

# АДАПТИВНОЕ ОЦЕНИВАНИЕ ВЕКТОРА СОСТОЯНИЯ ЛИНЕЙНОЙ СТОХАСТИЧЕСКОЙ ДИНАМИЧЕСКОЙ СИСТЕМЫ ПО СОВОКУПНОСТИ НЕПРЕРЫВНЫХ И ДИСКРЕТНЫХ ИЗМЕРЕНИЙ

1. Постановка задачи. Система описывается уравнением

$$dx(t) = [f(\theta, t) + F(\theta, t)x(t)]dt + \Phi_1(\theta, t)d\omega_1(t), \quad (1)$$

где  $x(t)$  —  $n$ -мерный вектор состояния системы;  $f$  —  $n$ -мерная вектор-функция;  $F$  и  $\Phi_1$  — матрицы размерностей соответственно  $(n \times n)$  и  $(n \times r_1)$ ;  $\omega_1(t)$  — стандартный винеровский процесс [1]. Предполагается, что параметр  $\theta$  постоянный с возможными значениями из дискретного множества  $\Xi = \{\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_r\}$ , которые он может принимать с априорными вероятностями  $p_0(\theta_k) = P\{\theta = \theta_k\}$ ,  $0 \leq k \leq r$ . Предполагается также, что распределение значений вектора состояния  $x(t)$  системы (1) в начальный момент времени  $t_0$  не зависит от значения  $\theta$  и является нормальным с параметрами  $m_0$  и  $\Gamma_0$ .

Имеется два канала наблюдения за состоянием системы (1). Непрерывный канал описывается уравнением

$$dz(t) = H(t)x(t)dt + \Phi_2(t)d\omega_2(t), \quad (2)$$

где  $z(t)$  —  $k$ -мерный вектор непрерывных измерений;  $H$  и  $\Phi_2$  — матрицы размерностей соответственно  $(k \times n)$  и  $(k \times r_2)$ ;  $\omega_2(t)$  —  $r_2$ -мерный стандартный винеровский процесс, независимый от  $\omega_1(t)$ . В дискретном канале в моменты времени  $t_0, t_1, \dots, t_m, \dots$  измеряется последовательность  $\eta(t_m)$  в соответствии с уравнением

$$\eta(t_m) = G(t_m)x(t_m) + \Phi_3(t_m)\omega_3(t_m). \quad (3)$$

Здесь  $\eta(t_m)$  —  $q$ -мерный вектор дискретных измерений;  $G$  и  $\Phi_3$  — матрицы размерностей соответственно  $(q \times n)$  и  $(q \times r_3)$ ;  $\omega_3(t_m)$  — последовательность  $r_3$ -мерных гауссовых векторов, независимых от  $\omega_1(t)$  и  $\omega_2(t)$  с  $M\{\omega_3(t_m)\} = 0$  и  $M\{\omega_3(t_m)\omega_3^T(t_m)\} = I$  ( $M$  — знак операции математического ожидания,  $\tau$  — знак операции транспонирования,  $I$  — единичная матрица). Стохастические дифференциальные уравнения (1), (2), а также стохастические уравнения, которые будут получены в дальнейшем, понимаются в смысле Ито [1]. Предполагается, что матрицы  $R(t) = \Phi_2(t)\Phi_2^T(t)$  и  $N(t_m) = \Phi_3(t_m)\Phi_3^T(t_m)$  не вырождены для всех  $t \geq t_0$  и  $t_m \geq t_0$ .

**Задача фильтрации.** По совокупности непрерывных  $z_0^t = \{z(s); t_0 \leq s \leq t\}$  и дискретных  $\eta_0^m = \{\eta(t_0), \eta(t_1), \dots, \eta(t_m); t_0 \leq t_1 \leq \dots \leq t_m \leq t\}$  измерений найти функционал  $\hat{x}_t[z_0^t, \eta_0^m]$ , который бы определял оптимальную в среднеквадратическом смысле оценку  $m(t)$  вектора состояния  $x(t)$  системы (1) в момент времени  $t$ .

**Задача интерполяции.** По совокупности непрерывных  $z_0^t$  и дискретных  $\eta_0^m$  измерений найти функционал  $\hat{x}_\tau[z_0^t, \eta_0^m]$ , который бы определял оптимальную в среднеквадратическом смысле оценку  $m(\tau, t)$  вектора состояния  $x(\tau)$  системы (1) в момент времени  $\tau$ ,  $t_0 \leq \tau \leq t$ .

