

Об асимптотике эмпирических производящих функций моментов случайных величин

Пусть (Ω, \mathcal{F}, P) — вероятностное пространство, ξ — случайная величина (с. в.), (ξ_1, \dots, ξ_n) — выборка с. в. ξ . Производящей функцией моментов (п. ф. м.) с. в. ξ называется функция $f(t) = M \exp(t, \xi)$, $t \in \mathbb{R}$. В данной статье рассматриваются только с. в., для которых $f(t) < \infty$, $t \in \mathbb{R}$. В качестве оценки для f используется эмпирическая п. ф. м. (э. п. ф. м.) $f_n(t) = n^{-1} \sum_{k=1}^n \exp(t\xi_k)$, $t \in \mathbb{R}$.

При исследовании $f_n(t)$ нам понадобятся некоторые процессы. Случайный процесс $W(\vec{z})$, $\vec{z} \in \mathbb{R}^2$, $\vec{z} > \vec{0}$ называется винеровским, если 1) $W(\vec{z})$, $\vec{z} > \vec{0}$ — гауссовский процесс; 2) $M\vec{W}(z) = 0$, $MW(\vec{z}_1)W(\vec{z}_2) = \prod_{j=1}^2 \min(z_1^j, z_2^j)$, где $\vec{z}_k = (z_k^1, z_k^2)$; 3) процесс $W(\vec{z})$ выборочно непрерывен.

Процессом Кифера называют процесс $K(x, y) = W(x, y) - xW(1, y)$. Для функций $V: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ обозначим через $V^*(x) = \sup_{t \in \mathbb{R}} (tx - V(x))$ преобразование Юнга — Фенхеля.

Т е о р е м а. Пусть V — выпуклая, дифференцируемая, четная функция, монотонно возрастающая при $x > 0$. Если для $F(x) = P\{\xi < x\}$ выполняется неравенство

$$F(-x) + 1 - F(x) \leq C_1 \exp(-2V^*(x/\tau)) \quad \forall x > 0, \quad (1)$$

то существует вероятностное пространство $(\tilde{\Omega}, \tilde{\mathcal{F}}, \tilde{P})$, на котором можно определить последовательность $\{\tilde{f}_n(t)\}$ и процесс Кифера $K(x, y)$ так, что

$$\{\tilde{f}_n(t)\}_{n=1}^{\infty} \doteq \{f_n(t)\}_{n=1}^{\infty} \quad (2)$$

(знак \doteq означает равенство распределений случайных функций $\tilde{f}: N \times \mathbb{R} \times \tilde{\Omega} \rightarrow \mathbb{R}$ и $f: N \times \mathbb{R} \times \Omega \rightarrow \mathbb{R}$) и при некоторых $C_2, \varepsilon > 0$,

$$\sup_{t \in \mathbb{R}} \left| p(t) \left[n^{1/2} (\tilde{f}_n(t) - f(t)) - n^{-1/2} \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(tx) dK(F(x), n) \right] \right| \leq C_2 n^{-\varepsilon} \text{ п. н.}, \quad (3)$$

где $p(t) = \exp(-V(\sigma t))$, $\sigma > \tau$.

Для доказательства теоремы нам понадобятся четыре леммы.

Лемма 1 [1, 2]. Если $F_n(x) = n^{-1} \sum_{k=1}^n I_{\{\xi_k < x\}}$ — эмпирическая функ-

ция распределения ξ , $\beta_n(x) = n^{1/2}(F_n(x) - F(x))$, то на некотором вероятностном пространстве $(\tilde{\Omega}, \tilde{\mathcal{F}}, \mathbf{P})$ можно задать процессы $\tilde{\beta}_n(x)$ и $K(x, y)$ такие, что 1) $\{\tilde{\beta}_n(x)\}_1^\infty \doteq \{\beta_n(x)\}_1^\infty$; 2) $K(x, y)$ — процесс Кифера;

3) $\sup_{-\infty < x < +\infty} |\tilde{\beta}_n(x) - n^{-1/2}K(F(x), n)| = O(n^{-1/2} \ln^2 n)$ п. н.

