

A április 30-i előadáshoz kapcsolódó gyakorlat feladatai

1. Legyenek ξ és η független valószínűségi változók, melyek közül ξ Poisson eloszlású λ paraméterrel, azaz $P(\xi = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$ minden $k = 0, 1, 2, \dots$ számra, η egyenletes eloszlású a $[0, 1]$ intervallumon, azaz létezik $f(u)$ sűrűségfüggvénye, melyre $f(u) = 1$, ha $0 \leq u \leq 1$, és $f(u) = 0$, ha $u > 1$, vagy $u < 0$. Lássuk be, hogy a $\xi + \eta$ valószínűségi változónak is van sűrűségfüggvénye, és határozzuk meg azt.

Megoldás: Legyen $[a, b]$ egy olyan intervallum, melyre $[a, b] \subset [n, n + 1]$ valamely nem negatív egész n számra. Ekkor

$$\begin{aligned} P(\xi + \eta \in [a, b]) &= P(\xi = n, \eta \in [a - n, b - n]) = P(\xi = n)P(\eta \in [a - n, b - n]) \\ &= \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda} (b - a) = \int_a^b f(u) du, \end{aligned}$$

ahol $f(u) = \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda}$, ha $u \in [n, n + 1]$, $n = 0, 1, 2, \dots$. Legyen továbbá $f(u) = 0$, ha $u \leq 0$. Ebből a relációból, illetve abból a tényből, hogy $P(\xi + \eta \leq 0) = 0$, következik, hogy $P(\xi + \eta < x) = \int_{-\infty}^x f(u) du$ a fent definiált $f(\cdot)$ függvénnyel, tehát ez a $\xi + \eta$ valószínűségi változó (létező) sűrűségfüggvénye.

2. Legyenek ξ és η független valószínűségi változók, melyek közül ξ Poisson eloszlású λ paraméterrel, azaz $P(\xi = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$ minden $k = 0, 1, 2, \dots$ számra, η egyenletes eloszlású a $[0, 2]$ intervallumon, azaz létezik $f(u)$ sűrűségfüggvénye, melyre $f(u) = \frac{1}{2}$, ha $0 \leq u \leq 2$, és $f(u) = 0$, ha $u > 2$, vagy $u < 0$. Lássuk be, hogy a $\xi + \eta$ valószínűségi változónak is van sűrűségfüggvénye, és határozzuk meg azt.

Megoldás: Ennek a feladatnak a megoldása hasonló az előzőhöz. Legyen $[a, b]$ egy olyan intervallum, melyre $[a, b] \subset [n, n + 1]$ valamely nem negatív egész n számra. Ekkor, ha $n \geq 1$, akkor

$$\begin{aligned} P(\xi + \eta \in [a, b]) &= P(\xi = n, \eta \in [a - n, b - n]) \\ &\quad + P(\xi = n - 1, \eta \in [a - n - 1, b - n - 1]) \\ &= P(\xi = n)P(\eta \in [a - n, b - n]) \\ &\quad + P(\xi = n - 1)P(\eta \in [a - n - 1, b - n - 1]) \\ &= \left(\frac{\lambda^n}{n!} + \frac{\lambda^{n-1}}{(n-1)!} \right) e^{-\lambda} (b - a) = \int_a^b f(u) du, \end{aligned}$$

ahol $f(u) = \left(\frac{\lambda^n}{n!} + \frac{\lambda^{n-1}}{(n-1)!} \right) e^{-\lambda}$, ha $u \in [n, n + 1]$, $n = 1, 2, \dots$. Hasonlóan,

$$P(\xi + \eta \in [a, b]) = \int_a^b P(\xi = 0) du = \int_a^b e^{-\lambda} du$$

ha $[a, b] \in [0, 1]$, továbbá $P(\xi + \eta \leq 0) = 0$. Innen következik, hogy ha az $f(\cdot)$ függvény definícióját az $f(u) = e^{-\lambda}$, ha $0 \leq u \leq 1$, $f(u) = 0$, ha $u < 0$ képletekkel

fejezzük be, akkor $P(\xi + \eta < x) = \int_{-\infty}^x f(u) du$ ezzel az $f(\cdot)$ függvénnyel. Tehát ez a $\xi + \eta$ valószínűségi változó (létező) sűrűségfüggvénye a fent definiált $f(\cdot)$ függvény.

