

## Valószínűségszámítás gyakorlat

2020. december 1.

1. Egy szabályos kockával  $N$ -szer dobunk, ahol  $N \sim \text{Poisson}(\lambda)$ . Jelölje  $X_1$  az egyesek,  $X_2$  a kettesek számát. Adjuk meg az együttes eloszlást!

2. Legyen az  $(X, Y)$  véletlen vektorváltozó eloszlása egyenletes az egységkörben. Határozzuk meg az  $Y$  feltételes sűrűségfüggvényét az  $X = x$  feltétel mellett! Számítsuk ki az  $\mathbf{E}[Y^2|X = x]$  feltételes várható értéket.

**Megoldás.** Jelölje  $B = \{(x, y) : x^2 + y^2 \leq 1\}$  a zárt egységkört. Mivel  $(X, Y)$  egyenletes eloszlású, ezért az együttes  $h$  sűrűségfüggvény

$$h(x, y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi}, & (x, y) \in B, \\ 0, & \text{különben.} \end{cases}$$

Innen a peremeloszlások sűrűségei

$$f(x) = \int_{-\infty}^{\infty} h(x, y) dy = \begin{cases} \frac{2}{\pi} \sqrt{1-x^2}, & x \in [-1, 1], \\ 0, & \text{különben,} \end{cases}$$

és a szimmetria miatt  $f(x) = g(x)$ . A feltételes sűrűségfüggvény

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{h(x, y)}{f(x)} = \frac{1}{2\sqrt{1-x^2}}, \quad y \in [-\sqrt{1-x^2}, \sqrt{1-x^2}],$$

azaz feltéve, hogy  $X = x$  az  $Y$  eloszlása egyenletes a  $[-\sqrt{1-x^2}, \sqrt{1-x^2}]$  intervallumon. Nyilván

$$\mathbf{E}[Y|X = x] = \int_{-\infty}^{\infty} y f_{Y|X}(y|x) dy = \int_{-\sqrt{1-x^2}}^{\sqrt{1-x^2}} y \frac{1}{2\sqrt{1-x^2}} dy = 0,$$

és

$$\mathbf{E}[Y^2|X = x] = \int_{-\infty}^{\infty} y^2 f_{Y|X}(y|x) dy = \int_{-\sqrt{1-x^2}}^{\sqrt{1-x^2}} y^2 \frac{1}{2\sqrt{1-x^2}} dy = \frac{1-x^2}{3}.$$

□

3. Legyenek  $X, Y, Z$  független exponenciális eloszlású véletlen változók,  $\lambda, \mu, \nu$  paraméterekkel. Határozzuk meg a  $\mathbf{P}(X > Y)$ ,  $\mathbf{P}(X > Y > Z)$  valószínűségeket.

**Megoldás.** Jelölje  $f$  az  $Y$  sűrűségfüggvényét. A teljes valószínűség tétele szerint

$$\begin{aligned}\mathbf{P}(X > Y) &= \int_0^\infty \mathbf{P}(X > y|Y = y)f(y)dy \\ &= \int_0^\infty e^{-\lambda y} \mu e^{-\mu y} dy \\ &= \frac{\mu}{\lambda + \mu} \int_0^\infty (\lambda + \mu)e^{-(\lambda+\mu)y} dy \\ &= \frac{\mu}{\lambda + \mu}.\end{aligned}$$

Ezt már meghatároztuk korábban, kicsit más számolással.

Hasonlóan

$$\begin{aligned}\mathbf{P}(X > Y > Z) &= \int_0^\infty \mathbf{P}(X > y > Z|Y = y)f(y)dy \\ &= \int_0^\infty e^{-\lambda y}(1 - e^{-\nu y})\mu e^{-\mu y} dy \\ &= \frac{\mu}{\lambda + \mu} \int_0^\infty (\lambda + \mu)e^{-(\lambda+\mu)y} dy \\ &\quad - \frac{\mu}{\lambda + \mu + \nu} \int_0^\infty (\lambda + \mu + \nu)e^{-(\lambda+\mu+\nu)y} dy \\ &= \frac{\mu}{\lambda + \mu} - \frac{\mu}{\lambda + \nu + \mu}.\end{aligned}$$

□

**4.** Legyenek  $X, Y$  független 1 paraméterű exponenciális eloszlású véletlen változók. Legyen  $U = X \wedge Y$ ,  $V = X \vee Y$ . Határozzuk meg a maximum minimumra vett feltételes sűrűségét, és fordítva, azaz adjuk meg a  $g_{U|V}(u|v)$ ,  $g_{V|U}(v|u)$  feltételes sűrűségeket! Ismerjünk rá a kapott eloszlásokra!

