j_{\omega}^{es}, -j_{\omega}^{es})} = \left\{ \omega_{es,k}^{(1)}, \dots, \omega_{es,k}^{(j_{\omega}^{es})} \right\}, \quad \nu_{es,k}^{(1..j_{\nu}^{es}, -j_{\nu}^{es})} = \left\{ \nu_{es,k}^{(1)}, \dots, \nu_{es,k}^{(j_{\nu}^{es})} \right\}, \quad (20)$$

совокупность возможных пар элементов которых образует узлы сетки $X_{es,k}$.

В результате проводимых вычислений для функций $p(x_k | Y_{1,1}^{k,L})$ имеем приближенную кусочно-линейную аппроксимацию $p_c(x_k | Y_{1,1}^{k,L})$, хранимую в виде многомерных массивов значений функции в текущих узлах сетки:

$$\hat{p}_{c,k}^{(j_{\omega}^{es}, j_{\nu}^{es})} = p_c \left(\omega_{es,k}^{(j_{\omega}^{es})}, \nu_{es,k}^{(j_{\nu}^{es})} | Y_{1,1}^{k,L} \right). \quad (21)$$

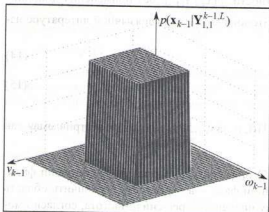


Рис. 1

Во время первой итерации $k = 1$ апостериорной ПВ прошлого шага соответствует начальное распределение $p(x_0)$. На рис. 1 приведена ПВ начального распределения, для наглядности взятого равномерным.

Вычисление экстраполяционной ПВ. К началу этапа экстраполяции k интервала вычислитель обладает многомерным массивом значений аппроксимации $\hat{p}_{c,k-1}^{(j_{\omega}^{es}, j_{\nu}^{es})}$ апостериорной ПВ в узлах сетки $X_{es,k-1}$. Необходимо рассчитать экстраполяционную ПВ.

Область параметров $[x_{es,k}^{\min}; x_{es,k}^{\max}]$, в которых экстраполяционная ПВ значима, шире, чем область параметров $[x_{es,k-1}^{\min}; x_{es,k-1}^{\max}]$. Область возможных значений частоты увеличивается за счет её производной:

$$\omega_{es,k}^{\min} = \omega_{es,k-1}^{\min} + \nu_{es,k-1}^{\min} T, \quad \omega_{es,k}^{\max} = \omega_{es,k-1}^{\max} + \nu_{es,k-1}^{\max} T. \quad (22)$$

Область значений производной частоты увеличивается за счет действия формирующего шума:

$$\nu_{es,k}^{\min} = \nu_{es,k-1}^{\min} - 3\sigma_{\xi}, \quad \nu_{es,k}^{\max} = \nu_{es,k-1}^{\max} + 3\sigma_{\xi}. \quad (23)$$

Разбиение области параметров $[x_{es,k}^{\min}; x_{es,k}^{\max}]$ с шагом Δx по аналогии с (20) образует множество узлов сетки $X_{es,k}$ для экстраполяционной ПВ.

Значения интеграла (19) в узлах $X_{es,k}$ с точностью до константы можно рассчитать численно как

$$\hat{p}_{c,k}^{(j_{\omega}^{es}, j_{\nu}^{es})} = C_3 \sum_{j_{\omega}^{es}=1}^{j_{\omega}^{es}} p_{k-1, j_{\omega}^{es}, j_{\nu}^{es}}^{(j_{\omega}^{es}, j_{\nu}^{es})} \exp \left(- \frac{\left(\nu_{es,k}^{(j_{\nu}^{es})} - \nu_{es,k-1}^{(j_{\nu}^{es})} \right)^2}{2\sigma_{\xi}^2} \right), \quad (24)$$

