

## Последовательное оценивание двумерных плотности вероятности и функции регрессии

С.Ш.Бабаджанов

Пусть  $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$  независимые наблюдения над 2-мерным случайным вектором  $\xi^2$  с неизвестной плотностью вероятности  $f(x)$ ,  $x = (x_1, x_2) \in R_2$ , где  $R_2$  - двумерное Евклидовое пространство и  $\xi_k = (\xi_{k1}, \xi_{k2})$ ,  $1 \leq k \leq n$ . В качестве оценки для  $f(x)$  в точке  $x \in R_2$  рассмотрим статистику

$$f_n(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{n_i^2} k\left(\frac{x - \xi_i}{h_i}\right) \quad (1)$$

где  $h_n = n^{-\delta}$ ,  $\delta > 0$ ,  $k\left(\frac{x - \xi_i}{h_i}\right) = k\left(\frac{x_1 - \xi_{i1}}{h_i}, \frac{x_2 - \xi_{i2}}{h_i}\right)$ ,  $k(x)$ ,  $x = (x_1, x_2) \in R_2$

положительная функция. Изучены асимптотические свойства оценки (1) при  $n \rightarrow \infty$  и получены условия асимптотической несмещенности, слабой и сильной состоятельности, а также асимптотической нормальности оценки  $f_n(x)$ . Эти результаты можно использовать для оценки двумерной кривой регрессии.

Рассмотрим случайный вектор  $(\xi, \eta)$ ,  $\xi = (\xi_1, \xi_2) \in R_2$ ,  $\eta = (\eta_1, \eta_2) \in R_2$ . Обозначим через  $f(x)$ ,  $x = (x_1, x_2) \in R_2$  плотность вероятности случайного вектора  $\xi$ , через  $r_i(x) = M(\eta_i / \xi = x)$  функцию регрессии  $\eta_i$  на  $\xi$ ,  $i = 1, 2$ . Если  $\varphi(x_1, x_2, y_1, y_2)$  совместная плотность вероятности вектора  $(\xi_1, \psi_2, \eta_1, \eta_2)$ , то кривые регрессии  $r_i(x_1, x_2)$ ,  $i = 1, 2$  выражаются через плотности вероятности  $f(x_1, x_2)$  и  $\varphi(x_1, x_2, y_1, y_2)$  следующим образом:

$$r_i(x_1, x_2) = \frac{\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} y_i \varphi(x_1, x_2, y_1, y_2) dy_1 dy_2}{f(x_1, x_2)}, \quad i = 1, 2.$$

Пусть  $(\xi_{11}, \xi_{21}, \eta_{11}, \eta_{21}), (\xi_{12}, \xi_{22}, \eta_{12}, \eta_{22}), \dots, (\xi_{1n}, \xi_{2n}, \eta_{1n}, \eta_{2n})$  - независимы наблюдения над 4-мерным вектором  $(\xi_1, \xi_2, \eta_1, \eta_2)$ . В качестве оценки для  $r_i(x)$ ,  $i = 1, 2$ ,  $x = (x_1, x_2)$  рассмотрим статистику

$$\hat{r}_{in}(x) = \frac{\sum_{j=1}^n \left( \frac{1}{h_j^2} \cdot \eta_{ij} k \left( \frac{x - \xi_j}{h_j} \right) \right)}{f_n(x)}, \quad i=1,2, x=(x_1, x_2),$$

где  $f_n(x)$  определена в (1),  $h_n = n^{-\delta}$ ,  $\delta > 0$ ,  $k \left( \frac{x - \xi_j}{h_j} \right) = k \left( \frac{x_1 - \xi_{1j}}{h_j}, \frac{x_2 - \xi_{2j}}{h_j} \right)$ ,  
 $k(x)$  -положительная функция.

Получены условия, при которых  $M \hat{r}_{in}(x_1, x_2) \rightarrow r_i(x_1, x_2)$  и  
 $\hat{r}_{in}(x_1, x_2) \xrightarrow{p} r_i(x_1, x_2)$  при  $n \rightarrow \infty$ .