

ОПРЕДЕЛЕНИЕ АНОМАЛЬНЫХ ИЗМЕРЕНИЙ РАДИОСИГНАЛОВ СПУТНИКОВОЙ РАДИОНАВИГАЦИОННОЙ СИСТЕМОЙ МЕТОДОМ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ОБРАБОТКИ НЕВЯЗОК ИЗМЕРЕНИЙ

А. В. Иванов, С. П. Москвитин, А. А. Иванов, Н. А. Лежнева

*Кафедра «Радиотехника»,
resbn@mail.ru; ФГБОУ ВО «ТГТУ», Тамбов, Россия*

Ключевые слова: аномальные измерения; определение координат; оптимальные алгоритмы обработки информации; подвижный наземный объект; спутниковая радионавигационная система.

Аннотация: Методами марковской теории оптимального оценивания случайных процессов синтезированы оптимальные комплексные алгоритмы обработки информации в навигационных комплексах подвижных наземных объектов на основе спутниковых радионавигационных систем. Для выявления аномальных измерений радиосигналов спутниковой радионавигационной системы проведено определение закона распределения невязок измерений методом статистической обработки. Выполнено компьютерное моделирование разработанных алгоритмов.

Введение

Основу современных навигационных комплексов подвижных объектов, в том числе и наземных, составляет аппаратура приема (АП) радиосигналов спутниковых радионавигационных систем (СРНС) типа NAVSTAR GPS, ГЛОНАСС, Галилео (Galileo) и др. Состав других датчиков и устройств, входящих в навигационный комплекс, разнообразен и выбирается из условия обеспечения точного и надежного определения координат и параметров движения подвижного объекта на основе комплексной обработки информации, а также обеспечения работы в нескольких режимах [1]. Например, для подвижного наземного объекта совместно с АП СРНС в состав навигационного комплекса могут входить: курсовая система магнитного типа и путевая система одометрического типа («Азимут»); инерциальная навигационная система на основе микроэлектромеханических акселерометров и гироскопов, а также барометрический высотомер («КомпНав-3»); инерциальная навигационная система на основе кварцевых акселерометров и волоконно-оптических гироскопов, а также одометра («БИНС-Тек»); датчики угловой ориентации (геомагнитный и гироскопический), датчик скорости и приемник систем дальней навигации «Чайка» и LORAN-C (США) («Ориентир»); инерциальная навигационная система на основе волоконно-оптических гироскопов и кремниевых акселерометров, доплеровского датчика скорости («ГАЛС-Д2М-4»).

Аппаратура приема радиосигналов СРНС позволяет обеспечивать высокую точность определения координат местоположения подвижного объекта и параметров его движения путем коррекции вычисленных координат местоположения объекта. Однако ее применение в составе навигационного комплекса имеет существенный недостаток – наличие аномальных измерений на выходе АП СРНС.

Причина аномальных измерений связана с видом радиосигналов, используемых в СРНС, а также влиянием на них канала распространения. Для повышения помехозащищенности и разрешающей способности в СРНС используются шумоподобные сигналы, которые формируются при помощи фазовой манипуляции сигналов высокостабильной несущей частоты псевдошумовыми последовательностями с заданными законами формирования. Для шумоподобных сигналов характерен случай малых отношений сигнал/шум на входе приемного устройства. При работе АП СРНС в режиме слежения в дискриминационном устройстве при малых отношениях сигнал/шум в пределах линейного или близкого к линейному участку дискриминационной характеристики возможен захват шумовых выбросов радиосигнала, что и приводит к появлению аномальных измерений. При этом закон распределения захвата шумовых выбросов, а следовательно и формирования аномальных распределений, является равномерным [2].

В современных навигационных комплексах для получения оценок координат и параметров движения подвижных объектов применяют марковские методы оптимального оценивания [3 – 7]. Для выявления аномальных измерений при использовании данных методов широкое распространение получил метод анализа вектора обновляемой последовательности (вектора невязок измерений) [8]. Применение данного метода позволяет создать адаптивные алгоритмы обработки информации в навигационных комплексах и тем самым снизить влияние аномальных измерений СРНС на точность определения координат и параметров движения подвижного объекта. Существенным недостатком данного метода применительно к АП СРНС является невозможность определения медленных искусственно созданных изменений псевдодальности в радиосигнале от навигационного космического аппарата.

Цель работы – выявление аномальных измерений на выходе АП СРНС путем определения методами математической статистики закона распределения вектора обновляемой последовательности (вектора невязок измерений), формируемого по измерениям СРНС.

Постановка задачи

Рассмотрим применение методов математической статистики для определения закона распределения вектора обновляемой последовательности (вектора невязок измерений) в алгоритмах оценивания координат местоположения и скорости подвижного объекта в вертикальной плоскости (вертикальный канал).

Полагаем, что в состав навигационного комплекса подвижного объекта входят: инерциальная навигационная система; M -канальная аппаратура приема радиосигналов СРНС и барометрический высотомер (**БВ**). Определять координату местоположения и параметры движения объекта в вертикальной плоскости (вертикальный канал) будем в нормальной земной системе координат $OX_g Y_g Z_g$, начало которой удалено от центра Земли на величину R_0 и в которой положение объекта определяется координатами x, y, z . Полагаем, что оси направлены: OX_g – на Север, OY_g – Восток, OZ_g – вверх по местной вертикали. В начальный момент времени t_0 объект имеет координаты x_0, y_0, z_0 .

