

- Az  $X$  valószínűségi változó a  $[0, c]$  intervallumon veszi fel értékeit és ott sűrűségfüggvénye  $x^2$ . Határozzuk meg  $c$  értékét és annak valószínűségét, hogy  $1 < X < 3$ .
- Az  $X$  valószínűségi változó legyen geometriai eloszlású  $0 < p < 1$  paraméterrel, az  $Y$  valószínűségi változó pedig exponenciális eloszlású  $\lambda > 0$  paraméterrel, azaz sűrűségfüggvénye  $\mathbb{R} \ni x \mapsto \lambda e^{-\lambda x} \mathbb{I}(x > 0)$ .
  - Mennyi  $P(X \geq k + l | X \geq k)$ , ha  $k, l \in \mathbb{N}$ ?
  - Mennyi  $P(Y > t + s | Y > t)$ , ha  $s, t \geq 0$ ?
  - Határozzuk meg  $X$  feltételes eloszlását az  $\{X \leq k\}$  eseményre nézve ( $k \in \mathbb{N}$ ).
  - Határozzuk meg  $Y$  feltételes eloszlását az  $\{Y \leq s\}$  eseményre nézve ( $s > 0$ ).
  - Határozzuk meg  $1 - e^{-\lambda Y}$  eloszlás- és sűrűségfüggvényét.
- Az  $X$  valószínűségi változó az  $(a, b)$  intervallumból (a végpontok lehetnek végtelenek is) veszi fel értékeit, és ott eloszlásfüggvénye  $F$ , ami folytonos és szigorúan monoton. Milyen eloszlású az  $F(X)$  valószínűségi változó? Határozzuk meg az eloszlásfüggvényét és sűrűségfüggvényét (ha van).
- Számítógépünkbe csak egy véletlen függvény van beépítve. Ennek segítségével a  $[0, 1]$  intervallumból tudunk véletlen számot generálni egyenletes eloszlás szerint. Ezt felhasználva hogyan lehet tetszőlegesen előírt  $F$  eloszlásfüggvényű véletlen számot előállítani?
- Válasszunk egy pontot taláломra, egyenletesen az egységnégyzetből, azaz  $[0, 1] \times [0, 1]$ -ből. Jelölje  $\xi$  a választott pont két koordinátájának az összegét. Számítsuk ki  $\xi$  eloszlás- és sűrűségfüggvényét.
- Legyenek  $X$  és  $Y$  független valószínűségi változók,  $P(X = 0) = P(X = 1) = 1/2$ , és  $Y$  egyenletes eloszlású a  $(0, 1)$  intervallumon. Határozzuk meg a következő változók eloszlásfüggvényét:  $X + Y$ ,  $\frac{1}{2}X + Y$ ,  $XY$ .
- Egy részvény árfolyamáról feltételezik, hogy logaritmusa normális eloszlású. Vagyis ha  $X$  a részvény árfolyamát leíró valószínűségi változó, akkor  $\log X$  eloszlásfüggvénye

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dt \quad (\mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0).$$

Határozzuk meg  $X$  sűrűségfüggvényét.

- Azt mondjuk, hogy az  $X$  valószínűségi változó  $(\alpha, \beta)$  paraméterű Pareto-eloszlású ( $\alpha > 0, \beta > 0$ ), ha eloszlásfüggvénye

$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & \text{ha } x \leq 0; \\ 1 - \left(\frac{\beta}{\beta+x}\right)^\alpha, & \text{ha } x > 0. \end{cases}$$

Egy biztosító felelősségi káiról tudják, hogy millió forintban számolva  $(1, 2)$  paraméterű Pareto-eloszlásúak. Ha egy kárról tudjuk, hogy meghaladta az 1 millió forintot, mennyi annak valószínűsége, hogy nem haladja meg a 3 millió forintot?

- Mutassuk meg, hogy ha az  $X$  valószínűségi változó  $(\alpha, \beta)$  paraméterű Pareto-eloszlású, akkor  $\ln(1 + X/\beta)$  exponenciális eloszlású  $\alpha$  paraméterrel.
- Legyen  $F$  folytonos eloszlásfüggvény, amire  $F(0) = 0$ . Mutassuk meg, hogy  $G(x) = 0$  (ha  $x < 1$ ),  $G(x) = F(x) - F(1/x)$  (ha  $x > 1$ ) is eloszlásfüggvény.

11. A hidrológiában, távközlésben, biológiában és más területeken az egyik leggyakrabban alkalmazott eloszlás a gamma eloszlás. Egy valószínűségi változó gamma eloszlású, ha sűrűségfüggvénye

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\Gamma(\alpha)} \lambda^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\lambda x}, & \text{ha } x > 0; \\ 0 & \text{különben,} \end{cases}$$

ahol  $\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty x^{\alpha-1} e^{-x} dx$ .  $\lambda > 0$  az eloszlás paramétere,  $\alpha > 0$  pedig a rendje. Jelölése  $\Gamma(\alpha, \lambda)$ . Mutassuk meg, hogy a)  $\Gamma(a) = a\Gamma(a)$  minden  $a > 0$ -ra; b) az imént definiált  $f$  függvény valóban sűrűségfüggvény.

12.  $X$  egyenletes eloszlású valószínűségi változó a  $(0, \pi)$  intervallumon. Mi  $\text{tg}(X)$  sűrűségfüggvénye?
13. Az  $X$  valószínűségi változó eloszlásfüggvénye  $F$ ,  $a, b$  adott számok. Mi  $aX + b$  eloszlásfüggvénye?
14.  $X$  standard normális eloszlású valószínűségi változó. Mi  $X^2$  sűrűségfüggvénye?
15.  $U$  és  $V$  független valószínűségi változók  $f$  és  $g$  sűrűségfüggvénnyel. Határozzuk meg  $U - V$  sűrűségfüggvényét.
16. Az  $X$  valószínűségi vektorváltozó legyen egyenletes eloszlású  
a) az  $\{(x, y) : 0 \leq x, y \leq 1\}$  egységnégyzeten;  
b) az  $\{(x, y) : 0 \leq x < y \leq 1\}$  háromszögön.  
Mindkét esetben számítsuk ki  $X$  eloszlás- és sűrűségfüggvényét, valamint a peremeloszlások eloszlás- és sűrűségfüggvényét.
17. Válasszunk egy pontot egyenletes eloszlás szerint a  $[0, 1] \times [0, 1]$  egységnégyzetből. Jelölje  $(X, Y)$  a kiválasztott pont koordinátáit. Számítsuk ki  $Z = -\ln(XY)$  sűrűségfüggvényét.
18. Legyenek  $U$  és  $V$  független standard normális eloszlású valószínűségi változók. a) Határozzuk meg  $(U + V, U - V)$  együttes eloszlását. b) Milyen eloszlású  $U + V$ ? Milyen eloszlású  $U - V$ ?
19. Legyenek  $X$  és  $Y$  független standard normális eloszlású valószínűségi változók. Számítsuk ki a  $(2X + 3Y, -X + Y)$  valószínűségi vektorváltozó együttes sűrűségfüggvényét.
20. Azt mondjuk, hogy az  $(X, Y)$  valószínűségi vektorváltozó normális eloszlású  $\mu$  várható értékkel és  $\Sigma$  kovarianciamátrixszal, ha  $(X, Y)$  együttes sűrűségfüggvénye

$$f(\underline{s}) = \frac{1}{2\pi} \exp\left(-\frac{1}{2}(\underline{s} - \underline{\mu})^T \Sigma^{-1}(\underline{s} - \underline{\mu})\right).$$

Itt  $\underline{s}, \underline{\mu} \in \mathbb{R}^2$  vektorok,  $\Sigma \in \mathbb{R}^{2 \times 2}$  szimmetrikus pozitív definit mátrix.

Bizonyítsuk be, hogy ha  $\Sigma_{12} = \Sigma_{21} = 0$ , akkor  $X$  és  $Y$  függetlenek.

(Megjegyzés: ilyenkor  $\Sigma_{12} = \Sigma_{21} = \text{cov}(X, Y)$ .)

21. Legyenek  $U_1$  és  $U_2$  a  $[0, 1]$  intervallumban egyenletes eloszlású, független valószínűségi változók. Legyen

$$X_1 = \sqrt{-2 \log U_1} \cos(2\pi U_2), \quad X_2 = \sqrt{-2 \log U_1} \sin(2\pi U_2).$$

Mutassuk meg, hogy  $X_1$  és  $X_2$  független standard normális eloszlású valószínűségi változók.

22.  $X$  és  $Y$  legyenek független standard normális eloszlású valószínűségi változók. Mennyi annak valószínűsége, hogy a)  $Y < |X|$ ? b)  $2 < |X| + |Y| < 3$ ?

23. A standard Cauchy-eloszlás sűrűségfüggvénye  $f(x) = \frac{C}{1+x^2}$ .
- Legyen  $U$  a  $[0, 2\pi]$  intervallumban egyenletes eloszlású. Mutassuk meg, hogy ekkor  $X = \operatorname{tg} U$  eloszlása Cauchy. Mennyi  $C$  értéke?
  - Legyen  $X$  Cauchy-eloszlású. Határozzuk meg  $\log |X|$  sűrűségfüggvényét.
  - Legyenek  $X$  és  $Y$  független és Cauchy-eloszlású. Bizonyítsuk be, hogy ekkor  $(X + Y)/2$  is Cauchy-eloszlású.
  - Legyenek  $X$  és  $Y$  független standard normális eloszlású valószínűségi változók. Bizonyítsuk be, hogy  $X/Y$  Cauchy-eloszlású.

24. (+) Legyen  $X, Y$  és  $Z$  független és standard normális eloszlású. Határozzuk meg  $\frac{X+YZ}{\sqrt{1+Z^2}}$  eloszlását.
25.  $X$  és  $Y$  függetlenek, eloszlásuk rendre  $\operatorname{Gamma}(a, \lambda)$  és  $\operatorname{Gamma}(b, \lambda)$ . Bizonyítsuk be, hogy  $X + Y$  és  $X/(X + Y)$  függetlenek, és határozzuk meg az eloszlásukat.