Лемма 2. Если $0 < \gamma < 1/2$, то существует такая с. в. $C_4(\omega) < \infty$, что $|F_n(x) - F(x)| \leq C_4(\ln \ln n/n) F^\gamma(x) (1 - F(x))^\gamma$.

Доказательство. В силу закона повторного логарифма для эмпирических функций распределения [3] достаточно проверить, что функция $h_\gamma(x) = x^{-\gamma}(1-x)^{-\gamma}$ удовлетворяет следующим условиям: $x^{1/2}h_\gamma(x)$ монотонно возрастает на $(0, \delta]$, а $(1-x)^{1/2}h_\gamma(x)$ монотонно убывает на $[1-\delta, 1]$ для некоторого $0 < \delta < 1$, и $\int_0^1 h_\gamma(t)/\ln \ln(t(1-t))^{-1} dt < \infty$. Эти

условия, очевидно, выполнены.

Лемма 3 (равенство (1.15.1) в [4, с. 81]).

$$\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \sup_{0 < s < 1} |K(s, n) [4ns(1-s) \ln \ln(n/s(1-s))]^{-1/2}| = 1 \text{ п. н.}$$

Лемма 4. Если V — выпуклая, монотонно возрастающая при $x > 0$, дифференцируемая функция, то

$$\int_a^{+\infty} \exp(-\alpha V(x)) dx \leq C_5 \exp(-\alpha V(a))$$

при достаточно больших a .

Доказательство. Поскольку V — выпуклая, возрастающая функция, то существуют $a_0, C_6 > 0$ такие, что $\forall x > a_0 V'(x) > C_6$. Тогда при $a > a_0$

$$\int_a^{+\infty} \exp(-\alpha V(x)) dx \leq \int_a^{+\infty} C_6^{-1} V'(x) \exp(-\alpha V(x)) dx \leq (C_6 \alpha)^{-1} \exp(-\alpha V(a)).$$

Доказательство теоремы. Легко видеть, что $n^{1/2}(f_n(t) - f(t)) = \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(tx) d\tilde{\beta}_n(x)$. Рассмотрим последовательность $\{\tilde{\beta}_n(x)\}_1^\infty$, определен-

ную в лемме 1, и положим $\tilde{f}_n(t) = n^{-1/2} \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(tx) d\tilde{\beta}_n(x) + f(t)$. В силу

первого утверждения леммы 1 $\{\tilde{f}_n(t)\}_1^\infty \doteq \{f_n(t)\}_1^\infty$, так что (2) выполнено. Перейдем к доказательству (3). Обозначим

$$\begin{aligned} J &= \sup_{t \in \mathbb{R}} \left| p(t) \left[n^{1/2} (\tilde{f}_n(t) - f(t)) - n^{-1/2} \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(tx) dK(F(x), n) \right] \right| = \\ &= \sup_{t \in \mathbb{R}} \left| \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(tx) p(t) d\alpha_n(x) \right|, \end{aligned}$$

где $\alpha_n(x) = \tilde{\beta}_n(x) - n^{-1/2}K(F(x), n)$. Далее, интегрируя по частям, получаем

$$J = \sup_{t \in \mathbb{R}} \left| \int_{-\infty}^{+\infty} \alpha(x) p(t) t \exp(tx) dx \right| \leq \int_{-\infty}^{+\infty} |\alpha(x)| \sup_{t \in \mathbb{R}} \exp(tx - V(\sigma t) + \ln |t|) dx.$$

Поскольку $tx - V(\sigma t) + \ln |t| \leq \max \left\{ V^* \left(\frac{x+1}{\sigma} \right), V^* \left(\frac{-x+1}{\sigma} \right) \right\} = V^* \left(\frac{|x|+1}{\sigma} \right)$, то $J \leq \int_{-\infty}^{+\infty} |\alpha(x)| \exp \left(V^* \left(\frac{|x|+1}{\sigma} \right) \right) dx$. Обозначив $J(a, b) =$