Инерциальная навигационная система (**ИНС**) представляет собой стабилизируемую в горизонтальной плоскости свободную в азимуте платформу. Начало инерциальной системы координат $OX_{и} Y_{и} Z_{и}$ совпадает с центром масс объекта. Начальная выставка осуществлена, оси направлены соответственно: $OX_{и}$ – на Север, $OY_{и}$ – Восток, $OZ_{и}$ – вверх по местной вертикали. Выходные сигналы

ИНС дискретизированы по времени. С учетом вышесказанного, сигнал на выходе ИНС в вертикальной плоскости по оси $OZ_{\text{и}}$ можно записать в виде [9]

$$a_Z^{\text{ИНС}}(t_{k+1}) = a_Z(t_{k+1}) + \Delta_{aZ}(t_{k+1}) + g + \sigma_a(2T/\alpha_a)^{0,5} n_{aZ}(t_{k+1}), \quad (1)$$

где $a_Z^{\text{ИНС}}(t_{k+1})$ и $a_Z(t_{k+1})$ – измеренные и истинные значения составляющей вектора ускорения объекта по оси $OZ_{\text{и}}$ соответственно; g – ускорение свободного падения; α_a – коэффициент, характеризующий ширину спектра погрешности; σ_a^2 – дисперсия флуктуационной погрешности; $t_{k+1} - t_k = T$ – интервал дискретизации; $n_{aZ}(t_{k+1})$ – независимые выборки гауссовского процесса с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией; $\Delta_{aZ}(t_{k+1})$ – постоянная составляющая погрешности измерения ускорения

$$\Delta_{aZ}(t_{k+1}) = \Delta_{aZ}(t_k). \quad (2)$$

Измерение относительной высоты при помощи БВ осуществляется относительно уровня, соответствующего известному радиус-вектору R_0 геоцентрической (сферической) системы координат, систематическая ошибка учтена при выставке БВ, сигнал на выходе БВ $H_{\text{отн}}^{\text{БВ}}(t_{k+1})$ дискретизирован по времени и имеет вид [5]

$$H_{\text{отн}}^{\text{БВ}}(t_{k+1}) = H_{\text{отн}}(t_{k+1}) + \Delta H(t_{k+1}) + u_{\text{БВ}}(t_{k+1}), \quad (3)$$

где $H_{\text{отн}}(t_{k+1})$ – истинное значение относительной высоты; $\Delta H(t_{k+1})$ и $u_{\text{БВ}}(t_{k+1})$ соответственно постоянная ошибка и флуктуационная погрешность, описываемые выражениями:

$$\Delta H(t_{k+1}) = \Delta H(t_k);$$

$$u_{\text{БВ}}(t_{k+1}) = \phi_{\text{ии}}(t_{k+1}, t_k) u_{\text{БВ}}(t_k) + \gamma_{\text{и}}(t_{k+1}, t_k) n_{\text{и}}(t_k);$$

$$u_{\text{БВ}}(t_0) = u_{\text{БВ}0}, \quad (4)$$

в которых

$$\phi_{\text{ии}}(t_{k+1}, t_k) = \exp(-\gamma_{\text{БВ}} T); \quad \gamma_{\text{и}}(t_{k+1}, t_k) = \sigma_{\text{БВ}} \left[1 - \phi_{\text{ии}}^2(t_{k+1}, t_k) \right]^{0,5}; \quad (5)$$

$\gamma_{\text{БВ}}$ – коэффициент, характеризующий ширину спектра погрешности; $\sigma_{\text{БВ}}^2$ – дисперсия флуктуационной погрешности; $n_{\text{и}}(t_k)$ – независимые выборки гауссовского процесса с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией.

Аппаратура приема сигналов СРНС обеспечивает прием радиосигналов СРНС ГЛОНАСС. Считаем, что преобразование выходных данных о местоположении объекта из системы координат ПЗ-90, в которой работает СРНС ГЛОНАСС, в нормальную земную систему координат выполнено. В данном случае измеренное значение высоты объекта относительно центра Земли $H^{\text{СРНС}}(t_{k+1})$ на выходе аппаратуры приема в дискретные моменты времени t_{k+1} , $k = 0, 1, 2, \dots$, аналогично [10] представим в виде

$$H^{\text{СРНС}}(t_{k+1}) = H_{\text{отн}}(t_{k+1}) + R_0 + \sigma_z n_z(t_{k+1}), \quad (6)$$

где $n_z(t_{k+1})$ – независимые выборки гауссовского случайного процесса с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией; σ_z – среднеквадратическая ошибка измерения высоты объекта.

Представление «полезного» сигнала на выходе аппаратуры приема сигналов СРНС в вертикальной плоскости, выражение (6) через радиус-вектор R_0 позволяют определить относительную высоту $H_{\text{отн}}(t_k)$ по выходным данным СРНС.

Задание математической модели изменения положения объекта в вертикальной плоскости предполагает описание изменения его положения во времени. Зададим это системой дифференциальных уравнений вида:

$$\begin{aligned}\frac{dH_{\text{отн}}(t)}{dt} &= V_Z(t); \\ \frac{dV_Z(t)}{dt} &= a_Z(t).\end{aligned}\quad (7)$$

Дальнейшее задание модели требует задания модели изменения во времени ускорения объекта в вертикальной плоскости. Данная задача является довольно сложной, так как зависит от типа объекта, вида совершаемого им движения и может быть решена только для отдельных случаев движения объекта, например движения объекта с постоянным ускорением. Поэтому для задания модели изменения положения объекта в вертикальной плоскости применим принцип распределения информации между векторами наблюдения и управления [5]. Согласно этому принципу, значение составляющей ускорения объекта $a_Z(t)$ в математической модели (7) заменим на измеренное ИНС, то есть выходной сигнал ИНС $a_Z^{\text{ИНС}}(t_k)$ используем в качестве компоненты вектора управления. В результате для дискретных моментов времени получим:

$$H_{\text{отн}}(t_{k+1}) = H_{\text{отн}}(t_k) + TV_Z(t_k) + \frac{T^2}{2} \left(a_Z^{\text{ИНС}}(t_k) - \Delta_{aZ}(t_k) - g - \sigma \left(\frac{2T}{\alpha_a} \right)^{0,5} n_{aZ}(t_k) \right); \quad (8)$$

$$V_Z(t_{k+1}) = V_Z(t_k) + T \left(a_Z^{\text{ИНС}}(t_k) - \Delta_{aZ}(t_k) - g - \sigma \left(\frac{2T}{\alpha_a} \right)^{0,5} n_{aZ}(t_k) \right). \quad (9)$$

Подлежащий оцениванию вектор состояния в вертикальной плоскости, характеризующий положение объекта и скорость изменения этого положения во времени, включает четыре компоненты

$$\mathbf{X}_B(t_k) = [H_{\text{отн}}(t_k), V_Z(t_k), \Delta H(t_k), \Delta_{aZ}(t_k)]^T$$

и в соответствии с (2), (4), (8), (9) описывается разностным векторно-матричным стохастическим уравнением

$$\mathbf{X}_B(t_{k+1}) = \Phi_{xxB}(t_{k+1}, t_k) \mathbf{X}_B(t_k) + \Psi_B(t_{k+1}, t_k) \mathbf{W}_B(t_k) + \Gamma_{xB}(t_{k+1}, t_k) N_{xB}(t_k), \quad (10)$$

