

Г. М. МАНИЯ

**ОБОБЩЕНИЕ КРИТЕРИЯ А. Н. КОЛМОГОРОВА ДЛЯ ОЦЕНКИ
ЗАКОНА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ПО ЭМПИРИЧЕСКИМ ДАННЫМ**

(Представлено академиком А. Н. Колмогоровым 7 X 1949)

Пусть x_1, x_2, \dots, x_n — совокупность независимых величин с общим непрерывным законом распределения $F(x)$. Пусть, далее, $x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*$ представляет ту же последовательность, но в порядке их величин.

Будем называть эмпирической функцией распределения ступенчатую функцию $S_n(x)$:

$$S_n(x) = \begin{cases} 0 & \text{для } x < x_1^*, \\ k/n & \text{для } x_k^* \leq x < x_{k+1}^*, \\ 1 & \text{для } x \geq x_n^*. \end{cases}$$

Обозначим

$$D_n = \sup_{-\infty < x < \infty} |S_n(x) - F(x)|,$$

$$D_n^+ = \sup_{-\infty < x < \infty} \{S_n(x) - F(x)\}.$$

Согласно известной теореме, доказанной А. Н. Колмогоровым ⁽¹⁾, при каждой $\lambda \geq 0$ и произвольной непрерывной функции распределения $F(x)$

$$P\left\{D_n \leq \frac{\lambda}{\sqrt{n}}\right\} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \Phi(\lambda) = 1 - 2 \sum_{v=1}^{\infty} (-1)^{v-1} e^{-2v^2\lambda^2}. \quad (1)$$

Один из результатов Н. В. Смирнова ⁽²⁾ заключается в установлении асимптотической формулы для распределения D_n^+ :

$$P\left\{D_n^+ \leq \frac{\lambda}{\sqrt{n}}\right\} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1 - e^{-2\lambda^2}. \quad (2)$$

Мы обобщаем критерии соответствия А. Н. Колмогорова и Н. В. Смирнова, рассматривая максимум уклонения для определенного участка ($0 < \theta_1 < \theta_2 < 1$) роста функции $F(x)$.

Определим две случайные величины:

$$D_n^+(\theta_1, \theta_2) = \sup_{\theta_1 \leq F(x) \leq \theta_2} \{S_n(x) - F(x)\},$$

$$D_n(\theta_1, \theta_2) = \sup_{\theta_1 \leq F(x) \leq \theta_2} |S_n(x) - F(x)|.$$

Полученные нами результаты могут быть сформулированы в виде следующих двух теорем:

Теорема 1. Пусть $F(x)$ — непрерывная функция распределения каждой из независимых величин x_i ($i = 1, 2, \dots, n$), $\theta_1^{(n)} = \frac{m_1}{n} = \theta_1 + o\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)$, и $\theta_2^{(n)} = \frac{m_2}{n} = \theta_2 + o\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)$, $0 < \theta_1 < \theta_2 < 1$.

Тогда

$$P\left\{D_n^+(\theta_1^{(n)}, \theta_2^{(n)}) \leq \frac{\lambda}{\sqrt{n}}\right\} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \Phi(\theta_1, \theta_2; \lambda),$$

где

$$\Phi^+(\theta_1, \theta_2; \lambda) = \frac{1}{2\pi V 1 - R^2} \int_{-\infty}^a \int_{-\infty}^b e^{-1/2 \bar{\theta}(z_1, z_2)} dz_1 dz_2 - \\ - \frac{e^{-2\lambda^2}}{2\pi V 1 - R^2} \int_{-\infty}^{a'} \int_{-\infty}^{b'} e^{-1/2 \theta(z_1, z_2)} dz_1 dz_2,$$

$$a = \frac{\lambda}{V \theta_1 (1 - \theta_1)}, \quad b = \frac{\lambda}{V \theta_2 (1 - \theta_2)}, \quad a' = \frac{\lambda - 2\lambda \theta_1}{V \theta_1 (1 - \theta_1)}, \quad b' = \frac{\lambda - 2\lambda (1 - \theta_2)}{V \theta_2 (1 - \theta_2)},$$

$$R = \sqrt{\frac{\theta_1 (1 - \theta_2)}{\theta_2 (1 - \theta_1)}},$$

$$\theta(z_1, z_2) = \frac{1}{1 - R^2} [z_1^2 + 2Rz_1 z_2 + z_2^2], \quad \bar{\theta}(z_1, z_2) = \frac{1}{1 - R^2} [z_1^2 - 2Rz_1 z_2 + z_2^2].$$