26. A  $q$  szabadsági fokú  $\chi^2$ -eloszlás  $q$  darab független standard normális eloszlású valószínűségi változó négyzetösszegének eloszlása. Határozzuk meg a sűrűségfüggvényét.

27.  $X_1, \dots, X_n$  független, a  $[0, 1]$  intervallumon egyenletes eloszlású valószínűségi változók. Sorbarendezve az  $X_1^* \leq X_2^* \leq \dots \leq X_n^*$  sorozatot kapjuk belőlük.

- Határozzuk meg  $X_k^*$  eloszlás- és sűrűségfüggvényét.
- Határozzuk meg  $(X_1^*, \dots, X_n^*)$  együttes eloszlását, és mutassuk meg, hogy ez megegyezik

$$\left( \frac{Y_1}{Y_1 + \dots + Y_{n+1}}, \frac{Y_1 + Y_2}{Y_1 + \dots + Y_{n+1}}, \dots, \frac{Y_1 + \dots + Y_n}{Y_1 + \dots + Y_{n+1}} \right)$$

együttes eloszlásával, ahol  $Y_1, \dots, Y_{n+1}$  független, azonos exponenciális eloszlású valószínűségi változók. Igaz-e, hogy a fenti,  $Y_i$ -k részletösszegeiből képzett valószínűségi vektorváltozó független az  $Y_1 + \dots + Y_{n+1}$  összegtől?

28. Legyenek  $X$  és  $Y$  független, azonos exponenciális eloszlású valószínűségi változók. Határozzuk meg  $|X - Y|$  eloszlását.

29. Legyen  $X$  exponenciális eloszlású valószínűségi változó. Mutassuk meg, hogy ekkor  $[X]$  és  $\{X\}$  független. Milyen eloszlásúak?

30. a) Legyen  $\Omega = \mathbb{N}$  egy valószínűségi mező alaphalmaza. Vannak-e olyan  $X_1, X_2, \dots$  valószínűségi változók ezen a valószínűségi mezőn, melyek függetlenek, és mindegyiknek az eloszlása egy szabályos kockadobás eloszlása?

b) Van-e olyan valószínűségi mező, melyen vannak olyan  $X_1, X_2, \dots$  független valószínűségi változók, hogy mindegyiknek az eloszlása egy szabályos kockadobás eloszlása?

c) Van-e olyan valószínűségi mező, melyen vannak olyan  $Y_1, Y_2, \dots$  valószínűségi változók, hogy az  $(Y_1, Y_2), (Y_3, Y_4), \dots$  párok függetlenek, minden  $Y_i$  eloszlása standard normális, és  $(Y_{2i-1}, Y_{2i})$  kovarianciája 0, 2 minden  $i \geq 1$  egészre?

31. Az  $X$  valószínűségi változó *koncentrációfüggvénye*  $Q_X(t) = \sup_x \mathbb{P}(x \leq X \leq x + t)$ ,  $t \geq 0$ . Mutassuk meg, hogy ha  $X$  és  $Y$  független, akkor  $Q_{X+Y}(t) \leq Q_X(t)$ .

32. Legyenek  $X$  és  $Y$  független és egyenletes eloszlású a  $(0, 1)$  intervallumon, továbbá legyen  $Z = \{X + Y\}$ . Mutassuk meg, hogy ekkor  $X, Y, Z$  páronként függetlenek és azonos eloszlásúak, de közülük bármely kettő már egyértelműen meghatározza a harmadikat.

33. (+)  $X_1, X_2, \dots$  legyenek független, a  $[0, 1]$  intervallumon egyenletes eloszlású valószínűségi változók. Legyen

$$N = \min\{n : X_1 + X_2 + \dots + X_n > 1\}.$$

- a) Számítsuk ki az  $N$  valószínűségi változó várható értékét.  
b) Számítsuk ki az  $S_N$  valószínűségi változó várható értékét.

34. (+)  $X_1, X_2, \dots$  legyenek független, a  $[0, 1]$  intervallumon egyenletes eloszlású valószínűségi változók. Legyen

$$N = \min\{n : X_1 \cdot X_2 \cdot \dots \cdot X_n < 1/2\}.$$

Számítsuk ki az  $N$  valószínűségi változó várható értékét.

35. Legyen  $X$  standard normális eloszlású. Mutassuk meg, hogy  $c, t > 0$  esetén

$$\mathbb{P}\left(Y > t + \frac{c}{t} \mid Y > t\right) < e^{-c}.$$

Mi a határértéke a bal oldalnak, ha  $t \rightarrow \infty$ ?

---

36. Számoljuk ki az  $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$  sűrűségfüggvényű  $N(\mu, \sigma^2)$  normális eloszlás várható értékét és szórásnégyzetét.

37. Számoljuk ki a standard normális eloszlás pozitív egész rendű momentumait.

38. Legyen  $X$  és  $Y$  független és standard normális eloszlású. Számoljuk ki

$$(1 + X^2 + Y^2)^{-3/2} \exp\left(\frac{1}{2}(X^2 + Y^2)\right)$$

várható értékét.

39. Számítsuk ki a gamma-eloszlás várható értékét, szórását és tetszőleges rendű momentumait.

40. Pozitív  $a$  és  $b$  esetén a  $B(a, b) = \int_0^1 x^{a-1}(1-x)^{b-1} dx$  mennyiséget teljes bétaintegrálnak nevezzük, az  $f(x) = \frac{1}{B(a,b)} x^{a-1}(1-x)^{b-1}$ ,  $0 < x < 1$  sűrűségfüggvényű eloszlást pedig  $(a, b)$  paraméterű béta-eloszlásnak. Legyenek  $X$  és  $Y$  független, rendre  $a$ , ill.  $b$  rendű, és egyforma  $\lambda$  paraméterű gamma-eloszlású valószínűségi változók.

a) Határozzuk meg  $U = \frac{X}{X+Y}$  és  $V = X + Y$  együttes sűrűségfüggvényét. Mutassuk meg, hogy  $U$   $(a, b)$  paraméterű béta-eloszlású,  $V$  pedig  $a + b$  rendű és  $\lambda$  paraméterű gamma-eloszlású, továbbá  $U$  és  $V$  függetlenek.

b) Határozzuk meg (számolás nélkül) a teljes bétaintegrál értékét.

c) Számítsuk ki a béta-eloszlás várható értékét, szórását és tetszőleges rendű momentumait.

41. Legyenek  $X_1, \dots, X_n$  független, 1 várható értékű, exponenciális eloszlású valószínűségi változók.

a) Milyen eloszlású  $\min(X_1, \dots, X_n)$ ?

b) Mennyi  $\min(X_1, \dots, X_n)$  várható értéke és szórása?

c) (+) Határozzuk meg  $\max(X_1, \dots, X_n)$  várható értékét és szórását.

42. Legyen  $X$  egységnyi paraméterű exponenciális eloszlású valószínűségi változó. Adjuk meg  $|X - 2|$  eloszlásfüggvényét, sűrűségfüggvényét és várható értékét.

43. Legyen  $X$  egyenletes eloszlású a  $(0, 2)$  intervallumon. Számítsuk ki az  $R(X^2, X^3)$  korrelációs együtthatót.

44. Legyen  $X$  sűrűségfüggvénye  $f(x) = 3x^2/7$ , ha  $1 < x < 2$ , máshol pedig 0. Számítsuk ki  $X$  és  $1/X$  korrelációs együtthatóját.

45. Legyenek az  $X$  és az  $Y$  valószínűségi változók függetlenek és azonos eloszlásúak, a sűrűségfüggvényük  $f(x) = \frac{1}{2} \sin x$ , ha  $0 < x < \pi$ , és 0 máshol. Számítsuk ki az  $R(X, X - 2Y)$  korrelációs együtthatót.
46. Legyenek  $X$  és  $Y$  független, exponenciális eloszlású valószínűségi változók, rendre  $\lambda$  és  $\mu$  paraméterrel. Számítsuk ki  $\min\{X, Y\}$  és  $\max\{X, Y\}$  korrelációs együtthatóját.
47. Legyenek  $X_1, X_2, \dots$  a  $(0, 1)$  intervallumban egyenletes eloszlású független valószínűségi változók, továbbá legyen  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ .
- a) Mutassuk meg, hogy  $n > 1$ -re az  $S_n$  egészrészének és törtrészének a kovarianciája  $-1/12$ .
- b) Számítsuk ki a korrelációs együtthatójukat.

48. (+) A  $[0, 1]$  intervallumban választunk egy pontot egyenletes eloszlás szerint, ez  $X$ . Az így keletkezett két intervallumban is választunk egy-egy pontot egyenletes eloszlás szerint, ezek  $Y$  és  $Z$  (így  $Y \leq X \leq Z$ ). Milyen eloszlású  $(X - Y)/(Z - Y)$ ?

49. Legyen  $P$  és  $Q$  (ugyanazon a mérhető téren értelmezett) két valószínűségeloszlás. Ekkor  $P$  és  $Q$  információs divergenciája a

$$D(P\|Q) = \int \log \frac{dP}{dQ} dP$$

mennyiség, ha  $P \ll Q$ , illetve  $+\infty$ , ha nem. Mutassuk meg, hogy  $D(P\|Q) \geq 0$ , és egyenlőség pontosan akkor teljesül, ha  $P = Q$ .

50. Az  $f$  sűrűségfüggvényű eloszlás metrikus entrópiájának vagy differenciálenrópiájának a  $H(f) = -\int f(x) \log f(x) dx$  (ahol  $0 \cdot \log 0 = 0$ ) mennyiséget nevezzük. Abszolút folytonos eloszlású  $X$  valószínűségi változó esetén jelölje  $H(X)$  az eloszlás metrikus entrópiáját. Bizonyítsuk be, hogy
- a)  $H(X + c) = H(X)$ ,  $H(cX) = H(X) - \log |c|$ ,
- b) ha  $D^2(X) = \sigma^2$ , akkor  $H(X) \leq \frac{1}{2}(1 + \log 2\pi\sigma^2)$ , és egyenlőség csak normális eloszlás esetén teljesül,
- c) ha  $P(X \geq 0) = 1$  és  $EX = \mu$ , akkor  $H(X) \leq 1 + \log \mu$ , és egyenlőség csak exponenciális eloszlás esetén teljesül,
- d) ha  $P(a \leq X \leq b) = 1$ , akkor  $H(f) \leq \log(b - a)$ , és egyenlőség csak az egyenletes eloszlás esetén teljesül.

