

# СТАТИСТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ПРОСТРАНСТВЕННО РАСПРЕДЕЛЁННОЙ ВРЕМЕННОЙ СИСТЕМЫ

Лапко А.В., Лапко В.А.

Институт вычислительного моделирования СО РАН, Россия, lapko@icm.krasn.ru

Исследуется пространственно распределённый временной процесс

$$y(x(t), z) = \psi_z(y(t-1), x(t), z), \quad (1)$$

динамика выходной переменной  $y(x(t), z) \in R^1$  которого в точке с координатами  $z \in R^2$  в момент времени  $t$  определяется её предыдущим значением  $y(t-1)$  и значениями факторов  $x(t) \in R^k$ .

Вид преобразования  $\psi_z(\cdot)$ , зависящего от пространственных координат  $z$ , априори неизвестен.

Исходную информацию составляют статистические данные  $V_j = (x(t), y(t), t = \overline{1, n_j})$ ,  $j = \overline{1, n}$  о временной динамике процесса (1) в  $n$  точках пространственных координат  $z^j, j = \overline{1, n}$ .

Подобные условия часто встречаются, например, при моделировании экологических, медико-биологических систем и развитии сельскохозяйственных культур.

С позиций принципов коллективного оценивания и методов непараметрической статистики предлагается «обход» проблемы математического моделирования однородных и неоднородных пространственно распределённых временных процессов.

**Непараметрические модели однородных процессов.** Идея разработанного подхода состоит в построении статистических моделей временных процессов

$$y(x(t), z^j) = \psi(y(t-1), x(t), z^j) = \varphi_j(y(t-1), x(t)), \quad j = \overline{1, n}, \quad (2)$$

соответствующих пространственным координатам  $z^j, j = \overline{1, n}$  наблюдения за процессом (1) и последующей их интеграцией в единой решающей функции с помощью непараметрической оценки условного математического ожидания.

Для восстановления временных зависимостей (2) предлагается использовать методику синтеза непараметрических моделей коллективного типа, обеспечивающих наиболее полный учёт информации обучающих выборок  $V_j$  на основе сочетания преимуществ параметрических и локальных аппроксимаций [1].

Поставим в соответствие каждому наблюдению  $(x^t = x(t), y^t = y(t)) \in V_j$  подвыборку  $V_j(\tau) = (x^t, y^t, t = \overline{\tau+1, n_j})$  и линейный полином  $\bar{\varphi}_j^\tau(y(t-1), x(t), \alpha_j^\tau)$ , параметры которого удовлетворяют условиям

$$y^\tau = \bar{\varphi}_j^\tau(y(\tau-1), x(\tau), \alpha_j^\tau),$$

$$\bar{\alpha}_j^\tau = \arg \min_{\alpha_j^\tau} (n_j - \tau)^{-1} \sum_{i=\tau+1}^{n_j} (y^i - \bar{\varphi}_j^\tau(y^{i-1}, x^i, \alpha_j^\tau))^2.$$

Функции  $\bar{\varphi}_j^\tau(y(t-1), x(t), \bar{\alpha}_j^\tau)$  проходят через опорные точки  $(y^{\tau-1}, x^\tau, y^\tau)$  и близки в среднеквадратическом к элементам выборки  $V_j(\tau), \tau = \overline{1, n_j - k}$ .

На основе полученной системы опорных функций  $\bar{\varphi}_j^\tau(y(t-1), x(t), \bar{\alpha}_j^\tau)$ ,  $\tau = \overline{1, n_j - k}$  построим приближение зависимости

$$y(x(t), z^j) = \varphi_j(y(t-1), x(t))$$

в виде непараметрической модели коллективного типа

$$\bar{y}_j = \bar{\varphi}_j(y(t-1), x(t)) = \sum_{i=1}^{n_j - k} \bar{\varphi}_j^i(y(t-1), x(t), \bar{\alpha}_j^i) \beta_i(y(t-1), x(t)), \quad j = \overline{1, n}, \quad (3)$$

где

$$\beta_i(y(t-1), x(t)) = \frac{\Phi\left(\frac{y(t-1) - y^i}{c_o}\right) \prod_{v=1}^k \Phi\left(\frac{x_v(t) - x_v^i}{c_v}\right)}{\sum_{i=1}^{n_j - k} \Phi\left(\frac{y(t-1) - y^i}{c_o}\right) \prod_{v=1}^k \Phi\left(\frac{x_v(t) - x_v^i}{c_v}\right)};$$

$\Phi(\cdot)$  - ядерные функции, удовлетворяющие условиям положительности, симметричности и нормированности [2].

Непараметрическая модель коллективного типа (3) характеризуется высоким уровнем помехозащищённости, что обеспечивается двойным сглаживанием при формировании системы упрощённых аппроксимаций  $\bar{\varphi}_j^\tau(\cdot)$ ,  $\tau = \overline{1, n_j - k}$  и путём их усреднения в соответствии с процедурой (3).

