

Az április 18.-i gyakorlat feladatai

Felidézem a következő fontos fogalmat:

A standard normális eloszlás definíciója. A $\Phi(x)$ standard normális eloszlás az az eloszlás, amelynek sűrűségfüggvénye a $\varphi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-u^2/2}$, $-\infty < u < \infty$, függvény.

E definíció helyességének igazolásához meg kell mutatni, hogy a fent definiált $\varphi(\cdot)$ függvény valóban sűrűségfüggvény. Ennek érdekében be kell bizonyítani a következő eredményt.

Tétel.

$$\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-u^2/2} du = 1.$$

Ennek a korántsem triviális összefüggésnek a bizonyítása az előadáson szerepelt. A standard normális eloszlás elnevezésben a standard jelző arra utal, hogy egy $\varphi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-u^2/2}$, $-\infty < u < \infty$, sűrűségfüggvényű valószínűségi változó várható értéke nulla és szórásnégyzete 1.

- 1.) Lássuk be, hogy egy $\varphi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-u^2/2}$, $-\infty < u < \infty$, sűrűségfüggvényű ξ valószínűségi változó várható értéke nulla és szórásnégyzete 1.

Megoldás: Valóban $E\xi = 0$, mert $E\xi = \int_{-\infty}^{\infty} u \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-u^2/2} du$, és ez az integrál nulla, mert az integrandus páratlan függvény. Ezután parciális integrálással kapjuk $f(x) = x$ és $g(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x e^{-x^2/2} = \frac{d}{dx} \left(-\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} \right)$ választással, hogy

$$E\xi^2 = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} x^2 e^{-x^2/2} dx = \left[-\frac{x}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} \right]_{-\infty}^{\infty} + \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx = 1.$$

Innen $\text{Var } \xi = E\xi^2 - (E\xi)^2 = 1$.

Házi feladat:

Ha ξ standard normális eloszlású valószínűségi változó, m, σ valós számok, akkor az $\sigma\xi + m$ valószínűségi változó várható értéke m szórásnégyzete σ^2 , sűrűségfüggvénye pedig $g(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}|\sigma|} e^{-(u-m)^2/2\sigma^2}$.

A fenti feladat eredménye alapján egy valószínűségi változót akkor nevezünk normális eloszlásúnak, ha van sűrűségfüggvénye, és az $g(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-(u-m)^2/2\sigma^2}$ alakban adható meg alkalmas m és $\sigma > 0$ számokkal.

- 2.) Ha ξ standard normális eloszlású valószínűségi változó, akkor $E\xi^{2k-1} = 0$, $E\xi^{2k} = 1 \cdot 3 \cdots (2k-1)$ minden $k = 1, 2, \dots$ számra.

Megoldás: Egyrészt

$$E\xi^{2k-1} = \int_{-\infty}^{\infty} x^{2k-1} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx = 0,$$

mert az $x^{2k-1} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}$ függvény páratlan, és páratlan függvény integrálja nulla. Másrészt

$$\begin{aligned} E\xi^{2k} &= \int_{-\infty}^{\infty} x^{2k} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx = \int_{-\infty}^{\infty} -x^{2k-1} \frac{d}{dx} \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx \right) \\ &= \left[-x^{2k-1} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} \right]_{-\infty}^{\infty} + \int_{-\infty}^{\infty} (2k-1)x^{2k-2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx \\ &= (2k-1) \int_{-\infty}^{\infty} x^{2k-2} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx = (2k-1)E\xi^{2k-2}, \end{aligned}$$

ahonnan k szerinti teljes indukcióval $E\xi^{2k} = 1 \cdot 3 \cdots (2k-1)$ minden $k = 1, 2, \dots$ számra.

Tárgyaljuk a Poisson eloszlást, illetve mutassuk meg egy feladatban annak egy fontos tulajdonságát, nevezetesen azt, hogy két független Poisson eloszlású valószínűségi változó összege is Poisson eloszlású.

Poisson eloszlás definíciója. Egy ξ valószínűségi változó λ paraméterű Poisson eloszlású, ha ξ nem negatív egész értékeket vesz fel, és

$$P(\xi = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

3.) Lássuk be, hogy ez valóban valószínűség eloszlás.

Megoldás: Azt kell ellenőrizni, hogy $P(\xi = k) \geq 0$ minden k értékre, ami nyilvánvaló, és $\sum_{k=0}^{\infty} P(\xi = k) = 1$. Viszont

$$\sum_{k=0}^{\infty} P(\xi = k) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} e^{\lambda} = 1.$$

4.) Ha ξ és η két független, λ illetve μ paraméterű Poisson eloszlású valószínűségi változó, akkor $\xi + \eta$ egy $\lambda + \mu$ paraméterű Poisson eloszlású valószínűségi változó.

Megoldás:

$$\begin{aligned} P(\xi + \eta = k) &= \sum_{j=0}^k P(\xi = j, \eta = k-j) = \sum_{j=0}^k P(\xi = j)P(\eta = k-j) \\ &= \sum_{j=0}^k \frac{\lambda^j}{j!} e^{-\lambda} \frac{\mu^{k-j}}{(k-j)!} e^{-\mu} = \frac{e^{-(\lambda+\mu)}}{k!} \sum_{j=0}^k \frac{k!}{j!(k-j)!} \lambda^j \mu^{(k-j)} \\ &= \frac{e^{-(\lambda+\mu)}}{k!} (\lambda + \mu)^k. \end{aligned}$$