

## Карактеристична функција

**Дефиниција.** Нека је  $X$  случајна величина са функцијом расподеле  $F$ . Карактеристична функција случајне величине  $X$  (односно њене функције расподеле) је функција  $\varphi_X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}$  одређена са

$$\begin{aligned} \varphi_X(t) &= E(e^{itX}) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} dF(x) \\ &= \begin{cases} \sum_{k \in S} e^{itk} P\{X = k\}, & \text{ако је } X \text{ дискретног типа,} \\ \int_{\mathbb{R}} e^{itx} f(x) dx, & \text{ако је } X \text{ апсолутно непрекидног типа.} \end{cases} \end{aligned}$$

**Задатак 1.** Одредити карактеристичну функцију случајне величине:

- а)  $X_1$  која има  $\begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1-p & p \end{pmatrix}$  расподелу;
- б)  $X_2$  која има биномну  $\mathcal{B}(n, p)$  расподелу;
- в)  $X_3$  која има Пуасонову  $\mathcal{P}(\lambda)$  расподелу и доказати да ако  $X_3$  има Пуасонову  $\mathcal{P}(\lambda)$  расподелу, а  $X_4$  има Пуасонову  $\mathcal{P}(\mu)$  расподелу и независне су, онда њихов збир  $X_3 + X_4$  има Пуасонову  $\mathcal{P}(\lambda + \mu)$  расподелу;
- г)  $X_5$  која има експоненцијалну  $\mathcal{E}(\lambda)$  расподелу;
- д)  $X_6$  која има гама  $\gamma(n, \beta)$  расподелу;
- ђ)  $X_7$  чија густина расподеле је  $f(x) = \frac{1}{2}e^{-|x|}$ ,  $x \in \mathbb{R}$ , а затим израчунати очекивање  $EX_7$  и дисперзију  $DX_7$ .

**Решење.** а) Како је  $X_1 : \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1-p & p \end{pmatrix}$ , то

$$\varphi_{X_1}(t) = Ee^{itX_1} = (1-p)e^{it \cdot 0} + pe^{it} = 1 - p + pe^{it}$$

б) Како је  $P\{X_2 = k\} = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$ ,  $k = 0, 1, \dots, n$ , то

$$\begin{aligned} \varphi_{X_2}(t) &= Ee^{itX_2} \\ &= \sum_{k=0}^n e^{itk} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \\ &= \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} (pe^{it})^k (1-p)^{n-k} \\ &= (pe^{it} + 1 - p)^n \end{aligned}$$

в) Како је  $P\{X_3 = k\} = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}$ ,  $k \in \mathbb{N}_0$ , то

$$\varphi_{X_3}(t) = Ee^{itX_3} = \sum_{k=0}^{\infty} e^{itk} \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(e^{it} \lambda)^k}{k!} = e^{-\lambda} e^{\lambda e^{it}} = e^{-\lambda(1-e^{it})}$$

Слично,  $\varphi_{X_4}(t) = e^{-\mu(1-e^{it})}$ . Тада

$$\varphi_{X_3+X_4}(t) = \varphi_{X_3}(t)\varphi_{X_4}(t) = e^{-\lambda(1-e^{it})} e^{-\mu(1-e^{it})} = e^{-(\lambda+\mu)(1-e^{it})}.$$

Дакле,  $X_3 + X_4 \in \mathcal{P}(\lambda + \mu)$ .

г) Како је  $f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$ ,  $x \geq 0$ , то

$$\varphi_{X_5}(t) = Ee^{itX_5} = \int_0^{+\infty} e^{itx} \lambda e^{-\lambda x} dx = \lambda \int_0^{+\infty} e^{-(\lambda-it)x} dx = \frac{\lambda}{\lambda - it}$$

д) Како је  $f(x) = \frac{x^{n-1} \beta^n e^{-\beta x}}{\Gamma(n)}$ ,  $x \geq 0$ ,

$$\varphi_{X_6}(t) = Ee^{itX_6} = \int_0^{+\infty} e^{itx} \frac{x^{n-1} \beta^n e^{-\beta x}}{(n-1)!} dx = \beta^n \int_0^{+\infty} \frac{x^{n-1} e^{(it-\beta)x}}{(n-1)!} dx = \beta^n I_{n-1}$$

