

# ОЦЕНИВАНИЕ ПРОИЗВОДНЫХ ФУНКЦИИ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ПО НЕПОЛНЫМ НАБЛЮДЕНИЯМ

К. С. Сагидуллаев

---

Национальный университет Узбекистана имени Мирзо Улугбека  
Ташкент, Узбекистан  
E-mail: khalmurza@mail.ru

В работе в модели случайного цензурирования справа установлены свойства равномерной строгой состоятельности ядерных оценок производных функции распределения.

*Ключевые слова:* случайное цензурирование, степенные оценки, ядерные оценки.

Пусть  $\{X_j, j \geq 1\}$  – последовательность независимых и одинаково распределённых (н.о.р.) случайных величин (с.в.) с функцией распределения (ф.р.)  $F$ . Пусть существуют непрерывные и ограниченные производные  $F^{(m)}(t) = d^m F(t)/dt^m$ ,  $m = 1, 2, \dots, r + 1$  и  $f = F^{(1)}$  – плотность. Рассмотрим случай, когда исходная последовательность с.в. подвергается случайному цензурированию справа другой независимой от неё последовательностью  $\{Y_j, j \geq 1\}$  – н.о.р.с.в. с ф.р.  $G$ . Наблюдению доступна выборка  $C^{(n)} = \{(Z_j, \delta_j), j = 1, \dots, n\}$ , где  $Z_j = \min(X_j, Y_j)$ ,  $\delta_j = I(X_j \leq Y_j)$  и  $I(A)$  – индикатор события  $A$ . В выборке  $C^{(n)}$ , представляющие интерес с.в.  $X_j$  наблюдаемы лишь при  $\delta_j = 1$ . Такая статистическая модель встречается в медико-биологических и инженерных испытаниях, в страховом деле, где  $X_j$  означают продолжительность жизни испытываемого на выживаемость объекта (индивидуума или технического устройства), а  $Y_j$  – время прекращения испытания по другим причинам. В такой практической ситуации задача заключается в оценивании по выборке  $C^{(n)}$  функциональных характеристик ф.р.  $F$  при мешающей ф.р.  $G$ . В данной работе рассмотрим задачу оценивания производных  $F^{(m)}$  по выборке  $C^{(n)}$ . Следует отметить, что в случае полной выборки (т.е. при  $P(Y_j = +\infty) = 1$  или  $G(t) \equiv 0$ ) такие задачи рассматривались авторами [3–5]. В специальной модели случайного цензурирования справа – модели пропорциональных интенсивностей, когда ф.р.  $G$  степенным образом выражается через ф.р.  $F$  оценки функций  $F^{(m)}$  были исследованы в работе [2]. В данной работе установлены свойство равномерной строгой состоятельности ядерных оценок производных  $F^{(m)}$ . Для построения ядерных оценок используем степенную оценку из [1]. Для введения этой оценки нам необходимы некоторые определения и обозначения. Далее предположим, что ф.р.  $G$  также является непрерывной. Легко видеть, что ф.р.  $H(t) = P(Z_j \leq t)$  имеет представление

$$H(t) = 1 - (1 - F(t))(1 - G(t)).$$

Определим субраспределения  $H^{(l)}(t) = P(Z_j \leq t, \delta_j = l)$ ,  $l = 0, 1$ . Тогда легко видеть, что  $H^{(0)}(t) + H^{(1)}(t) = H(t)$ ,  $t \in R$  и  $H^{(0)}(t) = \int_{-\infty}^t (1 - F(u)) dG(u)$ ,  $H^{(1)}(t) = \int_{-\infty}^t (1 - G(u)) dF(u)$ . Через

