

Курсовая работа на тему:

Синтез и анализ алгоритмов нелинейной
фильтрации координат цепи и управления на
основе расширенного линейного фильтра

Калмана

В мире существуют вещи важнее самых прекрасных открытий – это знание методов, которыми они были сделаны.

Готфрид Лейбниц 17 в.

1. Аннотация

Рассматривается конкретная задача синтеза системы наведения ЛА на цель. В качестве алгоритмического обеспечения в работе используются уравнения расширенного (нелинейного) дискретного фильтра Калмана, так как модели состояния и наблюдения являются нелинейными.

2. Математическая постановка задачи. Модель состояния системы

В основе решения задачи синтеза системы наведения лежат кинематические соотношения, связывающие координаты цели с параметрами движения ЛА (объекта) и цели, которые могут быть описаны системой стохастических дифференциальных уравнений.

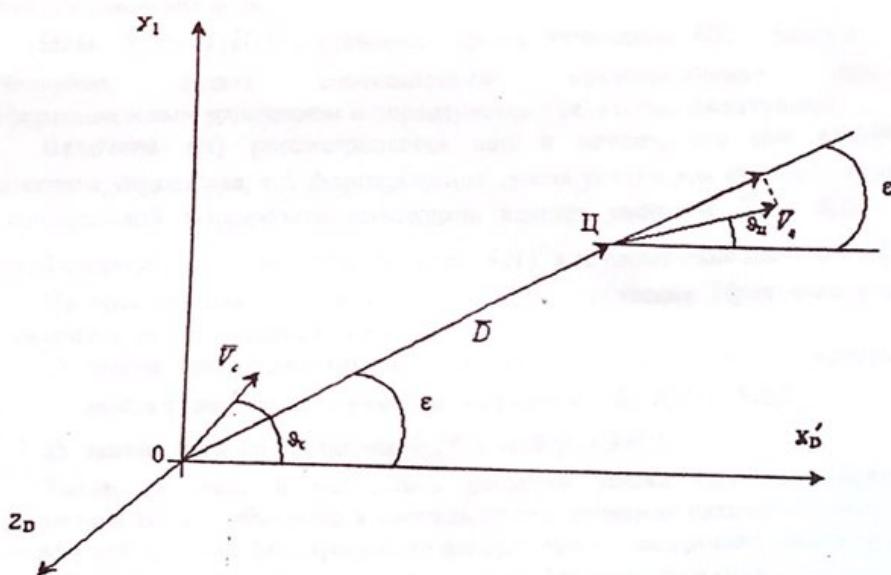


Рис. 1. Кинематическая схема системы наведения ЛА на цель в продольной плоскости

- \overline{D} - вектор дальности;
- ε - угол визирования цели относительно ЛА;
- \overline{V}_c - вектор скорости ЛА;
- \overline{V}_u - вектор скорости цели;
- ϑ_c - угловое положение вектора скорости самолёта;
- ϑ_u - угловое положение вектора скорости цели.

Уравнение состояния представляет собой проекции скоростей на линию, перпендикулярную линии дальности и на линию дальности:

$$\dot{\varepsilon}(t)D(t) = V_c \sin(\varepsilon(t) - \vartheta_c(t)) - V_u \sin(\varepsilon(t) - \vartheta_u(t)).$$

Разделив на дальность, введём угловую скорость:

$$\dot{\varepsilon}(t) = \frac{1}{D(t)} [V_e \sin(\varepsilon(t) - \vartheta_c(t)) - V_\psi \sin(\varepsilon(t) - \vartheta_\psi(t))] + W_e(t). \quad (1)$$

$$\dot{D}(t) = -V_e \cos(\varepsilon(t) - \vartheta_c(t)) - V_\psi \cos(\varepsilon(t) - \vartheta_\psi(t)) + W_D(t). \quad (2)$$

$$\dot{\beta}(t) = 0. \quad (3)$$

Данная система уравнений является незамкнутой, так как отсутствует управление:

$$\dot{\vartheta}_c(t) = f(\hat{\varepsilon}(t), \hat{D}(t), \hat{V}_\psi(t), \hat{\vartheta}_\psi(t)).$$

Будем считать, что $\bar{D}(t)$ измеряется с помощью бортового радиолокатора, и оценка дальности $\hat{D}(t)$ получается в результате фильтрации. Скорость цели будем считать известной по данным доплеровского измерителя скоростей. $\hat{\vartheta}_e(t)$ может определяться по данным датчика скоростей. $\hat{\vartheta}_\psi(t)$ будем считать известной по априорным сведениям в соответствии с предполагаемой гипотезой движения цели.

Итак, $\dot{\vartheta}_c(t) = f(\hat{\varepsilon}(t))$ - уравнение закона управления. $\hat{\varepsilon}(t)$ – оценка угла визирования, задана соотношением, представленным первым дифференциальным уравнением и определяется в результате фильтрации.

Величина $\varepsilon(t)$ рассматривается ещё и потому, что она является параметром управления, т.е. формирование закона управления строится в виде функциональной зависимости положения вектора скорости ЛА $\vartheta_c(t)$ от угловой скорости линии визирования цели $\dot{\varepsilon}(t)$ в её оценочном значении $\hat{\varepsilon}(t)$.