**5.** Legyenek  $X, Y$  független azonos eloszlású véletlen változók,  $f$  sűrűségfüggvénnyel. Legyen  $U = X \wedge Y$ ,  $V = X \vee Y$ . Határozzuk meg a maximum minimumra vett feltételes sűrűségét, és fordítva, azaz adjuk meg a  $g_{U|V}(u|v)$ ,  $g_{V|U}(v|u)$  feltételes sűrűségeket!

**Megoldás.** Mivel  $U \leq V$ , így az  $f_{U,V}(u, v)$  együttes sűrűség 0, ha  $v < u$ . Ha  $v \geq u$ , akkor

$$\begin{aligned}\mathbf{P}(U \leq u, V \leq v) &= 2\mathbf{P}(X \leq u, Y \in (u, v]) + \mathbf{P}(X \leq u, Y \leq u) \\ &= 2F(u)(F(v) - F(u)) + F(u)^2 \\ &= F(u)(2F(v) - F(u)),\end{aligned}$$

ahol  $F$  a közös eloszlásfüggvény. Így

$$f_{U,V}(u, v) = \frac{\partial^2}{\partial u \partial v} \mathbf{P}(U \leq u, V \leq v) = 2f(u)f(v), \quad u \leq v.$$

A marginális sűrűséget innen integrálással, vagy direkt számolással meghatározhatjuk. Kapjuk, hogy

$$f_U(u) = \int_{-\infty}^{\infty} f(u, v) dv = \int_u^{\infty} 2f(u)f(v) dv = 2f(u)[1 - F(u)],$$

és

$$f_V(v) = \int_{-\infty}^{\infty} f(u, v) du = \int_{-\infty}^v 2f(u)f(v) du = 2f(v)F(v).$$

A feltételes sűrűségek

$$g_{V|U}(v|u) = \frac{f_{U,V}(u, v)}{f_U(u)} = \frac{f(v)}{1 - F(u)}, \quad v \geq u,$$

$$g_{U|V}(u|v) = \frac{f_{U,V}(u, v)}{f_V(v)} = \frac{f(u)}{F(v)}, \quad u \leq v.$$

Vegyük észre, hogy a  $g_{U|V}(\cdot|v)$  sűrűség egy olyan  $F$  eloszlású változó sűrűsége, amiről feltesszük, hogy  $v$ -nél kisebb, a  $g_{V|U}(\cdot|u)$  pedig egy olyan  $F$  eloszlású változó sűrűsége, amiről feltesszük, hogy  $u$ -nál nagyobb. Hát persze, pontosan ezt kellett kapjuk.  $\square$

**6.** Egyenletes eloszlás szerint választok egy  $p$  értéket a  $[0, 1]$  intervallumon, majd gyártok egy olyan érmét, mely  $p$  valószínűséggel ad fejet. Jelölje  $X$  annak a dobásnak a sorszámát, mikor először dobok fejet. Adjuk meg  $X$  eloszlását és várható értékét. Ugyanez lesz a várható érték, ha egy olyan érmét dobálok, mely  $\mathbf{E}(p)$  valószínűséggel ad fejet?

**Megoldás.** Nyilván  $X$  lehetséges értékei  $1, 2, \dots$ , így

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(X = k) &= \int_0^1 \mathbf{P}(X = k|p = x)f(x)dx \\ &= \int_0^1 (1-x)^{k-1}x dx = \int_0^1 x^{k-1}(1-x)dx \\ &= \frac{1}{k} - \frac{1}{k+1} = \frac{1}{k(k+1)}. \end{aligned}$$

A várható érték

$$\mathbf{E}(X) = \sum_{k=1}^{\infty} k\mathbf{P}(X = k) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k+1} = \infty.$$

$\square$

7. Legyen  $G = (V, E)$  egy egyszerű gráf, és  $v_1, v_2, \dots, v_n$  a csúcsok egy sorrendje. Minden csúcsra feldobunk egy szabályos érmét, ha az fej akkor a csúcs az  $A$  halmazba, különben a  $B$  halmazba kerül. Határozzuk meg az  $A$  és  $B$  halmazok közt futó élek számának várható értékét!