3. Legyen ξ standard normális eloszlású valószínűségi változó, azaz legyen sűrűségfüggvénye $\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}$, $-\infty < x < \infty$. Számítsuk ki a $\xi^2 + \xi^4$ valószínűségi változó sűrűségfüggvényét.

Megoldás: Számítsuk ki először $\xi^2 + \xi^4$ $G(x)$ eloszlásfüggvényét. Ha $x < 0$, akkor $G(x) = 0$, mert $\xi^2 + \xi^4 \geq 0$ egy valószínűséggel. Ha $x > 0$, akkor a $P(\xi^2 + \xi^4 < x)$ valószínűségét kell kiszámítanunk. Legyen $u = u(x)$ az $u^2 + u - x = 0$

egyenlet nagyobb gyöke, aza $u = \frac{-1 + \sqrt{1 + 4x}}{2}$. Nem nehéz belátni, hogy $\xi^2(\omega) + \xi^4(\omega) < x$ akkor és csak akkor, ha $0 \leq \xi^2(\omega) < u(x)$, ami azt jelenti, hogy $-\sqrt{u(x)} < x < \sqrt{u(x)}$. Innen $\xi^2 + \xi^4$ eloszlásfüggvénye $x > 0$ esetén $G(x) =$

$$\Phi\left(\sqrt{\frac{-1 + \sqrt{1 + 4x}}{2}}\right) - \Phi\left(-\sqrt{\frac{-1 + \sqrt{1 + 4x}}{2}}\right) = 2\Phi\left(\sqrt{\frac{-1 + \sqrt{1 + 4x}}{2}}\right) - 1,$$

ahol $\Phi(x)$ a standard normális eloszlásfüggvény. Innen differenciálással kapjuk,

hogy $\xi^2 + \xi^4$ sűrűségfüggvénye $\frac{dG(x)}{dx}$, ahonnan ez a sűrűségfüggvény nulla, ha $x < 0$, és $\sqrt{\frac{2}{\pi}} \exp\left\{\frac{-1 + \sqrt{1 + 4x}}{4}\right\} \frac{d}{dx} \sqrt{\frac{-1 + \sqrt{1 + 4x}}{2}}$, ha $x > 0$.

4. Péter és Pál a következő játékot játssza. Mind a ketten feldobnak egy szabályos dobókockát. Ha Pál dobott nagyobbat, akkor ő nyer három forintot Pétertől, ha Péter dobása nagyobb, akkor Pál fizet Péternek három forintot. Ha a dobások egyenlőek, akkor senki sem fizet a másiknak. Ezt a játékot játsszák 3000 alkalommal. Adjunk jó közelítő becslést a centrális határeloszlástétel és a mellékelt normális eloszlástáblázat segítségével arra, hogy Péter legalább 90 forintot nyer.

4. Legyen ξ_j Péter nyereménye a j -ik játékban. Ekkor a ξ_j valószínűségi változók függetlenek, Péter össznyereménye $S = \sum_{j=1}^{3000} \xi_j$, és $P(\xi_j = 3) = \frac{5}{12}$, $P(\xi_j = -3) = \frac{5}{12}$, $P(\xi_j = 0) = \frac{1}{6}$. (Annak valószínűségét írtuk fel, hogy Péter vagy Pált dob nagyobbat, illetve hogy a két dobás egyenlő. Innen $E\xi_j = 0$, $\text{Var} \xi_j = E\xi_j^2 = \frac{45}{6}$, $ES = 0$, $\text{Var} S = 15 \cdot 1500 = 150^2$. Innen annak valószínűsége, hogy Péter legalább 90 forintot nyer

$$P(S \geq 90) = P\left(\frac{S - ES}{\sqrt{\text{Var} S}} \geq \frac{90}{150}\right) = 1 - P\left(\frac{S - ES}{\sqrt{\text{Var} S}} < 0.6\right) \sim 1 - \Phi(0.6) \sim 0.274$$

- 5 Legyen ξ és η két valószínűségi változó, melyek együttes eloszlásának (létező) sűrűségfüggvénye $f(u, v) = \frac{2}{3}u + 2uv^2 + \frac{2}{3}v$ alakú, ha $0 \leq u, v \leq 1$, és $f(u, v) = 0$ egyébként. Lássuk be először, hogy $f(u, v)$ valóban sűrűségfüggvény, majd számoljuk ki a $\xi + \eta$ valószínűségi változó sűrűségfüggvényét.