51. Legyen az  $X_n : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  valószínűségi változó eloszlása a következő:

$$\mathbb{P}(X_n = n^2) = \mathbb{P}(X_n = -n^2) = 1/\sqrt{n}; \quad \mathbb{P}(X_n = 1/n^2) = \mathbb{P}(X_n = -1/n^2) = 1/2 - 1/\sqrt{n}.$$

Konvergens-e az  $(X_n)$  sorozat eloszlásban, illetve sztochasztikusan? Ha igen, mi a limesz?

52. Az  $(Y_n)$  valószínűségi változó legyen egyenletes eloszlású az  $\{0, 1/n, 2/n, \dots, 1\}$  halmazon (vagyis  $Y_n$  a halmaz minden elemét azonos valószínűséggel veszi fel). Konvergens-e  $(Y_n)$  eloszlásban?
53. Mutassuk meg, hogy ha  $c \in \mathbb{R}$  rögzített szám, és a  $(\xi_n)$  valószínűségi változók sorozata eloszlásban konvergál  $c$ -hez, akkor  $\xi_n \rightarrow c$  sztochasztikusan is.
54. Mutassuk meg, hogy ha  $\xi_n, \xi$  azonos valószínűségi mezőn értelmezett valószínűségi változók,  $\xi_n \rightarrow \xi$  eloszlásban és  $\eta_n \rightarrow 0$  sztochasztikusan, akkor a)  $\xi_n + \eta_n \rightarrow \xi$  eloszlásban; b)  $\xi_n \eta_n \rightarrow 0$  sztochasztikusan.
55.  $\xi_n \rightarrow \xi$  eloszlásban. Következik-e ebből, hogy  $\xi_n - \xi \rightarrow 0$  eloszlásban?
56. Mutassunk arra példát, hogy  $\xi_n, \xi$  azonos valószínűségi mezőn értelmezett valószínűségi változók és  $\xi_n \rightarrow \xi$  eloszlásban, de nem sztochasztikusan.

57. Bizonyítsuk be, hogy az  $(X_n)$  valószínűségi változók sorozata pontosan akkor konvergál sztochasztikusan az  $X$  valószínűségi változóhoz, ha minden  $(X_{n_k})$  részsorozatnak van olyan részsorozata, mely 1 valószínűséggel konvergál  $X$ -hez.
58. Mutassunk meg példákkal, hogy az  $L^1$ -beli konvergencia és az 1 valószínűségi konvergencia közül egyikből sem következik a másik.
59. Legyenek  $(X_n)$  és  $X$  valószínűségi változók nemnegatívak és véges várható értékűek. Mutassuk meg, hogy  $X_n \rightarrow X$  pontosan akkor teljesül  $L^1$ -ben, ha  $X_n \rightarrow X$  sztochasztikusan és  $\mathbb{E}(X_n) \rightarrow \mathbb{E}(X)$ .
60. Mutassuk meg, hogy  $\xi_n \rightarrow \xi$  majdnem mindenütt akkor és csak akkor, ha minden  $\varepsilon > 0$ -ra teljesül, hogy  $P(|\xi_n - \xi| \geq \varepsilon \text{ végtelen sok } n\text{-re}) = 0$ .

61. Van-e olyan valószínűségi változó, amelynek karakterisztikus függvénye a)  $\cos t$ ; b)  $\frac{\sin t}{t}$ ; c)  $\cos^2 t$ ?  
d)  $e^{-|t|}$ ? e)  $\frac{\sin t}{2t}$ ? f)  $\frac{\sin(t/2)}{(t/2)}$ ?
62. Legyen  $\varphi(t) = t + 1$ , ha  $-1 \leq t \leq 0$ ,  $\varphi(t) = 1 - t$ , ha  $0 \leq t \leq 1$ , és 0 különben. Van-e olyan valószínűségi változó, aminek a karakterisztikus függvénye  $\varphi$ ?
63. Legyen  $\Phi$  az  $X$  valószínűségi változó karakterisztikus függvénye. Van-e olyan valószínűségi változó, aminek karakterisztikus függvénye  $|\Phi(t)|^2$ ?
64. Mutassuk meg, hogy ha létezik  $t_0 \neq 0 : |\Phi(t_0)| = 1$ , akkor a megfelelő eloszlás rácisos.
65. Az  $X$  valószínűségi változó karakterisztikus függvénye  $e^{-t^2/2}$ . Milyen eloszlású  $X$ ?
66. a) Legyenek  $X$  és  $Y$  független, standard normális eloszlású valószínűségi változók. Határozzuk meg  $X + Y$  karakterisztikus függvényét és eloszlását. b) Legyenek  $X \sim N(m_1, \sigma_1^2)$  és  $Y \sim N(m_2, \sigma_2^2)$  független valószínűségi változók. Határozzuk meg  $X + Y$  eloszlását.
67. a) Legyenek  $X, Y$  független  $1/6$  paraméterű geometriai eloszlású valószínűségi változók. Számítsuk ki  $X - Y$  karakterisztikus függvényét. b) Az  $X_1, \dots, X_n$  valószínűségi változók függetlenek, azonos eloszlásúak.  $X_1 + \dots + X_n$  karakterisztikus függvénye  $e^{-t^2/2}$ . Milyen eloszlású  $X_1$ ?
68. a) Legyen  $X$   $\lambda$  paraméterű Poisson-eloszlású valószínűségi változó. Számítsuk ki a karakterisztikus függvényét. b) Bizonyítsuk be, hogy független Poisson-eloszlású valószínűségi változók összege is Poisson-eloszlású, és a paraméterek összeadódnak.
69. (+) Azt mondjuk, hogy az  $X$  valószínűségi változó korlátlanul osztható, ha minden  $n \geq 1$  egészhez van olyan  $Y_n$  valószínűségi változó, hogy  $n$  darab független,  $Y_n$ -nel azonos eloszlású valószínűségi változó összegének eloszlása éppen  $X$  eloszlása. Bizonyítsuk be, hogy korlátlanul osztható valószínűségi változó karakterisztikus függvénye sehol sem 0.

70. Legyen  $X_p$  geometriai eloszlású valószínűségi változó  $p$  paraméterrel. Határozzuk meg  $pX_p$  határ-eloszlását, amint  $p \rightarrow 0$ .
71. Legalább hány embert kell megkérdeznünk egy közvéleménykutatásnál, ha azt szeretnénk, hogy ez alapján egy párt támogatottságát legalább 0,98 valószínűséggel 0,05-nél kisebb hibával becsüljük meg?
72. A  $\xi_n$  valószínűségi változó  $\text{Gamma}(n, \lambda)$  eloszlású. Mennyi

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P} \left( \frac{\lambda \xi_n - n}{\sqrt{n}} < 1,96 \right)?$$

73. Legyen  $X_\lambda$  Poisson-eloszlású valószínűségi változó, melynek várható értéke  $\lambda$ . Határozzuk meg  $(X_\lambda - \lambda)/\sqrt{\lambda}$  határ-eloszlását, amint  $\lambda \rightarrow \infty$ .

74. Legyen az  $X_n$  valószínűségi változó  $n$  rendű és  $p$  paraméterű negatív binomiális valószínűségi változó. Számítsuk ki  $\frac{pX_n - n}{\sqrt{n(1-p)}}$  határeloszlását, amint  $n \rightarrow \infty$ .

75.  $\xi_1, \xi_2, \dots$  független valószínűségi változók, eloszlásuk:  $P(\xi_n = 1) = 1/n$ ,  $P(\xi_n = 0) = 1 - 1/n$ . Mihez tart eloszlásban  $n \rightarrow \infty$  esetén

$$\frac{\xi_1 + \dots + \xi_n - \mathbb{E}(\xi_1 + \dots + \xi_n)}{D(\xi_1 + \dots + \xi_n)}?$$

76. Minden pozitív egész  $n$ -re a  $\xi_{n,1}, \xi_{n,2}, \dots, \xi_{n,n}$  valószínűségi változók függetlenek, azonos eloszlásúak, úgy, hogy

$$\mathbb{P}(\xi_{n,k} = \sqrt{n}) = \mathbb{P}(\xi_{n,k} = -\sqrt{n}) = 1/2n, \quad \mathbb{P}(\xi_{n,k} = 0) = (n-1)/n.$$

Mihez tart eloszlásban  $n \rightarrow \infty$  esetén

$$\frac{\xi_{n,1} + \xi_{n,2} + \dots + \xi_{n,n}}{\sqrt{n}D(\xi_{n,1})}?$$

77. Legyenek  $X_1, \dots, X_n$  független, azonos, a  $[0, 1]$  intervallumon egyenletes eloszlású valószínűségi változók. Mutassuk meg, hogy minden  $x$ -re  $n \rightarrow \infty$  esetén

$$\mathbb{P}\left(\frac{4\sum_{k=1}^n kX_k - n^2}{n^{3/2}} < x\right) \rightarrow \Phi\left(\frac{3x}{2}\right).$$

78. Az  $X_1, X_2, \dots$  valószínűségi változók legyenek független kockadobások eredményei. Számítsuk ki az alábbiakat:

- $E(X_1 + X_2)$ ;
- $\mathbb{E}(X_1 | X_1 + X_2 = 4)$ ;
- $\mathbb{E}(X_1 | X_1 + X_2 = 7)$ ;
- $\mathbb{E}(X_1 | X_1 + X_2)$ ;
- $\mathbb{E}(X_1 | X_1 + \dots + X_n)$ ;
- $\mathbb{E}(X_1 + X_2 + X_3 | X_1)$ ;
- $\mathbb{E}(X_1 X_2 | X_1)$ ;
- $\mathbb{E}(X_1 X_2 | X_3 + X_4)$ ;
- $\mathbb{E}(X_1^2 X_2 X_3 | X_2)$ .

