



A411

A4 Valószínűségszámítás — XI. EA

dr. Keszthelyi Gabriella
Sztochasztika és Dinamikai rendszerek tanszék

2021. november 25.

dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

ZH 1. feladat

1) Ausztráliában az egy háztartásra jutó skorpiótámadások száma átlagosan évente 5. A támadások egymástól függetlenek, és egyszerre csak egy skorpió támad. Mi a valószínűsége, hogy

- a) fél éven belül több mint 3 támadás lesz? (2p)
- b) két egymás utáni támadás között több, mint 3 hónap telik el? (2p)
- c) ha eltelt már egy hónap támadás nélkül, akkor még 2 hónapig nem lesz? (2p)
- d) a 4. támadás az 5. hónap után lesz? (2p)

Poisson folyamat

$$\lambda = 5 \cdot \frac{1}{2}$$

$X \sim \text{Poisson}(5)$

$$P(X > 3) = 1 - P(X \leq 3) = 1 - \left(\frac{5^0}{0!} + \frac{5^1}{1!} + \frac{5^2}{2!} + \frac{5^3}{3!} \right) e^{-2.5}$$

$Y \sim \text{Exp}(5)$ $P(Y > \frac{1}{2}) = 1 - (1 - e^{-5 \cdot \frac{1}{2}}) = e^{-\frac{5}{2}}$

$P(Y > 3 | Y > 1) = P(Y > 2) = 1 - (1 - e^{-5 \cdot \frac{1}{2}}) = e^{-\frac{5}{2}}$

$Z \sim \text{Erlang}(4, \frac{5}{4})$ $P(Z > 5) = 1 - \left(1 - \frac{5 \cdot 5^2}{2!} e^{-\frac{25}{4}} \right) = \frac{5 \cdot 5^2}{2!} e^{-\frac{25}{4}}$

dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

ZH 2. feladat

2) Az $x^2 + Bx + 1 = 0$ egyenlet megoldásai között milyen valószínűséggel lesz valós, ha B normális eloszlású 7 várható értékkel és 1 szórással? (3p)

$B \sim N(7, 1)$ $B^2 - 4 \cdot 1 \geq 0$

$P(B \geq 2) = P(Z \geq \frac{2-7}{1}) = 1 - \Phi(-5) = 1 - (1 - \Phi(5)) = \Phi(5) \approx 1$
 $P(B \leq -2) = P(Z \leq \frac{-2-7}{1}) = \Phi(-9) = 0$
 $\left. \begin{matrix} B \geq 2 \text{ v. } B \leq -2 \\ \Phi(5) \approx 1 \\ \Phi(-9) = 0 \end{matrix} \right\} \oplus = 1$

dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

ZH 3. feladat

3) Legyen $X, Y \sim \text{Uni}(0, 1)$ (egyenletes eloszlásúak) függetlenek.

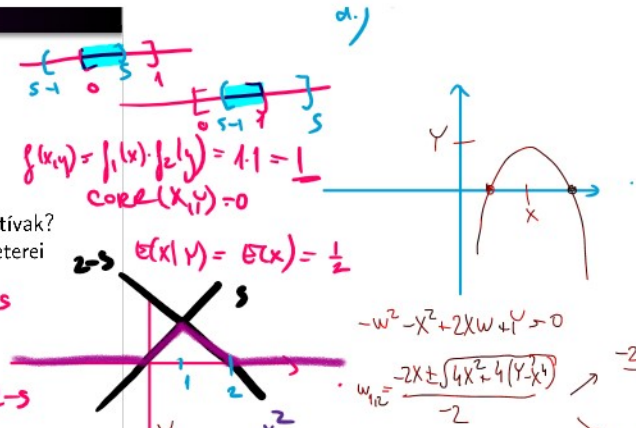


ZH 3. feladat

3) Legyen $X, Y \sim Uni(0, 1)$ (egyenletes eloszlásúak) függetlenek.