где $\mathbf{W}_B = [a_Z^{\text{ИНС}}, g]^T$ – известный вектор управления; $N_{xB}(t_k) = n_{aZ}(t_k)$ – формирующие стандартные гауссовские случайные величины; Φ_{xxB} – фундаментальная матрица размером (4×4) с ненулевыми элементами $\Phi_{xxB_{11}} = \Phi_{xxB_{22}} =$

$= \Phi_{xxB_{33}} = \Phi_{xxB_{44}} = 1$, $\Phi_{xxB_{12}} = T$, $\Phi_{xxB_{14}} = -0,5T^2$, $\Phi_{xxB_{24}} = -T$; Ψ_B – переходная матрица управления размером (4×2) с ненулевыми элементами $\Psi_{B_{11}} = 0,5T^2$, $\Psi_{B_{12}} = -0,5T^2$, $\Psi_{B_{21}} = T$, $\Psi_{B_{22}} = -T$; Γ_{xB} – переходной вектор возмущения размером (4×1) с ненулевыми элементами $\gamma_{xB_{11}} = -0,5T^2 \sigma_a \left(\frac{2T}{\alpha_a} \right)^{0,5}$, $\gamma_{xB_{21}} = -T \sigma_a \left(\frac{2T}{\alpha_a} \right)^{0,5}$.

Вектор наблюдения $\Xi_B(t_{k+1}) = [\xi_1(t_{k+1}), \xi_2(t_{k+1})]^T$ включает наблюдения на выходе БВ $\xi_1(t_{k+1}) = H_{\text{отн}}^{\text{БВ}}(t_{k+1})$ и аппаратуры приема сигналов СРНС $\xi_2(t_{k+1}) = H^{\text{СРНС}}(t_{k+1})$, которые в дискретные моменты времени t_{k+1} , $k = 0, 1, 2, \dots$, в соответствии с формулами (3), (6) описываются выражениями:

$$\begin{aligned}
 \xi_1(t_{k+1}) &= \mathbf{H}_1(t_{k+1})\mathbf{X}_B(t_{k+1}) + u_{\text{БВ}}(t_{k+1}); \\
 \xi_2(t_{k+1}) &= \mathbf{H}_2(t_{k+1})\mathbf{X}_B(t_{k+1}) + V_2 + \Gamma_2(t_{k+1})N_2(t_{k+1}),
 \end{aligned} \tag{11}$$

где \mathbf{H}_1 и \mathbf{H}_2 – векторы наблюдения размером (1×4) с ненулевыми элементами $h_{111} = h_{113} = 1$, $h_{211} = 1$; $V_2 = R_0$ – известная величина; $\Gamma_2 = \sigma_z$; $N_2(t_{k+1}) = n_z(t_{k+1})$ – шум наблюдения.

Комплексные оптимальные алгоритмы обработки информации в навигационных комплексах подвижных наземных объектов

Для получения алгоритмов комплексной оптимальной обработки информации в навигационных системах используем методы марковской теории оптимального оценивания.

Для вертикального канала, когда наблюдения описываются уравнением (11), а модель изменения вектора состояния – уравнением (10), оптимальная оценка определяется выражением [3 – 5, 10]

$$\begin{aligned}
 \mathbf{X}_B^*(t_{k+1}) &= \Phi_{xxB}(t_{k+1}, t_k)\mathbf{X}_B^*(t_k) + \Psi_B(t_{k+1}, t_k)\mathbf{W}_B(t_k) + \mathbf{K}_1(t_{k+1}) \times \\
 &\times [\xi_1(t_{k+1}) - \Phi_{\text{ин}}(t_{k+1}, t_k)\xi_1(t_k) - \mathbf{H}_1(t_{k+1})\Psi_B(t_{k+1}, t_k)\mathbf{W}_B(t_k) + \\
 &+ \Phi_{\text{ин}}(t_{k+1}, t_k)\mathbf{H}_1(t_k)\mathbf{X}_B^*(t_k) - \mathbf{H}_1(t_{k+1})\Phi_{xxB}(t_{k+1}, t_k)\mathbf{X}_B^*(t_k)] + \mathbf{K}_2(t_{k+1}) \times \\
 &\times [\xi_2(t_{k+1}) - \mathbf{H}_2(t_{k+1})\Psi_B(t_{k+1}, t_k)\mathbf{W}_B(t_k) - V_2 - \mathbf{H}_2(t_{k+1})\Phi_{xxB}(t_{k+1}, t_k)\mathbf{X}_B^*(t_k)], \tag{12}
 \end{aligned}$$

где $\mathbf{K}_1(t_{k+1})$ и $\mathbf{K}_2(t_{k+1})$ – векторы-столбцы размером (4×1) матрицы оптимальных коэффициентов передачи $\mathbf{K}(t_{k+1}) = [\mathbf{K}_1(t_{k+1}); \mathbf{K}_2(t_{k+1})]$, определяемые соотношениями:

$$\mathbf{K}(t_{k+1}) = \left[\Phi_{xxB}(t_{k+1}, t_k) \mathbf{P}_B(t_k) \Phi_{yx}^T(t_{k+1}, t_k) + \mathbf{B}_{xy} \right] \times \\ \times \left[\mathbf{B}_{yy}^{-1} + \Phi_{yx}(t_{k+1}, t_k) \mathbf{P}_B(t_k) \Phi_{yx}^T(t_{k+1}, t_k) \right]^{-1}; \quad (13)$$

$$\mathbf{P}_B(t_{k+1}) = \left[\Phi_{xxB}(t_{k+1}, t_k) \mathbf{P}_B(t_k) \Phi_{xxB}^T(t_{k+1}, t_k) - \mathbf{K}(t_{k+1}) \right] \times \\ \times \left[\mathbf{B}_{xy} + \Phi_{xx}(t_{k+1}, t_k) \mathbf{P}_B(t_k) \Phi_{yx}^T(t_{k+1}, t_k) \right]^T,$$

