

А. Карлова, Л. Б. Клебанов

## ОЦЕНИВАНИЕ ХВОСТА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ НА ОСНОВЕ ХАРАКТЕРИСТИЧЕСКОЙ ФУНКЦИИ

### §1. ВВЕДЕНИЕ

Существуют весьма широкие классы вероятностных распределений, заданные посредством своих характеристических функций. Достаточно отметить:

- устойчивые распределения (см. [9]);
- $\nu$ -устойчивые распределения (см. [3]);
- дискретные устойчивые распределения (см. [2]);
- темперированные устойчивые распределения (см. [1]).

Ниже мы приводим метод получения оценок хвоста произвольного распределения, базирующийся на знании характеристической функции этого распределения.

### §2. ОСНОВНЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ

**Теорема 2.1.** Пусть

$$P(\theta) = \sum_{j=0}^k a_j \cos(j\theta) + \sum_{j=1}^k b_j \sin(j\theta) \quad (2.1)$$

– неотрицательный тригонометрический полином степени  $k$ . Предположим, что  $F(x)$  – некоторая функция распределения а  $f(t)$  – ее характеристическая функция. Тогда для любого  $s > 0$  справедливо неравенство

$$1 - F(2\pi/s) + F(-2\pi/s) \leq \frac{2}{sa_0} \left( \sum_{j=0}^k a_j \int_0^s \operatorname{Re} f(ju) du + \sum_{j=1}^k b_j \int_0^s \operatorname{Im} f(ju) du \right). \quad (2.2)$$

---

*Ключевые слова:* характеристическая функция; хвост распределения.  
Эта работа была поддержана грантом GAČR 16-03708S.

**Доказательство.** Обозначим  $F_1(x) = F(x) - F(-x)$ , и рассмотрим

$$\begin{aligned} \int_0^s \left( \int_{-\infty}^{\infty} P(xu) dF(x) \right) du &= \int_0^s \left( \int_0^{\infty} P(xu) dF_1(x) \right) du \\ &= \int_0^{\infty} \left( \int_0^s P(xu) du \right) dF_1(x). \end{aligned} \quad (2.3)$$

Имеем

$$\begin{aligned} &\int_0^s \left( \int_{-\infty}^{\infty} P(xu) dF(x) \right) du \\ &= \sum_{j=0}^k a_j \int_0^s \operatorname{Re} f(ju) du + \sum_{j=1}^k b_j \int_0^s \operatorname{Im} f(ju) du, \end{aligned} \quad (2.4)$$

что совпадает с выражением в скобках в правой части (2.2).

С другой стороны,

$$\int_0^{\infty} \left( \int_0^s P(xu) du \right) dF_1(x) = \int_0^{\infty} \left( \frac{1}{x} \int_0^{sx} P(v) dv \right) dF_1(x) \quad (2.5)$$

Ясно, что полином  $P$  имеет число  $2\pi$  своим периодом (не обязательно минимальным). Определим числа  $A_m = 2\pi m/s$ ,  $m = 1, 2, \dots$ . Также ясно, что

$$\int_0^{2\pi} P(\theta) d\theta = 2\pi a_0.$$

Из соотношений (2.3) и (2.5) вытекает, что

$$\begin{aligned} \int_0^s \left( \int_{-\infty}^{\infty} P(xu) dF_1(x) \right) du &\geq \sum_{m=1}^{\infty} \int_{A_m}^{A_{m+1}} \frac{1}{x} \left( \int_0^s P(v) dv \right) dF_1(x) \\ &\geq \sum_{m=1}^{\infty} \frac{1}{A_{m+1}} \int_0^{A_m s} P(v) dv (F_1(A_{m+1}) - F_1(A_m)) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&\geq \sum_{m=1}^{\infty} \frac{1}{A_{m+1}} \left( \sum_{j=0}^{m-1} \int_{A_j s}^{A_{j+1} s} P(v) dv \right) (F_1(A_{m+1}) - F_1(A_m)) \\
&\geq \sum_{m=1}^{\infty} \frac{sm}{2\pi(m+1)} 2\pi a_0 (F_1(A_{m+1}) - F_1(A_m)) \\
&\geq \frac{sa_0}{2} (1 - F_1(A_1)) = \frac{sa_0}{2} (1 - F(2\pi/s) + F(-2\pi/s)).
\end{aligned} \tag{2.6}$$

Требуемый результат вытекает теперь из (2.4) и (2.6).  $\square$

Выбирая разные тригонометрические полиномы  $P(\theta)$ , мы получим разнообразные оценки хвоста. Именно, в случае

$$P(\theta) = \sin^{2k} \theta = \frac{1}{2^{2k}} \binom{2k}{k} + \frac{1}{2^{2k-1}} \sum_{j=0}^{k-1} (-1)^{k-j} \binom{2k}{j} \cos(2(k-j)\theta)$$