Одновременное наличие непрерывного (2) и дискретного (3) каналов наблюдений за системой (1) (например, летательный аппарат или

электромеханическое устройство) возникает в ситуации, когда вектор наблюдений  $z(t)$  формируется из показаний датчиков системы (1), а вектор наблюдений  $\eta(t_m)$  представляет собой совокупность измерений внешних источников (например, радиолокационные станции в случае летательного аппарата), работающих в импульсном режиме. По отношению к процессу  $x(t)$  задача нахождения оценок  $m(t)$  и  $m(\tau, t)$  является задачей оценивания в условиях неполной статистической информации, или, иначе, — задачей адаптивного оценивания [2]. Решение задачи фильтрации в случае полной информации об объекте определяется, как известно, уравнениями Калмана — Бьюси [3—5]. При наличии неизвестного параметра  $\theta$  и отсутствии дискретного канала наблюдений решение задачи фильтрации определяется адаптивным фильтром Калмана — Бьюси (например, [2]). При непрерывно-дискретных наблюдениях и полной информации об объекте задача фильтрации рассмотрена в [6], а задача прямой интерполяции (зависимость  $m(\tau, t)$  от  $t$  при фиксированном  $\tau$ ) — в [7]. В данной работе задача интерполяции решается также на основе прямых уравнений. При этом используется метод, позволяющий одновременно решить как задачу прямой интерполяции, так и задачу фильтрации.

**2. Основные результаты.** Утверждение 1. Оптимальная в среднеквадратическом смысле оценка фильтрации  $m(t)$  вектора состояния  $x(t)$  системы (1) определяется формулой

$$m(t) = \sum_{k=0}^r p_t(\theta_k) m(t|\theta_k), \quad (4)$$

где  $m(t|\theta_k)$  и апостериорные вероятности  $p_t(\theta_k) = P\{\theta = \theta_k | z_0^t, \eta_0^m\}$  значений параметра  $\theta$  определяются на полуинтервале  $t_m \leq t < t_{m+1}$  для всех  $\theta_k \in \Xi$  уравнениями:

$$d_t m(t|\theta_k) = [f(\theta_k, t) + F(\theta_k, t)m(t|\theta_k)]dt + \Gamma(t|\theta_k)H^T(t)R^{-1}(t)[dz(t) - H(t)m(t|\theta_k)dt]; \quad (5)$$

$$\frac{d\Gamma(t|\theta_k)}{dt} = F(\theta_k, t)\Gamma(t|\theta_k) + \Gamma(t|\theta_k)F^T(\theta_k, t) + Q(\theta_k, t) - \Gamma(t|\theta_k)H^T(t)R^{-1}(t)H(t)\Gamma(t|\theta_k); \quad Q = \Phi_1\Phi_1^T; \quad (6)$$

$$d_t p_t(\theta_k) = p_t(\theta_k) \left[ dz(t) - H(t) \sum_{\alpha=0}^r p_t(\theta_\alpha) m(t|\theta_\alpha) \right]^T \times \\ \times R^{-1}(t) H(t) \left[ m(t|\theta_k) - \sum_{\alpha=0}^r p_t(\theta_\alpha) m(t|\theta_\alpha) \right] \quad (7)$$

с начальными условиями

$$m(t_m|\theta_k) = m(t_m-0|\theta_k) + \Gamma(t_m-0|\theta_k)G^T(t_m)[N(t_m) + G(t_m)\Gamma(t_m-0|\theta_k)G^T(t_m)]^{-1}[\eta(t_m) - G(t_m)m(t_m-0|\theta_k)]; \quad (8)$$

$$\Gamma(t_m|\theta_k) = \Gamma(t_m-0|\theta_k) - \Gamma(t_m-0|\theta_k)G^T(t_m)[N(t_m) + G(t_m)\Gamma(t_m-0|\theta_k)G^T(t_m)]^{-1}G(t_m)\Gamma(t_m-0|\theta_k); \quad (9)$$

$$p_{t_m}(\theta_k) = \left[ \frac{|\Gamma(t_m|\theta_k)|}{|\Gamma(t_m-0|\theta_k)|} \right]^{1/2} \times \\ \times \frac{\exp\left\{\frac{1}{2} m^T(t_m|\theta_k) \Gamma^{-1}(t_m|\theta_k) m(t_m|\theta_k)\right\}}{\exp\left\{\frac{1}{2} m^T(t_m-0|\theta_k) \Gamma^{-1}(t_m-0|\theta_k) m(t_m-0|\theta_k)\right\}} p_{t_m-0}(\theta_k) \times$$

$$\begin{aligned} & \times \left[ \sum_{\alpha=0}^r p_{t_m-0}(\theta_\alpha) \left[ \frac{|\Gamma(t_m|\theta_\alpha)|}{|\Gamma(t_m-0|\theta_\alpha)|} \right]^{1/2} \times \right. \\ & \left. \exp \left\{ \frac{1}{2} m^T(t_m|\theta_\alpha) \Gamma^{-1}(t_m|\theta_\alpha) m(t_m|\theta_\alpha) \right\} \right]^{-1} \times \\ & \left. \exp \left\{ \frac{1}{2} m^T(t_m-0|\theta_\alpha) \Gamma^{-1}(t_m-0|\theta_\alpha) m(t_m-0|\theta_\alpha) \right\} \right]^{-1}. \end{aligned} \quad (10)$$