На практике известно несколько законов управления. Практически все они являются модификациями двух основных законов:

- 1) закона пропорционального наведения, в соответствии с которым линия визирования перемещается || самой себе $\dot{\vartheta}_c(t) = N \dot{\varepsilon}(t)$;
- 2) закона прямого наведения $\dot{\vartheta}_c(t) = -\alpha \vartheta_c(t) + k \hat{\varepsilon}(t)$.

Таким образом, в результате решения задачи синтеза углового координатора цели необходимо, в соответствии с теоремой разделения, решить на первом этапе задачу фильтрации по алгоритмам расширенного дискретного фильтра Калмана, рассматривая управление как детерминированный сигнал; на втором этапе решить задачу субоптимального управления, приняв оценки вектора состояния системы за точные его значения.

3. Модель наблюдения

Для воздушного объекта в качестве системы сопровождения используется визирное устройство, представляющее собой систему измерителей дальности и двух углов $\bar{D}(D, \beta, \varepsilon)$.

Уравнения наблюдения имеют вид:

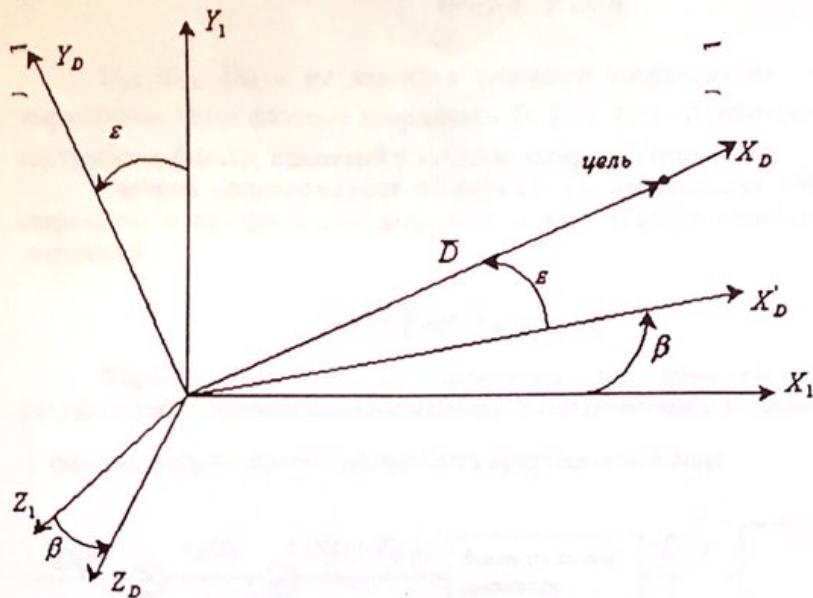
$$r_D(t) = D(t) + V_D(t);$$

$$r_\varepsilon(t) = \varepsilon(t) + V_\varepsilon(t);$$

$$r_\beta(t) = \beta(t) + V_\beta(t).$$

$V_D(t), V_\beta(t), V_\epsilon(t)$ - ошибки измерения дальности.

Инерциальная система координат "g" $\equiv OX_gY_gZ_g \xrightarrow{A_g^I(\psi, \theta, \gamma)}$ с.к., связанная с самолётом "1" $\equiv OX_1Y_1Z_1 \xrightarrow{A_1^D(\beta, \epsilon)}$ с.к., связанная с визирным устройством "D" $\equiv OX_DY_DZ_D$.



Система сопровождения объекта (цели) находится на ЛА и в данной задаче интерес представляет вектор дальности, определяющий положение объекта относительно ЛА. Тогда вектор дальности в с.к. "g":

$$\|\bar{D}\|_g = A_g^I(\psi, \theta, \gamma) A_1^D(\beta, \epsilon) \|\bar{D}\|_D$$

Будем считать, что ψ, θ, γ измеряются с помощью гироплатформы инерциальной навигационной системы или вычисляются (в отсутствии гироплатформы) и являются точно известными.

Положение \bar{D} в самолётной с.к. будет определяться:

$$\|\bar{D}\|_1 = A_1^D(\beta, \epsilon) \|\bar{D}\|_D = A_1^D(\beta, \epsilon) \begin{vmatrix} D \\ 0 \\ 0 \end{vmatrix};$$

$$A_1^D(\beta, \epsilon) = \begin{vmatrix} \cos \beta \cos \epsilon & -\cos \beta \sin \epsilon & \sin \beta \\ \sin \epsilon & \cos \epsilon & 0 \\ -\sin \beta \cos \epsilon & \sin \beta \sin \epsilon & \cos \beta \end{vmatrix}$$

Модель измерителя в с.к. "1":

$$\|\bar{r}(t)\|_1 = \|\bar{D}(\epsilon)\|_1 + \|\bar{V}(t)\|_1$$

Таким образом, измеряется как бы не дальность с углами β и ϵ , а проекции вектора дальности на оси связанный с ЛА с.к. в присутствии шумов.