где значение кусочно-линейной аппроксимации апостериорной ПВ

$$p_{k-1, j_{\omega}^{es}, j_{\nu}^{es}}^{(j_{\omega}^{es}, j_{\nu}^{es})} = p_c \left(\omega_{k-1}, \nu_{k-1} | Y_{1,1}^{k-1,L} \right) \Big|_{\omega_{k-1}=\omega_{es,k-1}^{(j_{\omega}^{es})}} \Big|_{\nu_{k-1}=\nu_{es,k-1}^{(j_{\nu}^{es})}}. \quad (25)$$

Расчет значений ПВ (25) производится на основании $\hat{p}_{c,k-1}^{(j_{\omega}^{es}, j_{\nu}^{es})}$ с учетом принятой кусочно-линейной аппроксимации. Эта операция повторяется часто, занимает большую часть процессорного времени и требует тщательной

оптимизации. Она разбивается на два этапа: нахождение ближайшего узла для заданных значений аргументов функции; вычисление градиента в узле и коррекция с его помощью значения функции в узле.

Пример экстраполяционной ПВ, полученной в результате интегрирования равномерной начальной ПВ, приведен на рис. 2.

Вычисление апостериорной ПВ. Согласно (14) для вычисления искомой апостериорной ПВ необходимо умножить экстраполяционную ПВ на функцию правдоподобия и провести нормировку результата к единице.

Удобнее оперировать логарифмом функции правдоподобия, так как диапазон её значений велик. Тогда умножение экстраполяционной ПВ и функции правдоподобия заменяется сложением их логарифмов. Для этого в узлах $X_{ex,k}$ рассчитывается значение логарифма функции правдоподобия (16) $\ln L_{c,k,j_{\omega}^{ex},j_{\nu}^{ex}}$ на основании принятой реализации сигналов (см. пример на рис. 3).