В формулах (8)–(10)  $|B|$  есть определитель матрицы  $B$ , а  
 $m(t_m-0|\theta_k) = \lim_{t \uparrow t_m} m(t|\theta_k)$ ,  $\Gamma(t_m-0|\theta_k) = \lim_{t \uparrow t_m} \Gamma(t|\theta_k)$ ,  
 $p_{t_m-0}(\theta_k) = \lim_{t \uparrow t_m} p_t(\theta_k)$ ,

т. е. являются решениями уравнений (5)–(7) на предыдущем полуинтервале  $t_{m-1} \leq t < t_m$ , вычисленными в точке  $t = t_m$ .

Утверждение 2. Оптимальная в среднеквадратическом смысле оценка интерполяции  $m(\tau, t)$  вектора состояния  $x(t)$  системы (1) определяется формулой

$$m(\tau, t) = \sum_{k=0}^r p_t(\theta_k), m(\tau, t|\theta_k), \quad (11)$$

где  $m(\tau, t|\theta_k)$  задаются на полуинтервале  $t_m \leq t < t_{m+1}$  для всех  $\theta_k \in \Xi$  уравнениями:

$$d_t m(\tau, t|\theta_k) = \Gamma_{12}^T(\tau, t|\theta_k) H^T(t) R^{-1}(t) [dz(t) - H(t) m(t|\theta_k) dt]; \quad (12)$$

$$\frac{d\Gamma_{12}(\tau, t|\theta_k)}{dt} = [F(\theta_k, t) - \Gamma(t|\theta_k) H^T(t) R^{-1}(t) H(t)] \Gamma_{12}(\tau, t|\theta_k); \quad (13)$$

$$\frac{d\Gamma_{22}(\tau, t|\theta_k)}{dt} = -\Gamma_{12}^T(\tau, t|\theta_k) H^T(t) R^{-1}(t) H(t) \Gamma_{12}(\tau, t|\theta_k) \quad (14)$$

с начальными условиями

$$\begin{aligned} m(\tau, t_m|\theta_k) &= m(\tau, t_m-0|\theta_k) + \Gamma_{12}^T(\tau, t_m-0|\theta_k) G^T(t_m) [N(t_m) + \\ &+ G(t_m) \Gamma(t_m-0|\theta_k) G^T(t_m)]^{-1} [\eta(t_m) - G(t_m) m(t_m-0|\theta_k)]; \end{aligned} \quad (15)$$

$$\begin{aligned} \Gamma_{12}(\tau, t_m|\theta_k) &= \Gamma_{12}(\tau, t_m-0|\theta_k) - \Gamma(t_m-0|\theta_k) G^T(t_m) [N(t_m) + \\ &+ G(t_m) \Gamma(t_m-0|\theta_k) G^T(t_m)]^{-1} G(t_m) \Gamma_{12}(\tau, t_m-0|\theta_k); \end{aligned} \quad (16)$$

$$\begin{aligned} \Gamma_{22}(\tau, t_m|\theta_k) &= \Gamma_{22}(\tau, t_m-0|\theta_k) - \Gamma_{12}^T(\tau, t_m-0|\theta_k) G^T(t_m) [N(t_m) + \\ &+ G(t_m) \Gamma(t_m-0|\theta_k) G^T(t_m)]^{-1} G(t_m) \Gamma_{12}(\tau, t_m-0|\theta_k). \end{aligned} \quad (17)$$

В формулах (15)–(17)

$$m(\tau, t_m-0|\theta_k) = \lim_{t \uparrow t_m} m(\tau, t|\theta_k);$$

$$\Gamma_{12}(\tau, t_m-0|\theta_k) = \lim_{t \uparrow t_m} \Gamma_{12}(\tau, t|\theta_k);$$

$$\Gamma_{22}(\tau, t_m-0|\theta_k) = \lim_{t \uparrow t_m} \Gamma_{22}(\tau, t|\theta_k),$$

т. е. являются решениями уравнений (12)–(14) на предыдущем полуинтервале  $t_{m-1} \leq t < t_m$ , вычисленными в точке  $t = t_m$ .