Модель измерителя $\|\bar{r}(t)\|_1$:

$$\|r(t)\|_1 = \begin{vmatrix} D_{x1}(t) \\ D_{y1}(t) \\ D_{z1}(t) \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} V_{x1}(t) \\ V_{y1}(t) \\ V_{z1}(t) \end{vmatrix}$$

D_{x1}, D_{y1}, D_{z1} – не являются фазовыми координатами, но нелинейно выражаются через фазовые координаты D, β, ε . Именно измерения модели $\|\cdot\|_1$ поступают в фильтр, принятый в качестве алгоритма обработки.

Система сопровождения объекта (ССО) представляет собой **визирное** устройство с измерителями дальности и двух углов с ошибками (шумами) измерений

$$V(t) = \|V_D(t) \ V_\beta(t) \ V_\varepsilon(t)\|^T \quad (*)$$

Характеристики шумов измерения (*) известны (по данным разработчиков системы сопровождения). В соответствии с моделью измерителя

система сопровождения может быть представлена в виде:

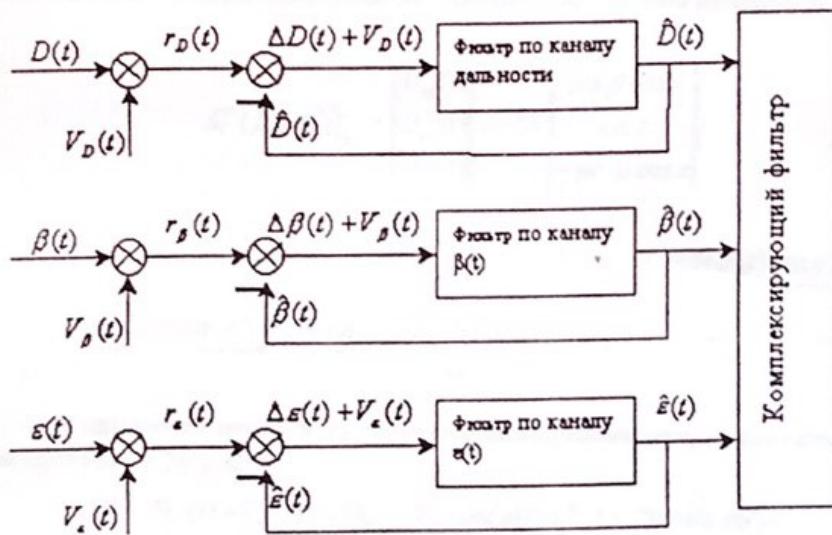


Рис.2. Схема дальномера (следящая система с отрицательной обратной связью)

В расширенный дискретный фильтр Калмана поступают сигналы измерителей в соответствии с моделью $\|\cdot\|_1$ – проекции вектора дальности $\bar{D}(t)$ на оси ЛА. Модель $\|\cdot\|_1$ – нелинейная, поэтому для перехода от модели измерений к модели $\|\cdot\|_1$ проведём линеаризацию нелинейных функций относительно ошибок измерения.

$$\|\bar{D}(t)\|_1 = A_1^D (\beta(t), \varepsilon(t)) \begin{vmatrix} D \\ 0 \\ 0 \end{vmatrix}$$

$$\|\bar{D}(t) + \bar{V}(t)\|_1 = A_i^D (\beta(t) + V_\beta, \varepsilon(t) + V_\varepsilon) \begin{vmatrix} D(t) + V_D \\ 0 \\ 0 \end{vmatrix} = \\ F_{s,v}(D(t) + V_D, \beta(t) + V_\beta, \varepsilon(t) + V_\varepsilon).$$

Разложим нелинейные функции в ряд Тейлора:

$$f(x + \Delta x, y + \Delta y, z + \Delta z) = f(x, y, z) + \frac{\partial f}{\partial x} \Delta x + \frac{\partial f}{\partial y} \Delta y + \frac{\partial f}{\partial z} \Delta z.$$

Для канала по $D(t)$ линеаризованная модель измерителя имеет вид:

$$r_1(t) = D_{x1}(t) + V_{x1}(t) = f_1(D(t) + V_D, \beta(t) + V_\beta, \varepsilon(t) + V_\varepsilon) = f_1(D, \beta, \varepsilon) + \\ + \frac{\partial f_1}{\partial D} V_D + \frac{\partial f_1}{\partial \beta} V_\beta + \frac{\partial f_1}{\partial \varepsilon} V_\varepsilon;$$

($V_D, V_\beta, V_\varepsilon$ задаются разработчиком).

Так как координаты $D_{x1}(t), D_{y1}(t), D_{z1}(t)$ не являются фазовыми, но нелинейно выражаются через фазовые координаты (D, β, ε), получим эти зависимости с учётом линеаризации относительно шумов измерений:

$$A_i^D (\beta, \varepsilon) \|\bar{D}\|_D = \begin{vmatrix} D_{x1}(t) \\ D_{y1}(t) \\ D_{z1}(t) \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} D \\ \cos \beta \cos \varepsilon \\ \sin \varepsilon \\ -\sin \beta \cos \varepsilon \end{vmatrix},$$

$$r_1(t) = (D(t) + V_D) \cos(\beta(t) + V_\beta) \cos(\varepsilon(t) + V_\varepsilon) = \underbrace{D(t) \cos \beta(t) \cos \varepsilon(t)}_{D_{x1}(t)} + \\ + \underbrace{\cos \beta(t) \cos \varepsilon(t) V_D}_{a_{11}} + \underbrace{D(t) (-\sin \beta(t)) \cos \varepsilon(t) V_\beta}_{a_{12}} + \underbrace{D(t) \cos \beta(t) (-\sin \varepsilon(t)) V_\varepsilon}_{a_{13}}.$$

