



A47

A4 Valószínűségszámítás — VII. EA

dr. Keszthelyi Gabriella
Sztocasztika és Dinamikai rendszerek tanszék

2021. október 28.

dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

Várható érték, szórás folytonos eset

$$D^2(X) = E(X^2) - (E(X))^2$$

Példa (Egyenletes eloszlás)

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \cdot x \, dx = \int_a^b \frac{x}{b-a} \, dx = \left[\frac{x^2}{2(b-a)} \right]_a^b = \frac{b^2 - a^2}{2(b-a)} = \frac{(b-a)(b+a)}{2(b-a)} = \frac{b+a}{2}$$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \cdot x^2 \, dx = \int_a^b \frac{x^2}{b-a} \, dx = \left[\frac{x^3}{3(b-a)} \right]_a^b = \frac{b^3 - a^3}{3(b-a)} = \frac{(b-a)(b^2 + ab + a^2)}{3(b-a)}$$

$$D^2(X) = E(X^2) - (E(X))^2 = \frac{b^2 + ab + a^2}{3} - \left(\frac{b+a}{2} \right)^2 = \frac{4b^2 + 4ab + 4a^2 - 3b^2 - 6ab - 3a^2}{12} = \frac{b^2 + a^2 - 2ab}{12} = \frac{(b-a)^2}{12}$$

dr. Keszthelyi Gabriella A4 Valószínűségszámítás

Példa

Exponenciális eloszlás

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \cdot x^2 dx = \int_0^{\infty} \lambda e^{-\lambda x} \cdot x^2 dx = \left[-e^{-\lambda x} \cdot x^2 \right]_0^{\infty} - \int_0^{\infty} -e^{-\lambda x} \cdot 2x dx =$$

$$= \left[-e^{-\lambda x} \cdot x^2 - \frac{e^{-\lambda x}}{\lambda} \cdot 2x \right]_0^{\infty} - \int_0^{\infty} -\frac{e^{-\lambda x}}{\lambda} \cdot 2 dx = \left[-e^{-\lambda x} \cdot x^2 - \frac{e^{-\lambda x}}{\lambda} \cdot 2x - \frac{e^{-\lambda x}}{\lambda^2} \cdot 2 \right]_0^{\infty}$$

IMPROPRIUS INTEGRÁL

$$= \lim_{x \rightarrow \infty} \left(-\frac{x^2}{e^{\lambda x}} - \frac{2x}{\lambda e^{\lambda x}} - \frac{2}{\lambda^2 e^{\lambda x}} \right) - \left(0 - 0 - \frac{2}{\lambda^2} \right) = \frac{2}{\lambda^2}$$

$$D^2(X) = \frac{2}{\lambda^2} - \left(\frac{1}{\lambda} \right)^2 = \frac{1}{\lambda^2}$$

Diszkrét eloszlások I.

Bernoulli/indikátor $\sim \mathbb{1}(p)$

Egyszeri kísérlet p vszséggel sikeres, $1 - p$ -vel sikertelen.

súlyfüggvény: $P(X = 1) = p, P(X = 0) = 1 - p$

várható érték: p

szórásnégyzet: $p(1 - p)$!

Mikor használjuk: amikor egyszeri kísérletről van szó, bináris kimenettel, pl. egy darab pénzfeldobás

Diszkrét eloszlások II.

Binomiális (Bernoulli összege) $\sim \text{Binom}(n, p)$

n Bernoulliből k sikeres. Kísérletek függetlenek.

súlyfüggvény: $P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$

$k = 0, 1, \dots, n$

várható érték: np

szórásnégyzet: $np(1 - p)$



Mikor használjuk: amikor visszatevéssel húzunk egy csoportból, ami két alcsoportra osztható valamilyen szempont szerint (sikeres-sikertelen, jó-selejtes, etc.), vagy független kísérletek közül hány lesz sikeres (10 érmefeldobásból hány lesz fej).

Miről lehet felismerni: darabszámot számol egy véges mintában

Diszkrét eloszlások III.