в которых $\mathbf{P}_B(t_{k+1})$ – матрица вторых центральных моментов (ковариаций) ошибок оценивания размером (4×4) ; $\Phi_{yx}(t_{k+1}, t_k)$, \mathbf{B}_{xy} , \mathbf{B}_{yy} – блочные матрицы вида:

$$\Phi_{yx}(t_{k+1}, t_k) = \left[\frac{\mathbf{H}_1(t_{k+1}) \Phi_{xxB}(t_{k+1}, t_k) - \phi_{ин}(t_{k+1}, t_k) \mathbf{H}_1(t_k)}{\mathbf{H}_2(t_{k+1}) \Phi_{xxB}(t_{k+1}, t_k)} \right];$$

$$\mathbf{B}_{xy} = \left[\Gamma_{xB}(t_{k+1}, t_k) \Gamma_{xB}^T(t_{k+1}, t_k) \mathbf{H}_1^T(t_{k+1}) \mid \Gamma_{xB}(t_{k+1}, t_k) \Gamma_{xB}^T(t_{k+1}, t_k) \mathbf{H}_2^T(t_{k+1}) \right];$$

$$\mathbf{B}_{yy} = \left[\begin{array}{c|c} A & C \\ \hline B & D \end{array} \right];$$

$$A = \mathbf{H}_1(t_{k+1}) \Gamma_{xB}(t_{k+1}, t_k) \Gamma_{xB}^T(t_{k+1}, t_k) \mathbf{H}_1^T(t_{k+1}) - \phi_{ин}^2(t_{k+1}, t_k);$$

$$B = \mathbf{H}_2(t_{k+1}) \Gamma_{xB}(t_{k+1}, t_k) \Gamma_{xB}^T(t_{k+1}, t_k) \mathbf{H}_1^T(t_{k+1});$$

$$C = \mathbf{H}_1(t_{k+1}) \Gamma_{xB}(t_{k+1}, t_k) \Gamma_{xB}^T(t_{k+1}, t_k) \mathbf{H}_2^T(t_{k+1});$$

$$D = \mathbf{H}_2(t_{k+1}) \Gamma_{xB}(t_{k+1}, t_k) \Gamma_{xB}^T(t_{k+1}, t_k) \mathbf{H}_2^T(t_{k+1}) + \Gamma_2^2(t_k).$$

В выражение (12) для оптимальной оценки вектора состояния входит обновляемая последовательность или невязка измерений по измерениям СРНС, имеющая вид

$$\varepsilon_{B2}(t_{k+1}) = \xi_2(t_{k+1}) - \mathbf{H}_2(t_{k+1}) \Psi_B(t_{k+1}, t_k) \mathbf{W}_B(t_k) - V_2 - \\ - \mathbf{H}_2(t_{k+1}) \Phi_{xxB}(t_{k+1}, t_k) \mathbf{X}_B^*(t_k). \quad (14)$$

В стационарном режиме работы обновляемая последовательность представляет собой белый гауссовский шум с нулевым математическим ожиданием и дисперсией

$$\sigma_\varepsilon^2(t_{k+1}) = M \left[\varepsilon_{B2}^2(t_{k+1}) \right] = \\ = \mathbf{H}_2(t_{k+1}) \Phi_{xxB}(t_{k+1}, t_k) \mathbf{P}_B(t_k) \Phi_{xxB}^T(t_{k+1}, t_k) \mathbf{H}_2^T(t_{k+1}) + \Gamma_2^2(t_{k+1}). \quad (15)$$

Естественно предположить, что если закон распределения обновляемой последовательности не является гауссовским, то измерения на выходе АП СРНС – аномальные. Для проверки закона распределения используем методы математической статистики [11]. В соответствии с данными методами на временном интервале длительностью $\Delta T = N(t_{k+1} - t_k)$ возьмем N выборок обновляемой последо-

вательности $\{\epsilon_{B2}(t_k), \epsilon_{B2}(t_{k+1}), \dots, \epsilon_{B2}(t_{k+N})\}$, $k = 0, 1, 2, \dots$. Найдем максимальное $\epsilon_{B2\max}$ и минимальное $\epsilon_{B2\min}$ значения из совокупности полученных N выборок обновляемой последовательности $\{\epsilon_{B2}(t_k), \epsilon_{B2}(t_{k+1}), \dots, \epsilon_{B2}(t_{k+N})\}$, $k = 0, 1, 2, \dots$. Таким образом, значения выборок обновляемой последовательности будут лежать на отрезке $[\epsilon_{B2\min}, \epsilon_{B2\max}]$. Определим величину разброса N случайных величин, входящих в выборку обновляемой последовательности,

$$\Delta\epsilon_{B2} = |\epsilon_{B2\max} - \epsilon_{B2\min}|.$$

Разобьем величину разброса $\Delta\epsilon_{B2}$ случайных величин на r «ячеек» группирования. Минимально выбираемое значение величины r – число «ячеек» группирования зависит от количества N выборок обновляемой последовательности и приведено в [11]. Размер «ячейки» группирования будет определяться величиной $\delta\epsilon = \Delta\epsilon_{B2}/r$.

Найдем число n_i , $i = \overline{1, r}$, случайных величин выборки обновляемой последовательности $\{\epsilon_{B2}(t_k), \epsilon_{B2}(t_{k+1}), \dots, \epsilon_{B2}(t_{k+N})\}$, $k = 0, 1, 2, \dots$, попавших в каждую «ячейку» группирования, и рассчитаем относительную частоту $v_i = n_i/N$ попадания выборок в соответствующие «ячейки» группирования.

Для проверки того, что закон распределения выборок обновляемой последовательности $\{\epsilon_{B2}(t_k), \epsilon_{B2}(t_{k+1}), \dots, \epsilon_{B2}(t_{k+N})\}$, $k = 0, 1, 2, \dots$, является гауссовским, используем критерий χ^2 (хи-квадрат) Пирсона. В соответствии с данным критерием за меру расхождения полученных по результатам выборки относительных частот v_i и предполагаемого теоретического гауссовского закона распределения примем величину [11]

$$\chi^2 = N \sum_{j=1}^r \frac{(v_j - P_j)^2}{P_j}, \quad (16)$$

где P_j – вероятность нахождения случайной величины в пределах j -й, $j = \overline{1, r}$, «ячейки» группирования, вычисленная для теоретического гауссовского закона распределения с нулевым математическим ожиданием и дисперсией σ_ϵ^2 , определяемой выражением (15).