Аналогично могут быть получены линеаризованные модели измерителей для каналов по $\beta(t), \varepsilon(t)$:

$$r_2(t) = D_{y1}(t) + V_{y1}(t) = (D(t) + V_D) \sin(\varepsilon(t) + V_\varepsilon) = D(t) \sin \varepsilon(t) + \\ + \sin \varepsilon(t) V_D + 0 + D(t) \cos \varepsilon(t) V_\varepsilon; \\ r_3(t) = D_{z1}(t) + V_{z1}(t) = (D(t) + V_D) (-\sin(\beta(t) + V_\beta)) \cos(\varepsilon(t) + V_\varepsilon) = \\ = -D(t) \sin \beta(t) \cos \varepsilon(t) - \sin \beta(t) \cos \varepsilon(t) V_D - D(t) \cos \beta(t) \cos \varepsilon(t) V_\beta + \\ + D(t) \sin \beta(t) \sin \varepsilon(t) V_\varepsilon.$$

Вектор шумов измерений для линеаризованной модели $\underline{\underline{V}}$ имеет вид:

$$\begin{vmatrix} V_{x1}(t) \\ V_{y1}(t) \\ V_{z1}(t) \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} a_{11} V_D & a_{12} V_\beta & a_{13} V_\varepsilon \\ a_{21} V_D & a_{22} V_\beta & a_{23} V_\varepsilon \\ a_{31} V_D & a_{32} V_\beta & a_{33} V_\varepsilon \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} V_D \\ V_\beta \\ V_\varepsilon \end{vmatrix},$$

где $\begin{vmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{vmatrix}$ - матрица коэффициентов при векторе шумов

измерений;

$\begin{vmatrix} V_D \\ V_\beta \\ V_\epsilon \end{vmatrix}$ - случайный вектор шумов (ошибок) измерений системы сопровождения объекта.

Матрица интенсивностей непрерывных белых шумов (ошибок) измерений для приведенной модели будет иметь вид:

$$R = \begin{vmatrix} \sigma_{\nu_1}^2(t) & R_{\nu_1\nu_2}(t) & R_{\nu_1\nu_3}(t) \\ R_{\nu_2\nu_1}(t) & \sigma_{\nu_2}^2(t) & R_{\nu_2\nu_3}(t) \\ R_{\nu_3\nu_1}(t) & R_{\nu_3\nu_2}(t) & \sigma_{\nu_3}^2(t) \end{vmatrix}.$$

Вне диагонали стоят взаимные интенсивности шумов приведенной модели измерений.

$$\sigma_{\nu_1}^2(t) = a_{11}^2 \sigma_{\nu_D}^2(t) + a_{12}^2 \sigma_{\nu_\beta}^2(t) + a_{13}^2 \sigma_{\nu_\epsilon}^2(t);$$

$$R_{\nu_1\nu_2}(t) = R_{\nu_2\nu_1}(t) = a_{11}a_{21}\sigma_{\nu_D}^2(t) + a_{12}a_{22}\sigma_{\nu_\beta}^2(t) + a_{13}a_{23}\sigma_{\nu_\epsilon}^2(t);$$

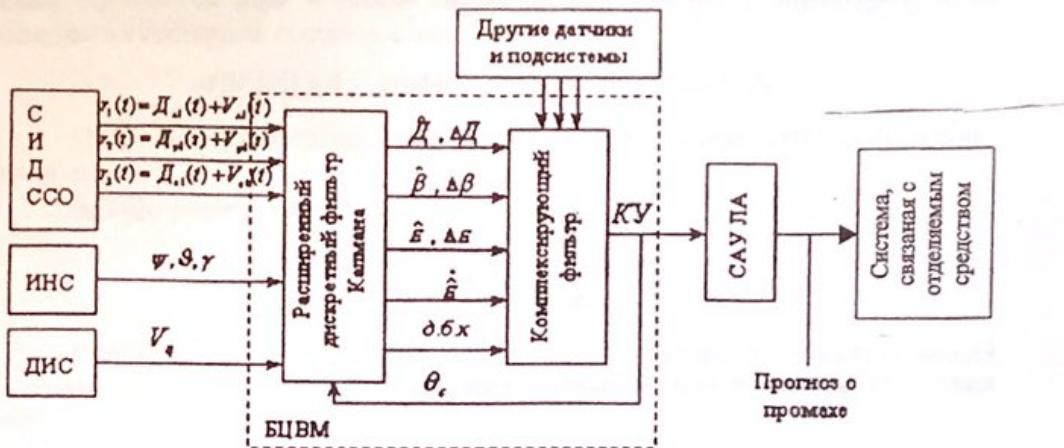
$$R_{\nu_1\nu_3}(t) = R_{\nu_3\nu_1}(t) = a_{11}a_{31}\sigma_{\nu_D}^2(t) + a_{12}a_{32}\sigma_{\nu_\beta}^2(t) + a_{13}a_{33}\sigma_{\nu_\epsilon}^2(t);$$