$\Lambda_F$ ,  $\Lambda_G$  и  $\Lambda_H$  обозначим интегральные функции интенсивности (и.ф.и.), соответствующие ф.р.  $F$ ,  $G$  и  $H$ , где

$$\begin{aligned}\Lambda_F(t) &= -\log(1-F(t)) = \int_{-\infty}^t \frac{dH^{(1)}(u)}{1-H(u)}, \\ \Lambda_G(t) &= -\log(1-G(t)) = \int_{-\infty}^t \frac{dH^{(0)}(u)}{1-H(u)}, \\ \Lambda_H(t) &= -\log(1-H(t)) = \Lambda_F(t) + \Lambda_G(t).\end{aligned}\tag{1}$$

Пусть

$$\begin{aligned}H_n^{(l)}(t) &= \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n I(Z_j \leq t, \delta_j = l), \quad l = 0, 1, \\ H_n(t) &= H_n^{(0)}(t) + H_n^{(1)}(t) = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n I(Z_j \leq t)\end{aligned}$$

– эмпирические оценки, соответствующие  $H^{(l)}(t)$ ,  $l = 0, 1$  и  $H(t)$ . Тогда естественными оценками и.ф.и. (1) соответственно являются

$$\begin{aligned}\Lambda_F^{(n)}(t) &= \int_{-\infty}^t \frac{dH_n^{(1)}(u)}{1-H_n(u)}, \quad \Lambda_G^{(n)} = \int_{-\infty}^t \frac{dH_n^{(0)}(u)}{1-H_n(u)}, \\ \Lambda_H^{(n)}(t) &= \Lambda_F^{(n)} + \Lambda_G^{(n)} = \int_{-\infty}^t \frac{dH_n(u)}{1-H_n(u)}.\end{aligned}$$

Автором [1] была предложена и исследована следующая степенная оценка для  $F$ :

$$F_n(t) = 1 - [1 - H_n(t)]^{R_n(t)} = \begin{cases} 0, & t < Z_{(1)}, \\ 1 - \left(\frac{n-k}{n}\right)^{R_n(t)}, & Z_{(k)} \leq t < Z_{(k+1)}, \quad k = 1, \dots, n-1, \\ 1, & t \geq Z_{(n)}, \end{cases}$$

где  $Z_{(1)} \leq \dots \leq Z_{(n)}$  – вариационный ряд, соответствующий наблюдениям  $\{Z_j, j = 1, \dots, n\}$  и  $R_n(t) = \Lambda_F^{(n)}(t) / \Lambda_H^{(n)}(t)$ .

Пусть  $K(t)$  – абсолютно непрерывная ф.р. (ядро) с плотностью  $k(t)$  и существуют непрерывные производные  $K^{(m)}(t) = d^m K(t) / dt^m$ ,  $m = 1, 2, \dots, r+1$ , где  $k = K^{(1)}$  и  $k^{(m-1)} = K^{(m)}$ . Введём также и последовательность «ширины окна»  $\{a_n, n \geq 1\}$ . Нами будут использованы условия:

(У1) При  $n \rightarrow \infty$   $a_n \downarrow 0$ ,  $na_n^{2m} \rightarrow \infty$  при каждом  $m = 1, \dots, r+1$ ;

(У2)  $\alpha = \int_{-\infty}^{\infty} |t| dK(t) < \infty$ ;

(У3) Функции  $\{K^{(m)}, m = 1, \dots, r+1\}$  непрерывны и имеют ограниченные вариации  $\{v_m = \text{Var}\{K^{(m)}\}, m = 1, \dots, r+1\}$ ;

(У4)  $\lambda_m = \int_{-\infty}^{\infty} |K^{(m)}(t)| dt < \infty$ ,  $m = 1, \dots, r+1$ .

Для производных  $F^{(m)}(t)$  рассмотрим следующие «усечённые» оценки ядерной структуры:

$$F_n^{(m)}(t) = \int_{-\infty}^{\infty} I(\tau_n \geq y) a_n^{-m} K^{(m)}\left(\frac{t-y}{a_n}\right) dF_n(y), \quad t \in R,\tag{2}$$

где  $\{\tau_n, n \geq 1\}$  – последовательность чисел, стремящихся к  $+\infty$  с определённой скоростью при  $n \rightarrow \infty$ .