Hipergeometriai $\sim \text{Hipergeom}(N, M, n, m)$

AKA lottó

súlyfüggvény: $P(X = m) = \frac{\binom{M}{m} \binom{N-M}{n-m}}{\binom{N}{n}}$

$m = 0, 1, \dots, M$

várható érték: $n \frac{M}{N}$

szórásnégyzet: $n \frac{M}{N} \frac{N-n}{N-1} \left(1 - \frac{M}{N}\right)$

Mikor használjuk: amikor visszatevés nélkül húzunk egy csoportból, ami két alcsoportra osztható valamilyen szempont szerint (sikeres-sikertelen, jó-selejtes, etc.), hányat (m) húzunk a kitüntetett M csoportból.

Diszkrét eloszlások IV.

Poisson \sim $Pois(\lambda)$

Független kísérletek, sikeres kísérlet bekövetkezésének várható száma egységnyi intervallumon: λ . Egy időpillanatban egy esemény következik be, a bekövetkező események száma csak az intervallum hosszától függ. A diszjunkt intervallumokon bekövetkező események függetlenek egymástól.

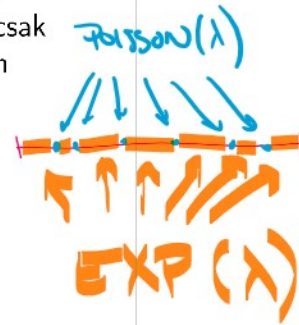
súlyfüggvény: $P(X = k) = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t}$

$k = 0, 1, \dots, \infty$

! várható érték = szórásnégyzet: λ !

Mikor használjuk: földrengések, erdőtüzek éves száma, ügyfélszolgálatra beérkező hívások száma egy órában, sürgősségre beérkező betegek száma egy órában, etc.

Miről lehet felismerni: események darabszámát számolja (mint a binomiális) de a bekövetkező események száma nem korlátos felülről. Események között eltelt idő exponenciális.



Diszkrét eloszlások V.

Geometriai \sim $Geom(p)$

Az első sikeres kísérlet k -ra következik be

súlyfüggvény: $P(X = k) = (1 - p)^{k-1} p$

$k = 1, \dots, \infty$

várható érték: $\frac{1}{p}$

szórásnégyzet: $\frac{1-p}{p^2}$!

Mikor használjuk: független Bernoulli kísérleteknél, pl érmefeldobás

Miről lehet felismerni: sorszámot számol (mikor lesz az első?)

Diszkrét eloszlások VI.

Negatív Binomiális \sim *Negbinom*(k, p)

Ahányadik kísérletnél a k . sikeres következik be. k db geometriai összege.

súlyfüggvény: $P(X = n) = \binom{n-1}{k-1} p^k (1-p)^{n-k}$

$n = 1, \dots, \infty$

várható érték: $\frac{k}{p}$

szórásnégyzet: $\frac{k(1-p)}{p^2}$

! nem kell

Mikor használjuk: független Bernoulli kísérleteknél, pl érmefeldobás

Miről lehet felismerni: sorszámot számol (mikor lesz a k ?)

Folytonos eloszlások I.

Egyenletes \sim *Uni*(a, b)

sűrűségfüggvény:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & \text{ha } a < x \leq b, \\ 0, & \text{egyébként} \end{cases}$$

eloszlásfüggvény:

$$F(x) = \begin{cases} 0, & \text{ha } x < a \\ \frac{x-a}{b-a}, & \text{ha } a < x \leq b, \\ 1, & \text{ha } x > b \end{cases}$$

várható érték: $\frac{a+b}{2}$

szórásnégyzet: $\frac{(b-a)^2}{12}$

!

Mikor használjuk: amikor egy részintervallum valószínűsége arányos a teljes intervallum hosszával.

Folytonos eloszlások II.

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

sűrűségfüggvény:

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & \text{ha } x > 0, \\ 0 & \text{egyébként} \end{cases}$$

eloszlásfüggvény:

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x}, & \text{ha } x > 0, \\ 0 & \text{egyébként} \end{cases}$$

Folytonos eloszlások III.