$$\sigma_{\nu_2}^2(t) = a_{21}^2 \sigma_{\nu_D}^2(t) + a_{22}^2 \sigma_{\nu_\beta}^2(t) + a_{23}^2 \sigma_{\nu_\epsilon}^2(t);$$

$$R_{\nu_2\nu_3}(t) = R_{\nu_3\nu_2}(t) = a_{21}a_{31}\sigma_{\nu_D}^2(t) + a_{22}a_{32}\sigma_{\nu_\beta}^2(t) + a_{23}a_{33}\sigma_{\nu_\epsilon}^2(t);$$

$$\sigma_{\nu_3}^2(t) = a_{31}^2 \sigma_{\nu_D}^2(t) + a_{32}^2 \sigma_{\nu_\beta}^2(t) + a_{33}^2 \sigma_{\nu_\epsilon}^2(t).$$

Структура ПНК с субоптимальным алгоритмическим обеспечением



Q_c – закон управления.

КУ – команды управления.

δ.б.к. – данные блока ковариаций.

В результате оценивания фазовых координат $(\hat{D}, \hat{\beta}, \hat{\varepsilon})$, получаемых на выходе РДФК можно сформулировать прогноз о промахе на основе информации, заключенной в статистических характеристиках линейного промаха, приняв за оценку точности наведения величину математического ожидания линейного промаха, приближенно вычисляемую по формуле

$$M[\Delta h(t)] = \frac{(\hat{D}^*(t))^2}{|\dot{\hat{D}}(t)|} \dot{\varepsilon}^*(t),$$

где $\hat{D}(t)$ ($\hat{D}^*(t)$) – оценка дальности между ЛА и целью в текущий момент времени (на момент срыва наведения).

В настоящее время в ПНК широкое распространение получили субоптимальные алгоритмы обработки информации, базирующиеся на непрерывных дифференциальных и разностных математических моделях.

Ведущая роль в алгоритмическом обеспечении ПНК принадлежит теории Калмановской фильтрации. Ввиду нелинейности поставленной задачи в данной работе в качестве алгоритмического обеспечения используется расширенный дискретный фильтр Калмана.

Алгоритм расширенного дискретного фильтра Калмана

Математическая модель динамики состояний системы

$$x(k+1) = \Phi[x(k), k] + \Gamma[x(k), k]W(k), \quad x(k_0) - \text{n.y.}, \quad (I)$$

где $x(k)$ – недоступный непосредственному наблюдению фазовый вектор-столбец переменных состояний системы размерности $[n \times 1]$;
 $x(k_0)$ – начальное состояние системы – есть случайный вектор с математическим ожиданием $M[x(k_0)] = \bar{x}_0$, и заданной ковариационной матрицей

$$P_{x_0} = P_x(k_0) = \text{cov}[x(k_0), x(k_0)] = M[(x(k_0) - \bar{x}_0)(x(k_0) - \bar{x}_0)^T].$$

Замечание: P_{x_0} – есть симметрическая матрица размерности $[n \times n]$, в общем случае она является диагональной, элементы которой, стоящие по диагонали представляют собой дисперсии вектора-столбца переменных состояний системы.

$W(k)$ – случайный векторный процесс, представляющий собой дискретный белый гауссовский шум, в общем случае размерности $[n \times 1]$, характеризующий возмущения состояний системы, с характеристиками:

$$M[W(k)] = 0, \quad \text{cov}[W(k), W(j)] = Q_1(k) \delta_{k,j} (k - j).$$

$Q_1(k)$ – неотрицательно определенная ковариационная матрица размерности $[n \times n]$.

$\delta_{k,j}$ – символ Кронекера.

$$\delta_{k,j} (k - j) = \begin{cases} 1 & , k = j; \\ 0 & , k \neq j. \end{cases}$$

$\Gamma[x(k), k]$ – матрица размерности $[n \times n]$, отражающая зависимость между фазовым вектором-столбцом переменных состояний $x(k)$ и шумом состояния $W(k)$.

Модель наблюдения системы имеет вид

$$r(k) = S[x(k), k] + V(k), \quad (\text{II})$$

где $r(k)$ – вектор измерений $[m \times 1]$.

$S[x(k), k]$ – нелинейная векторная функция $[m \times 1]$ переменных состояния системы представляющая собой аналитическое выражение сигналов различной физической природы.

Замечание: нелинейная зависимость полезного сигнала измерителя от вектора фазовых координат является характерной особенностью прицельно-навигационных задач.

$V(k)$ – векторный процесс типа белого гауссовского шума, характеризующий шумы (ошибки) измерений с характеристиками

$$M[V(k)] = 0, \quad \text{cov}[V(k), V(j)] = R_1(k) \delta_{k,j} (k - j),$$

где $R_1(k)$ – положительно определенная ковариационная матрица интенсивности шумов измерений системы, вне диагонали которой стоят взаимные интенсивности шумов или ошибок измерений.