79. Legyenek  $X$  és  $Y$  független, azonos paraméterű geometriai eloszlású valószínűségi változók. Számítsuk ki az alábbiakat:  $\mathbb{P}(X = k | X < Y)$ ,  $\mathbb{P}(X = k | X = Y)$ ,  $\mathbb{P}(X = k | X + Y)$ ,  $\mathbb{E}(X | X + Y)$ .

80. Az  $X, Y$  valószínűségi változók legyenek független  $\lambda$  paraméterű exponenciális eloszlásúak. a) Határozzuk meg  $\mathbb{E}(X | X + Y)$ -t. b) Határozzuk meg  $X$ -nek  $X + Y$ -ra vonatkozó feltételes sűrűségfüggvényét.

81.  $X_1, X_2, \dots$  független azonos eloszlású valószínűségi változók.  $\mathcal{F}_n = \sigma(S_n, S_{n+1}, \dots)$  minden  $n$  egészre, ahol  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ . Mi lesz  $\mathbb{E}(X_1 | \mathcal{F}_n)$ ?

82. Százszor dobunk egy olyan pénzérmével, mellyel  $p$  a fej dobásának valószínűsége. A dobások egymástól függetlenek. Jelölje  $X$ , hogy az első huszonöt dobásból hány fej lett,  $Y$  pedig, hogy hány fejet dobtunk összesen. a) Határozzuk meg  $\mathbb{E}(Y | X)$ -t. b) Határozzuk meg  $\mathbb{E}(X | Y)$ -t.

83.  $(X, Y)$  együttes sűrűségfüggvénye  $h(x, y) = e^{-y}$ , ha  $0 < x < y$ , és 0 különben. Határozzuk meg  $\mathbb{E}(X | Y)$ -t és  $\mathbb{E}(Y | X)$ -t.

84.  $(X, Y)$  együttes sűrűségfüggvénye  $h(x, y) = \frac{12}{5}(x + y)$ , ha  $0 \leq \frac{x}{2} \leq y \leq 1 - \frac{x}{2}$ , és 0 különben. Határozzuk meg  $\mathbb{E}(Y|X)$ -t.

85. Legyen  $S_n$  bolyongás: 0-ból indulva minden lépésben a korábbiaktól függetlenül  $p$  valószínűséggel felfelé,  $q = 1 - p$  valószínűséggel lefelé lépünk egyet.  $S_n$  azt jelöli, hogy hova érkezőnk  $n$  lépés után.

a) Milyen  $c$ -re igaz, hogy  $S_n - nc$  martingál?

b) Bizonyítsuk be, hogy  $\left(\frac{q}{p}\right)^{S_n}$  martingál.

c) Legyen  $\tau$  az első olyan időpont, amikor a bolyongás elér 10-be vagy  $-5$ -be. Bizonyítsuk be, hogy  $\tau$  megállási idő.

d) Mennyi annak valószínűsége, hogy  $S_\tau = 10$ , vagyis a bolyongás hamarabb ér 10-be, mint  $-5$ -be?

e) Határozzuk meg  $\tau$  várható értékét.

86. Bizonyítsuk be, hogy az alábbi folyamatok mindegyike martingál.

a)  $S_n, S_n^2 - n, Y_n = t^n \left(\frac{1+\sqrt{1-t^2}}{t}\right)^{S_n}$ ,  $\mathcal{F}_n = \sigma(S_1, \dots, S_n)$ ,  $0 < t < 1$  rögzített,  $(S_n)$  egyszerű szimmetrikus bolyongás.

b)  $Z_n = 2^n \prod_{i=1}^n X_i$ ,  $\mathcal{F}_n = \sigma(X_1, \dots, X_n)$ , ahol  $X_1, X_2, \dots$  független, a  $(0, 1)$  intervallumon egyenletes eloszlású valószínűségi változók.

c)  $Z_n = \exp\left(\lambda \sum_{i=1}^n X_i - \frac{n\lambda^2}{2}\right)$ ,  $\mathcal{F}_n = \sigma(X_1, \dots, X_n)$ , ahol  $\lambda > 0$  rögzített,  $X_1, X_2, \dots$  független, standard normális eloszlású valószínűségi változók. Mutassuk meg azt is, hogy

$$\mathbb{P}\left(\max_{1 \leq k \leq n} \left(\sum_{i=1}^k X_i - \frac{\alpha k}{2}\right) > \beta\right) \leq e^{-\alpha\beta} \quad (\alpha, \beta > 0).$$

d)  $Z_n = (\lambda^n \prod_{i=1}^n (X_{2i-1} + X_{2i}))^{-1}$ ,  $\mathcal{F}_n = \sigma(X_1, \dots, X_n)$ , ahol  $X_1, X_2, \dots$  független,  $\lambda$  paraméterű exponenciális eloszlású valószínűségi változók.

87. Mutassuk meg, hogy  $(I(\nu > n), \mathcal{F}_n)$  supermartingál és  $(I(\nu \leq n), \mathcal{F}_n)$  submartingál, ha  $\nu$  megállási idő.

88. Legyenek az  $X_1, \dots, X_n$  valószínűségi változók függetlenek,  $E(X_n) = 0$ ,  $D^2(X_n) = \sigma_n^2$ ,  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ ,  $B_n^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \dots + \sigma_n^2$ . Mutassuk meg, hogy  $S_n^2 - B_n^2$  martingál.

89. Egy részeg ember bolyong a síkon a lámpaoszloptól indulva. Minden lépése egységnyi hosszúságú, az iránya viszont véletlenszerű. Jelölje  $X_n$  a távolságát az oszloptól  $n$  lépés után. Mutassuk meg, hogy  $X_n^2 - n$  martingál.

90. Egy urnában  $a$  piros és  $b$  kék golyó van. Minden húzásnál kivesszünk egy darabot véletlenszerűen egyenletesen, és  $c$  olyan színű golyót teszünk az urnába, amilyen színűt húztunk. Bizonyítsuk be, hogy a piros golyók aránya 1 valószínűséggel konvergál, amint a húzások száma végtelenhez tart. Mi a limesz eloszlása?

91. Mihez tart  $n$  szabályos kockadobás mértani közepe? Pontosabban legyenek  $X_1, X_2, \dots$  független, szabályos kockadobások. Mihez tart az  $\sqrt[n]{X_1 \dots X_n}$  sorozat 1 valószínűséggel, amint  $n \rightarrow \infty$ ?

92. <sup>(+)</sup> Legyen  $X_n$  a következő tulajdonságú,  $[0, 1]$ -beli értékeket felvevő valószínűségiváltozó-sorozat:  $X_1 = a$  valamely  $0 < a < 1$ -re és

$$P\left(X_{n+1} = \frac{X_n}{2} \middle| \mathcal{F}_n\right) = 1 - X_n; \quad P\left(X_{n+1} = \frac{X_n + 1}{2} \middle| \mathcal{F}_n\right) = X_n.$$

Mutassuk meg, hogy  $X_n$   $L_1$ -ben konvergens martingál. Adjuk meg  $X_\infty$  eloszlását.



93. Mutassuk meg, hogy ha az  $X_n$  szubmartingálra  $E(X_n) = E(X_1)$  minden  $n$ -re, akkor  $X_n$  martingál.
94. Legyenek  $X_1, X_2, \dots$  valószínűségi változók,  $S_n = X_1 + \dots + X_n$  ( $n \geq 1$ ). Tegyük fel, hogy  $S_n$  martingál az  $\mathcal{F}_n$  filtrációra nézve. Mennyi  $\mathbb{E}(X_i X_j)$ , ha  $i \neq j$ ?
95. Tekintsük a következő bolyongást:  $P(X_1 = 1) = P(X_1 = -1) = 1/2$ , az  $X_i$  is az  $1, -1$  értékeket veszi fel, de  $P(X_i = X_{i-1}) = p$  és  $P(X_i = -X_{i-1}) = 1 - p$ . Legyen  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ . Mutassuk meg, hogy  $S_{n-1} + \frac{X_n}{2(1-p)}$  martingál.
96. Legyen  $a, b > 0$ , tegyük fel, hogy  $(X_n, \mathcal{F}_n)$  és  $(Y_n, \mathcal{F}_n)$  szubmartingál. Ekkor  $(aX_n + bY_n, \mathcal{F}_n)$  és  $(\max(X_n, Y_n), \mathcal{F}_n)$  is szubmartingál. Fogalmazzuk meg az analóg állításokat supermartingálokra!
97. Legyen  $X_n$  független valószínűségi változók sorozata a következő eloszlással:  $P(X_n = 1/2) = P(X_n = 3/2) = 1/2$ . Legyen  $Y_n = X_1 \cdot \dots \cdot X_n$ . Mutassuk meg, hogy martingál. Hova konvergál?
98. Legyenek  $X_1, X_2, \dots$  független valószínűségi változók az alábbi eloszlással:

$$P(X_n = -n^2) = \frac{1}{n^2}; \quad P\left(X_n = \frac{n^2}{n^2 - 1}\right) = 1 - \frac{1}{n^2}.$$

Mutassuk meg, hogy  $S_n = X_1 + \dots + X_n$  martingál a természetes  $\sigma$ -algebrasorozatra nézve. Mihez tart?

99. (+) Tekintsük az  $\{1, \dots, n\}$  halmaz egy véletlen permutációját, úgy, hogy minden permutáció egyformán valószínű. Mennyi annak valószínűsége, hogy a permutáció minden ciklusa belemetsz az  $\{1, \dots, k\}$  halmazba?
100. (+) A Galton–Watson elágazó folyamatot a következőképpen definiáljuk. Kezdetben  $Z_0 = 1$  egyed él, ő a nulladik nemzedék. Az egyes egyedek egymástól függetlenül véletlen számú utódot hoznak létre egy rögzített, nemnegatív egész értékű eloszlás szerint. Az  $n$ . nemzedék utódai alkotják az  $n+1$ . nemzedéket. Legyen  $Z_n$  az  $n$ . nemzedék létszáma. Jelölje  $\mu$  az utódeloszlás várható értékét,  $\sigma^2$  pedig a szórásnégyzetét, és tegyük fel, hogy  $\mu > 1$  (szuperkritikus eset).
- a) Mutassuk meg, hogy  $W_n = \mu^{-n} Z_n$  martingál, amely 1 valószínűséggel konvergens, és ha  $\sigma^2 < \infty$ , akkor  $L^2$ -ben is. Jelölje a határértéket  $W$ .
- b) Jelölje  $p$  annak valószínűségét, hogy a folyamat kihal, vagyis van olyan  $n$ , melyre  $Z_n = 0$ . Igazoljuk, hogy  $(p^{Z_n})$  martingál.
- c) Mutassuk meg, hogy  $\mathbb{P}(W = 0) = p$ , tehát ha a folyamat nem hal ki, akkor exponenciális gyorsasággal növekszik.