**Megoldás.** Legyenek a gráf élei  $e_1, \dots, e_k$ . Ekkor az  $A$  és  $B$  között futó élek száma

$$X = \sum_{i=1}^k I_i,$$

ahol  $I_i = 1$ , ha  $e_i$  él, 0, különben. Nyilván  $I_i = 1$  pontosan akkor, ha az  $e_i$  él két végpontja különböző halmazokba esik. Tehát

$$\mathbf{E}I_i = \mathbf{P}(I_i = 1) = \frac{1}{2}.$$

Innen

$$\mathbf{E}X = k\mathbf{E}I_1 = \frac{k}{2}.$$

□

8. Mutassuk meg, hogy tetszőleges hurokélmentes gráfból páros gráfot kaphatunk legfeljebb az élek felének elhagyásával!

9. A Texpo áruházakban az  $i$ -edik kasszánál egy vásárló percben számolva  $i$  paraméterű exponenciális időt tölt el. A kiszolgálási idők az egyes kasszáknál egymástól függetlenek.

- András éppen üresen találja az 1-es kasszát. Mennyi a valószínűsége, hogy 2 percen belül végez?
- Andrással pontosan egyidőben Béla beáll az ugyancsak üres 2-es kasszához. Mennyi a valószínűsége, hogy mindketten 2 percen belül végeznek? Mennyi a valószínűsége, hogy Béla 2 percen belül végez, de András nem?
- Mennyi a valószínűsége, hogy valamelyikük 2 percen belül végez? Határozzuk meg a hamarabb végző kiszolgálási idejének eloszlását! Tehát András és Béla kiszolgálási idejének a minimumára vagyunk kíváncsiak.
- Mennyi a valószínűsége, hogy András végez hamarabb?

**Megoldás.** (a) Legyen  $X$  András kiszolgálási ideje. Ekkor  $X$  exponenciális eloszlású 1 paraméterrel, ezért az a valószínűség, hogy András 2 percen belül végez

$$\mathbf{P}(X \leq 2) = 1 - e^{-1 \cdot 2} = 1 - e^{-2} = 0,86.$$

(b) Legyen  $Y$  Béla kiszolgálási ideje. Ez exponenciális eloszlású 2 paraméterrel, és független  $X$ -től. Ezért az a valószínűség, hogy mindketten 2 percn belül végeznek

$$\mathbf{P}(X \leq 2, Y \leq 2) = \mathbf{P}(X \leq 2) \cdot \mathbf{P}(Y \leq 2) = (1 - e^{-2}) \cdot (1 - e^{-4}) = 0,84.$$

Ha Béla 2 percn belül végez, András pedig nem, akkor  $Y \leq 2$  és  $X > 2$ , aminek a valószínűsége

$$\mathbf{P}(X > 2, Y \leq 2) = \mathbf{P}(X > 2) \cdot \mathbf{P}(Y \leq 2) = e^{-2} \cdot (1 - e^{-4}) = 0,13.$$

(c) Jelölje  $Z$  az  $X$  és  $Y$  közül a kisebbet, azaz  $Z = \min\{X, Y\}$ . Ekkor  $Z$  nemnegatív értékeket vesz fel. Valamely  $z > 0$  esetén

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(Z \leq z) &= 1 - \mathbf{P}(Z > z) = 1 - \mathbf{P}(X > z, Y > z) \\ &= 1 - \mathbf{P}(X > z) \cdot \mathbf{P}(Y > z) = 1 - e^{-z} \cdot e^{-2z} \\ &= 1 - e^{-3z}. \end{aligned}$$

Ez pontosan azt jelenti, hogy  $Z$  exponenciális eloszlású 3 paraméterrel.

Lényegében beláttuk (1 és 2 helyett  $\lambda$  és  $\mu$ -t írva), hogy független exponenciálisok minimuma exponenciális, és a paraméter a paraméterek összege. Ez az egyszerű tény fontos lesz Sztochasztikus modellek kurzuson.