- a) Mennyi az $f_{X+Y}(s)$ konvolúciós függvény? (6p)
- b) Mennyi $f(x, y), E(X|Y), CORR(X, Y) = ?$ (3p)
- c) (extra) Milyen valószínűséggel lesznek $f(w) = -(w - X)^2 - Y$ parabola gyökei nemnegatívak? (Itt w az algebrai változó, X, Y a parabola paramétereival változók.) (+4p)

$0 < s < 2$
 $0 < s-x < 1$
 $s-x < 1$
 $f_{X+Y}(s) = \int f_1(x) f_2(s-x) dx \rightarrow \int_0^s 1 dx = s$
 $\int_{s-1}^s 1 dx = 2-s$

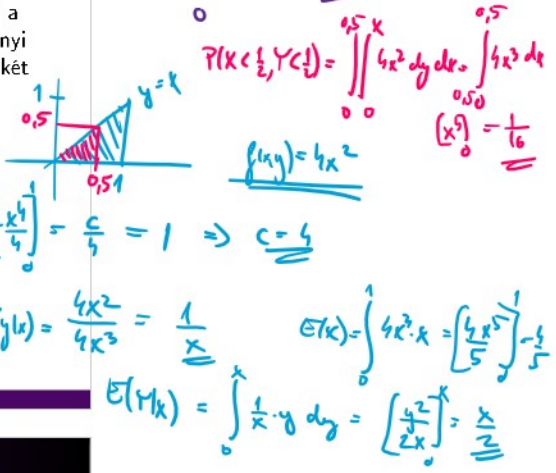


$f(x,y) = f_1(x) \cdot f_2(y) = 1 \cdot 1 = 1$
 $CORR(X,Y) = 0$
 $E(X|Y) = E(X) = \frac{1}{2}$
 $-w^2 - X^2 + 2Xw + Y = 0$
 $w_{1,2} = \frac{-2X \pm \sqrt{4X^2 + 4(Y-X^2)}}{-2} \rightarrow \frac{-2X + 2\sqrt{Y}}{-2} = X - \sqrt{Y} > 0$
 $\frac{-2X - 2\sqrt{Y}}{-2} = X + \sqrt{Y} > 0$
 $X > \sqrt{Y}$
 $X < \sqrt{Y}$
 $X > -\sqrt{Y}$
 $X^2 > Y$

ZH 4. feladat

4) Legyen X, Y együttes sűrűségfüggvénye $f(x, y) = c \cdot x^2$ a $0 < x < 1, 0 < y < x$ tartományon. Számold ki a c -t. Mennyi X várható értéke, Y feltételes várható értéke és hogy mindkét változó értéke kisebb mint 0.5? ($E(X), E(Y|X), P(X < 0.5, Y < 0.5) = ?$ (6p))

$\int_0^1 \int_0^x c \cdot x^2 dy dx = \int_0^1 [c x^2 y]_0^x dx = \int_0^1 c x^3 dx = [c \frac{x^4}{4}]_0^1 = \frac{c}{4} = 1 \Rightarrow c = 4$
 $f_1(x) = \int_0^x 4x^2 dy = [4x^2 y]_0^x = 4x^3$
 $f_{2|1}(y|x) = \frac{4x^2}{4x^3} = \frac{1}{x}$
 $E(X) = \int_0^1 4x^3 \cdot x dx = [x^5]_0^1 = 1$
 $E(Y|X) = \int_0^x \frac{1}{x} \cdot y dy = [\frac{y^2}{2x}]_0^x = \frac{x}{2}$



ZH 5. feladat

5) Egy légitársaságnál 2-motoros és 4-motoros gépek is vannak. Egy repülő akkor tud felszállni, ha a motorjainak több, mint fele működik. A motorok egymástól függetlenül 0.5 – 0.5 valószínűséggel működnek.

- a) A kétféle gép közül melyik a valószínűbb, hogy felszáll?
- b) Ha kiválasztunk egy 2-motoros és egy 4-motoros gépet, és a szerelő emlékezete szerint összesen 3 motor működik (de arra nem emlékszik, melyik), akkor mi a valószínűsége, hogy pontosan egy repülő fel tud szállni a kettő közül?

2M: $Binom(2, \frac{1}{2})$
 $(\binom{2}{2} \cdot (\frac{1}{2})^2 \cdot (\frac{1}{2})^0) = \frac{1}{4}$
 4M: $Binom(4, \frac{1}{2})$
 $(\binom{4}{3} \cdot (\frac{1}{2})^3 \cdot (\frac{1}{2})^1) = \frac{1}{2}$
 $(\binom{4}{4} \cdot (\frac{1}{2})^4 \cdot (\frac{1}{2})^0) = \frac{1}{16}$

$\frac{b}{7} = \frac{\binom{2}{2} \binom{4}{1}}{\binom{6}{2}} + \frac{\binom{4}{3} \binom{2}{0}}{\binom{6}{3}} = \frac{8}{15}$

ZH 5. feladat folyt.