Megoldás: Annak érdekében, hogy ellenőrizzük, hogy $f(u, v)$ sűrűségfüggvény azt

kell megmutatni, hogy $f(u, v) \geq 0$ (majdnem) minden (u, v) számpárra, és

$$\int \int f(u, v) du dv = 1.$$

Az nyilvánvaló, hogy $f(u, v) \geq 0$ minden (u, v) számpárra. Másrészt mivel

$$\int_0^1 \int_0^1 uv^2 du dv = \int_0^1 u du \int_0^1 v^2 dv = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3} = \frac{1}{6},$$

$$\int_0^1 \int_0^1 u du dv = \frac{1}{2} \text{ és } \int_0^1 \int_0^1 v du dv = \frac{1}{2}, \text{ ezért } \int \int f(u, v) du dv = 1.$$

A $\xi + \eta$ valószínűségi változó eloszlásfüggvényét az

$$G(x) = \int_{-\infty}^{\infty} \left(\int_{-\infty}^{x-u} f(u, v) dv \right) du$$

képlet segítségével számíthatuk ki, hasonlóan $1 - G(x) = \int_{-\infty}^{\infty} \left(\int_{x-u}^{\infty} f(u, v) dv \right) du$.

Másrészt, a sűrűségfüggvény $g(x) = \frac{dG(x)}{dx}$ formula segítségével kiszámítható. Ez a mi esetünkben a következőt jelenti, $g(x) = 0$, ha $x \leq 0$, $g(x) = 1$, ha $x \geq 2$, mert $G(x) = 0$, ha $x \leq 0$, $G(x) = 1$, ha $x \geq 2$. Másrészt

$$g(x) = \frac{d}{dx} \left(\int_0^1 \int_0^{x-u} \left(\frac{2}{3}u + 2uv^2 + \frac{2}{3}v \right) du \right) dv,$$

ha $0 \leq x \leq 1$, $g(x) = -\frac{d}{dx} \left(\int_0^1 \int_{x-u}^1 \left(\frac{2}{3}u + 2uv^2 + \frac{2}{3}v \right) du \right) dv$, ha $1 \leq x \leq 2$. Azért volt érdemes a $0 \leq x \leq 1$ és $1 \leq x \leq 2$ eseteket szétválasztani, mert a konkrét feladatban a $G(x)$ függvényt tudjuk kényelmesen kiszámítani $0 \leq x \leq 1$ és az $1 - G(x)$ függvényt az $1 \leq x \leq 2$ intervallumban. Ez a szétbontás azonban nem kötelező.

A fent vázolt módon ki lehet számolni a sűrűségfüggvényt, de valójában ezt a számolást lehet egyszerűsíteni. Ez hasonló ahhoz, ahogy a konvolúció formulát vezetik le független valószínűségi változók összegének a sűrűségfüggvényére. Valóban, a v változó $z = u + v$ helyettesítésével felírhatjuk, hogy

$$\begin{aligned} G(x) &= \int_{-\infty}^{\infty} \left(\int_{-\infty}^{x-u} f(u, v) dv \right) du = \int_{-\infty}^{\infty} \left(\int_{-\infty}^x f(u, z - u) dz \right) du \\ &= \int_{-\infty}^x \left(\int_{-\infty}^{\infty} f(u, z - u) du \right) dz, \end{aligned}$$

ahonnan deriválással

$$g(x) = \frac{dG(x)}{dx} = \int_{-\infty}^{\infty} f(u, x - z) dz.$$

E képlettel a számolásokat lehet egyszerűsíteni.