

Новые алгоритмы фильтрации в стохастических системах диффузионно-скачкообразного типа*

Рыбаков К.А.

Московский авиационный институт

rkoffice@mail.ru

В докладе рассматривается задача фильтрации в стохастических системах диффузионно-скачкообразного типа. Предполагается, что система описывается двумя уравнениями Ито:

$$\begin{aligned}dX(t) &= f(t, X(t))dt + \sigma(t, X(t))dW(t) + dQ(t), & X(t_0) &= X_0, \\dY(t) &= c(t, X(t))dt + \zeta(t)dV(t), & Y(t_0) &= 0,\end{aligned}$$

где $X \in \mathbb{R}^n$ – вектор состояния объекта наблюдения; $Y \in \mathbb{R}^m$ – вектор измерений; $t \in T = [t_0, t_1]$; $W(t)$ и $V(t)$ – независимые стандартные винеровские процессы размерностей s и d соответственно; $f(t, x)$, $\sigma(t, x)$, $c(t, x)$, $\zeta(t)$ – заданные функции; $Q(t)$ – общий пуассоновский процесс, задаваемый интенсивностью $\lambda(t, x)$ и условной плотностью вероятности $\eta(t, x | \xi)$, которая характеризует распределение $X(\tau_k)$ при условии $X(\tau_k - 0) = \xi$ в момент времени $t = \tau_k$ разрыва траектории случайного процесса $X(t)$. Начальное состояние X_0 задается плотностью вероятности $\varphi_0(x)$.

Решение задачи фильтрации будем понимать как нахождение ненормированной апостериорной плотности вероятности $\varphi(t, x | Y_0^t)$ вектора состояния X объекта наблюдения при фиксированных измерениях $Y_0^t = \{Y(\tau), \tau \in [t_0, t]\}$, удовлетворяющей уравнению Дункана – Мортенсена – Закаи [1, 2], которое можно представить в виде [3]:

$$\begin{aligned}\frac{\partial \varphi(t, x | Y_0^t)}{\partial t} &= \mathcal{A}\varphi(t, x | Y_0^t) - \lambda(t, x)\varphi(t, x | Y_0^t) + \int_{\mathbb{R}^n} \lambda(t, \xi)\eta(t, x | \xi)\varphi(t, \xi | Y_0^t)d\xi - \\ &- \mu^-(t, x, Y(t))\varphi(t, x | Y_0^t) + \mu^+(t, x, Y(t))\varphi(t, x | Y_0^t), \quad \varphi(t, x | Y_0^t)|_{t=t_0} = \varphi_0(x),\end{aligned}$$

где

$$\mathcal{A}\varphi(t, x | Y_0^t) = -\nabla^T(f(t, x)\varphi(t, x | Y_0^t)) + \frac{1}{2} \text{tr}(\nabla \nabla^T(\sigma(t, x)\sigma^T(t, x)\varphi(t, x | Y_0^t))),$$

*Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ (проект № 12-08-00892-а). Математическая теория управления и механика. Международная конференция, Суздаль, 3–7 июля 2015 г.: Тез. докл. – М.: МИАН, 2015. – С. 114–115.

$$\mu^-(t, x, y) = \begin{cases} -\mu(t, x, y), & \mu(t, x, y) < 0, \\ 0, & \mu(t, x, y) \geq 0, \end{cases} \quad \mu^+(t, x, y) = \begin{cases} \mu(t, x, y), & \mu(t, x, y) > 0, \\ 0, & \mu(t, x, y) \leq 0, \end{cases}$$

$$\mu(t, x, Y(t)) = c^T(t, x) (\zeta(t) \zeta^T(t))^{-1} \left(\frac{dY(t)}{dt} - \frac{c(t, x)}{2} \right).$$

Зная ненормированную апостериорную плотность вероятности $\varphi(t, x | Y_0^t)$, нетрудно получить оценку $\hat{X}(t)$ траектории случайного процесса $X(t)$ по результатам измерений Y_0^t . Например, оценка

$$\hat{X}(t) = \frac{\int_{\mathbb{R}^n} x \varphi(t, x | Y_0^t) dx}{\int_{\mathbb{R}^n} \varphi(t, x | Y_0^t) dx}$$

обладает свойством несмещенности и гарантирует минимум среднеквадратической ошибки оценивания.

Предлагаемые алгоритмы решения задачи фильтрации базируются на моделировании ансамбля траекторий специального случайного процесса $X(t)$ по коэффициентам сноса $f(t, x)$ и диффузии $\sigma(t, x)$, интенсивности $\lambda(t) = \lambda(t, X(t))$ появления разрывов и распределению величины приращения при разрыве согласно $\eta(t, x | \xi)$ с учетом того, что эти траектории обрываются или разветвляются с интенсивностями

$$\mu^-(t) = \mu^-(t, X(t), Y(t)) \quad \text{и} \quad \mu^+(t) = \mu^+(t, X(t), Y(t))$$

соответственно. При этом используются известные методы численного решения стохастических дифференциальных уравнений и методы моделирования неоднородных пуассоновских потоков событий. По полученному в результате моделирования ансамблю траекторий можно оценить как апостериорную плотность вероятности $\varphi(t, x | Y_0^t)$, так и найти оценку $\hat{X}(t)$.

В качестве альтернативы моделированию траекторий специального случайного процесса с обрывами и ветвлениями можно «имитировать» обрывы и ветвления, моделируя наряду с каждой траекторией $X(t)$ дополнительную траекторию – весовой коэффициент. Изменение весового коэффициента осуществляется на основе тех же интенсивностей $\mu^-(t)$ и $\mu^+(t)$, которые определены выше, весовым коэффициентом косвенно управляет случайный процесс $Y(t)$.

Ранее алгоритмы фильтрации, в основе которых лежит моделирование траекторий специального случайного процесса с обрывами и ветвлениями, были сформированы для более простых стохастических систем диффузионного типа [4], т.е. без разрывов траекторий случайного процесса $X(t)$, а потом адаптированы для решения задачи прогнозирования [5].

Список литературы

- [1] Параев Ю.И. Введение в статистическую динамику процессов управления и фильтрации. – М.: Советское радио, 1976.
- [2] Сеницын И.Н. Фильтры Калмана и Пугачева. – М.: Логос, 2007.
- [3] Рыбаков К.А. Приближенный метод фильтрации сигналов в стохастических системах диффузионно-скачкообразного типа // Научный вестник МГТУ ГА. – 2014, № 207. – С. 54–60.
- [4] Рыбаков К.А. Сведение задачи нелинейной фильтрации к задаче анализа стохастических систем с обрывами и ветвлениями траекторий // Дифференциальные уравнения и процессы управления. – 2012, № 3. – С. 91–110.
- [5] Рыбаков К.А. Алгоритмы прогнозирования состояний в стохастических дифференциальных системах на основе моделирования специального ветвящегося процесса // Дифференциальные уравнения и процессы управления. – 2015, № 1. – С. 25–38.