- c) A 2-motoros gépek alkotják a flotta 30%-át a 4-motorosok a maradékot. Ha egy gépről tudjuk, hogy működik, akkor mi a valószínűsége, hogy 2-motoros?
- d)(extra) Legyen p paraméter egy motor működésének valószínűsége. Milyen p -kre lesz valószínűbb, hogy a 4-motoros gép tud felszállni?

c) BAZIS TESTEL, TELJES VÁRÓÁLLÁS

$$P(\text{működés}) = 0,3 \cdot 0,25 + 0,7 \cdot \frac{5}{16}$$

$$P(2M \mid \text{működés}) = \frac{0,3 \cdot 0,25}{0,3 \cdot 0,25 + 0,7 \cdot \frac{5}{16}}$$

$$\begin{aligned} \frac{1}{2} \binom{4}{2} p^2 (1-p)^2 &< \binom{4}{3} p^3 (1-p) + \binom{4}{1} p^4 \\ p^2 &< 4p^3 - 4p^4 + p^4 \\ p^2(1-p+3p^2) &< 0 \\ (1-p+p^2) &= 0 \\ p_{1,2} &= \frac{4 \pm \sqrt{16-12}}{6} \rightarrow \frac{1}{3} \\ p &\in [1, \frac{1}{3}] \end{aligned}$$

dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

Momentumgeneráló függvény (folytonos)

$$M_X(s) = E(e^{sX}) = \mathcal{L}\{f\}(-s) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) e^{sx} dx$$

A momentumgeneráló függvény

- egy várható érték s függvényében,
- Laplace transzformálja a sűrűségfüggvény előjelcserélt változatának,
- és a sűrűségfüggvény/súlyfüggvény kölcsönösen meghatározzák egymást.

dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

A momentumgeneráló függvény sorfejtésében a tagok együtthatói tényleg momentumok:

$$\begin{aligned} e^{sX} &= 1 + sX + \frac{(sX)^2}{2!} + \frac{(sX)^3}{3!} + \dots \\ E(e^{sX}) &= \int_{-\infty}^{\infty} \underbrace{f(x)}_1 dx + \int_{-\infty}^{\infty} \underbrace{f(x) \cdot sx}_{E(X)} dx + \int_{-\infty}^{\infty} \underbrace{f(x) \cdot (sx)^2 / 2!}_{E(X)^2 / 2} dx + \\ &\quad + \int_{-\infty}^{\infty} \underbrace{f(x) \cdot (sx)^3 / 3!}_{E(X)^3 / 6} dx + \dots = \\ &= 1 + sE(X) + \frac{s^2 E(X^2)}{2!} + \frac{s^3 E(X^3)}{3!} + \dots \end{aligned}$$

$$E(e^{sX}) = \int f(x) \left(1 + sx + \frac{(sx)^2}{2!} + \dots \right) dx$$

dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

Momentumgeneráló függvény

$$M_X(s)^{(n)}(0) = E(X^n)$$

$$\begin{aligned}\frac{d}{ds}M(s) &= \frac{d}{ds} \int_{-\infty}^{\infty} e^{sx} f(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{d}{ds} e^{sx} f(x) dx = \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} x e^{sx} f(x) dx\end{aligned}$$

$$\frac{d}{ds}M(s)|_{s=0} = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = E(X)$$

$$\frac{d^n}{ds^n}M(s)|_{s=0} = \int_{-\infty}^{\infty} x^n f(x) dx = E(X^n)$$

Momentumgeneráló függvény (diszkrét)

$$M_X(s) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} e^{sk} P(X = k)$$

Példa

$X \sim \text{Poisson}(\lambda)$

$$\begin{aligned}M_X(s) &= \sum_{k=-\infty}^{\infty} e^{sk} P(X = k) = \sum_{k=0}^{\infty} e^{sk} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = \\ &= e^{-\lambda} e^{e^s} = e^{\lambda(e^s - 1)}\end{aligned}$$

Karakterisztikus függvény (folytonos)

$$\Phi_X(\omega) = E(e^{i\omega X}) = \mathcal{F}\{f\}(-\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) e^{i\omega x} dx$$

Ahol i a komplex $i = \sqrt{-1}$, $f(x)$ pedig az X sűrűségfüggvény-e.