101. Legyenek  $A_1, \dots, A_n$  események. A függetlenség definíciójában az alábbi egyenletek közül  $2^n - n - 1$  szerepel:  $\mathbb{P}(A_{i_1} \cap A_{i_2} \dots \cap A_{i_j}) = \mathbb{P}(A_{i_1}) \cdot \mathbb{P}(A_{i_2}) \cdot \dots \cdot \mathbb{P}(A_{i_j})$ . Ehelyett tekintsük most az alábbi egyenleteket:  $\mathbb{P}(A'_{i_1} \cap A'_{i_2} \dots \cap A'_{i_n}) = \mathbb{P}(A'_{i_1}) \cdot \mathbb{P}(A'_{i_2}) \cdot \dots \cdot \mathbb{P}(A'_{i_n})$ , ahol  $A'_i$  vagy  $A_i$ , vagy  $\overline{A_i}$ . Ilyenből  $2^n$  darab van. Ezek közül is elég  $2^n - n - 1$  darab, hogy már következzen az  $A_1, \dots, A_n$  események függetlensége? Ha igen, melyek azok, amelyeket el lehet hagyni?
102.  $n$  golyót helyezünk el  $r$  urnában véletlenszerűen, egyenletesen, függetlenül. Jelölje  $U$  az üresen maradt cellák számát. Számítsuk ki  $U$  várható értékét és szórásnégyzetét.
103.  $n$  golyót osztunk szét  $n$  urnába úgy, hogy mind az  $n^n$  lehetőség egyformán valószínű. Jelölje  $X$  az üresen maradt cellák számát. Hogyan válasszuk meg  $k(n)$ , hogy a lehető legkisebb legyen, de  $\mathbb{P}(X \geq k)$  teljesüljön?
104. (+) Legyenek  $X, Y$  független szentpétervári valószínűségi változók, melyek tehát minden  $k = 1, 2, \dots$  esetén a  $2^k$  értéket  $1/2^k$  valószínűséggel veszik fel. Mutassuk meg, hogy  $X$  és  $Y$  megadhatók egy olyan, elég bő valószínűségi mezőn is, amelyen értelmezhető független szentpétervári valószínűségi változóknak egy másik,  $(X', Y')$  párja úgy, hogy  $X + Y = 2X' + Y' \mathbb{I}(Y' \leq X')$  teljesül 1 valószínűséggel.

105.  $(-)$   $X$  és  $Y$  független Poisson-eloszlású valószínűségi változók,  $\lambda$ , illetve  $\mu$  paraméterekkel. Határozzuk meg az  $\mathbb{E}(e^{X+Y})$  várható értéket.

**Eloszlásfüggvény, sűrűségfüggvény**

106.  $(-)$  Az  $X$  valószínűségi változó eloszlásfüggvénye

$$F_X(t) = \begin{cases} 0, & \text{ha } t \leq -1,5; \\ (2t+4)/10, & \text{ha } -1,5 < t \leq 0; \\ (2t+5)/10, & \text{ha } 0 < t \leq 1,5; \\ 1, & \text{ha } 1,5 < t. \end{cases}$$

Ábrázoljuk  $X$  eloszlásfüggvényét és határozzuk meg a következő valószínűségeket.

$$\mathbb{P}(X < 0); \quad \mathbb{P}(X \leq 0); \quad \mathbb{P}(X \in (1, 3/2)); \quad \mathbb{P}(|X| \in (1, 3/2)).$$

107.  $(-)$  Az  $X$  valószínűségi változó eloszlásfüggvénye

$$F_X(t) = \begin{cases} 0, & \text{ha } t \leq -1,5; \\ \left(\frac{2t+4}{10}\right)^2, & \text{ha } -1,5 < t \leq 0; \\ \left(\frac{2t+5}{10}\right)^2, & \text{ha } 0 < t \leq 1,5; \\ 1, & \text{ha } 1,5 < t. \end{cases}$$

Ábrázoljuk  $X$  eloszlásfüggvényét és határozzuk meg a következő valószínűségeket.

$$\mathbb{P}(X < 0); \quad \mathbb{P}(X \leq 0); \quad \mathbb{P}(X \in (1, 3/2)); \quad \mathbb{P}(|X| \in (1, 3/2)).$$

108.  $(-)$  Az  $X$  valószínűségi változó az értékeit a  $(0, 2)$  intervallumban veszi fel, ott a sűrűségfüggvénye  $f(t) = Ct^2$ . Számítsuk ki

- (a) a  $C$  pozitív konstans értékét;
- (b)  $X$  várható értékét;
- (c) a  $\mathbb{P}(X < 1 | X \geq 0,5)$  feltételes valószínűséget.

109. Legyen  $F$  egydimenziós eloszlásfüggvény. Bizonyítsuk be, hogy

$$\lim_{x \rightarrow \infty} x \int_x^\infty \frac{1}{z} dF(z) = 0; \quad \lim_{x \rightarrow -\infty} x \int_{-\infty}^x \frac{1}{z} dF(z) = 0;$$

$$\lim_{x \rightarrow 0^+} x \int_x^\infty \frac{1}{z} dF(z) = 0; \quad \lim_{x \rightarrow 0^-} x \int_{-\infty}^x \frac{1}{z} dF(z) = 0.$$

110.  $(-)$  Írjuk fel két esemény indikátorainak együttes eloszlásfüggvényét.

111.  $(-)$  Legyen az  $X$   $k$  dimenziós valószínűségi vektorváltozó eloszlásfüggvénye  $F(x)$ , sűrűségfüggvénye  $f(x)$ . Határozzuk meg a következő valószínűségi vektorváltozók eloszlás- és sűrűségfüggvényét:  $-X$ ;  $aX + b$ , ahol  $a > 0$  valós,  $b \in \mathbb{R}^k$ ;  $AX$ , ahol  $A$  invertálható  $k \times k$ -as mátrix;  $|X|$ , ha  $k = 1$ ;  $X^2$ , ha  $k = 1$ ;  $\{X\}$  (törrész), ha  $k = 1$ .

112.  $(-)$  Legyen az  $X$  valószínűségi változó sűrűségfüggvénye  $f$ . Mutassuk meg, hogy ekkor az  $f(X)$  valószínűségi változó 1 valószínűséggel pozitív.

113. Legyen  $X$  egyenletes eloszlású a  $[0, Y]$  intervallumon, ahol  $Y$  véletlen szám a  $[0, 1]$  intervallumon. Adjuk meg  $X$  sűrűségfüggvényét.

114. Legyenek  $X_1, X_2, \dots, X_n$  független, azonos abszolút folytonos eloszlású valószínűségi változók, és jelölje  $X_1^* \leq X_2^* \leq \dots \leq X_n^*$  a nagyság szerint sorba rendezett értékeket. Határozzuk meg ezek együttes sűrűségfüggvényét.

115. Legyen  $X$  és  $Y$  együttes sűrűségfüggvénye  $h(x, y)$ . Mutassuk meg, hogy ekkor

(a)  $X + Y$  sűrűségfüggvénye  $\int_{-\infty}^{\infty} h(t, x - t) dt$ ;

(b)  $XY$  sűrűségfüggvénye  $\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{|t|} h(t, \frac{x}{t}) dt$ ;

(c)  $X/Y$  sűrűségfüggvénye  $\int_{-\infty}^{\infty} |t| h(tx, t) dt$ .

116. Legyenek  $X$  és  $Y$  független valószínűségi változók, eloszlásfüggvényük rendre  $F$ , illetve  $G$ . Mutassuk meg, hogy ekkor  $X + Y$  eloszlásfüggvénye  $\int_{-\infty}^{\infty} F(x - t) dG(t)$ .

**Egyenletes eloszlás**

117. Legyen  $X = (X_1, X_2)$  a  $(0, 1)$  intervallumon egyenletes eloszlásból származó két független megfigyelés és  $Y_1 = \frac{X_1^*}{X_2^*}$ ,  $Y_2 = (X_2^*)^2$ . Számítsuk ki  $Y = (Y_1, Y_2)$  együttes sűrűségfüggvényét. Itt  $X_1^* = \min(X_1, X_2)$  és  $X_2^* = \max(X_1, X_2)$ .

118. Legyenek  $X_1, X_2, \dots$  a  $(0, 1)$  intervallumban egyenletes eloszlású független valószínűségi változók. Határozzuk meg  $N$  eloszlását és várható értékét, ha

(a)  $N = \max\{n > 0 : \prod_{i=1}^n X_i > e^{-\lambda}\}$ ,  $\lambda > 0$ .

(b)  $N = \min\{n > 1 : \sum_{i=1}^n X_i > t\}$ ,  $0 < t < 1$ .

(c)  $N = \min\{n > 2 : X_1 < X_2 < \dots < X_{n-1} > X_n\}$ . Itt határozzuk meg  $X_N$  eloszlását is.

**Exponenciális eloszlás**

119. <sup>(-)</sup> Legyen  $X$  exponenciális eloszlású valószínűségi változó  $\lambda = 1$  paraméterrel. Számítsuk ki  $e^{-X}$  eloszlás- és sűrűségfüggvényét.

120. Legyen  $X$   $n$  rendű, egységnyi paraméterű gamma-eloszlású,  $Y$  pedig  $\lambda$  paraméterű Poisson-eloszlású valószínűségi változó. Mutassuk meg, hogy  $\mathbb{P}(X < \lambda) = \mathbb{P}(Y \geq n)$ .

121. Legyenek  $X$  és  $Y$  független 1 paraméterű exponenciális eloszlású valószínűségi változók. Határozzuk meg  $X - Y$  sűrűségfüggvényét.