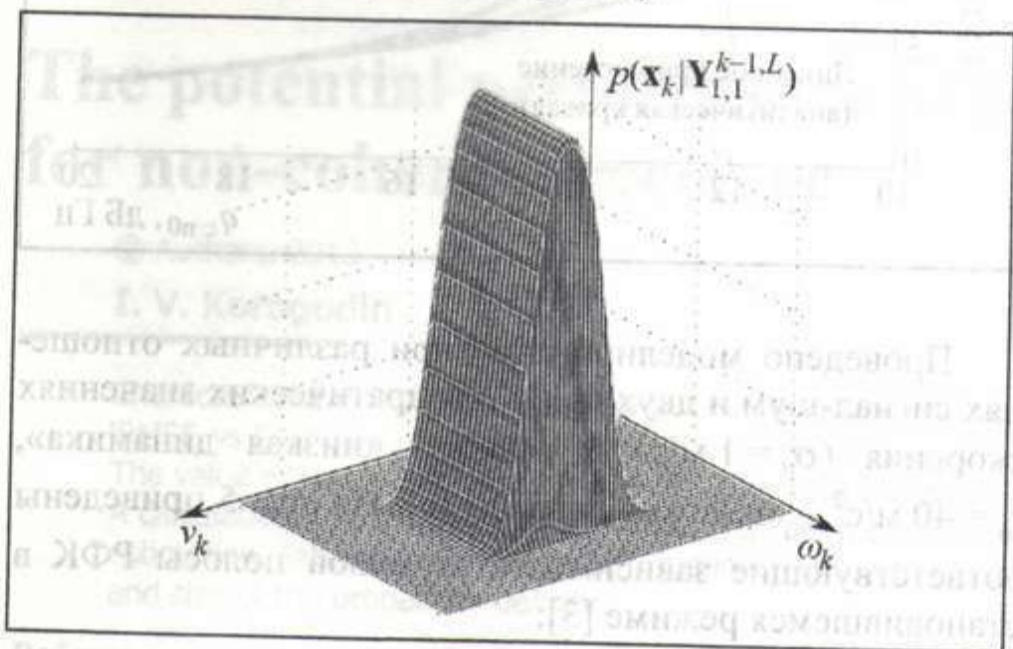


Рис. 2

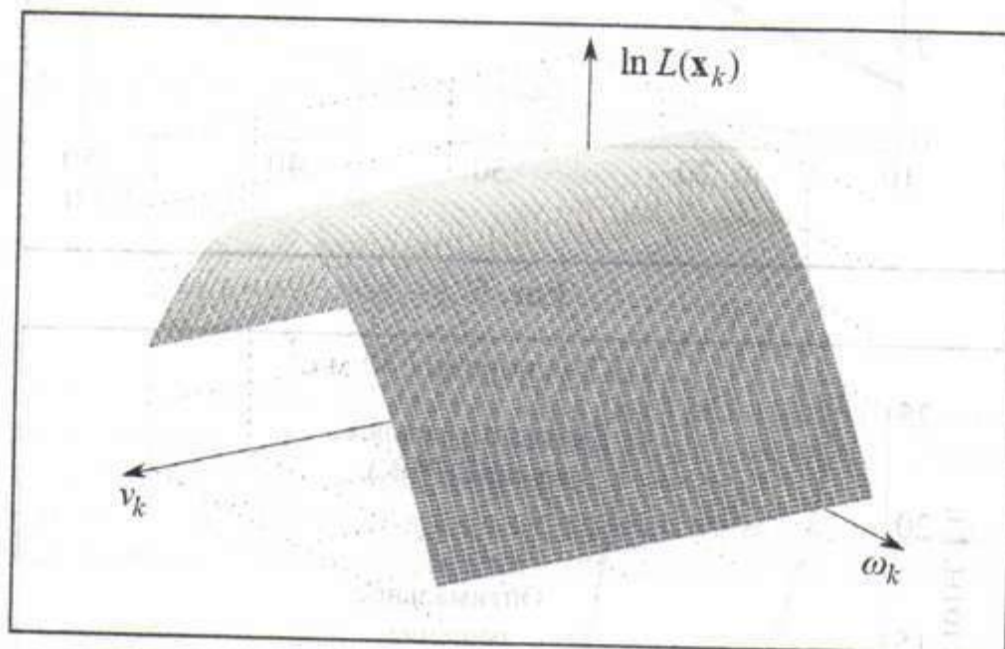


Рис. 3

При расчете удобно использовать аппроксимацию модифицированной функции Бесселя:

$$\ln I_0(z) \approx z - \frac{1}{2}(\ln(2\pi) + \ln(z)). \quad (26)$$

Тогда логарифм апостериорной ПВ на k -м интервале

$$\ln \hat{p}_{c,k,j_{\omega}^{ex},j_{\nu}^{ex}} = \ln L_{c,k,j_{\omega}^{ex},j_{\nu}^{ex}} + \ln \tilde{p}_{c,k,j_{\omega}^{ex},j_{\nu}^{ex}} + C_4. \quad (27)$$

Очевидно, что $|X_{ex,k}| \geq |X_{es,k-1}|$, и если не предпринимать мер, множество узлов быстро разрастается. Для сокращения множества можно пренебречь значениями ПВ ниже максимума на некоторое пороговое значение. При этом множество узлов $X_{ex,k}$ сокращается до $X_{es,k}$, которым соответствует массив значимых значений логарифма апостериорной ПВ $\ln \hat{p}_{c,k,j_{\omega}^{es},j_{\nu}^{es}}$ (с точностью до слагаемого-константы).

Взятием экспоненты восстанавливается массив $\hat{p}_{c,k,j_{\omega}^{es},j_{\nu}^{es}}$ (рис. 4), множитель-константа определяется из условия нормировки:

$$\sum_{j_{\omega}^{es}} \sum_{j_{\nu}^{es}} \hat{p}_{c,k,j_{\omega}^{es},j_{\nu}^{es}} \Delta\omega \Delta\nu = 1. \quad (28)$$

Оценка частоты в соответствии с (8) формируется как

$$\hat{\omega}_k = \sum_{j_{\omega}^{es}} \omega_{es,k}^{(j_{\omega}^{es})} \sum_{j_{\nu}^{es}} \hat{p}_{c,k,j_{\omega}^{es},j_{\nu}^{es}} \Delta\omega \Delta\nu, \quad (29)$$

выбором шага сетки и порога её можно приближать к оптимальной.

Далее процесс вычислений повторяется рекурсивно.