A karakterisztikus függvény

- egy várható érték ω függvényében,
- **Fourier transzformálja a sűrűségfüggvény előjelcserélt változatának,**
- és a sűrűségfüggvény kölcsönösen meghatározzák egymást:

$$f(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \Phi_X(\omega) e^{-i\omega x} d\omega$$

Karakterisztikus függvény (diszkrét)

$$\Phi_X(\omega) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} P(X = k) \cdot e^{i\omega k}$$

A diszkrét karakterisztikus függvény tehát **Fourier transzformálja a súlyfüggvény előjelcserélt változatának**. Itt is fent áll a kölcsönös megfeleltetés:

$$P(X = k) = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} \Phi_X(\omega) e^{-i\omega k} d\omega$$

Példák

$X \sim \text{Exp}(\lambda)$

$$\Phi_X(\omega) = \int_0^{\infty} \lambda e^{-\lambda x} e^{i\omega x} dx = \int_0^{\infty} \lambda e^{-(\lambda - i\omega)x} dx = \frac{\lambda}{\lambda - i\omega}$$

Handwritten note: $\int_0^{\infty} \lambda e^{-(\lambda - i\omega)x} dx = \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{\lambda e^{-(\lambda - i\omega)x}}{-(\lambda - i\omega)} - \frac{\lambda}{-(\lambda - i\omega)}$

$X \sim \text{Geom}(p)$

$$\Phi_X(\omega) = \sum_{k=0}^{\infty} p(1-p)^k e^{i\omega k} = p \sum_{k=0}^{\infty} ((1-p)e^{i\omega})^k = \frac{p}{1 - (1-p)e^{i\omega}}$$

Mi az összefüggés a karakterisztikus és a momentumgeneráló függvény között?

Ha $M_X(s) < \infty$ minden $s \in (-\epsilon, \epsilon)$ -ra akkor

$$\Phi_X(\omega) = M_X(i\omega)$$

azaz, ha a valószínűségi változó momentumai léteznek (végesek) akkor megfeleltethető a karakterisztikus függvénynek.

Továbbá

- Ha $Y = aX + b$ akkor $\Phi_Y(\omega) = e^{i\omega b} \Phi_X(a\omega)$ ill. $M_Y(s) = e^{bs} M_X(as)$
- Ha X, Y független valószínűségi változók és $Z = X + Y$ akkor $\Phi_Z(\omega) = \Phi_X(\omega) \cdot \Phi_Y(\omega)$ ill. $M_Z(s) = M_X(s) \cdot M_Y(s)$

Azaz az összegből szorzat lesz, ahogy a Fourier/Laplace transzformációnál illik.

Handwritten notes:

- $E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot f(x) dx$
- szorzat az
- amikor ∞
- mindig csőben!

Minek van két külön függvény?



dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

Példák

X_1, X_2, \dots, X_n független Bernoulli változók p paraméterrel.
Ekkor $W = X_1 + X_2 + \dots + X_n \sim \text{Binom}(n, p)$

$$M_{X_i}(s) = (1-p)e^0 + pe^{1 \cdot s} = P(X_i=0) + P(X_i=1)e^s$$

$$M_W(s) = M_{X_1}(s) \cdot M_{X_2}(s) \cdot \dots \cdot M_{X_n}(s)$$

$$M_W(s) = ((1-p)e^0 + pe^{1s})^n$$

Két különböző paraméterű Poisson összege is Poisson:

$X \sim \text{Poisson}(\lambda), Y \sim \text{Poisson}(\mu), Z = X + Y$

$$M_X(s) = e^{\lambda(e^s-1)}, \quad M_Y(s) = e^{\mu(e^s-1)}$$

$$M_Z(s) = e^{\lambda(e^s-1)} e^{\mu(e^s-1)} = e^{(\lambda+\mu)(e^s-1)} \sim \text{Poisson}(\lambda+\mu)$$

dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

Normális eloszlás karakterisztikus függvénye

$$\Phi_X(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\omega x} e^{-(x-\mu)^2/2\sigma^2} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} dx =$$

$$= \frac{e^{-i\omega\mu}}{\sigma\sqrt{2\pi}} \left(\int_{-\infty}^{\infty} e^{-(x-\mu)^2/2\sigma^2} \cos \omega(x-\mu) dx + i \int_{-\infty}^{\infty} e^{-(x-\mu)^2/2\sigma^2} \sin \omega(x-\mu) dx \right) = e^{i\omega\mu - (\sigma^2\omega^2/2)}$$