Парцијалном интеграцијом добијамо

$$\begin{aligned} I_{n-1} &= \int_0^{+\infty} \frac{x^{n-1} e^{(it-\beta)x}}{(n-1)!} dx = \left| \begin{array}{l} u = x^{n-1}, \quad du = (n-1)x^{n-2} dx \\ dv = e^{(it-\beta)x} dx, \quad v = \frac{1}{it-\beta} e^{(it-\beta)x} \end{array} \right| \\ &= \frac{1}{(n-1)!} \left( \frac{x^{n-1}}{it-\beta} e^{(it-\beta)x} \Big|_0^{+\infty} - \int_0^{+\infty} \frac{e^{(it-\beta)x} (n-1)x^{n-2}}{(it-\beta)} dx \right) \\ &= \frac{1}{(\beta-it)} \int_0^{+\infty} \frac{x^{n-2} e^{(it-\beta)x}}{(n-2)!} dx \\ &= \frac{1}{\beta-it} I_{n-2} = \dots = \frac{1}{(\beta-it)^{n-1}} I_0 \\ &= \frac{1}{(\beta-it)^{n-1}} \int_0^{+\infty} e^{(it-\beta)x} dx \\ &= \frac{1}{(\beta-it)^n}. \end{aligned}$$

Дакле,

$$\varphi_{X_6}(t) = \frac{\beta^n}{(\beta-it)^n}$$

ђ) Како је  $f(x) = \frac{1}{2} e^{-|x|}$ ,  $x \in \mathbb{R}$ , то

$$\begin{aligned} \varphi_{X_7}(t) &= Ee^{itX_7} = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} \frac{1}{2} e^{-|x|} dx = \frac{1}{2} \left( \int_{-\infty}^0 e^{x(it+1)} dx + \int_0^{+\infty} e^{-x(1-it)} dx \right) \\ &= \frac{1}{2(it+1)} + \frac{1}{2(1-it)} = \frac{1}{1+t^2} \end{aligned}$$

Треба још одредити очекивање и дисперзију. Користећи теорему ?? следи

$$\begin{aligned} \varphi'_{X_7}(t) &= -\frac{2t}{(1+t^2)^2} \implies EX_7 = \frac{\varphi'_{X_7}(0)}{i} = 0 \\ \varphi''_{X_7}(t) &= -\frac{2-6t^2}{(1+t^2)^3} \implies EX_7^2 = \frac{\varphi''_{X_7}(0)}{i^2} = 2 \implies DX_7 = EX_7^2 - (EX_7)^2 = 2. \end{aligned}$$

✓

**Задатак 2.** Доказати да линеарна комбинација  $n$  независних случајних величина са нормалном расподелом има нормалну расподелу.

**Решење.** Нека  $X^* \in \mathcal{N}(0, 1)$ . Тада

$$\varphi_{X^*}(t) = Ee^{itX^*} = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx.$$

Диференцирањем под знаком интеграла и коришћењем парцијалне интеграције

$$\begin{aligned}\varphi'_{X^*}(t) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} ix e^{itx - \frac{x^2}{2}} dx \\ &= -\frac{i}{\sqrt{2\pi}} e^{itx} e^{-\frac{x^2}{2}} \Big|_{-\infty}^{+\infty} - \frac{t}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx - \frac{x^2}{2}} dx \\ &= -t\varphi_{X^*}(t).\end{aligned}$$

Решавањем диференцијалне једначине, добија се  $\varphi_{X^*}(t) = Ce^{-\frac{t^2}{2}}$ , а из услова  $\varphi_{X^*}(0) = 1$  следи да је  $C = 1$ . Дакле,  $\varphi_{X^*}(t) = e^{-\frac{t^2}{2}}$ .