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

örökifjúság: $P(X > s + t | X > t) = P(X > s)$!

(az, hogy mennyi ideje él, nem befolyásolja, hogy mennyit fog még élni)

várható érték: $\frac{1}{\lambda}$!

szórásnégyzet: $\frac{1}{\lambda^2}$!

Ez a λ ugyanaz a λ mint a Poissonnál. A várható érték viszont reciprok!

Mikor használjuk: olyan elektronikai eszközök, alkatrészek élettartama, amik nem kopásból eredően mennek tönkre (villanykörte, félvezető chip), illetve Poisson eloszlású események között eltelt idő (ügyfélszolgálaton első hívásig, vagy két hívás között eltelt idő).

Folytonos eloszlások IV.

Erlang \sim Erlang(n, λ)

n db exponenciális összege, mikor következnek be a k . sikeres kísérlet? (Gamma eloszlás speciális esete.)

sűrűségfüggvény: $f(x) = \frac{\lambda(\lambda x)^{n-1}}{(n-1)!} e^{-\lambda x}$

eloszlásfüggvény: $F(x) = 1 - \sum_{k=0}^{n-1} \frac{(\lambda x)^k}{k!} e^{-\lambda x}$

várható érték: $\frac{n}{\lambda}$

szórásnégyzet: $\frac{n}{\lambda^2}$

Mikor használjuk: Poisson eloszlású események esetén, illetve, ha azt tudjuk, hogy két esemény között eltelt idő exponenciális eloszlású, akkor a k . bekövetkező eseményig eltelt idő Erlang(k, λ) eloszlású.

erk ell felhí!
 et megint hagyomast
 a!!

Folytonos eloszlások V.

Béta \sim Beta(n, k)

n db egyenletes eloszlású változó között a k . legkisebb eloszlása

sűrűségfüggvény: $f(x) = n \binom{n-1}{k-1} x^{k-1} (1-x)^{n-k}$

eloszlásfüggvény: $F(x) = \sum_{j=k}^n \binom{n}{j} x^j (1-x)^{n-j}$

várható érték: $\frac{k}{n+1}$

szórásnégyzet: $\frac{k(n-k+1)}{(n+1)^2(n+2)}$

Mikor használjuk: minimuma, maximuma random számoknak, paraméterbecslés binomiálisra.

$P(\xi \text{ legkisebb} < 0,6) = F(x)$
 PL
 Béta

bin-el

van ell

minimum: $\xi=1$
 maximum: $\xi=0$

Folytonos eloszlások VI.

Normális \sim $N(\mu, \sigma^2)$

Kedvenc Jolly Jokerünk, más néven Gauss, vagy haranggörbe

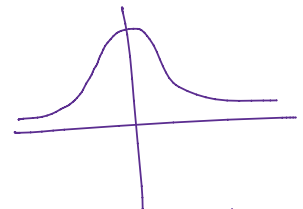
sűrűségfüggvény: $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2}$

eloszlásfüggvény: $F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(t-\mu)^2} dt$

várható érték: μ

szórásnégyzet: σ^2

Mikor használjuk: emberek magassága, IQ-ja, termékek súlya, mérési hibák nagysága. Berendezések, alkatrészek élettartama, ha azok kopás miatt mennek tönkre. Legfőbb alkalmazás CHT, azaz tetszőleges független, azonos eloszlású változók összegének, átlagának a várható értéktől való eltérését meghecsüliük



STAND. NORM.
 $\mu=0$
 $\sigma=1$

alkalmazás CHT, azaz tetszőleges független, azonos eloszlású valváltozók összegének, átlagának a várható értéktől való eltérését megbecsljük.