Значения P_j , $j = \overline{1, r}$, определяем в соответствии с выражениями:

$$\begin{aligned} P_1 &= \int_{\epsilon_{B2\min}}^{\epsilon_{B2\min} + \delta\epsilon} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_\epsilon} \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma_\epsilon^2}\right) dx; \\ P_2 &= \int_{\epsilon_{B2\min} + \delta\epsilon}^{\epsilon_{B2\min} + 2\delta\epsilon} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_\epsilon} \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma_\epsilon^2}\right) dx; \\ P_r &= \int_{\epsilon_{B2\min} + (r-1)\delta\epsilon}^{\epsilon_{B2\min} + r\delta\epsilon} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_\epsilon} \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma_\epsilon^2}\right) dx. \end{aligned} \quad (17)$$

Зададим доверительную вероятность $P\{\chi^2 > \chi_\alpha^2\} = \alpha$. Обычно уровень значимости α имеет значения порядка $\alpha = 0,05$ или $\alpha = 0,01$. Для выбранной доверительной вероятности определяем доверительную границу χ_α^2 из уравнения

$$P\{\chi^2 > \chi_\alpha^2\} = \int_{\chi_\alpha^2}^{\infty} p_{\chi^2}(x) dx, \quad (18)$$

где p_{χ^2} – плотность вероятности критерия χ^2 (хи-квадрат) Пирсона со степенями свободы $m = r - 3$.

Если полученное значение величины χ^2 меньше доверительной границы χ_α^2

$$\chi^2 < \chi_\alpha^2, \quad (19)$$

то совокупность случайных величин распределена по гауссовскому закону, а это значит, что аномальных измерений на выходе АП СРНС нет, так же как и отсутствуют другие факторы, обеспечивающие искусственное изменение псевдодальности по линейному или другому закону.

Структурная схема обработки информации в навигационных комплексах подвижных объектов, синтезированная в соответствии с алгоритмом (12), (14), (16) – (19), представлена на рис. 1.

В состав структурной схемы обработки информации входят сумматоры, усилители, ключевые устройства и линии задержки. Отличительной особенностью предложенной схемы обработки информации является возможность выявления аномальных измерений методом математической статистики. С этой целью в состав

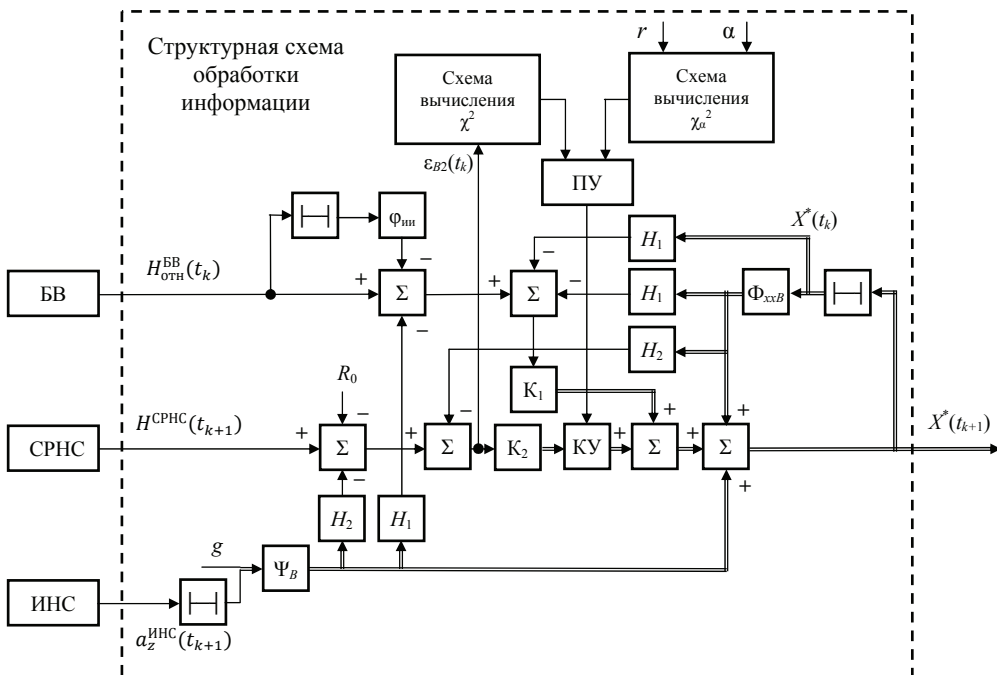


Рис. 1. Структурная схема обработки информации в навигационных комплексах подвижных объектов

схемы введены: схемы вычислений χ^2 и χ_α^2 ; пороговое (ПУ) и ключевое (КУ) устройства. Для вычисления значения χ^2 на схему вычисления χ^2 поступает N выборок обновляемой последовательности $\{\epsilon_{B2}(t_k), \epsilon_{B2}(t_{k+1}), \dots, \epsilon_{B2}(t_{k+N})\}$, $k = 0, 1, 2, \dots$. Для вычисления значения доверительной границы χ_α^2 на схему вычисления подаются значения уровня значимости α и количества «ячеек» группирования r . Пороговое устройство обеспечивает сравнение величин χ^2 и χ_α^2 . Если выполняется условие, что значение χ^2 равно или превышает значение порога, в качестве которого используется значение χ_α^2 , то выдается сигнал на ключевое устройство. В этом случае КУ не пропускает обновляемую последовательность (невязку измерений), сформированную по измерениям СРНС для формирования оценки $\mathbf{X}_B^*(t_{k+1})$, и считается, что измерения СРНС являются аномальными.

Моделирование комплексных оптимальных алгоритмов обработки информации в навигационных системах подвижных наземных объектов

Проверка работоспособности разработанных алгоритмов, позволяющих определять аномальные измерения АП СРНС, проводилась путем статистического компьютерного моделирования.

Моделирование сигнала $H^{\text{СРНС}}(t_{k+1})$, $k = 0, 1, 2, \dots$, на выходе АП радиосигналов СРНС, описываемого выражением (6), проводилось при значениях: $R_0 = 6\,371\,110$ м; $H_{\text{отн}}(t_k) = 1000$ м; $k = 0, 1, 2, \dots$; $\sigma_z = 7$ м.