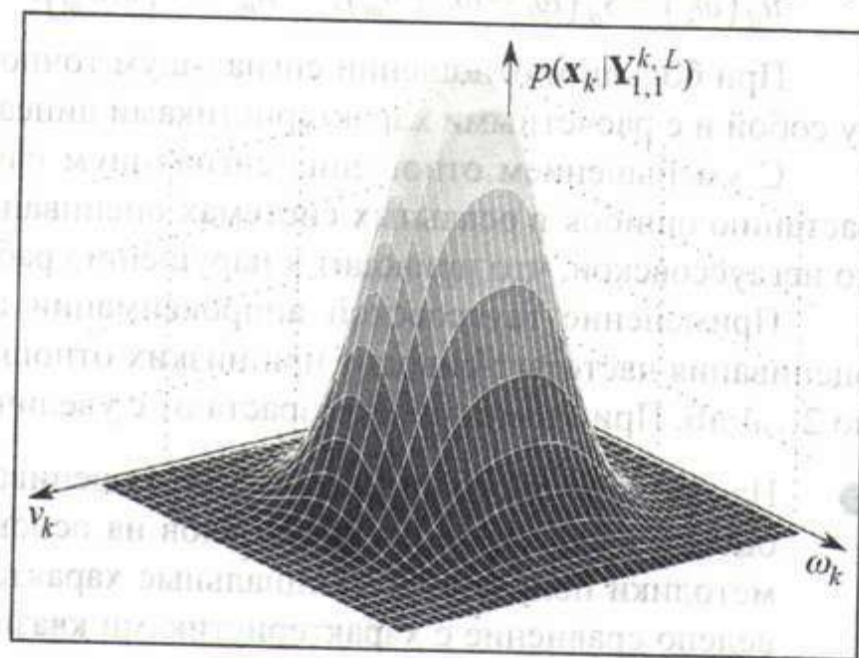


Рис. 4

Характеристики оптимального и квазиоптимального решений

Алгоритмы, реализующие описанное выше оптимальное и квазиоптимальное решения задачи оценивания частоты, а также модель принимаемых сигналов, были реализованы в среде MATLAB.

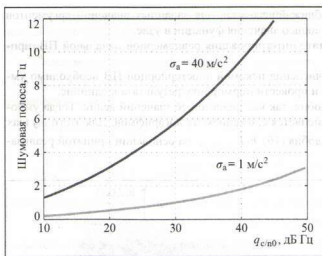


Рис. 5

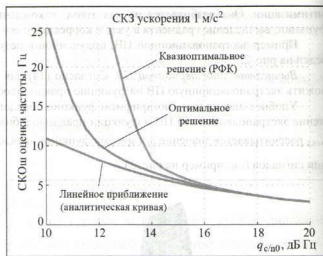


Рис. 6

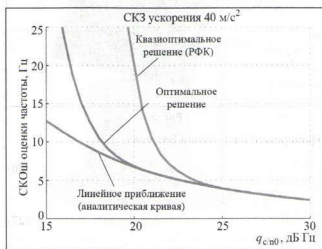


Рис. 7

Проведено моделирование при различных отношениях сигнал-шум и двух среднеквадратических значениях ускорения ($\sigma_a = 1 \text{ м/с}^2$ – условно «низкая динамика», $\sigma_a = 40 \text{ м/с}^2$ – «высокая динамика»). На рис. 5 приведены соответствующие зависимости шумовой полосы РФК в установившемся режиме [3]:

$$\Delta f = \frac{2K_1^2 - 3K_1K_2T + 2K_2^2T}{8K_1^2T - 2K_1K_2T^2 - 4K_2^2T^3}, \quad K = |K_1 \quad K_2|^T. \quad (30)$$

При моделировании использовалось значение параметра $T = 20 \text{ мс}$.