Замечание. Как можно видеть из (11) и (12), для вычисления  $m(\tau, t)$  не требуется знание  $\Gamma_{22}(\tau, t|\theta_k)$ . Но поскольку, как будет ясно из доказательства утверждений 1 и 2, условная (при фиксированных

реализациях  $z_0^t$  и  $\eta_0^m$ ) точность оценки  $m(\tau, t)$  определяется формулой

$$\text{tr} \left[ \sum_{k=0}^r p_t(\theta_k) \Gamma_{22}(\tau, t | \theta_k) \right]$$

( $\text{tr}[B]$  — след матрицы  $B$ ), то в формулировке утверждения 2 приведено уравнение для  $\Gamma_{22}(\tau, t | \theta_k)$ .

Доказательство утверждений 1 и 2. Так как оптимальной в среднеквадратическом смысле оценкой является апостериорное среднее [5], то

$$m(t) = \sum_{k=0}^r \int x_t p_t(x_t, \theta_k) dx_t; \quad m(\tau, t) = \sum_{k=0}^r \int x_\tau p_\tau^t(x_\tau, \theta_k) dx_\tau, \quad (18)$$

где  $p_t(x_t, \theta_k) = \partial P \{x(t) \leq x_t, \theta = \theta_k | z_0^t, \eta_0^m\} / \partial x_t$  и  $p_\tau^t(x_\tau, \theta_k) = \partial P \{x(\tau) \leq x_\tau, \theta = \theta_k | z_0^t, \eta_0^m\} / \partial x_\tau$ . Так как  $p_t(x_t, \theta_k) = p_t(\theta_k) p_t(x_t | \theta_k)$  ( $p_t(x_t | \theta_k) = \partial P \{x(t) \leq x_t | \theta = \theta_k, z_0^t, \eta_0^m\} / \partial x_t$ ), то из (18) следует формула (4) для  $m(t)$ , где

$$m(t | \theta_k) = \int x_t p_t(x_t | \theta_k) dx_t. \quad (19)$$

Если ввести совместную апостериорную плотность  $p_\tau^t(x_\tau, x_t, \theta_k) = \partial^2 P \{x(\tau) \leq x_\tau, x(t) \leq x_t, \theta = \theta_k | z_0^t, \eta_0^m\} / \partial x_\tau \partial x_t$ , то вместо (18) имеем выражения

$$m(t) = \sum_{k=0}^r \int \int x_t p_\tau^t(x_\tau, x_t, \theta_k) dx_\tau dx_t; \\ m(\tau, t) = \sum_{k=0}^r \int \int x_\tau p_\tau^t(x_\tau, x_t, \theta_k) dx_\tau dx_t. \quad (20)$$

Так как  $p_\tau^t(x_\tau, x_t, \theta_k) = p_t(\theta_k) p_\tau^t(x_\tau, x_t | \theta_k)$  ( $p_\tau^t(x_\tau, x_t | \theta_k) = \partial^2 P \{x(\tau) \leq x_\tau, x(t) \leq x_t | \theta = \theta_k, z_0^t, \eta_0^m\} / \partial x_\tau \partial x_t$ ), то из (20) для  $m(t | \theta_k)$  следует эквивалентная (19) формула

$$m(t | \theta_k) = \int \int x_t p_\tau^t(x_\tau, x_t | \theta_k) dx_\tau dx_t,$$

а для  $m(\tau, t)$  — формула (11), где

$$m(\tau, t | \theta_k) = \int \int x_\tau p_\tau^t(x_\tau, x_t | \theta_k) dx_\tau dx_t.$$

Пусть  $t_s < \tau \leq t_{s+1} \leq t_m \leq t < t_{m+1}$ . По постановке задачи параметр  $\theta$ , приняв какое-либо значение из множества  $\Xi$ , затем не меняет его, т. е. удовлетворяет уравнению  $d_t \theta = 0$ . Поэтому  $p_\tau^t(x_\tau, \theta_k)$  удовлетворяет на полуинтервале  $t_m \leq t < t_{m+1}$  уравнению [5]

$$d_t p_\tau^t(x_\tau, \theta_k) = p_\tau^t(x_\tau, \theta_k) [dz(t) - h(t) dt]^T R^{-1}(t) [h(\tau, t) - h(t)], \quad (21)$$

где

$$h(t) = H(t) \sum_{\alpha=0}^r p_t(\theta_\alpha) m(t | \theta_\alpha), \quad h(\tau, t) = H(t) \int x_t p_\tau^t(x_t | x_\tau, \theta_k) dx_t,$$