Моделирование сигнала $H_{\text{отн}}^{\text{БВ}}(t_{k+1})$, $k = 0, 1, 2, \dots$ на выходе БВ, описываемого выражениями (3), (4), осуществлялось при следующих исходных данных: $\Delta H(t_{k+1}) = 7$ м, $k = 0, 1, 2, \dots$; $T = 0,02$ с; $\gamma_{\text{БВ}} = 10$ с⁻¹; $\sigma_{\text{БВ}} = 1$ м. Предполагалось, что объект движется на высоте, которая превышает радиус-вектор геоцентрической (сферической) системы координат R_0 на 1000 м.

Моделирование сигнала $a_Z^{\text{ИНС}}(t_{k+1})$, $k = 0, 1, 2, \dots$ на выходе ИНС, описываемого выражениями (1), (2), осуществлялось при следующих исходных данных: $\alpha_a = 50$ с⁻¹; $\sigma_a = 0,03$ мс⁻¹; $\Delta_{aZ}(t_{k+1}) = 0,2$ мс⁻², $k = 0, 1, 2, \dots$.

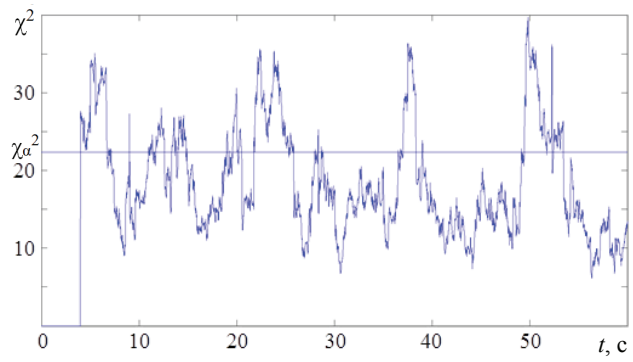
Для вычисления оценок вектора состояния

$$\mathbf{X}_B(t_k) = [H_{\text{отн}}(t_k), V_Z(t_k), \Delta H(t_k), \Delta_{aZ}(t_k)]^T$$

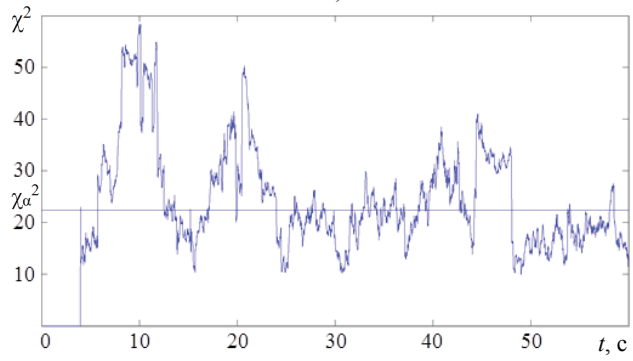
использовалось выражение (12). Для вычисления матрицы оптимальных коэффициентов передачи $\mathbf{K}(t_{k+1})$ – выражение (13). Начальные значения вторых центральных моментов ошибок оценивания компонент вектора состояния вертикального канала брались равными: $p_{11}(t_0) = 300$ м⁻², $p_{22}(t_0) = 20$ м²/с², $p_{11}(t_0) = 625$ м⁻², $p_{11}(t_0) = 0,01$ м⁻²/с⁴.

Вычисление значения χ^2 проводилось по выборке обновляемой последовательности размером $N = 200$. Значение числа ячеек группирования в соответствии с [11] выбиралось равным $r = 16$.

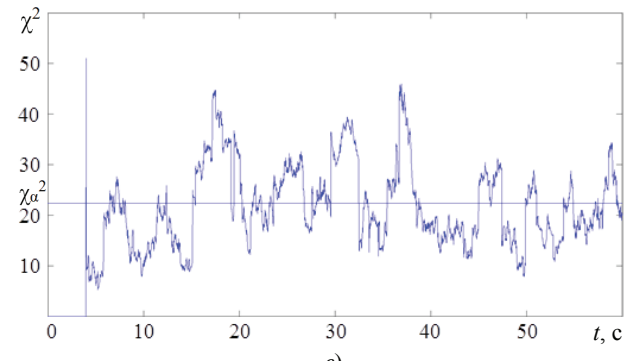
Определение доверительной границы χ_α^2 осуществлялось для плотности вероятности χ^2 (хи-квадрат) при условиях: степень свободы $m = 13$ и уровень значимости $\alpha = 0,05$.



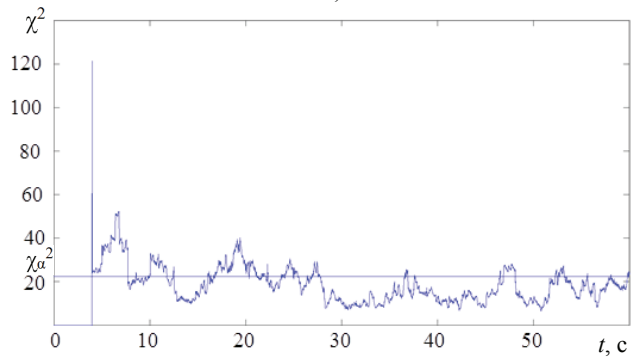
a)



б)



в)



г)

Рис. 2. Гауссовский закон распределения

(реализация значений χ^2 (хи-квадрат) Пирсона для доверительной границы $\chi_{\alpha}^2 = 22,36$)

При моделировании рассматривались два случая. В *первом* случае предполагалось, что сигнал на выходе АП СРНС представляет собой аддитивную смесь истинного значения высоты и шума, описываемого гауссовским законом распределения. В этом случае шумовая составляющая сигнала $n_z(t_k)$ представляла собой взаимонезависимые выборки гауссовского случайного процесса с нулевым математическим ожиданием и единичной дисперсией. Для гауссовского закона распределения на рис. 2, *a – г* представлены реализации значений χ^2 (хи-квадрат) Пирсона, полученные в результате моделирования для доверительной границы $\chi_{\alpha}^2 = 22,36$.

Анализ результатов моделирования показал, что на интервале временного моделирования порядка 60 с имеется достаточно большое число значений χ^2 (хи-квадрат) Пирсона, превышающих значение доверительной границы $\chi_{\alpha}^2 = 22,36$. Это обусловлено выбранным значением уровня значимости $\alpha = 0,05$ и вполне согласуется с теорией. В результате даже для гауссовского закона распределения это приводит к достаточно большому числу ложных срабатываний.