122. <sup>(+)</sup> Egy  $X > 0$  valószínűségi változót örökifjú tulajdonságúnak nevezünk, ha  $\mathbb{P}(X > 0) > 0$  és

$$\mathbb{P}(X \geq t + s | X \geq t) = \mathbb{P}(X \geq s)$$

teljesül minden  $s, t > 0$ -ra. (a) Mutassuk meg, hogy az örökifjú tulajdonság karakterizálja az exponenciális eloszlást (vagyis ezek és csak ezek az örökifjú eloszlások). (b) Tegyük fel, hogy az  $X$  valószínűségi változóra

$$c_1 \mathbb{P}(X \geq s) \leq \mathbb{P}(X \geq t + s | X \geq t) \leq c_2 \mathbb{P}(X \geq s)$$

teljesül minden pozitív  $s, t$ -re, ahol  $0 < c_1 \leq 1 < c_2$ . Mutassuk meg, hogy ekkor létezik olyan  $\lambda > 0$ , amivel minden  $t > 0$ -ra

$$\frac{e^{-\lambda t}}{c_2} \leq \mathbb{P}(X \geq t) \leq \frac{e^{-\lambda t}}{c_1},$$

azaz az (a)-beli karakterizáció stabilis.

123. Legyenek  $X_1, X_2, \dots, X_n$  független azonos exponenciális eloszlású valószínűségi változók. Mutassuk meg, hogy  $\max\{X_1, \dots, X_n\}$  és  $\sum_{i=1}^n \frac{X_i}{i}$  azonos eloszlású. (Útmutatás. Jelölje  $X_1^* \leq X_2^* \leq \dots \leq X_n^*$  a nagyság szerint növekvő sorba rendezett értékeket, és legyen  $Y_1 = nX_1^*$ ,  $Y_2 = (n-1)(X_2^* - X_1^*), \dots, Y_{n-1} = 2(X_{n-1}^* - X_{n-2}^*), Y_n = X_n^* - X_{n-1}^*$ . Ekkor  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  eloszlása megegyezik  $X_1, X_2, \dots, X_n$  eloszlásával.)

### Normális eloszlás

124. Legyen  $\underline{X} = (X_1, \dots, X_n)$  normális eloszlású valószínűségi vektorváltozó,  $m \in \mathbb{R}^n$  várható értékkel és  $\Sigma$  kovarianciamátrixszal, továbbá  $A$  egy  $n \times n$ -es mátrix.

- (a) Írjuk fel  $X$  és  $AX$  sűrűségfüggvényét, ha  $\Sigma$  és  $A$  is teljes rangú.  
 (b) Mit kapunk  $AX$  együttes sűrűségfüggvényének, ha  $A$  ortogonális mátrix,  $m = \underline{0}$  és  $A$  az identitás?  
 (c) Mutassuk meg, hogy ha  $X_1, \dots, X_n$  független normális eloszlású valószínűségi változók,  $\mathbb{E}(X_i) = \mu$ ,  $D^2(X_i) = \sigma^2$ , akkor

$$\bar{X} = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \quad \text{és} \quad s_n^2 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_k (X_k - \bar{X})^2$$

függetlenek, és ez utóbbi  $\chi_{n-1}^2$ -eloszlású (azaz eloszlása megegyezik  $n-1$  darab független standard normális valószínűségi változó négyzetösszegének eloszlásával).

125. Számítsuk ki a Student-féle  $n$  szabadságfokú  $t$ -eloszlás sűrűségfüggvényét. Ez az

$$Y = \frac{X_0}{\sqrt{\frac{X_1^2 + \dots + X_n^2}{n}}}$$

valószínűségi változó eloszlása, ahol  $X_0, \dots, X_n$  független standard normális eloszlású valószínűségi változók. Mit kapunk, ha  $n = 1$ ?

126. Legyenek  $X, Y, Z$  független, 0 várható értékű normális eloszlású valószínűségi változók. Jelölje  $\text{med}\{X, Y, Z\}$  a nagyság szerinti középsőt. Határozzuk meg a következő mennyiségeket:

- (a)  $\mathbb{P}(X < Y)$ ;  $\mathbb{P}(\text{med}\{X, Y, Z\} = X)$ ;  
 (b)  $\mathbb{E}(\max(X, Y))$ ;  $\mathbb{E}(\max(X, Y, Z))$ ;  
 (c)  $D^2(\text{med}(X, Y, Z))$ .

127. Legyen  $X$  eloszlása  $N(0, \sigma^2)$ ,  $Y$ -é  $N(0, \rho^2)$ , és tegyük fel, hogy függetlenek. Jelölje  $h(x, y)$  az együttes sűrűségfüggvényüket, és legyen  $D(\lambda)$  a síkon a  $\{(x, y) : h(x, y) = \lambda^2\}$  görbe által határolt alakzat. Mennyi  $\mathbb{P}((X, Y) \in D(\lambda))$ ?

128. A (standard) Cauchy-eloszlás sűrűségfüggvénye  $f(x) = \frac{C}{1+x^2}$ .

- (a) Legyen  $X$  Cauchy-eloszlású. Határozzuk meg  $\log |X|$  sűrűségfüggvényét.  
 (b) Legyen  $X$  Cauchy-eloszlású. Mutassuk meg, hogy ekkor  $1/X$  és  $2X/(1-X^2)$  is az.  
 (c) Legyen  $X$  Cauchy-eloszlású,  $Y$  pedig tetszőleges,  $X$ -től független. Mutassuk meg, ekkor  $(X+Y)/(1-XY)$  is Cauchy-eloszlású.  
 (d) Legyenek  $X$  és  $Y$  függetlenek és azonos eloszlásúak, sűrűségfüggvényük  $f(x) = \frac{\sqrt{2}}{\pi} \cdot \frac{1}{1+x^4}$ . Mutassuk meg, hogy  $X/Y$  Cauchy-eloszlású.

129. Az egységkör belsejében két pontot veszünk fel egymástól függetlenül, egyenletes eloszlás szerint. Mennyi annak valószínűsége, hogy az általuk meghatározott szakasz, mint átmérő fölé írt kör nem metszi az egységkörvonalat?

### Borel–Cantelli-lemma

130. Legyen  $A_n$  független események olyan sorozata, melyre  $\mathbb{P}(A_n) < 1$  és  $\mathbb{P}(\cup_n A_n) = 1$ . Mutassuk meg, hogy az  $A_n$  események közül 1 valószínűséggel végtelen sok következik be.
131. (*A második Borel–Cantelli-lemma Erdős–Rényi-féle általánosítása.*) Legyenek  $A_1, A_2, \dots$  tetszőleges események, amelyekre  $\sum_n \mathbb{P}(A_n) = \infty$ . Vezessük be a

$$b_n = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \mathbb{P}(A_i \cap A_j)}{(\sum_{i=1}^n \mathbb{P}(A_i))^2}$$

jelölést. Bizonyítsuk be, hogy ekkor

$$\mathbb{P}(\limsup A_n) \geq \frac{1}{\liminf b_n}.$$

(Útmutatás.  $(1 - \varepsilon)^2 \leq b_n \mathbb{P}(Z_n > \varepsilon)$ , ahol  $Z_n = \frac{\sum_{i=1}^n \mathbb{I}_{A_i}}{\sum_{i=1}^n \mathbb{P}(A_i)}$ ).

### Várható érték

132. Legyen az  $A$  esemény független az  $X$  valószínűségi változótól. Mutassuk meg, hogy ekkor  $\mathbb{E}(X|A) = \mathbb{E}(X)$ .
133. Legyen az  $X$  nemnegatív valószínűségi változó eloszlásfüggvénye  $F$ . Bizonyítsuk be, hogy ekkor  $\mathbb{E}(\min(X, c)) = \int_0^c 1 - F(t) dt$  teljesül.
134. (+) Legyen  $X$  és  $Y$  várható értéke véges, eloszlásfüggvényüket jelölje rendre  $F$  illetve  $G$ , ezek általánosított inverzét pedig  $F^{-1}$  illetve  $G^{-1}$ . Mutassuk meg, hogy ekkor

(a)  $\mathbb{E}(X - Y) = \int_0^1 (F^{-1} - G^{-1});$

(b)  $\min\{\mathbb{E}(|X - Y|) : F = F_X \text{ és } G = F_Y\} = \int_0^1 |F^{-1} - G^{-1}|.$

135.  $X$  eloszlásfüggvényét jelölje  $F$ ,  $Y$ -ét  $G$ , az együttes eloszlásfüggvényüket pedig  $H$ . Mutassuk meg, hogy

$$\max\{F(x) + G(y) - 1, 0\} \leq H(x, y) \leq \min\{F(x), G(y)\}.$$

136. Legyen  $X$  várható értéke véges. Mutassuk meg, hogy az  $f(m) = \mathbb{E}(|X - m|)$  mennyiség pontosan akkor minimális, ha  $m$  az  $X$  mediánja. (Útmutatás:  $2F_X(m) - 1 \leq \frac{f(m') - f(m)}{m' - m} \leq 2F_X(m') - 1$ , ha  $m < m'$ .)

137. Legyen  $X$  és  $Y$  a  $(0, 1)$  intervallumban egyenletes eloszlású és független, továbbá legyen  $Z$  olyan valószínűségi változó, melyre  $\mathbb{P}(Z = X) = \mathbb{P}(Z = Y) = 1/2$ . Mekkora  $Z$  mediánjának lehet legkisebb, illetve legnagyobb értéke?

138. Egy telefonközpontban az egymás utáni hívások között eltelt időtartamok  $\lambda$  paraméterű exponenciális eloszlású, független valószínűségi változók. Átlagosan hány hívás fut be egy  $T$  hosszúságú időintervallumban?