Для исследования оценок (2) введём следующий вспомогательный функционал вида свёртки ф.р.  $K$  и  $F$ :

$$\tilde{F}_n(t) = \int_{-\infty}^{\infty} K\left(\frac{t-y}{a_n}\right) dF(y), \quad t \in R, \quad (3)$$

и его усечённый вариант

$$\tilde{F}_{n\tau_n}(t) = \int_{-\infty}^{\infty} I(\tau_n \geq y) K\left(\frac{t-y}{a_n}\right) dF(y), \quad t \in R. \quad (4)$$

Нетрудно заметить, что ввиду условия (У2), интегрированием по частям при  $n \rightarrow \infty$  имеем

$$\sup_{t \in R} |\tilde{F}_n(t) - F(t)| \leq \sup_{t \in R} \int_{-\infty}^{\infty} |F(t - a_n u) - F(t)| k(u) du \leq \alpha \sup_{t \in R} |f(t)| a_n = O(a_n). \quad (5)$$

Учитывая близость функций  $\tilde{F}_n$  и  $F$  в (5), в качестве промежуточных приближений для  $F^{(m)}$ ,  $m = 1, \dots, r+1$ , рассмотрим производные функций (3) и (4):

$$\tilde{F}_n^{(m)}(t) = \frac{d^m \tilde{F}_n(t)}{dt^m} = \int_{-\infty}^{\infty} a_n^{-m} K^{(m)}\left(\frac{t-y}{a_n}\right) dF(y), \quad (6)$$

$$\tilde{F}_{n\tau_n}^{(m)}(t) = \frac{d^m \tilde{F}_{n\tau_n}(t)}{dt^m} = \int_{-\infty}^{\infty} I(\tau_n \geq y) a_n^{-m} K^{(m)}\left(\frac{t-y}{a_n}\right) dF(y). \quad (7)$$

Следующий результат из [1] утверждает закон повторного логарифма (ЗПЛ) для оценки  $F_n$ .

**Теорема 1** ([1]). Пусть  $b^{-1}(\tau) = 1 - H(\tau) > 0$  для  $\tau < T_H = \inf\{t \in R: H(t) = 1\}$ . Тогда с вероятностью 1 при  $n \rightarrow \infty$

$$\sup_{t < \tau} |F_n(t) - F(t)| \leq C \cdot b^2(\tau) \cdot \left(\frac{\log \log n}{n}\right)^{1/2}. \quad (8)$$

Следующая теорема устанавливает свойство равномерной состоятельности оценки (2).

**Теорема 2.** Пусть выполнены условия (У1) – (У4), а последовательности  $\{a_n, n \geq 1\}$  и  $\{\tau_n, n \geq 1\}$  также удовлетворяют условиям

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left( a_n + \left(\frac{\log \log n}{n}\right)^{1/2} \frac{b^2(\tau_n)}{a_n^m} \right) = 0. \quad (9)$$

Тогда при  $m = 1, \dots, r+1$ ,

$$P\left(\limsup_{n \rightarrow \infty} \sup_{t < \tau_n} |F_n^{(m)}(t) - F^{(m)}(t)| = 0\right) = 1. \quad (10)$$

**Доказательство теоремы 2.** Справедливо неравенство при  $t \leq \tau_n$  и  $m = 1, \dots, r+1$ :

$$|F_n^{(m)}(t) - F^{(m)}(t)| \leq |F_n^{(m)}(t) - \tilde{F}_n^{(m)}(t)| +$$

$$+ |\tilde{F}_n^{(m)}(t) - F^{(m)}(t)| + \left| \int_{-\infty}^{\infty} I(y > \tau_n) a_n^{-m} K^{(m)}\left(\frac{t-y}{a_n}\right) dF(y) \right|. \quad (11)$$