Standard Normális

A standard normális eloszlás eloszlásfüggvényének táblázata

| x | 0,00 | 0,01 | 0,02 | 0,03 | 0,04 | 0,05 | 0,06 | 0,07 | 0,08 | 0,09 |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 0,0 | 0,5000 | 0,5040 | 0,5080 | 0,5120 | 0,5160 | 0,5199 | 0,5239 | 0,5279 | 0,5319 | 0,5359 |
| 0,1 | 0,5398 | 0,5438 | 0,5478 | 0,5517 | 0,5557 | 0,5596 | 0,5636 | 0,5675 | 0,5714 | 0,5753 |
| 0,2 | 0,5793 | 0,5832 | 0,5871 | 0,5910 | 0,5948 | 0,5987 | 0,6026 | 0,6064 | 0,6103 | 0,6141 |
| 0,3 | 0,6179 | 0,6217 | 0,6255 | 0,6293 | 0,6331 | 0,6368 | 0,6406 | 0,6443 | 0,6480 | 0,6517 |
| 0,4 | 0,6554 | 0,6591 | 0,6628 | 0,6664 | 0,6700 | 0,6736 | 0,6772 | 0,6808 | 0,6844 | 0,6879 |
| 0,5 | 0,6915 | 0,6950 | 0,6985 | 0,7019 | 0,7054 | 0,7088 | 0,7123 | 0,7157 | 0,7190 | 0,7224 |
| 0,6 | 0,7257 | 0,7291 | 0,7324 | 0,7357 | 0,7389 | 0,7422 | 0,7454 | 0,7486 | 0,7517 | 0,7549 |
| 0,7 | 0,7580 | 0,7611 | 0,7642 | 0,7673 | 0,7704 | 0,7734 | 0,7764 | 0,7794 | 0,7823 | 0,7852 |
| 0,8 | 0,7881 | 0,7910 | 0,7939 | 0,7967 | 0,7995 | 0,8023 | 0,8051 | 0,8078 | 0,8106 | 0,8133 |
| 0,9 | 0,8159 | 0,8186 | 0,8212 | 0,8238 | 0,8264 | 0,8289 | 0,8315 | 0,8340 | 0,8365 | 0,8389 |
| 1,0 | 0,8413 | 0,8438 | 0,8461 | 0,8485 | 0,8508 | 0,8531 | 0,8554 | 0,8577 | 0,8599 | 0,8621 |
| 1,1 | 0,8643 | 0,8665 | 0,8686 | 0,8708 | 0,8729 | 0,8749 | 0,8770 | 0,8790 | 0,8810 | 0,8830 |
| 1,2 | 0,8849 | 0,8869 | 0,8888 | 0,8907 | 0,8925 | 0,8944 | 0,8962 | 0,8980 | 0,8997 | 0,9015 |
| 1,3 | 0,9032 | 0,9049 | 0,9066 | 0,9082 | 0,9099 | 0,9115 | 0,9131 | 0,9147 | 0,9162 | 0,9177 |
| 1,4 | 0,9192 | 0,9207 | 0,9222 | 0,9236 | 0,9251 | 0,9265 | 0,9279 | 0,9292 | 0,9306 | 0,9319 |
| 1,5 | 0,9332 | 0,9345 | 0,9357 | 0,9370 | 0,9382 | 0,9394 | 0,9406 | 0,9418 | 0,9429 | 0,9441 |