### Kovariancia, korreláció, momentumok

139. Mutassuk meg, hogy ha  $X, Y$  kovarianciája véges (azaz  $\mathbb{E}(XY)$ ,  $\mathbb{E}(X)$  és  $\mathbb{E}(Y)$  mindegyike véges), akkor

$$\text{cov}(X, Y) = \int_{\mathbb{R} \times \mathbb{R}} (F_{X,Y}(x, y) - F_X(x)F_Y(y)) dx dy.$$

140. Legyen  $X$   $k$ -dimenziós,  $Y$  pedig  $l$ -dimenziós vektorváltozó. Ekkor a (kereszt)kovarianciájuk  $\text{cov}(X, Y) = \mathbb{E}((X - \mathbb{E}X)(Y - \mathbb{E}Y)^T)$ , ami egy  $k \times l$ -es mátrix. Mutassuk meg, hogy a kovariancia bilineáris, azaz ha  $X_i, Y_j$  ( $1 \leq i \leq n, 1 \leq j \leq m$ ) vektorváltozók,  $X_i$  dimenziója  $k_i$ ,  $Y_j$ -é pedig  $l_j$ , továbbá  $A_i \in \mathbb{R}^{k \times k_i}, B_j \in \mathbb{R}^{l \times l_j}$ , akkor

$$\text{cov}\left(\sum_{i=1}^n A_i X_i, \sum_{j=1}^m B_j Y_j\right) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m A_i \text{cov}(X_i, Y_j) B_j^T.$$

141. Legyen az  $X$  valószínűségi vektorváltozó kovarianciamátrixa  $\Sigma$ . Mutassuk meg, hogy ha  $\Sigma$  rangja  $r$ , akkor
- létezik egy  $r$  dimenziós  $S$  hipersík, melyre  $\mathbb{P}(X \in S) = 1$ . (Útmutatás:  $S = \mathbb{E}(X) + \text{im}\Sigma$ .)
  - $X$ -nek létezik  $r$  olyan koordinátája, hogy az összes többi koordináta ezek lineáris függvénye.
142. Legyenek  $X_1, X_2, \dots, X_n$  független azonos eloszlású pozitív valószínűségi változók. Számítsuk ki az  $Y_k = \frac{X_1 + \dots + X_k}{X_1 + \dots + X_n}$  valószínűségi változó várható értékét és az  $R(Y_j, Y_k)$  korrelációs együtthatót.
143. Tegyük fel, hogy az  $X$  valószínűségi változó  $k$ . momentuma véges. Mutassuk meg, hogy ekkor  $\lim_{x \rightarrow \infty} x^k(1 - F(x) + F(x - 0)) = 0$ .
144. Tegyük fel, hogy a  $\mu_n = \mathbb{E}(X^n)$  momentum véges minden  $n = 0, 1, \dots$  esetén. Mutassuk meg, hogy a momentumok sorozata pozitív szemidefinit, azaz tetszőleges  $n \in \mathbb{N}$  és  $x_1, x_2, \dots, x_n \in \mathbb{R}$  mellett  $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \mu_{i+j} x_i x_j \geq 0$ .

### Egyenlőtlenségek

145. (*Egyoldali Csebisev-egyenlőtlenség.*) Tegyük fel, hogy  $\mu = \mathbb{E}(X)$  és  $\sigma^2 = D^2(X)$  véges. Legyen  $t > 0$ . Bizonyítsuk be, hogy  $\mathbb{P}(X - \mu \geq \sigma t) \leq \frac{1}{1+t^2}$ . (Útmutatás. standardizáljunk, és alkalmazzuk a Cauchy–Schwarz-egyenlőtlenséget a  $t \leq \mathbb{E}((t - X)\mathbb{I}(X < t))$  egyenlőtlenség jobb oldalán.)
146. Legyen az  $X$  valószínűségi változó unimodális eloszlású, azaz a sűrűségfüggvénye páros és monoton fogyó a pozitív féltengelyen. Tegyük fel, hogy  $D^2(X) = \sigma^2 < \infty$  és  $t > 0$ . Ekkor  $\mathbb{P}(|X| \geq \sigma t) \leq \frac{4}{9} \cdot \frac{1}{t^2}$ . (Útmutatás.  $f(t) = \int_t^\infty d\lambda$ , ahol  $\lambda$  alkalmas mérték.)
147. Legyen  $g$  folytonosan differenciálható függvény,  $X$  pedig standard normális eloszlású valószínűségi változó. Bizonyítsuk be, hogy  $D^2(g(X)) \leq \mathbb{E}(g'(X)^2)$ , ha a bal oldal véges. Mikor teljesül egyenlőség?
148. Legyen  $A$  pozitív valószínűségű esemény,  $X$  véges szórású valószínűségi változó. Bizonyítsuk be, hogy ekkor  $|\mathbb{E}(X|A) - \mathbb{E}(X)| < D(X) \sqrt{\mathbb{P}(\bar{A})/\mathbb{P}(A)}$ .
149. (*Teljes variáció.*) Az  $(\mathcal{M}, \mathcal{F})$  mérhető téren definiált  $\lambda$  előjeles mérték teljes variációja

$$|\lambda| = \sup \left\{ \sum_n |\lambda(A_n)| : \{A_1, A_2, \dots\} \text{ az } \mathcal{M} \text{ mérhető partíciója} \right\}.$$

Legyenek  $P_n$  és  $P$  valószínűségi mértékek egy mérhető téren, amelyek abszolút folytonosak egy  $\sigma$ -véges  $\lambda$  mértékre. Jelölje  $f_n$ , illetve  $f$  a sűrűségfüggvényeket. Mutassuk meg, hogy

- $|P_n - P| = \int |f_n - f| d\lambda$ ;
- $f_n \rightarrow f$   $\lambda$ -majdnem mindenütt pontosan akkor, ha  $|P_n - P| \rightarrow 0$  (Scheffé tétele).

150. Mutassuk meg, hogy  $|P - Q| \leq 2\sqrt{1 - \exp(-D(P||Q))}$  teljesül, ha  $P$  és  $Q$  valószínűségi mértékek.
151. Mutassuk meg, hogy

$$\min\{D(P||Q) : |P - Q| = 2d\} = \min \left\{ x \log \frac{x}{x+d} + (1-x) \log \frac{1-x}{1-x-d} : 0 \leq x < 1-d \right\}.$$

### Konvergenciafajták

152. Mutassuk meg, hogy a majdnem mindenütt konvergencia nem topologizálható. (Útmutatás. Topologikus térben  $x_n \rightarrow x$  pontosan akkor teljesül, ha  $(x_n)$  minden részsorozatából kiválasztható  $x$ -hez konvergáló további részsorozat.)

153. Tegyük fel, hogy a  $k$  dimenziós  $X_n$  vektorváltozók sztochasztikusan konvergálnak  $X$ -hez, amint  $n \rightarrow \infty$ . Legyen  $h : \mathbb{R}^k \rightarrow \mathbb{R}^l$  tetszőleges függvény. Jelölje  $C(h)$  ennek folytonossági pontjainak halmazát. Mutassuk meg, hogy ha  $\mathbb{P}(X \in C(h)) = 1$ , akkor  $h(X_n) \rightarrow h(X)$  sztochasztikusan.
154. Tegyük fel, hogy a  $k$  dimenziós  $X_n$  vektorváltozók eloszlásban konvergálnak  $X$ -hez, amint  $n \rightarrow \infty$ . Legyenek  $A_1, A_2, \dots$   $l \times k$  méretű véletlen mátrixok, amelyek sztochasztikusan konvergálnak az  $A$  konstans mátrixhoz. Legyenek továbbá  $b_1, b_2, \dots$  a  $b$  konstans vektorhoz sztochasztikusan konvergáló  $l$  dimenziós véletlen vektorok. Mutassuk meg, hogy ekkor  $A_n X_n + b_n$  eloszlásban tart  $AX + b$ -hez.
155. (Lévy-metrika.) Legyen  $\mathcal{L}(F, G) = \inf\{\varepsilon > 0 : F(x - \varepsilon) - \varepsilon \leq G(x) \leq F(x + \varepsilon) + \varepsilon \text{ minden } x\text{-re}\}$ , ahol  $F$  és  $G$  eloszlásfüggvények. Mutassuk meg, hogy ez metrika, továbbá a valószínűségeloszlások ezzel a metrikával teljes szeparábilis metrikus teret alkotnak, melyben a konvergencia a mértékek gyenge konvergenciája.
156. Legyenek  $P_1, P_2, \dots, P_n$  és  $Q_1, Q_2, \dots, Q_n$  valószínűségi mértékek a számegyenes Borel-halmazain. Bizonyítsuk be, hogy
- tetszőleges  $R$  valószínűségi mérték esetén  $|P_1 * R - Q_1 * R| \leq |P_1 - Q_1|$ , és minden  $\varepsilon > 0$  számhoz található olyan  $R$ , hogy  $|P_1 * R - Q_1 * R| \leq \varepsilon$ .
  - $|P_1 * P_2 * \dots * P_n - Q_1 * Q_2 * \dots * Q_n| \leq |P_1 - Q_1| + |P_2 - Q_2| + \dots + |P_n - Q_n|$ .
  - Bizonyítsuk be ugyanezt variációs távolság helyett Lévy-metrikára is.
157. Legyen  $X$  és  $Y$  eloszlásfüggvénye  $F_X$ , illetve  $F_Y$ . A feladatban  $\mathcal{L}$  a Lévy-metrikát,  $\varrho$  pedig a sztochasztikus konvergenciát metrizáló  $\inf\{\varepsilon > 0 : \mathbb{P}(|X - Y| > \varepsilon) < \varepsilon\}$  távolságot jelöli. Mutassuk meg, hogy
- ha  $F_Y$  abszolút folytonos  $f_Y$  sűrűségfüggvénnyel, akkor
 
$$\mathcal{L}(F_X, F_Y) \leq \sup |F_X - F_Y| \leq (1 + \sup f_Y) \mathcal{L}(F_X, F_Y).$$
  - ha  $\mathbb{P}(|X - Y| > \varepsilon) \leq \varepsilon$ , akkor  $\mathcal{L}(F_X, F_Y) \leq \varepsilon$ , azaz  $\mathcal{L}(F_X, F_Y) \leq \varrho(X, Y)$ .
  - $\mathcal{L}(F_X, F_Y) \leq \mathbb{E}(|X - Y|^p)^{1/(p+1)}$ , ahol  $p > 0$ .
  - $\mathcal{L}(F_X, F_Y) \leq \left( \int |F_X^{-1} - F_Y^{-1}|^p \right)^{1/(p+1)}$ , ahol  $p > 0$ , és általánosított inverzek szerepelnek a jobb oldalon.
  - $\mathcal{L}(F_X, F_Y) \leq (\int |F - G|)^{1/2}$ .
  - ha  $\mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(Y)$ , akkor  $\mathcal{L}(F_X, F_Y) \leq (D^2(X) + D^2(Y))^{1/3}$ .
158. Bizonyítsuk be, hogy  $X_n$  pontosan akkor tart  $X$ -hez sztochasztikusan, ha  $X_n$  feltételes eloszlása gyengén konvergál  $X$  feltételes eloszlásához, bármilyen pozitív valószínűségű feltétel esetén.
159. Legyenek  $X_1, X_2, \dots$  tetszőleges valószínűségi változók, amelyekre  $\mathbb{E}(X_i) = 0$  és az  $(X_i^2)$  sorozat egyenletesen integrálható. Mutassuk meg, hogy  $S_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  pontosan akkor tart 0-hoz sztochasztikusan, ha  $\lim_{n \rightarrow \infty} \max_{1 \leq i \leq n} |\mathbb{E}(X_i S_n)| = 0$ .