Во *втором* случае предполагалось, что сигнал на выходе АП СРНС представляет собой аддитивную смесь истинного значения высоты и шума, описываемого равномерным законом распределения. Шумовая составляющая $n_z(t_k)$ представляла собой взаимонезависимые выборки случайного процесса, равномерно распределенного на интервале от нуля до единицы. Данный случай соответствует появлению недостоверных (аномальных) измерений на выходе АП СРНС. Для равномерного закона распределения на рис. 3, *a – г* представлены реализации

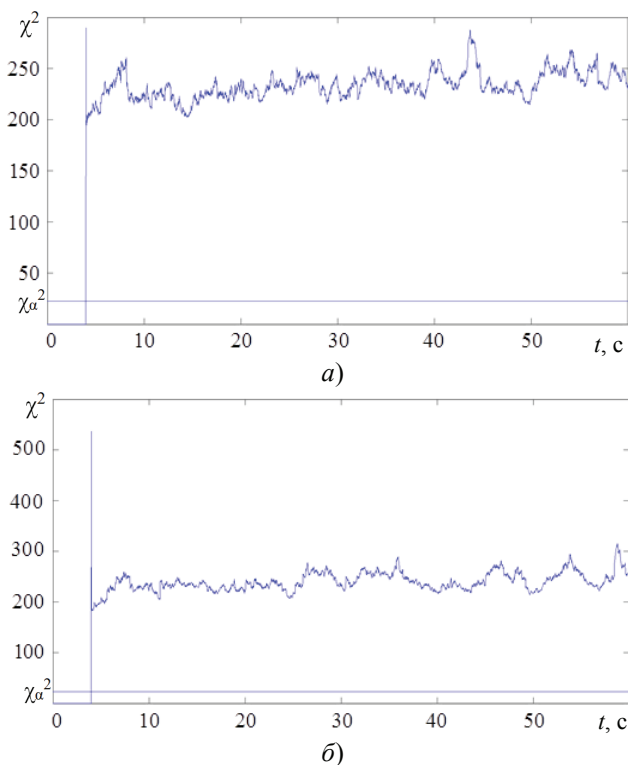


Рис. 3. Равномерный закон распределения (начало)

(реализация значений χ^2 (хи-квадрат) Пирсона для доверительной границы $\chi_{\alpha}^2 = 22,36$)

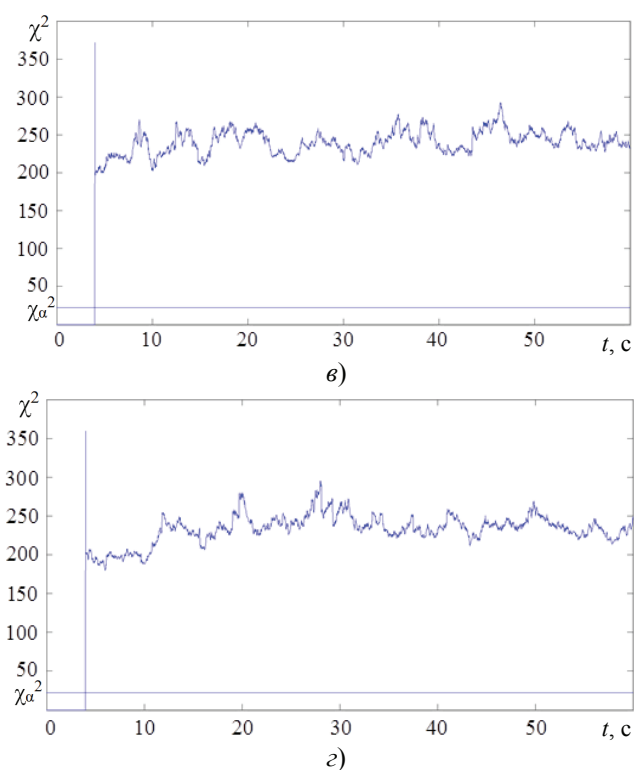


Рис. 3. Окончание. Равномерный закон распределения.

(реализация значений χ^2 (хи-квадрат) Пирсона для доверительной границы $\chi_{\alpha}^2 = 22,36$)

значений χ^2 (хи-квадрат) Пирсона, полученные в результате моделирования для доверительной границы $\chi_{\alpha}^2 = 22,36$.

Анализ результатов моделирования показал, что на интервале временного моделирования порядка 60 с все значения χ^2 (хи-квадрат) Пирсона значительно превышают значение доверительной границы $\chi_{\alpha}^2 = 22,36$. Однако следует отметить, что все значения при этом не опускаются ниже 180.

Заключение

Определение методами математической статистики закона распределения вектора обновляемой последовательности (вектора невязок измерений), формируемого по измерениям СРНС, может быть использовано для установления недостоверных (аномальных) измерений на выходе аппаратуры СРНС. Однако для их использования необходимо вводить допустимое отклонение значения доверительной границы при нормальном законе распределения вектора обновляемой последовательности (вектора невязки измерений).

Список литературы

1. Иванов, А. В. Навигация наземных объектов / А. В. Иванов, Н. А. Иванова. – London, UK : LAP LAMBERT Academic Publishing, 2013. – 120 с.
2. Гришин, Ю. П. Радиотехнические системы / Ю. П. Гришин, В. П. Ипатов, Ю. М. Казаринов, Ю. А. Коломенский, Ю. Д. Ульяницкий ; под ред. Ю. М. Казаринова. – М. : Высшая школа, 1990. – 496 с.

3. Тихонов, В. И. Нелинейная фильтрация и квазикогерентный прием сигналов / В. И. Тихонов, Н. К. Кульман. – М. : Сов. радио, 1975. – 704 с.
4. Тихонов, В. И. Статистический анализ и синтез радиотехнических устройств и систем / В. И. Тихонов, В. Н. Харисов. – М. : Радио и связь, 1991. – 608 с.
5. Ярлыков, М. С. Статистическая теория радионавигации / М. С. Ярлыков. – М. : Радио и связь, 1985. – 344 с.
6. Ярлыков, М. С. Марковская теория оценивания случайных процессов / М. С. Ярлыков, М. А. Миронов. – М. : Радио и связь, 1993. – 460 с.
7. Иванов, А. В. Обработка многомерных сигналов. Нелинейная многомерная обработка сигналов спутниковых радионавигационных систем в комплексах самолетовождения / А. В. Иванов. – М. : Радиотехника, 2012. – 176 с.
8. Кузовков, Н. Т. Инерциальная навигация и оптимальная фильтрация / Н. Т. Кузовков, О. С. Салычев. – М. : Машиностроение, 1982. – 216 с.
9. Бабич, О. А. Обработка информации в навигационных комплексах / О. А. Бабич. – М. : Машиностроение, 1991. – 512 с.
10. Иванов, А. В. Комплексные оптимальные алгоритмы обработки информации в навигационных системах подвижных наземных объектов с контролем целостности навигационного обеспечения / А. В. Иванов // Радиотехника. – 2010. – № 5. – С. 12 – 17.
11. Тихонов, В. И. Статистическая радиотехника / В. И. Тихонов. – М. : Радио и связь, 1982. – 625 с.