получим следующее

**Следствие 2.1.** (см. [8]) *Для функции распределения  $F$  справедлива следующая оценка*

$$F(-2\pi/s) + 1 - F(2\pi/s) \leq \frac{(-1)^k 2^{(2k)!!}}{4^k (2k-1)!!} \int_0^s \Delta_u^{(2k)}(\operatorname{Re} f, 0) du, \tag{2.7}$$

где

$$\Delta_u^{(2k)}(g, t) = \sum_{j=0}^{2k} (-1)^j \binom{2k}{j} g(t - (k-j)u)$$

$u s > 0$ .

**Замечание 2.1.** Отметим, что если характеристическая функция  $f(t)$  имеет производную порядка  $2k$  в точке  $t = 0$ , то

$$|\Delta_u^{(2k)}(\operatorname{Re} f, 0)| \leq u^{2k} |f^{(2k)}(0)|. \tag{2.8}$$

Легко видеть, что следствие 2.1 дает правильный порядок хвостов симметричного устойчивого закона, а также симметричного геометрически устойчивого распределения при  $s \rightarrow 0$ .

Теорема 2.1 и ее следствие хорошо работают в случае распределений со степенным порядком хвостов. Однако многие встречающиеся в приложениях вероятностные распределения имеют экспоненциальные

хвосты. Это так, скажем, для темперированных устойчивых распределений. Поэтому представляется интересным получение экспоненциальных границ для хвостов аналитических характеристических функций.

**Теорема 2.2.** *Допустим, что  $F(x)$  – функция распределения закона, характеристическая функция  $f(t)$  которого является аналитической в круге  $|t| < R$  ( $0 < R \leq \infty$ ). Тогда для любого  $A > 0$  и произвольного  $s \in (0, R)$  справедливо следующее неравенство:*

$$1 - F(A) + F(-A) \leq \frac{\int_0^s \left( \frac{f(iu) + f(-iu)}{2} - 1 \right) du}{s (\sinh(As)/(As) - 1)}. \quad (2.9)$$

**Доказательство.** По теореме Райкова (см., например, [4]) характеристическая функция  $f(t)$  аналитична в полосе  $|\operatorname{Im} t| < R$ , и функция распределения  $F(x)$  имеет экспоненциальные моменты всех порядков, меньших чем  $R$ . Рассмотрим следующее выражение:

$$\int_0^s \left( \int_0^\infty (\cosh(xu) - 1) dF_1(x) \right) du = \int_0^s \left( \frac{f(iu) + f(-iu)}{2} - 1 \right) du, \quad (2.10)$$

где, как и раньше,  $F_1(x) = F(x) - F(-x)$ . Левая часть уравнения (2.10) может быть преобразована следующим образом:

$$\begin{aligned} \int_0^s \left( \int_0^\infty (\cosh(xu) - 1) dF_1(x) \right) du &= \int_0^\infty \left( \int_0^s (\cosh(xu) - 1) du \right) dF_1(x) \\ &= s \int_0^\infty \left( \frac{\sinh(sx)}{sx} - 1 \right) dF_1(x) \geq s \int_A^\infty \left( \frac{\sinh(sx)}{sx} - 1 \right) dF_1(x) \\ &\geq s \left( \frac{\sinh(sA)}{sA} - 1 \right) (1 - F_1(A)). \end{aligned} \quad (2.11)$$

Неравенства (2.11) и (2.10) приводят нас к (2.9).  $\square$

Интересно отметить одно следствие теоремы 2.2.

**Следствие 2.2.** *Предположим, что характеристическая функция  $f(t)$  является целой функцией конечного экспоненциального типа.*

Тогда соответствующая функция распределения  $F(x)$  сосредоточена на компактном подмножестве вещественной оси.

**Доказательство.** Напомним, что целая функция  $f(t)$  имеет конечный экспоненциальный тип не выше чем  $\rho$ , если

$$\limsup_{r \rightarrow \infty} \frac{\log M(r)}{r} \leq \rho, \quad (2.12)$$

где

$$M(r) = \max_{|z| \leq r} |f(z)|.$$

Для любого  $\rho_1 > \rho$  существует положительная постоянная  $C$ , такая что

$$M(r) < C \exp(\rho_1 r)$$

и, для достаточно больших  $s > 0$ , интеграл в правой части (2.9) меньше, чем  $C_2 s \exp(\rho_1 s)$ , где  $C_2 > 0$  – положительная постоянная. Для  $A > \rho_1$  правая часть (2.9) стремится к нулю, когда  $s$  стремится к бесконечности. Это показывает, что левая часть (2.9) равна нулю для любого  $A > \rho$ , и, значит, носитель функции распределения  $F(x)$  содержится в интервале  $[-\rho, \rho]$ .  $\square$

Разумеется, если носитель  $F(x)$  является компактным подмножеством вещественной оси, то характеристическая функция представляет собой целую функцию конечного экспоненциального типа.