$= \int_a^b |\alpha(x)| \exp\left(V^*\left(\frac{|x|+1}{\sigma}\right)\right) dx$, получим для любого a_n $J \leq J(-\infty,$

$-a_n) + J(-a_n, a_n) + J(a_n, +\infty)$. Положим $a_n = \sigma V^{*-1}(\alpha \ln n)/\beta$, где параметры $\beta > 1$ и $\alpha > 0$ будут выбраны позже. Тогда при больших n

$$J(-a_n, a_n) \leq \sup_{x \in \mathbb{R}} |\alpha(x)| \cdot 2a_n \exp(V^*((|a_n|+1)/\sigma)) \leq C_7 n^{-1/2} \ln^2 n \times \\ \times 2 \frac{\sigma}{\beta} V^{*-1}(\alpha \ln n) \exp V^*(V^{*-1}(\alpha \ln n)) \leq C_8 n^{-1/2} \ln^2 n \cdot n^\alpha$$

(мы применили здесь лемму 1 и воспользовались выпуклостью V^*). Далее, $J(-\infty, a_n) \leq J_1 + J_2$, где

$$J_1 = \int_{-\infty}^{a_n} |\tilde{\beta}_n(x)| \exp V^*((|x|+1)/\sigma) dx,$$

$$J_2 = \int_{-\infty}^{a_n} n^{-1/2} |K(F(x), n)| \exp V^*((|x|+1)/\sigma) dx.$$

В силу леммы 2 при достаточно больших a_n имеем

$$J_1 \leq C_8 (\ln \ln n)^{1/2} \int_{-\infty}^{a_n} F^\gamma(x) (1-F(x))^\gamma \exp V^*(\beta x/\sigma) dx \leq C_9 (\ln \ln n)^{1/2} \times \\ \times \int_{-\infty}^{a_n} \exp[-2\gamma V^*(x/\tau) + V^*(\beta x/\sigma)] dx \leq C_9 (\ln \ln n)^{1/2} \exp\{-1 - 2\gamma\sigma/(\beta\tau) + 1\} \times \\ \times V^*(\beta x/\sigma)$$

(мы воспользовались леммой 4). Окончательно, $J_1 \leq C_9 n^{-\alpha r} (\ln \ln n)^{1/2}$, где $r = 2\gamma\sigma/(\beta\tau) - 1$.

Для того, чтобы оценить J_2 , применим лемму 3:

$$J_2 \leq C_{10} \int_{-\infty}^{a_n} [\ln \ln [n/(F(x)(1-F(x)))] \cdot F(x)(1-F(x))]^{1/2} \exp(V^*(\beta x/\sigma)) dx.$$

Те же рассуждения, что и в случае J_1 , приводят к оценке $J_2 \leq C_{11} n^{-\alpha r} \times \times (\ln \ln n)$.

Аналогично оценивается $J(a_n, +\infty)$. Получаем $J \leq C_8 n^{-1/2+\alpha} \ln^2 n + + C_{12} n^{-\alpha r} (\ln \ln n)^{1/2}$.

Выбирая γ достаточно близким к $1/2$, а $\beta - k$ к 1 , можно для любого δ получить $r = \sigma/(\tau + \delta) - 1$. Теперь, полагая $\alpha = (\tau + \delta)/(2\delta)$, получаем (3) с $\varepsilon = 1/2 - (\tau + \delta)/(2\sigma)$. Поскольку $\sigma > \tau$, то при достаточно малых δ $\varepsilon > 0$. Теорема доказана.

1. Komlos J., Major P., Tusnady G. An approximation of partial sums of independent r. v. s. and sample D. F. I // Z. Wahrsh.— 1975.— 32.— S. 111—131.
2. Csörgő S. Limit behavior of the empirical characteristic function // Ann. Probab.— 1981.— 9, N 1.— P. 130—144.
3. James B. R. A functional law of the iterated logarithm for weighted empirical distributions // Ibid.— 1975.— 3, N 5.— P. 762—772.
4. Csörgő M., Révész P. Strong Approximations in Probability and Statistics.— Budapest : Academia, 1981.— 284 p.