

Проверка устойчивости стандартных распределений

1. Случайные величины $\xi_1, \xi_2 \dots \xi_n$ независимы в совокупности и $\xi_k \sim \text{П}(\lambda_k)$. Построить характеристическую функцию случайной величины $\eta = \xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n$. Ответить на вопрос: является ли распределение Пуассона устойчивым?

Решение.

Для того, чтобы доказать или опровергнуть устойчивость распределения нужно проверить, что сумма независимых в совокупности случайных величин имеет то же распределение, что и каждая величина в отдельности. То есть характеристическая функция имеет нужный вид.

Сначала найдём характеристическую функцию случайной величины ξ , имеющей распределение Пуассона с параметром λ .

$$\psi_{\xi}(t) = M[e^{it\xi}] = \sum_{k=0}^{\infty} e^{itk} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(e^{it}\lambda)^k}{k!} = e^{-\lambda} \cdot e^{e^{it}\lambda} = e^{\lambda \cdot (e^{it}-1)}.$$

Тогда характеристическая функция случайной величины η может быть вычислена как произведение характеристических функций величин $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$, то есть

$$\begin{aligned} \psi_{\eta}(t) &= \psi_1(t) \cdot \psi_2(t) \cdot \dots \cdot \psi_n(t) = e^{\lambda_1 \cdot (e^{it}-1)} \cdot e^{\lambda_2 \cdot (e^{it}-1)} \cdot \dots \cdot e^{\lambda_n \cdot (e^{it}-1)} = \\ &= e^{(e^{it}-1) \cdot (\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n)} \end{aligned}$$

Пусть $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_n$, тогда получим $\psi_{\eta}(t) = e^{\lambda \cdot (e^{it}-1)}$, а значит $\eta \sim \text{П}(\lambda)$. Таким образом, распределение Пуассона является устойчивым.

2. Случайные величины $\xi_1, \xi_2 \dots \xi_n$ независимы в совокупности и $\xi_k \sim E(\alpha)$. Построить характеристическую функцию случайной величины $\eta = \xi_1 + \xi_2 + \dots + \xi_n$. Ответить на вопрос: является ли показательное (экспоненциальное) распределение устойчивым?

Решение.

Аналогично предыдущей задаче найдём характеристическую функцию случайной величины ξ , имеющей показательное распределение с параметром α .

$$\begin{aligned}\psi_{\xi}(t) &= M[e^{it\xi}] = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} f_{\xi}(x) dx = \int_0^{+\infty} e^{itx} \alpha e^{-\alpha x} dx = \alpha \lim_{b \rightarrow +\infty} \int_0^b e^{x(it-\alpha)} dx = \\ &= \alpha \lim_{b \rightarrow +\infty} \left(\frac{e^{x(it-\alpha)}}{it-\alpha} \right)_0^b = \alpha \cdot \lim_{b \rightarrow +\infty} \left[\frac{e^{b(it-\alpha)}}{it-\alpha} - \frac{1}{it-\alpha} \right] = \frac{\alpha}{\alpha-it}.\end{aligned}$$

Тогда характеристическая функция случайной величины η может быть вычислена как произведение характеристических функций величин $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n$, то есть

$$\psi_{\eta}(t) = \psi_1(t) \cdot \psi_2(t) \cdot \dots \cdot \psi_n(t) = \frac{\alpha_1}{\alpha_1-it} \cdot \frac{\alpha_2}{\alpha_2-it} \cdot \dots \cdot \frac{\alpha_n}{\alpha_n-it}.$$

Функция данного вида не может быть сведена к функции вида $\frac{\alpha}{\alpha-it}$, поэтому показательное (экспоненциальное) распределение устойчивым не является.