Отметим, что следствие 2.2 вытекает из теоремы Пэли–Винера (см. [6]).

### §3. ОДНОСТОРОННИЕ ОЦЕНКИ ХВОСТА

Здесь мы приводим одностороннюю оценку хвоста распределения с характеристической функцией, аналитической в области, содержащей интервал вида  $t \in (0, ai)$  или  $t \in (-bi, 0)$  ( $a, b > 0$ ) на мнимой оси. В этом случае характеристическая функция аналитична в полосе  $0 < \text{Im} t < a$  или  $-b < \text{Im} t < 0$  соответственно, и она может быть продолжена туда как соответствующий интеграл (см. [5]).

**Теорема 3.1.** *Предположим, что  $F(x)$  – вероятностный закон, характеристическая функция  $f(t)$  которого является аналитической в полосе  $-b < \text{Im} t < 0$  (соответственно,  $0 < \text{Im} t < b$ ) для некоторого положительного  $b$ . Тогда для любого  $A > 0$  и любого  $s \in (0, b)$*

справедливо следующее неравенство:

$$1 - F(A) \leq \frac{A}{\exp(sA) - sA - 1} \int_0^s (f(-iu) + F(+0) - 1) du, \quad (3.1)$$

(соответственно,

$$F(-A) \leq \frac{A}{\exp(sA) - sA - 1} \int_0^s (f(iu) - F(-0)) du). \quad (3.2)$$

**Доказательство.** Достаточно повторить доказательство теоремы 2.2, используя функцию  $e^{ux} - 1$  (соответственно,  $e^{-ux} - 1$ ) вместо  $\cosh(xu) - 1$ .  $\square$

Предположим, что  $b = \infty$ . Из (3.1) (соответственно, из (3.2)) следует, что если  $f(-iu) \leq \exp(au)$  (соответственно,  $f(iu) \leq \exp(au)$ ) для достаточно больших  $u$ , то соответствующий хвост равен нулю для больших значений  $A$ . Это снова известный результат (см. [7]).

Отметим, что оценки (3.1) и (3.2) не работают при малых значениях  $s$ , т.е. при  $s \rightarrow 0$ . В этом состоит существенное отличие от случаев (2.2) и (2.9).

#### ЛИТЕРАТУРА

1. Y. S. Kim, S. T. Rachev, D. M. Chung, M. L. Bianchi, *The modified tempered stable distribution, GARCH models and option pricing*. — Probab. Math. Statist. **29** (2009), 91–117.
2. L. V. Klebanov, L. Slámová, *Integer valued stable random variables*. — Statist. Probab. Letters **83**, No. 6 (2013), 1513–1519.
3. L. V. Klebanov, T. J. Kozubowski, S. T. Rachev, *Ill-Posed Problems in Probability and Stability of Random Sums*, Nova Science Publishers, Inc, New York, 2006.
4. Ю. В. Линник, *Разложения вероятностных законов*, ЛГУ, Л., 1960.
5. Ю. В. Линник, И. В. Островский, *Разложения случайных величин и векторов*, Наука, М., 1972.
6. R. Paley, N. Wiener, *Fourier Transforms in the Complex Domain*, AMS Coll. Publ. XIX, New York, 1934.
7. D. Polya, *Remarks on characteristic functions*. — In: Proc. of the Berkeley Symp. on Math. Statist. and Probab., Berkeley (1949), 115–123.
8. Н. А. Сапогов, *Проблема устойчивости для теоремы единственности характеристической функции, аналитической в окрестности нуля*. — В кн.: Проблемы устойчивости стохастических моделей, ВНИИ системных исследований, Москва (1980), 88–94.
9. В. М. Золотарев, *Одномерные устойчивые распределения*, Наука, М., 1983.

Karlová A., Klebanov L. B. Estimation of the tail of probability distribution through its characteristic function.

There is given a method for estimation of a probability distribution tail in terms of characteristic function.

Department of Probability and Mathematical  
Statistics Charles University,  
Prague, Czech Republic

*E-mail:* andrea.karlova@gmail.com

*E-mail:* levbkl@gmail.com

Поступило 27 сентября 2016 г.