Функция $\Phi^+(\theta_1, \theta_2; \lambda)$ может быть представлена также в следующем виде:

$$\Phi^+(\theta_1, \theta_2; \lambda) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(+R)^n}{n!} \Phi^{(n)}(a) \Phi^{(n)}(b) - e^{-2\lambda^2} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-R)^n}{n!} \Phi^{(n)}(a') \Phi^{(n)}(b').$$

Здесь $\Phi^{(n)}(x)$ есть производная n -го порядка от нормального интеграла

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-z^2/2} dz.$$

При наиболее интересном частном случае, когда $\theta_1 = 1 - \theta_2 = \theta$, будем иметь

$$\Phi^+(\theta; \lambda) = \frac{1}{2\pi V 1 - R^2} \int_{-\infty}^c \int_{-\infty}^c e^{-1/2 \bar{\theta}(z_1, z_2)} dz_1 dz_2 - \\ - \frac{e^{-2\lambda^2}}{2\pi V 1 - R^2} \int_{-\infty}^{c'} \int_{-\infty}^{c'} e^{-1/2 \theta(z_1, z_2)} dz_1 dz_2,$$

где

$$c = \frac{\lambda}{V \theta (1 - \theta)}, \quad c' = \frac{\lambda - 2\lambda \theta}{V \theta (1 - \theta)}.$$

Отсюда при $\theta = 0$ мы получаем (2).

Теорема 2. При условиях теоремы 1

$$P\{D_n(\theta_1^{(n)}, \theta_2^{(n)}) \leq \lambda n^{-1/2}\} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \Phi(\theta_1, \theta_2; \lambda),$$

причем

$$\Phi(\theta_1, \theta_2; \lambda) = \frac{1}{2\pi \sqrt{1-R^2}} \int_{-a}^a \int_{-b}^b e^{-1/2\theta(z_1, z_2)} dz_1 dz_2 - \\ - \frac{2 \sum_{k=1}^{\infty} (-1)^{k-1} e^{-2k^2\lambda^2}}{2\pi \sqrt{1-R^2}} \int_{-\alpha_k}^{\alpha_k} \int_{-\beta_k}^{\beta_k} e^{-1/2\theta(z_1, z_2)} dz_1 dz_2,$$

где

$$\alpha_k = \frac{\lambda - 2k\lambda\theta_1}{\sqrt{\theta_1(1-\theta_1)}}, \quad \beta_k = \frac{\lambda - 2k\lambda(1-\theta_2)}{\sqrt{\theta_2(1-\theta_2)}}.$$

В другом виде функция $\Phi(\theta_1, \theta_2; \lambda)$ может быть представлена следующим образом:

$$\Phi(\theta_1, \theta_2; \lambda) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-R)^n}{n!} \Phi^{(n)}(a) \Phi^{(n)}(b) - \\ - 2 \sum_{k=1}^{\infty} (-1)^{k-1} e^{-2k^2\lambda^2} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(-R)^n}{n!} \Phi^{(n)}(\alpha_k) \Phi^{(n)}(\beta_k).$$

В частности, когда $\theta_1 = 0$, $\theta_2 = 1$, получаем (1), т. е. случай, рассмотренный впервые А. Н. Колмогоровым.

В случае $\theta_1 = 1 - \theta_2 = \theta$ имеем более компактное и симметричное выражение для предельной функции.

Предлагаемый метод даст возможность теоретически решить вопрос о пригодности теоретического закона в тех границах, где материал, которым мы располагаем, более надежен для проводимого сравнения.

Доказательства теорем 1 и 2 основываются на теоремах непрерывности для производящих функций и трансформаций Лапласа.

Московский городской
педагогический институт
им. В. П. Потемкина

Поступило
7 X 1949

ЦИТИРОВАННАЯ ЛИТЕРАТУРА

¹ А. Н. Колмогоров, *Giorn. d. Att.*, 4, 83 (1933). ² Н. В. Смирнов, *Матем. сборн.*, 6 (48), 3 (1939). ³ W. Feller, *Ann. of Math. Statistics*, 19, 2, 177 (1948).