Ако је  $X \in \mathcal{N}(m, \sigma^2)$ , онда важи  $X = \sigma X^* + m$ . Користећи својства карактеристичне функције следи

$$\varphi_X(t) = Ee^{itX} = Ee^{it(\sigma X^* + m)} = e^{itm} Ee^{it\sigma X^*} = e^{itm} \varphi_{X^*}(t\sigma) = e^{itm - \frac{t^2\sigma^2}{2}}.$$

Линеарна комбинација  $n$  независних случајних величина са нормалном расподелом је  $Y = \sum_{k=1}^n a_k X_k$ , где су  $a_k$  константе и  $X_k \in \mathcal{N}(m_k, \sigma_k^2)$ . Користећи својства карактеристичне функције следи

$$\begin{aligned}\varphi_Y(t) &= Ee^{it \sum_{k=1}^n a_k X_k} = E \left( \prod_{k=1}^n e^{ita_k X_k} \right) = \prod_{k=1}^n E(e^{ita_k X_k}) = \prod_{k=1}^n \varphi_{X_k}(a_k t) \\ &= \prod_{k=1}^n e^{ita_k m_k - \frac{t^2 a_k^2 \sigma_k^2}{2}} = e^{it \sum_{k=1}^n a_k m_k - \frac{t^2}{2} \sum_{k=1}^n a_k^2 \sigma_k^2}.\end{aligned}$$

Пошто карактеристична функција јединствено одређује расподелу, можемо закључити да  $Y \in \mathcal{N}\left(\sum_{k=1}^n a_k m_k, \sum_{k=1}^n a_k^2 \sigma_k^2\right)$ . ✓

**Задатак 3.** Одредити расподелу случајне величине за чију карактеристичну функцију  $\varphi(t)$  важи:

- а)  $\varphi(t) = \frac{3 + \cos t}{4}$ ;
- б)  $\varphi(t) = (1 - \beta)(1 + \alpha)^{-1}(1 + \alpha e^{-it})(1 - \beta e^{it})^{-1}, 0 < \alpha < \beta < 1$ ;
- в)  $\varphi(t) = \frac{1}{2 - e^{it}}$ .

**Решење.** а) Приметимо да

$$\begin{aligned}\varphi(t) &= \frac{3}{4} + \frac{\cos t}{4} = \frac{3}{4} + \frac{1}{4} \frac{e^{it} + e^{-it}}{2} = \frac{1}{8} e^{-it} + \frac{3}{4} e^{it \cdot 0} + \frac{1}{8} e^{it} \\ &\implies X : \begin{pmatrix} -1 & 0 & 1 \\ \frac{1}{8} & \frac{3}{4} & \frac{1}{8} \end{pmatrix}\end{aligned}$$

- б) За суму чланова геометријског реда важи да је  $\sum_{k=0}^{\infty} q^k = \frac{1}{1-q}$ , за  $|q| < 1$ . Због претходног имамо да је редом

$$\varphi(t) = \frac{1 - \beta}{1 + \alpha} \frac{1 + \alpha e^{-it}}{1 - \beta e^{it}} = \frac{1 - \beta}{1 + \alpha} (1 + \alpha e^{-it}) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta e^{it})^k$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{1-\beta}{1+\alpha} \left( \sum_{k=0}^{\infty} (\beta e^{it})^k + \sum_{k=0}^{\infty} \alpha \beta^k e^{it(k-1)} \right) \\
 &= \frac{1-\beta}{1+\alpha} \left( \sum_{k=0}^{\infty} (\beta e^{it})^k + \alpha e^{-it} + \alpha \beta \sum_{k=0}^{\infty} (\beta e^{it})^k \right) \\
 &= \frac{1-\beta}{1+\alpha} \alpha e^{-it} + \frac{1-\beta}{1+\alpha} (1+\alpha\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta e^{it})^k \\
 \\
 &\implies P\{X = -1\} = \alpha \frac{1-\beta}{1+\alpha} \\
 &P\{X = k\} = (1+\alpha\beta) \frac{1-\beta}{1+\alpha} \beta^k, \quad k \in \mathbb{N}_0
 \end{aligned}$$

в) Слично претходном, важи да је

$$\begin{aligned}
 \varphi(t) &= \frac{1}{2-e^{it}} = \frac{1}{2} \frac{1}{1-\frac{1}{2}e^{it}} = \frac{1}{2} \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{e^{it}}{2}\right)^k = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{1}{2^{k+1}} e^{itk} \\
 \implies P\{X = k\} &= \frac{1}{2^{k+1}}, \quad k \in \mathbb{N}_0
 \end{aligned}$$

✓

**Задатак 4.** Ако су  $Y$  и  $Z$  независне случајне величине такве да је  $X = Y + Z$ , где  $X$  има  $\mathcal{U}(0, n+1)$ , а  $Y$  има  $\mathcal{U}(0, 1)$  расподелу, одредити расподелу случајне величине  $Z$ .