а

$$p_\tau^t(x_t | x_\tau, \theta_k) = \partial P \{x(t) \leq x_t | x(\tau) = x_\tau, \theta = \theta_k, z_\tau^t, \eta_{s+1}^m\} / \partial x_t$$

и на полуинтервале  $t_m \leq t < t_{m+1}$  удовлетворяет уравнению

$$d_t p_\tau^t(x_t | x_\tau, \theta_h) = L_{x_t} [p_\tau^t(x_t | x_\tau, \theta_h)] dt + p_\tau^t(x_t | x_\tau, \theta_h) [dz(t) - h(\tau, t) dt]^T R^{-1}(t) [H(t) x_t - h(\tau, t)]. \quad (22)$$

Оператор  $L_x[\cdot]$  определяется следующим образом ( $\varphi(x, \cdot)$  — некоторая скалярная функция):

$$L_x[\varphi(x, \cdot)] = - \sum_{i=1}^n \frac{\partial [f_i \varphi]}{\partial x_i} + \frac{1}{2} \sum_{i,j=1}^n \frac{\partial^2 [Q_{ij} \varphi]}{\partial x_i \partial x_j}, \quad f(x, \theta, t) = f(\theta, t) + F(\theta, t) x. \quad (23)$$

Стохастически дифференцируя по формуле Ито [1] выражение  $p_\tau^t(x_\tau, x_t, \theta_h) = p_\tau^t(x_\tau, \theta_h) p_\tau^t(x_t | x_\tau, \theta_h)$  с использованием уравнений (21), (22), получаем после некоторых преобразований при  $t_m \leq t < t_{m+1}$  уравнение

$$d_t p_\tau^t(x_\tau, x_t, \theta_h) = L_{x_t} [p_\tau^t(x_\tau, x_t, \theta_h)] dt + p_\tau^t(x_\tau, x_t, \theta_h) [dz(t) - h(t) dt]^T R^{-1}(t) [H(t) x_t - h(t)]. \quad (24)$$

Интегрирование (24) по  $x_\tau$  и  $x_t$  приводит к уравнению (7). Стохастически дифференцируя  $p_\tau^t(x_\tau, x_t | \theta_h) = p_\tau^t(x_\tau, x_t, \theta_h) / p_\tau^t(\theta_h)$  с использованием уравнений (24), (7), получаем при  $t_m \leq t < t_{m+1}$  уравнение

$$d_t p_\tau^t(x_\tau, x_t | \theta_h) = L_{x_t} [p_\tau^t(x_\tau, x_t | \theta_h)] dt + p_\tau^t(x_\tau, x_t | \theta_h) [dz(t) - H(t) m(t | \theta_h) dt]^T R^{-1}(t) H(t) [x_t - m(t | \theta_h)]. \quad (25)$$

В уравнениях (24), (25) оператор  $L_{x_t}$  действует по переменной  $x_t$  согласно формуле (23).

По формулам Байеса и условных вероятностей для  $p(x_\tau, x_t, \theta_h | z_0^{t_m}, \eta_0^m) = \partial^2 P \{x(\tau) \leq x_\tau, x(t_m) \leq x_t, \theta = \theta_h | z_0^{t_m}, \eta_0^m\} / \partial x_\tau \partial x_t$  получаем, что

$$p(x_\tau, x_t, \theta_h | z_0^{t_m}, \eta_0^m) = \frac{p(\eta(t_m) | x_\tau, x_t, \theta_h, z_0^{t_m}, \eta_0^{m-1}) p(x_\tau, x_t, \theta_h | z_0^{t_m}, \eta_0^{m-1})}{\sum_{\alpha=0}^r \int \int p(\eta(t_m) | y_\tau, y_t, \theta_\alpha, z_0^{t_m}, \eta_0^{m-1}) p(y_\tau, y_t, \theta_\alpha | z_0^{t_m}, \eta_0^{m-1}) dy_\tau dy_t}. \quad (26)$$

Так как

$$p(x_\tau, x_t, \theta_h | z_0^{t_m}, \eta_0^{m-1}) = \lim_{t \uparrow t_m} p_\tau^t(x_\tau, x_t, \theta_h) = p_\tau^{t_m-0}(x_\tau, x_t, \theta_h),$$

$$a \quad p(\eta(t_m) | x_\tau, x_t, \theta_h, z_0^{t_m}, \eta_0^{m-1}) = [2\pi | N(t_m) | ]^{-1/2} \times \exp \left\{ -\frac{1}{2} [\eta(t_m) - G(t_m) x_t]^T N^{-1}(t_m) [\eta(t_m) - G(t_m) x_t] \right\},$$