Полагаем, что вектор начального состояния $x(k_0)$, вектор ошибок измерений $V(k)$ и вектор шумов возмущения состояний системы $W(k)$ взаимно не коррелированы.

$$\text{cov}[x(k_0), V(k)] = \text{cov}[x(k_0), W(k)] = \text{cov}[V(k), W(j)] = 0, \quad \text{для } \forall k, j > k_0.$$

Алгоритм фильтрации (оценивания)

Замечание: будем обозначать

$$\begin{aligned} \hat{x}(k+1, k+1) &= \hat{x}(k+1), \\ \hat{x}(k, k) &= \hat{x}(k). \end{aligned}$$

$$\hat{x}(k+1) = \hat{x}(k+1, k) + K(k+1)[r(k+1) - S[\hat{x}(k+1, k), k+1]]. \quad (1)$$

Одношаговое предсказание или прогноз оценки на $(k+1)$ шаг

$$\hat{x}(k+1, k) = \Phi[\hat{x}(k), k], \quad \text{n.y. } \hat{x}(k_0) = \hat{x}_0. \quad (2)$$

Алгоритм прогнозной (априорной) ковариационной матрицы ошибок оценивания

$$P(k+1, k) = \frac{\partial \Phi[\hat{x}(k), k]}{\partial \hat{x}(k)} P(k, k) \frac{\partial \Phi^T[\hat{x}(k), k]}{\partial \hat{x}(k)} + \Gamma[\hat{x}(k), k] Q_i(k) \Gamma^T[\hat{x}(k), k], \quad (3)$$

и.у. $P_i(k_0) = P(0,0)$.

Алгоритм апостериорной ковариационной матрицы ошибок оценивания

$$P(k+1, k+1) = P(k+1, k) - P(k+1, k) \frac{\partial S^T[\hat{x}(k+1, k), k+1]}{\partial \hat{x}(k+1, k)} \left[\frac{\partial S[\hat{x}(k+1, k), k+1]}{\partial \hat{x}(k+1, k)} \right]^{-1} P(k+1, k) \frac{\partial S[\hat{x}(k+1, k), k+1]}{\partial \hat{x}(k+1, k)} + R_i(k+1). \quad (4)$$

Коэффициент усиления в матричной форме (в зависимости от ковариационной матрицы ошибок оценивания)

$$K(k+1) = P(k+1, k+1) \cdot \frac{\partial S^T[\hat{x}(k+1, k), k+1]}{\partial \hat{x}(k+1, k)} R_i^{-1}(k+1). \quad (5)$$

Ошибка оценивания на (к+1) шаге

$$\Delta x(k+1) = x(k+1) - \hat{x}(k+1). \quad (6)$$

Начальные условия для расчета по алгоритму РДФК соответствуют априорным значениям математического ожидания $\hat{x}(k_0) = \bar{x}_0$ вектора состояния и ковариационной матрицы в начальный момент времени $P_x(k_0) = P(0,0)$.

Структурная схема алгоритма обработки по уравнениям РДФК (1)-(6) при постановке задачи (I)-(II) представлена на рисунке (стр.11).

Субоптимальной оценкой, выдаваемой на выходе с учетом наблюдений $r(k)$, поступающих на вход фильтра, является условное математическое ожидание на интервале наблюдения (k_0, k)

$$\hat{x}(k) = M[x(k) / r(k)]$$

Нелинейный фильтр Калмана формирует оценку лишь приближенно, более того само уравнение ковариаций для нелинейных моделей состояний системы и наблюдений является приближенным и справедливым лишь при достаточной малости ошибок оценивания.

Уравнение ковариационной матрицы ошибок оценивания зависит от производных нелинейных функций уравнений состояния системы и производных нелинейных функций полезных сигналов наблюдений от одношагового предсказания по соответствующим оценкам.

Функция $S[\hat{x}(k+1, k), k+1]$ является нелинейной функцией прогноза оценки на (к+1) шаг.

$$\text{Производные } \frac{\partial \Phi[\hat{x}(k), k]}{\partial \hat{x}(k)} \text{ и } \frac{\partial S[\hat{x}(k+1, k), k+1]}{\partial \hat{x}(k+1, k)}$$

представляют собой матрицы Якоби.

Функция $S(x) = [S_1(x) \cdots S_m(x)]$ – m -мерная векторная функция векторного аргумента $x = [x_1 \cdots x_n]^T$ и матрицы Якоби будут иметь размерности $[m \times n]$ и представляют собой в каждой строке градиент функции S_i , $i = \overline{1, m}$ по компонентам вектора состояния x_j , $j = \overline{1, n}$, т.е. в каждой строке градиент поля.

Замечание: дискретный и непрерывный алгоритмы Калмана являются точными только в том случае, если модели состояния и наблюдения линейны. Дан-

ный алгоритм выдает наилучшую оценку вектора состояния (в силу линеаризации), минимизирующую ковариационную матрицу ошибок оценивания.

Для получения РДФК был выбран метод линеаризации в силу следующих причин: раскладывая функцию Φ в ряд, получали оценку $\hat{x}(k-1)$, затем при поступлении измерений $r(k)$ на основании невязок $r(k) - S[x(k, k-1), k]$ получали оценку $\hat{x}(k)$; допускали, что оценка $\hat{x}(k)$ "вероятно" лучше, чем прогноз оценки $\hat{x}(k, k-1)$, поэтому осуществляли линеаризацию функции Φ в оценочной точке $\hat{x}(k)$. Таким образом был получен итерационный дискретный фильтр, пересчитывающий оценку вектора состояния в итерационном процессе любое желаемое число раз с учетом линеаризации функций Φ и S в окрестностях точек $\hat{x}(k)$ и $\hat{x}(k+1, k)$, соответственно.