Оптимизация непараметрической модели (3) по параметрам размытости  $c_o = c \bar{\sigma}_{t-1}$ ,  $c_v = c \bar{\sigma}_v$  ( $\bar{\sigma}_{t-1}$ ,  $\bar{\sigma}_v$ ,  $v = \overline{1, k}$  - оценки среднеквадратических отклонений  $y(t-1)$  и  $x_v(t)$ ,  $v = \overline{1, k}$ ) осуществляется из условия минимума эмпирического критерия

$$\bar{W}_j(c) = \frac{1}{n_j} \sum_{i1=1}^{n_j} \left( y^{i1} - \bar{\varphi}_j(y(i1-1), x(i1)) \right)^2, \quad (4)$$

отражающего меру близости между экспериментальными данными  $y^{i1}$  и результатами их оценивания по модели (3).

Выбор параметров  $c$  осуществляется в режиме «скользящего экзамена»: ситуация  $(y^{i1-1}, x^{i1}, y^{i1})$ , представляемая на контроль, исключается из процесса обучения в процедуре (3), что выполняется при  $i \neq i1$ .

Для построения обобщённой статистической модели процесса (1) в однородных условиях воспользуемся оператором условного математического ожидания в пространстве  $z$ , непараметрическая оценка которого имеет вид

$$\bar{y}(x(t), z) = \bar{\psi}(y(t-1), x(t), z) = \frac{\sum_{j=1}^n \bar{\varphi}_j(y(t-1), x(t)) \beta^j(z, z^j)}{\sum_{j=1}^n \beta^j(z, z^j)}, \quad (5)$$

где

$$\beta^j(z, z^j) = \prod_{v=1}^2 \Phi\left(\frac{z_v - z_v^j}{c_v}\right) \quad (6)$$

- многомерная ядерная функция в пространстве  $z = (z_1, z_2)$ .

С целью повышения аппроксимационных свойств непараметрической модели (5) предлагается ввести в структуру ядерной функции (6) показатели эффективности  $\overline{\overline{W}}_j$ ,  $j = \overline{1, n}$  статистик (3), т.е.

$$\beta^j(z, z^j) = \prod_{v=1}^2 \Phi\left(\frac{z_v - z_v^j}{c_v}\right) \Phi\left(\frac{0 - \overline{\overline{W}}_j}{c}\right), \quad (7)$$

где, например,

$$\Phi\left(\frac{0 - \overline{\overline{W}}_j}{c}\right) = \begin{cases} 0, & \text{если } \overline{\overline{W}}_j > c \\ \frac{1}{2}, & \text{если } \overline{\overline{W}}_j \leq c. \end{cases}$$

Ядерная функция (7) позволяет компенсировать влияние «неудачных» моделей (3) в условиях  $(y(t-1), x(t), z)$ , тем самым повышается устойчивость и помехозащищённость процедуры формирования решений (5).

Оптимизация обобщенной модели однородного пространственно распределённого временного процесса (5) по параметрам размытости ядерных функций (6), (7) осуществляется из условия минимума статистического критерия

$$\overline{W}(c) = n^{-1} \sum_{j=1}^n n_j^{-1} \sum_{t=1}^{n_j} \left( \overline{\overline{\varphi}}_j(y(t-1), x(t)) - \overline{\psi}(y(t-1), x(t), z^j) \right)^2, \quad (8)$$

который определяет оценку среднеквадратической меры близости между частными моделями  $\overline{\overline{\varphi}}_j(\cdot)$  при различных условиях  $(y(t-1), x(t), z^j)$ ,  $t = \overline{1, n_j}$ ,  $j = \overline{1, n}$  и их непараметрическим коллективом  $\overline{\psi}(\cdot)$ .

**Непараметрические модели неоднородных процессов.** Полученные результаты обобщены на случай неоднородных пространственно распределённых временных систем. Предлагаемая модель имеет двухуровневую структуру.

На первом уровне структуры в соответствии с решающим правилом  $m(z)$  определяется принадлежность контрольной ситуации  $(y(t-1), x(t), z)$  к конкретной области однородности  $\Omega_\lambda$ ,  $\lambda = \overline{1, M}$  изучаемого процесса. На втором уровне на основе статистической модели типа (5) оценивается значение выходной переменной  $\overline{y}(y(t-1), x(t), z)$ . При построении каждой модели второго уровня используется вся исходная информация  $V_j = (x(t), y(t), t = \overline{1, n_j})$ ,  $j = \overline{1, n}$ . Однако её оптимизация осуществляется по части исходных данных, принадлежащих соответствующей области однородности изучаемого процесса.

Предлагаемый подход развивает результаты исследований, изложенных в работе [3].

### Литература

1. Лапко В.А. Непараметрические коллективы решающих правил. - Новосибирск: Наука, 2002 – 168 с.
2. Parzen E. On estimation of a probability density function and mode // Ann. Math. Statistic, 1962, Vol.33. – p. 1065-1076.
3. Лапко А.В., Лапко В.А. Непараметрические системы обработки неоднородной информации. – Новосибирск: Наука, 2007. - 197 с.