| 1,6 | 0,9452 | 0,9463 | 0,9474 | 0,9484 | 0,9495 | 0,9505 | 0,9515 | 0,9525 | 0,9535 | 0,9545 |
| 1,7 | 0,9554 | 0,9564 | 0,9573 | 0,9582 | 0,9591 | 0,9599 | 0,9608 | 0,9616 | 0,9625 | 0,9633 |
| 1,8 | 0,9641 | 0,9649 | 0,9656 | 0,9664 | 0,9671 | 0,9678 | 0,9686 | 0,9693 | 0,9699 | 0,9706 |
| 1,9 | 0,9713 | 0,9719 | 0,9726 | 0,9732 | 0,9738 | 0,9744 | 0,9750 | 0,9756 | 0,9761 | 0,9767 |
| 2,0 | 0,9772 | 0,9778 | 0,9783 | 0,9788 | 0,9793 | 0,9798 | 0,9803 | 0,9808 | 0,9812 | 0,9817 |
| 2,1 | 0,9821 | 0,9826 | 0,9830 | 0,9834 | 0,9838 | 0,9842 | 0,9846 | 0,9850 | 0,9854 | 0,9857 |
| 2,2 | 0,9861 | 0,9864 | 0,9868 | 0,9871 | 0,9875 | 0,9878 | 0,9881 | 0,9884 | 0,9887 | 0,9890 |
| 2,3 | 0,9893 | 0,9896 | 0,9898 | 0,9901 | 0,9904 | 0,9906 | 0,9909 | 0,9911 | 0,9913 | 0,9916 |
| 2,4 | 0,9918 | 0,9920 | 0,9922 | 0,9925 | 0,9927 | 0,9929 | 0,9931 | 0,9932 | 0,9934 | 0,9936 |
| 2,5 | 0,9938 | 0,9940 | 0,9941 | 0,9943 | 0,9945 | 0,9946 | 0,9948 | 0,9949 | 0,9951 | 0,9952 |
| 2,6 | 0,9953 | 0,9955 | 0,9956 | 0,9957 | 0,9959 | 0,9960 | 0,9961 | 0,9962 | 0,9963 | 0,9964 |
| 2,7 | 0,9965 | 0,9966 | 0,9967 | 0,9968 | 0,9969 | 0,9970 | 0,9971 | 0,9972 | 0,9973 | 0,9974 |
| 2,8 | 0,9974 | 0,9975 | 0,9976 | 0,9977 | 0,9977 | 0,9978 | 0,9979 | 0,9979 | 0,9980 | 0,9981 |
| 2,9 | 0,9981 | 0,9982 | 0,9982 | 0,9983 | 0,9984 | 0,9984 | 0,9985 | 0,9985 | 0,9986 | 0,9986 |
| 3,0 | 0,9987 | 0,9987 | 0,9987 | 0,9988 | 0,9988 | 0,9989 | 0,9989 | 0,9989 | 0,9990 | 0,9990 |
| 3,1 | 0,9990 | 0,9991 | 0,9991 | 0,9991 | 0,9992 | 0,9992 | 0,9992 | 0,9992 | 0,9993 | 0,9993 |
| 3,2 | 0,9993 | 0,9993 | 0,9994 | 0,9994 | 0,9994 | 0,9994 | 0,9994 | 0,9995 | 0,9995 | 0,9995 |
| 3,3 | 0,9995 | 0,9995 | 0,9995 | 0,9996 | 0,9996 | 0,9996 | 0,9996 | 0,9996 | 0,9996 | 0,9997 |
| 3,4 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9997 | 0,9998 |