Наилучшая оценка $\hat{x}(k)$ на интервале наблюдения зависит от выбранного критерия качества. В расширенном фильтре Калмана наилучшая оценка $\hat{x}(k)$ на основе измерений $r(k)$ на интервале наблюдения (k_0, k) является оценкой максимизирующей апостериорную плотность вероятности $\omega(x(k)/r(k))$ по функции x .

Максимизация апостериорной плотности эквивалентна задаче минимизации функционала следующего вида

$$I = \frac{1}{2} \|\hat{x}(k_0) - \bar{x}_0\|^2 P_x(k_0) + \frac{1}{2} \sum_{k=k_0+1}^{k_f} \|r(k) - S[\hat{x}(k, k-1), k]\|^2 R_i^{-1}(k) + \sum_{k=k_0}^{k_f} \|W(k)\|^2 Q_i^{-1}(k)$$

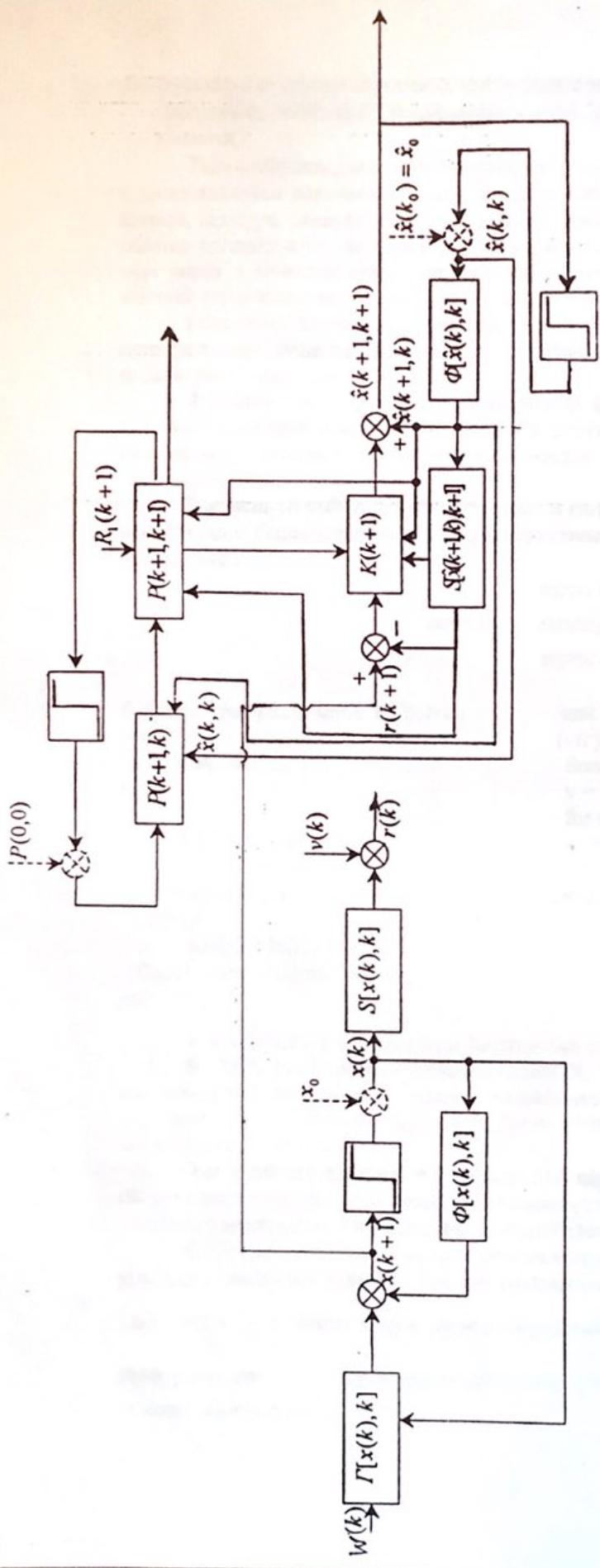
Фильтр, реализующий максимум апостериорной плотности вероятности (МАВ), является, в общем случае, дискретным фильтром, т.к. сама апостериорная плотность вероятности, на основе которой получены алгоритмы фильтрации, не существует при неограниченном стремлении к нулю шага дискретизации.

Моделирование случайных процессов

Функция-генератор `Random` генерирует вещественные случайные числа, распределенные с равномерной плотностью вероятности на интервале, и имеет следующие особенности:

- 1) В том случае, если вызов функции `Random` осуществляется без аргумента, то интервал распределения, возвращаемых случайной функцией значений, будет $0 \leq r < 1$. Если функция имеет параметр `N(Random(N))`, то интервал распределения случайных чисел – $0 \leq r < N$.

Структурная схема РДФК



- 2) Функция-генератор случайных чисел Random при последовательных запусках программы генерирует последовательность с одними и теми же случайными числами.