то, подставляя последнее соотношение в (26), получаем, что начальное условие для уравнения (24) имеет вид

$$p_\tau^{t_m}(x_\tau, x_t, \theta_h) = [c(\eta(t_m), x_t, \theta_h) / c(\eta(t_m))] p_\tau^{t_m-0}(x_\tau, x_t, \theta_h). \quad (27)$$

Здесь

$$c(\eta(t_m), x_t, \theta_h) = \exp \{ -0,5 [\eta(t_m) - G(t_m) x_t]^T N^{-1}(t_m) \times [\eta(t_m) - G(t_m) x_t] \};$$

$$c(\eta(t_m)) = \sum_{\alpha=0}^r p_{t_m-0}(\theta_\alpha) c(\eta(t_m), \theta_\alpha), \quad c(\eta(t_m), \theta_h) = \int c(\eta(t_m), x_t, \theta_h) p_{t_m-0}(x_t | \theta_h) dx_t.$$

В (28)  $p_{t_m-0}(x_t | \theta_k) = \lim_{t \uparrow t_m} p_t(x_t | \theta_k)$  ( $p_t(x_t | \theta_k) = \partial P \{x(t) \leq x_t | \theta = \theta_k,$

$z_0^t, \eta_0^m | \partial x_t$ ) и удовлетворяет на полуинтервале  $t_m \leq t < t_{m+1}$  уравнению

$$d_t p_t(x_t | \theta_k) = L_{x_t} [p_t(x_t | \theta_k)] dt + p_t(x_t | \theta_k) [dz(t) - H(t) m(t | \theta_k) dt]^T R^{-1}(t) H(t) [x_t - m(t | \theta_k)], \quad (29)$$

которое получается, если проинтегрировать (25) по  $x_\tau$ . Интегрируя (27) по  $x_\tau$  и  $x_t$ , определяем начальное условие для уравнения (7)

$$p_{t_m}(\theta_k) = [c(\eta(t_m), \theta_k) / c(\eta(t_m))] p_{t_m-0}(\theta_k). \quad (30)$$

Из (27) и (30) получаем начальное условие для уравнения (25)

$$p_\tau^{t_m}(x_\tau, x_t | \theta_k) = [c(\eta(t_m), x_t, \theta_k) / c(\eta(t_m), \theta_k)] p_\tau^{t_m-0}(x_\tau, x_t | \theta_k). \quad (31)$$

Аналогично интегрирование (31) по  $x_\tau$  дает начальное условие для уравнения (29):

$$p_{t_m}(x_t | \theta_k) = [c(\eta(t_m), x_t, \theta_k) / c(\eta(t_m), \theta_k)] p_{t_m-0}(x_t | \theta_k). \quad (32)$$

В (27), (31) и (32)  $p_\tau^{t_m-0}(x_\tau, x_t, \theta_k)$ ,  $p_\tau^{t_m-0}(x_\tau, x_t | \theta_k)$  и  $p_{t_m-0}(x_t | \theta_k)$  являются решениями соответственно уравнений (24), (25) и (29) на предыдущем полуинтервале  $t_{m-1} \leq t < t_m$ , вычисленными в точке  $t = t_m$ .

В дальнейшем через  $N\{a; b\}$  будем обозначать нормальное распределение с параметрами  $a$  и  $b$ . Условия п. 1 данной работы обеспечивают на полуинтервале  $t_m \leq t < t_{m+1}$  для вероятности  $p_\tau^t(x_\tau, x_t | \theta_k)$ , удовлетворяющей уравнению (25), свойство [5]

$$p_\tau^t(x_\tau, x_t | \theta_k) = N\{\tilde{m}(\tau, t | \theta_k); \tilde{\Gamma}(\tau, t | \theta_k)\} = N\left\{\left[\frac{m(t | \theta_k)}{m(\tau, t | \theta_k)}\right]; \left[\frac{\Gamma(t | \theta_k)}{\Gamma_{12}^T(\tau, t | \theta_k)} \middle| \frac{\Gamma_{12}(\tau, t | \theta_k)}{\Gamma_{22}(\tau, t | \theta_k)}\right]\right\},$$

если

$$p_\tau^{t_m}(x_\tau, x_t | \theta_k) = N\{\tilde{m}(\tau, t_m | \theta_k); \tilde{\Gamma}(\tau, t_m | \theta_k)\}, \quad (33)$$