Példa

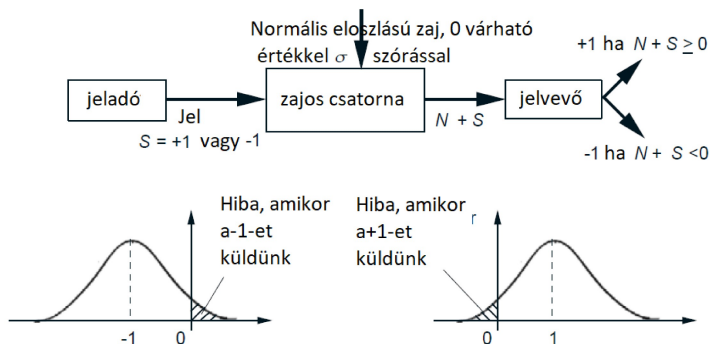
Egy bináris üzenetet ($S = -1$ v. 1) próbálunk küldeni egy zajos csatornán keresztül. A zaj normális eloszlású $\mu = 0$ várható értékkel és σ szórással. A fogadó -1 -et implikál, ha az érkezett érték pozitív és $+1$ -et ha negatív.

Hibáról akkor beszélünk, ha -1 -et küldenek, és a zaj akkora, hogy pozitív szám lesz belőle, azaz $N + S = N - 1 \geq 0$ vagy ha $+1$ -et küldenek és negatív szám érkezik: $N + S = N + 1 < 0$.
Mi a hiba valószínűsége?

Példa

$$P(N \geq 1) = 1 - P(N < 1) = 1 - P\left(\frac{N - \mu}{\sigma} < \frac{1 - \mu}{\sigma}\right) =$$

$$= 1 - \Phi\left(\frac{1}{\sigma}\right)$$



Centrális Határeloszlás Tétel (CHT)

Legyenek X_1, X_2, \dots, X_n azonos eloszlású, független valószínűségi változók μ várható értékkel és σ^2 varianciával. Ekkor

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{S_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \leq a\right) = \Phi(a)$$

STANDARD NORM ELO.

$$E(S_n) = n \cdot \mu$$

$$D^2(S_n) = n \cdot \sigma^2$$

$$D(S_n) = \sqrt{n} \cdot \sigma$$

Példa

Olyan ellenállásokkal dolgozunk, amelyek egymástól független ingadozásokat mutatnak 550Ω várható értékkel és 30Ω szórással, egyenletes eloszlásban. Adj becslést annak valószínűségére, hogy 10 sorba kapcsolt ellenállás eredője 5600Ω -nál nagyobb!

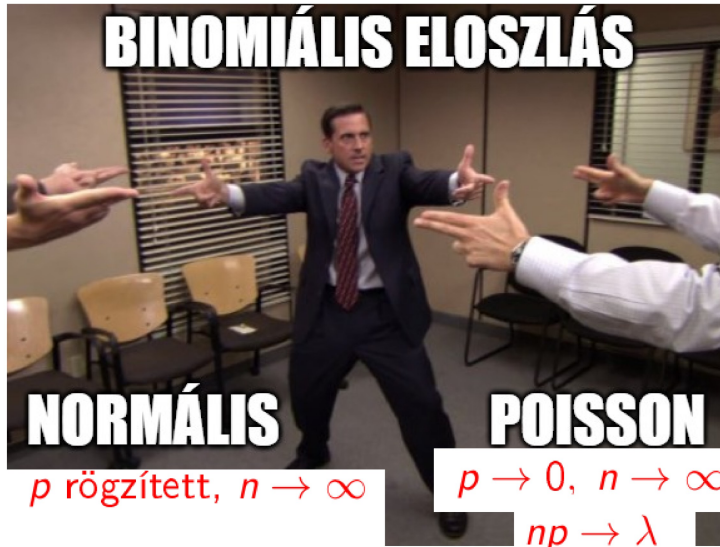
Eredő ellenállás = S_{10}

$$P\left(\frac{S_{10} - 10 \cdot 550}{\sqrt{10} \cdot 30} > \frac{5600 - 10 \cdot 550}{\sqrt{10} \cdot 30}\right) = 1 - \Phi(1.05) \approx \underline{\underline{0.1469}}$$

$$\mu = 550$$

$$\sigma = 30$$

Mit közelítettünk mivel?



dr. Keszthelyi Gabriella

A4 Valószínűségszámítás

Valváltozók transzformációja

$X \sim F_X(x)$, $Y = g(X)$, Y eloszlása X -ből?

$$F_Y(y) = P_Y(Y \leq y) = P_Y(g(X) \leq y) = \int_{\{g(X) \leq y\}} f_X(s) ds$$

Példa: $X \sim \text{Uni}(-1, 1)$, $Y = e^X$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2}, & \text{ha } -1 < x < 1, \\ 0 & \text{egyébként} \end{cases}$$

$$F_X(x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2}x \quad -1 < x < 1$$

$$F_Y(y) = P(e^X \leq y) = P(X \leq \log y) = F_X(\log y) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \log y$$

$$f_Y(y) = \frac{\partial}{\partial y} F_Y(y) = \frac{\partial}{\partial y} F_X(\log y) = \underbrace{f_X(\log y)}_{\text{LAINOSÍTÁS}} \frac{1}{y} = \frac{1}{2y}$$

dr. Keszthelyi Gabriella

A4 Valószínűségszámítás

Példa

$$X \sim \text{Uni}(-1, 1), Y = X^2$$

$$F_X(x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2}x \quad -1 < x < 1$$