(d) Mivel  $X$  és  $Y$  függetlenek, ezért együttes sűrűségfüggvényük az egyes sűrűségfüggvények szorzata, azaz

$$h(u, v) = f_X(u)f_Y(v) = \begin{cases} e^{-u}2e^{-2v}, & \text{ha } u, v > 0, \\ 0, & \text{különben.} \end{cases}$$

Az, hogy András végez hamarabb pontosan azt jelenti, hogy  $X < Y$ , azaz  $(X, Y) \in \{(x, y) : x < y\} = A$ . Ennek a valószínűsége

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(X < Y) &= \mathbf{P}((X, Y) \in A) = \iint_A h(u, v) du dv \\ &= \int_0^\infty \left( \int_u^\infty 2e^{-u}e^{-2v} dv \right) du \\ &= \int_0^\infty e^{-u} [-e^{-2v}]_{v=u}^{v=\infty} du \\ &= \int_0^\infty e^{-u}e^{-2u} du = \frac{1}{3}. \end{aligned}$$

□

**10.** Válasszunk két számot egymástól függetlenül az egyenletességi hipotézis szerint a  $(0, 1)$  intervallumból! Adjuk meg a maximum és a minimum együttes eloszlását, és számoljuk ki a kovarianciájukat!

**Megoldás.** Legyen  $U_1$  és  $U_2$  a két, függetlenül egyenletes eloszlás szerint választott pont, és jelölje  $X$  a maximumot,  $Y$  pedig a minimumot. Először meghatározzuk  $X$  és  $Y$  eloszlását külön-külön.

Világos, hogy  $X$  lehetséges értékei a  $[0, 1]$  intervallum elemei, és  $x \in [0, 1]$  esetén  $\{X \leq x\}$  pontosan akkor teljesül, ha mindkét pont a  $[0, x]$  intervallumba esik, aminek valószínűsége  $x^2$ . Tehát

$$F(x) = \mathbf{P}(X \leq x) = \begin{cases} 0, & \text{ha } x \leq 0, \\ x^2, & \text{ha } x \in [0, 1], \\ 1, & \text{ha } x \geq 1. \end{cases}$$

Innen deriválással kapjuk a sűrűségfüggvényt, azaz

$$f(x) = \begin{cases} 2x, & \text{ha } x \in (0, 1), \\ 0, & \text{különben.} \end{cases}$$

A várható érték

$$\mathbf{E}(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_0^1 x \cdot 2x dx = \frac{2}{3}.$$

Hasonlóan, az  $Y$  lehetséges értékei a  $[0, 1]$  intervallum elemei, és  $\{Y \leq y\}$  pontosan akkor teljesül, ha legalább 1 pont a  $[0, y]$  intervallumba esik, azaz vagy pontosan 1 esik oda, aminek a valószínűsége

$$2 \cdot y \cdot (1 - y),$$

melyik pont esik oda, az a  $[0, y]$ -ba esik, a másik pedig nem; vagy pontosan 2 pont esik oda, aminek a valószínűsége

$$y^2,$$

hiszen ekkor mindkettő a  $[0, y]$ -ba esik. Tehát az eloszlásfüggvény

$$G(y) = \mathbf{P}(Y \leq y) = \begin{cases} 0, & \text{ha } y \leq 0, \\ 2y(1 - y) + y^2 = 2y - y^2, & \text{ha } y \in [0, 1], \\ 1, & \text{ha } y \geq 1. \end{cases}$$

Innen a sűrűségfüggvény

$$g(y) = \begin{cases} 2 - 2y, & \text{ha } y \in (0, 1), \\ 0, & \text{különben.} \end{cases}$$

A várható érték

$$\mathbf{E}(Y) = \int_0^1 y(2 - 2y)dy = \frac{1}{3}.$$

Ez heurisztikusan világos, hiszen 2 véletlen pont nagyjából 3 egyforma hosszú intervallumra osztja az egységnyi intervallumot. Tehát a kisebbik pont várható értéke  $1/3$ , a nagyobbiké pedig  $2/3$ , ahogy kiszámoltuk.