причем параметры этого распределения будут определяться уравнениями (5), (6), (12)–(14). Эти уравнения могут быть получены, например, по методу семинвариантной функции для  $p_\tau^t(x_\tau, x_t | \theta_k)$ , как и в работе [8]. Аналогично для  $t_m \leq t < t_{m+1}$

$$p_t(x_t | \theta_k) = N\{m(t | \theta_k); \Gamma(t | \theta_k)\}, \quad (34)$$

если

$$p_{t_m}(x_t | \theta_k) = N\{m(t_m | \theta_k); \Gamma(t_m | \theta_k)\}. \quad (35)$$

Пусть

$$p_\tau^{t_m-0}(x_\tau, x_t | \theta_k) = N\{\tilde{m}(\tau, t_m - 0 | \theta_k); \tilde{\Gamma}(\tau, t_m - 0 | \theta_k)\}. \quad (36)$$

Тогда

$$c(\eta(t_m), x_t, \theta_k) p_\tau^{t_m-0}(x_\tau, x_t | \theta_k) = [(2\pi)^{2n} |\tilde{\Gamma}(\tau, t_m - 0 | \theta_k)|]^{-1/2} \times \\ \times \exp\left\{-\frac{1}{2} [\tilde{\eta}(t_m) - \tilde{G}(t_m) \tilde{x}_t]^T \tilde{N}(t_m) [\tilde{\eta}(t_m) - \tilde{G}(t_m) \tilde{x}_t]\right\} \times \\ \times \exp\left\{-\frac{1}{2} [\xi - \tilde{m}(\tau, t_m - 0 | \theta_k)]^T \tilde{\Gamma}^{-1}(\tau, t_m - 0 | \theta_k) [\xi - \tilde{m}(\tau, t_m - 0 | \theta_k)]\right\}, \quad (37)$$

где

$$\tilde{\eta} = \begin{bmatrix} \eta \\ 0 \end{bmatrix}, \quad \tilde{x}_t = \begin{bmatrix} x_t \\ 0 \end{bmatrix}, \quad \xi = \begin{bmatrix} x_t \\ x_\tau \end{bmatrix}, \quad \tilde{G} = \begin{bmatrix} G & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad \tilde{N} = \begin{bmatrix} N^{-1} & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}.$$

Записывая в (37) произведение экспонент в виде одной экспоненты и дополняя ее показатель до полного квадрата, получаем после ряда алгебраических преобразований, что

$$c(\eta(t_m), x_t, \theta_k) p_\tau^{t_m-0}(x_\tau, x_t | \theta_k) = C(\cdot) N\{\tilde{m}(\tau, t_m | \theta_k); \tilde{\Gamma}(\tau, t_m | \theta_k)\}, \quad (38)$$

где  $C(\cdot)$  — члены, не зависящие от переменных  $x_t$  и  $x_\tau$ . Аналогичным образом, предполагая, что

$$p_{t_m-0}(x_t | \theta_k) = N\{m(t_m-0 | \theta_k); \Gamma(t_m-0 | \theta_k)\}, \quad (39)$$

можно получить

$$c(\eta(t_m), x_t, \theta_k) p_{t_m-0}(x_t | \theta_k) = C_1(\cdot) N\{m(t_m | \theta_k); \Gamma(t_m | \theta_k)\}, \quad (40)$$

где

$$C_1(\cdot) = \left[ \frac{|\Gamma(t_m | \theta_k)|}{|\Gamma(t_m-0 | \theta_k)|} \right]^{1/2} \times \\ \times \frac{\exp\left\{\frac{1}{2} m^\tau(t_m | \theta_k) \Gamma^{-1}(t_m | \theta_k) m(t_m | \theta_k)\right\}}{\exp\left\{\frac{1}{2} m^\tau(t_m-0 | \theta_k) \Gamma^{-1}(t_m-0 | \theta_k) m(t_m-0 | \theta_k)\right\}}. \quad (41)$$

При этом оказывается, что параметры нормального распределения в (38) определяются формулами

$$\tilde{m}(\tau, t_m | \theta_k) = \tilde{\Gamma}(\tau, t_m | \theta_k) [\tilde{G}^\tau(t_m) \tilde{N}(t_m) \tilde{\eta}(t_m) + \tilde{\Gamma}^{-1}(\tau, t_m - \\ - 0 | \theta_k) \tilde{m}(\tau, t_m-0 | \theta_k)]; \quad \tilde{\Gamma}(\tau, t_m | \theta_k) = [\tilde{\Gamma}^{-1}(\tau, t_m-0 | \theta_k) + \\ + \tilde{G}^\tau(t_m) \tilde{N}(t_m) \tilde{G}(t_m)]^{-1}. \quad (42)$$