**Решење.** Како  $X \in \mathcal{U}(0, n+1)$ , то следи да

$$\varphi_X(t) = \int_0^{n+1} e^{itx} \frac{1}{n+1} dx = \frac{1}{n+1} \frac{e^{it(n+1)} - 1}{it}.$$

Слично, како  $Y \in \mathcal{U}(0, 1)$ , то следи да

$$\varphi_Y(t) = \int_0^1 e^{itx} dx = \frac{e^{it} - 1}{it}.$$

Из независности следи да је  $\varphi_X(t) = \varphi_Y(t)\varphi_Z(t)$ . Према томе

$$\begin{aligned}
 \varphi_Z(t) &= \frac{\varphi_X(t)}{\varphi_Y(t)} = \frac{\frac{1}{n+1} \frac{e^{it(n+1)} - 1}{it}}{\frac{e^{it} - 1}{it}} = \frac{1}{n+1} \frac{e^{it(n+1)} - 1}{e^{it} - 1} = \frac{1}{n+1} \sum_{k=0}^n (e^{it})^k \\
 \implies Z &: \begin{pmatrix} 0 & 1 & \cdots & n \\ \frac{1}{n+1} & \frac{1}{n+1} & \cdots & \frac{1}{n+1} \end{pmatrix}
 \end{aligned}$$

✓

**Задатак 5.** За карактеристичну функцију случајне величине  $X$  важи да је  $\varphi_X(t) = e^{2it} \left( \frac{2}{25} \cos t + \frac{23}{25} \right) - \frac{i}{2} \sin 2t$ . Одредити карактеристичну функцију случајне величине  $X^2$ .

**Решење.** Приметимо да је

$$\begin{aligned} \varphi_X(t) &= e^{2it} \left( \frac{2}{25} \cos t + \frac{23}{25} \right) - \frac{i}{2} \sin 2t \\ &= e^{2it} \left( \frac{2}{25} \frac{e^{it} + e^{-it}}{2} + \frac{23}{25} \right) - \frac{i}{2} \frac{e^{2it} - e^{-2it}}{2i} \\ &= \frac{1}{25} e^{3it} + \frac{1}{25} e^{it} + \frac{23}{25} e^{2it} - \frac{1}{4} e^{2it} + \frac{1}{4} e^{-2it} \\ &= \frac{1}{25} e^{3it} + \frac{1}{25} e^{it} + \frac{67}{100} e^{2it} + \frac{1}{4} e^{-2it}, \\ &\implies X : \begin{pmatrix} -2 & 1 & 2 & 3 \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{25} & \frac{67}{100} & \frac{1}{25} \end{pmatrix}. \end{aligned}$$

Одавде добијамо да случајна величина  $X^2$  има закон расподеле

$$X^2 : \begin{pmatrix} 1 & 4 & 9 \\ \frac{1}{25} & \frac{92}{100} & \frac{1}{25} \end{pmatrix},$$

па за карактеристичну функцију случајне величине  $X^2$  важи да је

$$\varphi_{X^2}(t) = \frac{1}{25} e^{it} + \frac{92}{100} e^{4it} + \frac{1}{25} e^{9it}.$$

✓

**Задатак 6.** Независне случајне величине  $X$  и  $Y$  имају исти закон расподеле:  $\begin{pmatrix} -2024 & 0 & 2025 \\ \frac{1}{3} & \frac{1}{2} & \frac{1}{6} \end{pmatrix}$ . Одредити карактеристичну функцију случајне величине  $X - Y$ .