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(X^2 \leq y) = P(-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}) = \\ &= F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y}) = \underbrace{2F_X(\sqrt{y}) - 1} = \\ &= 2 \cdot \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\sqrt{y} \right) - 1 = \underline{\underline{\sqrt{y}}} \end{aligned}$$

$$f_Y(y) = \frac{\partial}{\partial y} F_Y(y) = \frac{\partial}{\partial y} F_X(\sqrt{y}) = \underbrace{f_X(\sqrt{y})}_{\frac{1}{2}} \cdot \frac{1}{2\sqrt{y}} = \frac{1}{4\sqrt{y}}$$

$$0 < y < 1$$

LOL, EGT DEIN ATJAVITOTTAM
ROSSZRA. MEGIS AZ ERŐDÖTTI
ZÖ, CSAK A
SÚGÓSÉGFV-BE
HINNÝÖTT A
KONSTANS.

Valváltozók transzformációja

Ha $g(X) = Y$ egy szigorú monoton növekedő függvény,
akkor

$$F_Y(y) = \int_{-\infty}^{g^{-1}(y)} f_X(x) dx = F_X(g^{-1}(y))$$

$$f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \frac{\partial}{\partial y} g^{-1}(y) = f_X(g^{-1}(y)) \frac{1}{g'(g^{-1}(y))}$$

Ha $g(X) = Y$ egy szigorú monoton csökkenő függvény,
akkor

$$F_Y(y) = \int_{g^{-1}(y)}^{\infty} f_X(x) dx = 1 - F_X(g^{-1}(y))$$

$$f_Y(y) = -f_X(g^{-1}(y)) \frac{\partial}{\partial y} g^{-1}(y) = -f_X(g^{-1}(y)) \frac{1}{g'(g^{-1}(y))}$$

Lineáris trafó

$$Y = aX + b$$

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(aX + b \leq y) = P\left(X \leq \frac{y-b}{a}\right) =$$
$$= \begin{cases} F_X\left(\frac{y-b}{a}\right), & \text{ha } a > 0, \\ 1 - F_X\left(\frac{y-b}{a}\right), & \text{ha } a < 0 \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \frac{1}{|a|} \cdot f_X\left(\frac{y-b}{a}\right)$$

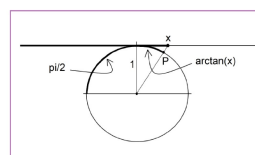
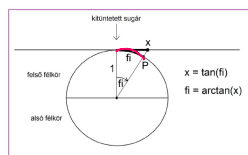
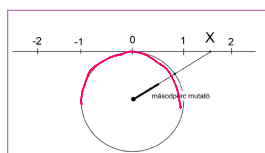
Megjegyzés: ez történik a normális eloszlás standardizálásánál is.

Cauchy eloszlás

Legyen X az egyenletes szögsebességgel forgó mutató által kimetszett pont a számegyenesen. Mi X eloszlása?

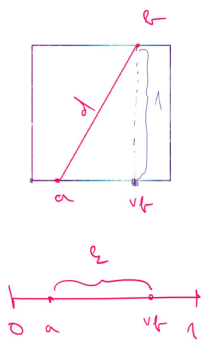
$$F(x) = P(X \leq x) = \frac{\pi/2 + \arctan(x)}{\pi} = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \arctan(x)$$

$$f(x) = \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+x^2}$$



Példa

Egy négyzet két átellenes oldalán kijelölünk egy-egy pontot, a távolságuk négyzetének eloszlására vagyunk kíváncsiak.