Пользуясь формулами матричных преобразований из [9, с. 109] в предположении, что все встречающиеся при этом обратные матрицы существуют, можно привести уравнения (42) к виду (8), (9), (15)–(17). Использование (40), (41), (28) в (30) приводит к формуле (10). Подстановка (40) в (32) дает, что (35) справедливо, если справедливо предположение (39). Предположение (39) доказывается как утверждение по методу математической индукции с учетом того, что по постановке задачи  $p_t(x_t | \theta_k)|_{t=t_0} = N\{m_0; \Gamma_0\}$  для любого  $\theta_k \in \Xi$ . Наконец, подстановка (38) в (31) дает, что (33) справедливо, если справедливо предположение (36). Предположение (36) доказывается как утверждение по методу математической индукции с учетом  $p_\tau^t(x_\tau, x_t | \theta_k)|_{t=\tau} = p_t(x_t | \theta_k)|_{t=\tau}$  и свойства (34). Этим завершается доказательство утверждений.

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Гихман И. И., Скороход А. В. Введение в теорию случайных процессов. М., «Наука», 1965.
2. Lainiotis D. G. Optimal adaptive estimation: structure and parameter adaptation.— "IEEE Trans. on Automatic Control", 1971, vol. AC-16, N 2, p. 160–170.
3. Калман Р. Е., Бьюси Р. С. Новые результаты в линейной фильтрации и теории предсказания.— «Техническая механика, сер. Д», 1961, т. 83, с. 123–141.

4. Липцер Р. Ш. Об экстраполяции и фильтрации некоторых марковских процессов.— «Кибернетика», 1968, № 3, с. 63—70.
5. Липцер Р. Ш., Ширяев А. Н. Статистика случайных процессов. М., «Наука», 1974.
6. Кицул П. И. Нелинейная фильтрация по совокупности непрерывных и дискретных наблюдений.— В кн.: Адаптация, самоорганизация. (Доклады Второго всесоюзного совещания по статистическим методам теории управления.) М., «Наука», 1970, с. 52—57.
7. Кицул П. И. К решению одной задачи эффективной последовательной интерполяции.— «Автоматика и телемеханика», 1974, № 12, с. 89—95.
8. Демин Н. С. О прямых уравнениях интерполяции для векторов состояний динамических систем.— В кн.: Третье всесоюзное совещание по статистическим методам в процессах управления. (Тезисы докладов.) М., изд. Института проблем управления, 1973, с. 65—67.
9. Аоки М. Оптимизация стохастических систем. М., «Наука», 1971.

*Поступила в редакцию 11 июня 1976 г.;  
окончательный вариант — 10 июня 1977 г.*

УДК 621.391.828

**И. М. ВИШЕНЧУК, А. В. ГУПАЛО, В. В. ТРОЦЕНКО**

(Львов)

### ПОМЕХОУСТОЙЧИВОСТЬ НЕКОТОРЫХ АЛГОРИТМОВ ОЦЕНКИ НАКЛОНА ЛИНЕЙНОГО ТРЕНДА

При испытаниях систем автоматического контроля иногда возникает задача оценки наклона линейного тренда, содержащегося в выходном сигнале. Предположим, что процесс на выходе системы имеет вид

$$x(t) = c + st + n(t). \quad (1)$$

Здесь  $c$ ,  $s$  — параметры линейного тренда;  $n(t)$  — помеха некоторого вида. Процесс (1) наблюдается на интервале времени  $|t| \leq T/2$ . Необходимо разработать алгоритм вычисления оценки  $\hat{s}$  наклона, ориентированный на борьбу с помехами.

В [1] описаны два метода исключения линейного тренда в результатах наблюдений. Непосредственное заимствование полученных результатов затрудняется тем, что в работе не указаны границы применения методов и не проведено их сравнение. Кроме того, параметры метода среднего наклона выбраны без пояснений: По этим причинам в данной статье проводится анализ поставленной задачи в терминах метода весовых функций, позволяющего довести сравнение до частотных характеристик.

Представим обработку сигнала на вычислителе как

$$\hat{s} = \int_{-\infty}^{+\infty} g(t) x(t) dt, \quad (2)$$

где  $g(t)$  — весовая функция, отличная от нуля на интервале (или части интервала) наблюдения  $|t| \leq T/2$ . Рассмотрим два вида весовых функций.

1. Кусочно-постоянная весовая функция

$$g(t) = g_1(t) = \begin{cases} 4 \operatorname{sign}(t)/(T^2(1 - \alpha^2)) & \text{при } \alpha T/2 \leq |t| \leq T/2; \\ \text{иначе } 0. \end{cases} \quad (3)$$