Nézzük most az együttes eloszlást. Legyen

$$\mathbf{P}(X \leq x, Y \leq y) = H(x, y)$$

az együttes eloszlásfüggvény. Mivel a lehetséges értékek a halmaza  $[0, 1] \times [0, 1]$ , ezért

$$H(x, y) = \begin{cases} 1, & \text{ha } x \geq 1, y \geq 1, \\ \mathbf{P}(X \leq x), & \text{ha } y \geq 1, \\ \mathbf{P}(Y \leq y), & \text{ha } x \geq 1, \\ 0, & \text{ha } x \leq 0 \text{ vagy } y \leq 0. \end{cases}$$

Így az érdekes eset amikor  $x, y \in [0, 1]$ . Sőt, mivel  $X \geq Y$ , így ha  $x \leq y$  akkor

$$\mathbf{P}(X \leq x, Y \leq y) = \mathbf{P}(X \leq x).$$

Hát persze, ha a maximum kisebb, mint  $x$ , akkor a minimum is kisebb, így az a feltétel elhagyható. Legyen tehát  $1 \geq x > y \geq 0$ . Ekkor az  $\{X \leq x, Y \leq y\}$  esemény akkor következik be, ha mindkét pont  $\leq x$ , és legalább egy pont  $\leq y$ . Ez úgy lehet, ha vagy mindkét pont a  $[0, y]$ -ba esik, aminek a valószínűsége  $y^2$ , vagy az egyik a  $[0, y]$ -ba, a másik  $(y, x]$ -be, aminek a valószínűsége  $2 \cdot y \cdot (x - y)$  (melyik pont, hova, hova). Tehát

$$\mathbf{P}(X \leq x, Y \leq y) = y^2 + 2y(x - y) = 2xy - y^2.$$

Összegezve,

$$H(x, y) = \mathbf{P}(X \leq x, Y \leq y) = \begin{cases} 1, & \text{ha } x \geq 1, y \geq 1, \\ \mathbf{P}(X \leq x), & \text{ha } y \geq 1, \\ \mathbf{P}(Y \leq y), & \text{ha } x \geq 1, \\ \mathbf{P}(X \leq x), & \text{ha } x \leq y, \\ 2xy - y^2, & \text{ha } 0 \leq y \leq x \leq 1, \\ 0, & \text{ha } x \leq 0 \text{ vagy } y \leq 0. \end{cases}$$

Látjuk, hogy kétváltozós eloszlásfüggvény meghatározása nehezebb. A sűrűségfüggvény többváltozós esetben is az eloszlásfüggvény deriváltja, csak most minden változó szerint egyszer kell deriválni. Először  $x$  szerint deriválunk, az  $y$ -t konstansnak tekintve, majd az eredmény deriváljuk  $y$  szerint. Az eloszlásfüggvény alakjából látjuk, hogy csak ott nem 0 a sűrűség, ahol  $x$ -től és  $y$ -től is függ az eredmény, azaz

$$h(x, y) = \frac{\partial^2}{\partial x \partial y} = \begin{cases} 2, & \text{ha } 0 \leq y \leq x \leq 1, \\ 0, & \text{különben.} \end{cases}$$

Persze a sűrűség éppen azon a tartomány nem tűnik el, ami az  $(X, Y)$  vektor lehetséges értékeit adják, ami most  $\{(x, y) : 0 \leq y \leq x \leq 1\}$ . Ezek után kiszámolhatjuk a kovarianciát. A formula szerint

$$\mathbf{Cov}(X, Y) = \mathbf{E}(XY) - \mathbf{E}(X)\mathbf{E}(Y),$$

és a várható értékeket már ismerjük. A szorzat várható értéke, a várható érték tulajdonságainál megismert formula szerint (szorzat, mint kétváltozós függvény)

$$\mathbf{E}(XY) = \int \int h(x, y)xy dx dy = \int_0^1 \left( \int_0^x 2xy dy \right) dx = \int_0^1 x \cdot x^2 dx = \frac{1}{4}.$$

Az előbbi integrálásnál figyeljünk a határookra: rögzített  $x \in [0, 1]$  esetén  $y \in [0, x]$ -re lesz  $h = 2$ ! Tehát

$$\mathbf{Cov}(X, Y) = \frac{1}{4} - \frac{1}{3} \cdot \frac{2}{3} = \frac{1}{36}.$$

□