Identification of Anomalous Measurements of Radio Signals by a Satellite Radio Navigation System by the Method of Statistical Processing of Measurement Discharges

A. V. Ivanov, S. P. Moskvitin, A. A. Ivanov, N. A. Lezhneva

Department of Radio Engineering, resbn@mail.ru; TSTU, Tambov, Russia

Keywords: anomalous measurements; determination of coordinates; optimal information processing algorithms; mobile ground object; satellite radio navigation system.

Abstract: Using the methods of the Markov theory of optimal estimation of random processes, optimal complex algorithms for processing information in navigation complexes of mobile ground objects based on satellite radio navigation systems are synthesized. To identify anomalous measurements of radio signals of a satellite radio navigation system, the law of distribution of measurement residuals was determined by the method of statistical processing. Computer modeling of the developed algorithms has been carried out.

References

1. Ivanov A.V., Ivanova N.A. *Navigatsiya nazemnykh ob'yektov* [Navigation of ground objects], London, LAP LAMBERT Academic Publishing, 2013, 120 p. (In Russ.).
2. Grishin Yu.P., Ipatov V.P., Kazarinov Yu.M., Kolomenskiy Yu.A., Ul'yanitskiy Yu.D.; Yu.M. Kazarinov (Ed.) *Radiotekhnicheskiye sistemy* [Radio engineering systems], Moscow: Vysshaya shkola, 1990, 496 p. (In Russ.).
3. Tikhonov V.I., Kul'man N.K. *Nelineynaya fil'tratsiya i kvazikogerentnyy priyem signalov* [Nonlinear filtering and quasi-coherent reception of signals], Moscow: Sovetskoye radio, 1975, 704 p. (In Russ.).
4. Tikhonov V.I., Kharisov V.N. *Statisticheskiy analiz i sintez radiotekhnicheskikh ustroystv i sistem* [Statistical analysis and synthesis of radio engineering devices and systems], Moscow: Radio i svyaz', 1991, 608 p. (In Russ.).

5. Yarlykov M.S. *Statisticheskaya teoriya radionavigatsii* [Statistical theory of radio navigation], Moscow: Radio i svyaz', 1985, 344 p. (In Russ.).
 6. Yarlykov M.S., Mironov M.A. *Markovskaya teoriya otsenivaniya sluchaynykh protsessov* [Markov theory of estimation of random processes], Moscow: Radio i svyaz', 1993, 460 p. (In Russ.).
 7. Ivanov A.V. *Obrabotka mnogomernykh signalov. Nelineynaya mnogomernaya obrabotka signalov sputnikovykh radionavigatsionnykh sistem v kompleksakh samoletovozhdeniya* [Processing of multidimensional signals. Nonlinear multidimensional signal processing of satellite radio navigation systems in aircraft navigation systems], Moscow: Radiotekhnika, 2012, 176 p. (In Russ.).
 8. Kuzovkov N.T., Salychev O.S. *Inertsial'naya navigatsiya i optimal'naya fil'tratsiya* [Inertial navigation and optimal filtering], Moscow: Mashinostroyeniye, 1982, 216 p. (In Russ.).
 9. Babich O.A. *Obrabotka informatsii v navigatsionnykh kompleksakh* [Information processing in navigation systems], Moscow: Mashinostroyeniye, 1991, 512 p. (In Russ.).
 10. Ivanov A.V. [Complex optimal algorithms for information processing in navigation systems of mobile ground objects with control of the integrity of navigation support], *Radiotekhnika* [Radio engineering], 2010, no. 5, pp. 12-17. (In Russ., abstract in Eng.).
 11. Tikhonov V.I. *Statisticheskaya radiotekhnika* [Statistical radio engineering], Moscow: Radio i svyaz', 1982, 625 p. (In Russ.).
-

Bestimmung anormaler Messungen von Funksignalen durch ein Satelliten-Funk-Navigationssystem durch die Methode der statistischen Verarbeitung von Messfehlern

Zusammenfassung: Mit den Methoden der Markov-Theorie der optimalen Schätzung von zufälligen Prozessen sind optimale komplexe Algorithmen zur Verarbeitung von Informationen in Navigationskomplexen mobiler Bodenobjekte auf Basis von Satellitenfunknavigationssystemen synthetisiert. Um anomale Messungen der Funksignale des Satellitennavigationssystems zu erkennen, ist das Gesetz zur Verteilung der Messresistenz durch statistische Verarbeitung festgelegt. Eine Computermodellierung der entwickelten Algorithmen ist durchgeführt.

Détermination des mesures anormales des signaux radio par le système de radionavigation de satellite par le traitement statistique des résidus de mesure

Résumé: Par les méthodes de la théorie de Markov de l'évaluation optimale des processus aléatoires sont synthétisés des algorithmes complexes optimaux pour le traitement de l'information dans les complexes de navigation d'objets terrestres mobiles basés sur des systèmes de radionavigation des satellite. Pour détecter les mesures anormales des signaux radio du système de radionavigation de satellite, la loi de distribution des résidus de mesure du traitement statistique est déterminée. Est réalisée une simulation informatique des algorithmes élaborés

Авторы: *Иванов Александр Васильевич* – доктор технических наук, профессор кафедры «Радиотехника»; *Москвитин Сергей Петрович* – кандидат технических наук, доцент кафедры «Радиотехника»; *Иванов Андрей Александрович* – магистрант; *Лежнева Наталья Александровна* – аспирант кафедры «Радиотехника», ФГБОУ ВО «ТГТУ», Тамбов, Россия.