**Решење.** Имамо да је карактеристична функција случајних величина  $X$  и  $Y$  дата са

$$\varphi(t) = \frac{1}{3} e^{-2024it} + \frac{1}{2} + \frac{1}{6} e^{2025it}.$$

Како су случајне величине  $X$  и  $Y$  независне, то су и  $X$  и  $-Y$  независне, па на основу теореме о производу следи да је

$$\begin{aligned} \varphi_{X-Y}(t) &= \varphi_{X+(-Y)}(t) = \varphi_X(t) \cdot \varphi_{-Y}(t) = \varphi_X(t) \cdot \varphi_Y(-t) \\ &= \left( \frac{1}{3} e^{-2024it} + \frac{1}{2} + \frac{1}{6} e^{2025it} \right) \cdot \left( \frac{1}{3} e^{2024it} + \frac{1}{2} + \frac{1}{6} e^{-2025it} \right) \\ &= \frac{1}{18} e^{-4049it} + \frac{1}{12} e^{-2025it} + \frac{1}{6} e^{-2024it} + \frac{7}{18} + \frac{1}{6} e^{2024it} + \frac{1}{12} e^{2025it} + \frac{1}{18} e^{4049it}. \end{aligned}$$

Из претходног такође добијамо да случајна величина  $X - Y$  има закон расподеле

$$X - Y : \begin{pmatrix} -4049 & -2025 & -2024 & 0 & 2024 & 2025 & 4049 \\ \frac{1}{18} & \frac{1}{12} & \frac{1}{6} & \frac{7}{18} & \frac{1}{6} & \frac{1}{12} & \frac{1}{18} \end{pmatrix}.$$

✓

**Задатак 7.** Независне случајне величине  $X_1$ ,  $X_2$  и  $X_3$  имају редом закон расподеле:

$$P\{X_1 = k\} = \frac{1}{2^k}, k \in \mathbb{N},$$

$$P\{X_2 = k\} = \frac{2}{3^k}, k \in \mathbb{N},$$

$$P\{X_3 = k\} = \frac{4}{5^k}, k \in \mathbb{N}.$$

Одредити карактеристичну функцију случајне величине  $X_1 + X_2 + X_3$ .

**Решење.** Карактеристичне функције случајних величина  $X_1$ ,  $X_2$  и  $X_3$  су редом:

$$\varphi_{X_1}(t) = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{1}{2^k} e^{ikt} = \frac{e^{it}}{2} \frac{1}{1 - e^{it}/2},$$

$$\varphi_{X_2}(t) = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{2}{3^k} e^{ikt} = \frac{2e^{it}}{3} \frac{1}{1 - e^{it}/3},$$

$$\varphi_{X_3}(t) = \sum_{k=1}^{+\infty} \frac{4}{5^k} e^{ikt} = \frac{4e^{it}}{5} \frac{1}{1 - e^{it}/5}.$$

Како су  $X_1$ ,  $X_2$  и  $X_3$  међусобно независне, то на основу теореме о производу важи

$$\varphi_{X_1+X_2+X_3}(t) = \varphi_{X_1}(t)\varphi_{X_2}(t)\varphi_{X_3}(t),$$

па је

$$\begin{aligned} \varphi_X(t) &= \frac{4}{15} e^{3it} \left( \frac{5}{1 - e^{it}/2} - \frac{5}{1 - e^{it}/3} + \frac{1}{1 - e^{it}/5} \right) \\ &= \frac{4}{15} e^{3it} \sum_{k=0}^{+\infty} e^{itk} \left( 5 \cdot \frac{1}{2^k} - 5 \cdot \frac{1}{3^k} + \frac{1}{5^k} \right) \\ &= \sum_{k=0}^{+\infty} e^{it(k+3)} \frac{4}{15} \left( 5 \cdot \frac{1}{2^k} - 5 \cdot \frac{1}{3^k} + \frac{1}{5^k} \right) \\ &= \sum_{k=3}^{+\infty} e^{itk} \frac{4}{15} \left( 5 \cdot \frac{1}{2^{k-3}} - 5 \cdot \frac{1}{3^{k-3}} + \frac{1}{5^{k-3}} \right). \end{aligned}$$

Дакле, случајна величина  $X_1 + X_2 + X_3$  има закон расподеле

$$P\{X = k\} = \frac{4}{15} \left( 5 \cdot \frac{1}{2^{k-3}} - 5 \cdot \frac{1}{3^{k-3}} + \frac{1}{5^{k-3}} \right), k = 3, 4, \dots$$

✓