$$d^2 = |a - v_b|^2 + 1$$

$$\sqrt{d^2 - 1} = |a - v_b|$$

$$|a - v_b| \leq k$$

$$c = |X - Y| \leq k, d = \sqrt{c^2 + 1}$$

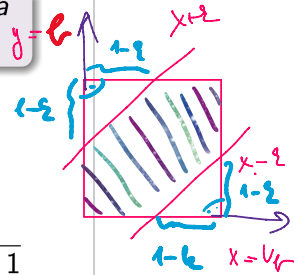
$$x - k \leq y \leq x + k$$

$$F_c(k) = P(C \leq k) =$$

$$= 1 - (1 - k)^2 = 2k - k^2$$

$$F_d(u) = P(\sqrt{c^2 + 1} < u) =$$

$$= P(c < \sqrt{u^2 - 1}) = 2\sqrt{u^2 - 1} - u^2 + 1$$



dr. Keszthelyi Gabriella

A4 Valószínűségszámítás

Feladatot tenemről, $\text{EXP}(\lambda)$ ideig kell várni, vagy elkerülni a munkát

$X \sim \text{EXP}(\lambda)$ $Y \sim \text{Uni}(4, \lambda)$ $P(X < Y) = 1 - e^{-\frac{4}{15,87}}$
 várhatóan 10 nap alatt elkerül $\lambda = ?$
 $E(X) = \frac{1}{15,87}$

$$E(X+Y) = 10 = \underbrace{E(X)}_{\frac{1}{\lambda}} + \underbrace{E(Y)}_{\frac{4+\lambda}{2}}$$

$$10 = \frac{1}{\lambda} + \frac{4+\lambda}{2}$$

$$10 = \frac{2 + 4\lambda + \lambda^2}{2\lambda}$$

$$20\lambda = 2 + 4\lambda + \lambda^2$$

$$0 = \lambda^2 - 16\lambda + 2$$

$$\lambda_{1,2} = \frac{16 \pm \sqrt{16^2 - 8}}{2} = \frac{16 \pm 15,87}{2}$$

$\lambda_1 = 15,87$
 $\lambda_2 = 0,13$

A várhatóan a balaszék elkerülésén Poisson eloszlású (napi intézkedés)

Amint a valószínűsége, hogy egy nap nulla balaszt kimerül 0,6.

- 1) Mi a valószínűsége, hogy az első balaszék nem 2 óráig kell várni?

2, ki az utolsó helyre a 4. balra kerül 3 után történik?

0. lépés: λ meghatározása

$$P(X=0) = \frac{(kt)^0}{0!} e^{-kt} = e^{-\lambda} = 0,6 \quad t=1$$

$$\frac{1}{e^\lambda} = 0,6$$

$$\lambda = \lg\left(\frac{1}{0,6}\right) \approx \underline{\underline{0,22}}$$

$$\boxed{\lambda = 0,22}$$

Y balra kerüléséig eltelt idő $2 \text{ dm} = \frac{1}{12} \text{ nap}$

$$Y \sim \text{EXP}(0,22) \quad P(Y > \frac{1}{12}) = 1 - (1 - e^{-\frac{1}{12}}) =$$

$$= e^{-\frac{0,22}{12}} = \underline{\underline{0,98}}$$

$W \sim \text{Erlang}(4; 0,22)$

15 dm

$$\frac{15}{24} = \frac{5}{8}$$

$$P(W > \frac{5}{8}) = \sum_{k=0}^3 \frac{(0,22 \cdot \frac{5}{8})^k}{k!} e^{-0,22 \cdot \frac{5}{8}} = 1 - \left(1 - \sum_{k=0}^3 \frac{(0,22 \cdot \frac{5}{8})^k}{k!} e^{-0,22 \cdot \frac{5}{8}}\right)$$

$$P(W < w) = 1 - \sum_{k=0}^{n-1} \frac{(\lambda w)^k}{k!} e^{-\lambda w} = 1 - \sum_{k=0}^3 \frac{(0,22 \cdot w)^k}{k!} e^{-0,22 w}$$