### Karakterisztikus függvény

160. <sup>(-)</sup> Számítsuk ki a  $\lambda$  paraméterű exponenciális eloszlás karakterisztikus függvényét, azaz a  $\varphi(t) = \mathbb{E}(\exp(itX))$  várható értéket minden  $t \in \mathbb{R}$ -re, ahol  $X$  exponenciális eloszlású.
161. Számítsuk ki az  $\alpha$  rendű és  $\lambda$  paraméterű gamma-eloszlás karakterisztikus függvényét.
162. Legyen  $\xi$   $n$  rendű  $p$  paraméterű negatív binomiális eloszlású valószínűségi változó. Tegyük fel, hogy  $\xi = \eta + \zeta$ , ahol  $\eta$  és  $\zeta$  független negatív binomiális eloszlású. Mit mondhatunk  $\eta$  és  $\zeta$  rendjéről és paraméteréről?

163. Határozzuk meg a következő eloszlások karakterisztikus függvényét.

- (a)  $N(\mu, \sigma^2)$ ;
- (b)  $U(-1, 1)$ ;
- (c) tetszőleges gamma-eloszlás;
- (d) sűrűségfüggvénye:  $f(x) = \frac{1}{\pi} \left(\frac{\sin t}{t}\right)^2$ , ha  $t \neq 0$ ;
- (e) Cauchy-eloszlás.

164. (*Bernstein-tétel*) Legyenek  $X$  és  $Y$  független, azonos eloszlású és véges szórású valószínűségi változók. Mutassuk meg, hogy  $X + Y$  és  $X - Y$  pontosan akkor függetlenek, ha  $X$  és  $Y$  normális eloszlású.

165. Legyenek  $X, Y, Z$  függetlenek. Tegyük fel, hogy  $X$  és  $Y$  várható értéke véges, továbbá  $X + Z$  ugyanolyan eloszlású, mint  $Y + Z$ . Bizonyítsuk be, hogy  $\mathbb{E}(X) = \mathbb{E}(Y)$ .

### Határeloszlások

166. (+) Legyenek  $X_1, X_2, \dots$  független azonos eloszlású, véges  $\mu$  várható értékű valószínűségi változók. Jelölje  $m(n)$  az  $X_1 + \dots + X_n$  összeg mediánját. Mutassuk meg, hogy  $\lim_{n \rightarrow \infty} m(n)/n = \mu$ .

167. Legyenek  $X_1, X_2, \dots$  egész értékű valószínűségi változók,  $a_n \rightarrow \infty$  pozitív számok. Tegyük fel, hogy majdnem minden valós  $t$ -re  $\lim_{n \rightarrow \infty} a_n \mathbb{P}(X_n = [a_n t]) = f(t)$ , ahol  $f$  sűrűségfüggvény. Mutassuk meg, hogy ekkor  $X_n/a_n$  határeloszlása éppen az  $f$  sűrűségfüggvényű eloszlás.

168. (+) Egy mozi első széksorában  $N$  hely található. A nézők egymás után foglalják el helyüket úgy, hogy mindegyik néző azonos valószínűséggel választ a még üres székek között. Legyen  $\tau(N)$  az első olyan néző sorszáma, aki elsőként foglal el olyan helyet, amelyiknek a sor közepére nézve szimmetrikus párja már foglalt. Határozzuk meg a következő határeloszlást:  $G(t) = \lim_{N \rightarrow \infty} \mathbb{P}\left(\frac{\tau(N)}{\sqrt{N}} < t\right)$ .

169. (+) Egy szabályos pénzérmével addig dobunk, amíg mind fejből, mind pedig írásokból legalább  $k$  számú nem lesz a dobások között.  $\nu_k$  jelöli a szükséges dobásszámot. Számítsuk ki  $\nu_k$  eloszlását és a  $(\nu_k - 2k)/\sqrt{2k}$  sorozat határeloszlását, amint  $k \rightarrow \infty$ .

170. Legyenek  $X_1, X_2, \dots$  független azonos eloszlású,  $\mu > 0$  várható értékű és  $\sigma$  szórású nemnegatív valószínűségi változók. Legyen  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ , és  $t > 0$  esetén  $N(t) = \max\{k \geq 0 : S_k \leq t\}$ . Számítsuk ki

$$\frac{N(t) - \frac{t}{\mu}}{\sqrt{t}}$$

határeloszlását, amint  $t \rightarrow \infty$ .

171. Legyen  $X_n$   $na$  rendű és  $\lambda$  paraméterű gamma-eloszlású valószínűségi változó.

- (a) Mi a határeloszlása az  $n^{-1/2}(\lambda X_n - an)$  mennyiségnek  $n \rightarrow \infty$  esetén?
- (b) Számítsuk ki  $n^{-1/2}|X_n - n|$  várható értékét, ahol  $X_n$  eloszlása  $n$  rendű 1 paraméterű gamma-eloszlás. Mi ennek a határértéke  $n \rightarrow \infty$  esetén? Vezessük le ebből a Stirling-formulát.

172. Legyenek  $X_1, X_2, \dots, X_n$  független standard normális eloszlású valószínűségi változók, és jelölje  $Y_n$  a maximumukat. Mutassuk meg, hogy ekkor

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(a_n(Y_n - a_n) < t) = \exp(-\exp(-t)),$$

ahol az  $a_n$  értéket  $\varphi(a_n) = 1 - 1/n$  definiálja.



173. Legyenek  $X_1, \dots, X_n$  a  $(0, 1)$  intervallumon egyenletes eloszlású független valószínűségi változók, és jelölje  $Y_n$  a maximumukat. Mutassuk meg, hogy ekkor

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}(n(1 - Y_n) > t) = e^{-t}.$$

### Feltételes várható érték

174.  $(-)$   $X$  és  $Y$  együttes sűrűségfüggvénye  $h(x, y) = \frac{1}{2} \sin(x + y)$ , ha  $x, y \in (0, \pi/2)$ , és 0 máshol. Számítsuk ki az  $\mathbb{E}(X|Y)$  feltételes várható értéket.
175.  $(-)$   $X$  és  $Y$  együttes sűrűségfüggvénye  $h(x, y) = \frac{1}{\pi}(1 + \frac{x+y}{2})$  az egységkörben, azon kívül pedig 0. Számítsuk ki az  $\mathbb{E}(X|Y)$  feltételes várható értéket.
176. Legyenek  $X$  és  $Y$  független  $\lambda$  illetve  $\mu$  paraméterű exponenciális eloszlású valószínűségi változók. Számítsuk ki az  $(\max(X, Y) | \min(X, Y))$  feltételes várható értéket.
177. Legyenek  $X_1, X_2, \dots, X_n$  a  $(0, 1)$  intervallumon egyenletes eloszlású független valószínűségi változók, és jelölje  $X_1^* \leq X_2^* \leq \dots \leq X_n^*$  a nagyság szerint növekvő sorba rendezett értékeket (rendezett minta). Számítsuk ki a következő mennyiségeket.
- (a)  $\mathbb{E}(X_1 | X_n^*)$ ;
  - (b)  $\mathbb{E}(X_1^* | X_n^*)$  és  $\mathbb{E}(X_n^* | X_1^*)$ ;
  - (c)  $\mathbb{E}(X_k^* | X_{k+1}^*)$  és  $\mathbb{E}(X_{k+1}^* | X_k^*)$ ,  $k = 1, 2, \dots, n - 1$ .
178. (*Teljes szórásnégyzet tétele*) Legyen  $X$  valószínűségi vektorváltozó,  $\mathcal{F}$  pedig  $\sigma$ -algebra. Mutassuk meg a teljes szórásnégyzet tételének alábbi változatát.

$$\Sigma(X) = \mathbb{E}(\Sigma(X|\mathcal{F})) + \Sigma(\mathbb{E}(X|\mathcal{F})).$$

Itt  $\Sigma(X) = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}(X))(X - \mathbb{E}(X))^T]$  az  $X$  kovarianciamátrixa, és

$$\Sigma(X|\mathcal{F}) = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}(X|\mathcal{F}))(X - \mathbb{E}(X|\mathcal{F}))^T | \mathcal{F}]$$

a feltételes kovariancia.

179. Legyen  $X$  integrálható valószínűségi változó,  $\mathcal{F}$  és  $\mathcal{G}$   $\sigma$ -algebrák. Tegyük fel, hogy  $\mathcal{G}$  független  $\sigma(\mathcal{F}, X)$ -től. Mutassuk meg, hogy  $\mathbb{E}(X|\mathcal{F} \cup \mathcal{G}) = \mathbb{E}(X|\mathcal{F})$ .
180. Legyenek  $X, Y$  integrálható valószínűségi változók,  $\mathcal{F}$  és  $\mathcal{G}$   $\sigma$ -algebrák. Tegyük fel, hogy  $\sigma(\mathcal{F}, X)$  független  $\sigma(\mathcal{G}, Y)$ -től. Mutassuk meg, hogy  $\mathbb{E}(XY|\mathcal{F} \cup \mathcal{G}) = \mathbb{E}(X|\mathcal{F})\mathbb{E}(Y|\mathcal{G})$ .