Таким образом, данный генератор не является оптимальным, поскольку результат является псевдослучайным. В связи с этим используется процедура Randomize, которую следует включать в начале программы. В процедуре Randomize обычно используется так называемый встроенный таймер для получения случайных чисел в качестве новой затравки при генерации последовательности, сбивающей эту последовательность на новое случайное число.

Генератор случайных чисел Random с равномерным распределением используется при создании генераторов случайных последовательностей с другими видами распределения.

Функция Гаусса (Gauss), использующая функцию-генератор Random, возвращает случайное вещественное число с нормальным законом распределения, имеющим характеристики: *mo* (математическое ожидание) и *sigma* (среднеквадратическое отклонение).

В курсовой работе ошибки измерений формируются с помощью стандартной функции Gauss с заданными характеристиками для каждого канала системы измерителей.

$$\begin{aligned} & \text{sigma } D \\ \text{mo} = 0 & , \quad \text{sigma } \beta \\ & \text{sigma } \varepsilon \end{aligned}$$

```
Function Gauss(mo, sigma: real): real;
var
  a, b, r, sq: real;
begin
  repeat
    a := 2 * Random - 1;
    b := 2 * Random - 1;
    r := sqr(a) + sqr(b);
  until (r<1);
  sq := sqrt(-2 * ln(r) / r);
  Gauss := mo + sigma * a * sq;
end;
```

```
float Gauss(float sig)
(int j;
float v;
v = 0;
for (j = 0; j < 12; j++)
  v += ((double) rand( ) / 32768 - 0.5);
v *= sig;
return v; }
```

В VAX / UNIX используется библиотека стандартных подпрограмм LSSP. В UNIX используется функция Gauss(IX, S, AM, V), где IX – целое нечетное девятизначное число, S – среднеквадратическое отклонение, AM – желаемое математическое ожидание, V – генерируемое случайное число с нормальным законом распределения.

Эта функция использует комбинацию случайных чисел, распределенных по равномерному закону с целью получения нормального распределения в соответствии с центральной предельной теоремой (теоремой Ляпунова):

Если имеется случайная последовательность чисел с одним и тем же законом распределения, одним и тем же математическим ожиданием и дисперсией

$\{x_k\}$, то $y = \sum_{k=1}^n x_k$ будет иметь закон распределения близкий к нормальному с параметрами: $m_y = m_x \cdot n$ – математическое ожидание, $\sqrt{m_x \cdot \sigma_x^2 \cdot n}$ – дисперсия, и тем ближе (кциальному), чем больше n .

2) Функция-генератор случайных чисел Random при последовательных запусках программы генерирует последовательность с одинаки и теми же случайными числами.

Таким образом, данный генератор не является оптимальным, поскольку результат является псевдослучайным. В связи с этим используется процедура Randomize, которую следует включить в начале программы. В процедуре Randomize обычно используется так называемый встроенный генератор для получения случайных чисел в качестве новой затравки при генерации последовательности, сбивающей эту последовательность на новое случайное число.

Генератор случайных чисел Random с равномерным распределением используется при создании генераторов случайных последовательностей с другими видами распределения.

Функция Гаусса (Gauss), использующая функцию-генератор Random, возвращает случайное вещественное число с нормальным законом распределения, имеющим характеристики: то (математическое ожидание) и sigma (среднеквадратическое отклонение).

В курсовой работе ошибки измерений формируются с помощью стандартной функции Gauss с заданными характеристиками для каждого канала системы измерителей.

```
float Gauss (float mo, float sigma) {  
    float a, b, r, Sq;  
    float v;  
    do {  
        a=2*rand()-1;  
        b=2*rand()-1;  
        r=sqrt(a*a+b*b);  
        if(r<1);  
        Sq=sqrt(2*log(1/r));  
        v=mo+sigma*a*Sq;  
    }  
    return v;  
}
```

```
sigma D  
mo = 0 , sigma β  
sigma ε
```

```
Function Gauss(mo, sigma: real); real;  
var  
    a, b, r, sq: real;  
begin  
repeat  
    a:= 2 * Random - 1;  
    b:= 2 * Random - 1;  
    r:= sqrt(a) + sqrt(b);  
until (r<1);  
sq := sqrt(-2 * ln(r) / r);  
Gauss := mo + sigma * a * sq;  
end.
```

В VAX / UNIX используется библиотека стандартных подпрограмм LSSP.

В UNIX используется функция Gauss(DX, S, AM, V), где DX – целое нечетное девятизначное число, S – среднеквадратическое отклонение, AM – желаемое математическое ожидание, V – генерируемое случайное число с нормальным законом распределения.

Эта функция использует комбинацию случайных чисел, распределенных по равномерному закону с целью получения нормального распределения в соответствии с центральной предельной теоремой (теоремой Лапласа):

Если имеется случайная последовательность чисел с одним и тем же законом распределения, одним и тем же математическим ожиданием и дисперсией (x_k), то $y = \sum_{k=1}^n x_k$ будет иметь закон распределения близкий к нормальному с параметрами: $\text{ппт}_y = \text{математическое ожидание}, \sqrt{\text{пдп}_x \cdot \sigma_x}$ – дисперсия, и тем ближе (к нормальному), чем больше п.