Поскольку  $M \left[ a_n^{-m} K^{(m)}\left(\frac{t-X_j}{a_n}\right) \right] = \tilde{F}_n^{(m)}(t)$ , тогда согласно лемме 2.3 в [5] существует положительное постоянное  $C$ , независящее от  $a_n$  и для всех  $m = 1, \dots, r+1$ :

$$\sup_{t \in R} |\tilde{F}_n^{(m)}(t) - F^{(m)}(t)| \leq C \cdot a_n. \quad (12)$$

Кроме того, учитывая доказательство леммы 2.2 в [5] с учетом условия (У4) и интегрируя по частям получаем при  $m = 1, \dots, r+1$ :

$$\sup_{t \in R} \left| \int_{-\infty}^{\infty} I(y > \tau_n) a_n^{-m} K^{(m)}\left(\frac{t-y}{a_n}\right) dF(y) \right| \leq 2v_m (1 - F(\tau_n)) = 2\lambda_{m+1} (1 - F(\tau_n)). \quad (13)$$

Из (11) – (13) получаем оценку

$$\sup_{t \leq \tau_n} |F_n^{(m)}(t) - F^{(m)}(t)| \leq \sup_{t \leq \tau_n} |F_n^{(m)}(t) - \tilde{F}_{n\tau_n}^{(m)}(t)| + O(\max\{a_n, (1 - F(\tau_n))\}), \quad m = 1, \dots, r+1. \quad (14)$$

Первое слагаемое в правой части (14) оценим сперва интегрированием по частям, а затем применением ЗПЛ (8) следующими соотношениями:

$$\begin{aligned} \sup_{t \leq \tau_n} |F_n^{(m)}(t) - \tilde{F}_{n\tau_n}^{(m)}(t)| &= a_n^{-m} \sup_{t \leq \tau_n} \left| \int_{-\infty}^{\infty} I(\tau_n \geq y) \cdot K^{(m)}\left(\frac{t-y}{a_n}\right) d(F_n(y) - F(y)) \right| = \\ &= a_n^{-m} \cdot \sup_{t \leq \tau_n} \left| \left[ (F_n(y) - F(y)) K^{(m)}\left(\frac{t-y}{a_n}\right) \right]_{-\infty}^{\tau_n} - \int_{-\infty}^{\infty} (F_n(y) - F(y)) dK^{(m)}\left(\frac{t-y}{a_n}\right) \right| \leq \\ &\leq 2v_m a_n^{-m} \cdot \sup_{t \leq \tau_n} |F_n(t) - F(t)| = O\left(\frac{b^2(\tau) \left(\frac{\log \log n}{n}\right)^{1/2}}{a_n^m}\right) = o(1), \quad n \rightarrow \infty. \end{aligned} \quad (15)$$

Теперь с учётом условия (8) утверждение теоремы следует из соотношений (14) и (15).

## ЛИТЕРАТУРА

1. *Абдушукуров, А. А.* Статистика неполных наблюдений / А. А. Абдушукуров. Ташкент : Университет, 2009. 269 с.
2. *Абдушукуров, А. А.* Ядерное оценивание производных распределения в модели пропорциональных интенсивностей. / А. А. Абдушукуров, К. С. Сагидуллаев // Сб. «Статистические методы оценивания и проверки гипотез». Пермский госуниверситет. Пермь, 2013. Вып. 23. С. 4–10.
3. *Дмитриев, Ю. Г.* Непараметрическое оценивание функционалов по стационарным выборкам / Ю. Г. Дмитриев [и др.] // Томск : Изд-во ТГУ, 1974. С. 63–74.
4. *Alekseev, V. G.* Estimation of a probability density function and its derivatives / V. G. Alekseev // Математические заметки. 1972. Т. 12. № 5. С. 621–626.
5. *Schusler, E. F.* Estimation of a probability density function and its derivatives / E. F. Schusler // Ann. Math. Statist. 1969. V.40. № 4. P. 1187–1195.