Ha X standard normális változó:

$$\Phi_X(\omega) = e^{-\omega^2/2}$$

Azaz a Normális eloszlás karakterisztikus függvénye is Normális.

dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

Két normális konvolúciója

Legyen $X \sim N(\mu_1, \sigma_1)$, $Y \sim N(\mu_2, \sigma_2)$ és $Z = X + Y$

$$f_{X+Y}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) f_Y(z-x) dx =$$

$$= \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-(x-\mu_1)^2/2\sigma_1^2} e^{-(z-x-\mu_2)^2/2\sigma_2^2} dx =$$

X, Y független normálisok

$$\left[\frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} \sqrt{\left(\frac{2\pi}{1/\sigma_1^2 + 1/\sigma_2^2}\right)} e^{\frac{\mu_2 - y}{\sigma_2^2} - \frac{\mu_1}{\sigma_1^2} - \left(\frac{1}{\sigma_1^2} + \frac{1}{\sigma_2^2}\right) \cdot \left(\frac{\mu_1^2}{\sigma_1^2} + \frac{(y-\mu_2)^2}{\sigma_2^2}\right) / 2 \left(\frac{1}{\sigma_1^2} + \frac{1}{\sigma_2^2}\right)} \right]$$

Ami nem más, mint egy újabb normális eloszlás $\mu_1 + \mu_2$ várható értékkel és $\sigma_1^2 + \sigma_2^2$ varianciával.

2D Normális

A 2D Normális sűrűségfüggvénye a következő:

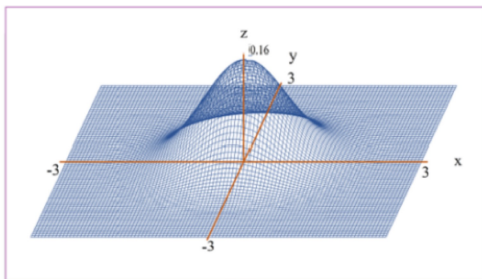
$$f(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2\sqrt{1-r^2}} e^{-\frac{1}{2} \frac{\left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1}\right)^2 + \left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2 - 2r\left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1}\right)\left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2}\right)}{(1-r^2)}$$

ahol $r = \text{CORR}(X, Y)$. A 2D Normális eloszlásnál ha $\text{CORR}(X, Y) = 0 \Leftrightarrow X, Y$ függetlenek.

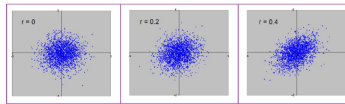
Ekkor a 2D Normális előáll, mint 2 Normális szorzata:

$$f(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sigma_2} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu_1}{\sigma_1}\right)^2 - \frac{1}{2} \left(\frac{y-\mu_2}{\sigma_2}\right)^2} \quad !$$

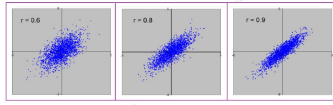
2D Normális



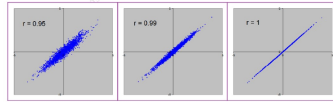
2D Normális korreláció



67. ábra. Standard normális pontfelhő 0, 0.2, 0.4 korrelációval



68. ábra. Standard normális pontfelhő 0.6, 0.8, 0.9 korrelációval



69. ábra. Standard normális pontfelhő 0.95, 0.99, 1 korrelációval

dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

2 korrelált Normális összege

Legyen $X, Y \sim N(0, 1)$ és $CORR(X, Y) = -0.5$

$$\begin{aligned} f_{X+Y}(z) &= \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x, z-x) dx \\ &= \frac{1}{2\pi(1-\rho^2)^{1/2}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-[x^2-2\rho x(z-x)+(z-x)^2]/2(1-\rho^2)} dx \\ &= \frac{1}{2\pi(3/4)^{1/2}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-(x^2-xz+z^2)/2(3/4)} dx. \end{aligned}$$

Ekkor

$$f_{X+Y}(z) = \frac{e^{-z^2/2}}{\sqrt{2\pi}}$$

Tehát két nem független Standard Normális összege is Standard Normális eloszlású.

dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

Zaj karakterizáció

Vernon D. Landon **villamosmérnök** a 40-es években kommunikációs áramkörökben előforduló zajt tanulmányozta. A megfigyelések alapján úgy tűnt, **az $x(t)$ zajfeszültség általános jellemzői egyformák** (még ha teljesen különböző forrásból erednek is: természetes, asztrfizikai, vákuumcsövek, kondenzátorok, ellenállások, etc.). Korábban, amikor mérnökök próbálták karakterizálni zajfeszültséget, különböző források alapján tették azt. Landon rájött, hogy a zaj sokkal univerzálisabb ennél: **elég a szórás (σ) a zaj karakterizációjához.**

dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

Landon-derivált

Tegyük fel, hogy $p(x, \sigma^2)$ a zajfeszültség sűrűségfüggvénye. Legyen továbbá Δx kicsi, σ -hoz képest, Δx sűrűségfüggvénye $q(\Delta x)$ független $p(x, \sigma^2)$ -től. $x' = x + \Delta x$. Ekkor x' sűrűségfüggvénye konvolúcióból adódik:

$$f(x') = \int p(x' - \Delta x)q(\Delta x)d(\Delta x)$$

Ha ezt sorba fejtjük: (Δx) rend $E(\Delta x)$

$$f(x) = p(x, \sigma^2) - \frac{\partial p(x, \sigma^2)}{\partial x} \int \Delta x q(\Delta x) d(\Delta x) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 p(x, \sigma^2)}{\partial x^2} \int (\Delta x)^2 q(\Delta x) d(\Delta x) + \dots$$

dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

Landon-derivált

Feltehetjük, hogy $E(\Delta x) = 0$ és $E((\Delta x)^k) = o(E((\Delta x)^2))$ azaz a magasabb momentumok elhanyagolhatóak.

$$f(x) = p(x, \sigma^2) + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 p(x, \sigma^2)}{\partial x^2} \int (\Delta x)^2 q(\Delta x) d(\Delta x) + o(E((\Delta x)^2))$$

Közben a variancia megemelkedett: $\sigma^2 + D^2(\Delta x)$, így

$$f(x) = p(x, \sigma^2 + D^2(\Delta x))$$

$$f(x) = p(x, \sigma^2) + D^2(\Delta x) \frac{\partial^2 p(x, \sigma^2)}{\partial \sigma^2} + o(E((\Delta x)^2))$$

dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

Landon-derivált

Ez a következő egyenletet adja nekünk:

$$\frac{\partial p(x, \sigma^2)}{\partial \sigma^2} = \frac{1}{2} \frac{\partial^2 p(x, \sigma^2)}{\partial x^2}$$

Ami nem más, mint a diffúziós egyenlet, amit a $\sigma^2 = 0$ kezdeti feltételre megoldva:

$$p(x, \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}$$

Azaz a Standard Normális sűrűségfüggvénye.

dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

Miért a Normális?

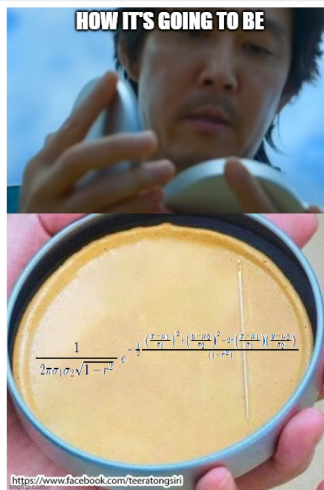
- CHT: tetszőleges valváltozók (azonos eloszlással és véges várható értékkel, szórással) összege Normálishoz gravitál,
- Normális Fourier transzformáltja Normális (a karakterisztikus függvénye Normális),
- Két Normális szorzata Normális,
- Két Normális konvolúciója Normális,
- A konvolúciónak, mint operátornak fixpontja a Normális,)
- Landon-derivált,
- A Normális maximalizálja az entrópiát,
- A Normális minimalizálja a Fisher információt.

WRI ORFÓ

dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás



dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás



dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

- Vetier András—Valószínűségszámítás
- Alberto Leon-Garcia—Probability, Statistics, and Random Processes for Electrical Engineering
- Sheldon M. Ross —Introduction To Probability and Statistics for Engineers and Scientists
- Dimitri P. Bertsekas and John N. Tsitsiklis —Introduction to Probability
- Kiseon Kim, Georgy Shwvlyakov —Why Gaussianity?
- E. T. Jaynes —Probability Theory - The Logic of Science

Köszönöm a figyelmet!