Графики среднеквадратической ошибки (СКО) оценивания частоты, полученные в результате моделирования, приведены на рис. 6 и 7. Они соответствуют ошибке после завершения переходных процессов. Для сравнения на графиках нанесена аналитическая кривая, соответствующая расчетной точности оценивания частоты в умозрительной линейной следящей системе с дискриминатором [1]:

$$u_d(\hat{\omega}_k) = S_d(\omega_k - \hat{\omega}_k + n_w), \quad n_w \sim N(0, \sigma_w^2). \quad (31)$$

При большом отношении сигнал-шум точности оптимального и квазиоптимального решений совпадают между собой и с расчетными характеристиками линеаризованной системы.

С уменьшением отношения сигнал-шум начинают сказываться эффекты нелинейности, что приводит к возрастанию ошибок в реальных системах оценивания. Апостериорная плотность вероятности становится существенно негауссовской, что приводит к нарушению работы квазиоптимального алгоритма.

Применение гауссовской аппроксимации апостериорной плотности вероятности в задаче некогерентного оценивания частоты приводит при низких отношениях сигнал-шум к эквивалентным энергетическим потерям около 2...4 дБ. При этом потери возрастают с увеличением интенсивности динамических воздействий.

- На примере задачи некогерентного оценивания частоты описана методика численного расчета оптимальных оценок параметров радиосигналов на основе численного решения уравнений Стратоновича. С применением методики получены потенциальные характеристики точности оценки частоты в некогерентном режиме, проведено сравнение с характеристиками квазиоптимального решения, получаемого в гауссовском приближении апостериорной ПВ. Использование оптимального решения не позволяет улучшить точность относительно квазиоптимального при больших отношениях сигнал-шум. При малом отношении сигнал-шум использование гауссовской аппроксимации приводит к эквивалентным энергетическим потерям около 2...4 дБ, величина которых возрастает с увеличением интенсивности динамического воздействия.

Статья подготовлена при проведении НИР в рамках реализации ФЦП «Исследования и разработки по приоритетным направлениям развития научно-технологического комплекса России на 2007–2013 годы».

Литература

1. Перов А.И. Методы и алгоритмы оптимального приема сигналов в аппаратуре потребителей спутниковых радионавигационных систем. М.: Радиотехника. 2012. 240 с.
2. Перов А.И. Статистическая теория радиотехнических систем. М.: Радиотехника. 2003. 400 с.
3. Корогодин И.В. Разработка алгоритмов обработки сигналов спутниковых навигационных систем в аппаратуре определения угловой ориентации объектов. Дисс. на соиск. уч. степени к.т.н. ФГБОУ ВПО «НИУ «МЭИ». М.: 2013. 270 с.
4. Тихонов В.И., Харисов В.Н. Статистический анализ и синтез радиотехнических устройств и систем. М.: Радио и связь. 2004. 608 с.

Поступила 5 июня 2013 г.

The potential performance of frequency estimation for non-coherent receiver

© Authors, 2013

I. V. Korogodin

Characteristics of optimal and quasi-optimal frequency tracking systems for non-coherent receiver have been presented. The curves 'RMSE vs SNR' have been submitted. These curves show the losses in the signal/noise ratio from the use of quasi-optimal approach. The value of loss is between 2 and 4 dB. The value increases with the intensity of the dynamic effects. A calculation method for optimal solution has been described. The method is a variation of grid-based solution for recursive Bayesian estimation (Stratonovich's equation). It allows you to operate with parameters that have infinite limits: the grid adjusts to the position and size of the probability density.

References

1. Perov A.I. Metody i algoritmy optimal'nogo priema signalov v apparature potrebitel'ej sputnikovy'x radionavigacionny'x sistem. M.: Radiotekhnika. 2012. 240 s.
2. Perov A.I. Statisticheskaya teoriya radiotekhnicheskix sistem. M.: Radiotekhnika. 2003. 400 s.
3. Korogodin I.V. Razrabotka algoritmov obrabotki signalov sputnikovy'x navigacionny'x sistem v apparature opredeleniya uglovoj orientacii ob'ektov. Diss. na soisk. uch. steneni k.t.n. FGBOU VPO «NIU «MEI». M.: 2013. 270 s.
4. Tikhonov V.I., Xarisov V.N. Statisticheskij analiz i sintez radiotekhnicheskix ustrojstv i sistem. M.: Radio i svyaz'. 2004. 608 s.