

# Matematikai statisztika

## I. témakör:

### Valószínűesszámítási ismétlés

Elek Péter

## 1. Valószínűségi változók és eloszlások

### 1.1. Egyváltozós eset

#### Ismétlés: valószínűség fogalma

- Valószínűségekre vonatkozó axiómák
- Leszámlálási technikák
- Feltételes valószínűség
- Bayes-tétel
- Események függetlensége

#### Valószínűségi változók (v.v.)

- "Definíció":
  - formálisan: valószínűségi mezőn értelmezett mérhető függvény
  - nem formálisan: olyan változó, amely felvett értékét egy véletlen "kísérlet" kimenetele határozza meg
- Jelölés:  $X$  a v.v.,  $x$  az általa felvett érték.
- Példa: érme feldobása 10-szer, és a fejek számának meghatározása
- Típusok: diszkrét és folytonos valószínűségi változók

### Diszkrét valószínűségi változók

- véges vagy megszámlálhatóan végtelen számú lehetséges értéket vehet fel:  
 $x_1, x_2, \dots, x_k, \dots$
- Példák: fej vagy írás érme feldobásakor, kockadobás kimenetele
- Valószínűség-eloszlás a lehetséges kimenetek valószínűségeit adja meg:  
 $\Pr(X = x_j) = p_j$ , ahol  $\sum p_j = 1$ 
  - Kockadobás:  $\Pr(X = i) = 1/6$  ( $i = 1, \dots, 6$ )
  - Érmédobás:  $\Pr(X = \text{fej}) = \Pr(X = \text{írás}) = 1/2$

### Diszkrét eloszlások: példák

- Bernoulli ( $p$ )
  - $\Pr(X = 1) = p$  és  $\Pr(X = 0) = 1 - p$
- Binomiális ( $n, p$ )
  - $n$  darab független, azonos Bernoulli-eloszlású v.v. összege:  $Y = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ , ahol  $X_i$  független Bernoulli ( $p$ ) v.v.
  - $\Pr(Y = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$  (ha  $k = 0, 1, \dots, n$ )
  - Példa: fejek száma tíz érmédobás alatt
- Poisson ( $\lambda$ )
  - $\Pr(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$  (ha  $k \geq 0$  egész)
  - Példa: készülék meghibásodásainak száma (balesetek száma) egy adott évben ilyen lehet
- Geometriai ( $p$ )
  - $\Pr(X = k) = p(1 - p)^{k-1}$  (ha  $k \geq 1$  egész)
  - Példa: fej első bekövetkezéséhez szükséges érmédobások száma

### Folytonos valószínűségi változók

- Nem diszkrét v.v.: megszámlálhatatlanul végtelen sok lehetséges értéket vehet fel (pl.  $x \in \mathfrak{R}$ ,  $x \in \mathfrak{R}^+$ ,  $x \in [0, 1]$ )
- (Abszolút) folytonos v.v. (nem formális definíció): minden konkrét értéket zérus valószínűséggel vesz fel
- Példa: egyenletes eloszlás a  $[0, 1]$  intervallumon

- Minden részintervallumra annak hosszával arányos valószínűséggel esik.
- Példa részben nem folytonos és nem diszkrét valószínűségi változóra:
  - a zérus érték ( $p$  valószínűséggel) és egy egyenletes eloszlású változó ( $1 - p$  valószínűséggel) keveréke

### Eloszlásfüggvény

- Eloszlásfüggvény (cumulative distribution function, cdf):  $F(x) = \Pr(X \leq x)$ 
  - annak valószínűsége, hogy  $X$  az  $x$ -nél nem nagyobb értéket vesz fel
- Minden (diszkrét vagy nem diszkrét) valószínűségi változóra értelmezhető.
- Tulajdonságok:
  - $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$  és  $\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$
  - $F(x)$  nem csökkenő
  - $F(x)$  jobbról folytonos
  - $\Pr(X > a) = 1 - F(a)$
  - $\Pr(a < X \leq b) = \Pr(X \leq b) - \Pr(X \leq a) = F(b) - F(a)$

### Folytonos valószínűségi változó sűrűségfüggvénye

- Sűrűségfüggvény (probability density function, pdf):  $f(x) = F'(x)$ , tehát az eloszlásfüggvény deriváltja
- Integrálásával megkapható annak valószínűsége, hogy  $X$  egy adott intervallumba esik:  $\Pr(a < X \leq b) = \int_a^b f(x)dx$ .
- Megjegyzés:  $f(x)$  egyetlen konkrét érték valószínűségét sem mutatja, mert a folytonos esetben  $\Pr(X = x) = 0$  minden  $x$ -re.
- Azonban  $f(x)$  mégis megmutatja a "tipikus" értékeket:  $\Pr(x < X \leq x + dx) \approx f(x)dx$  ha  $dx$  kicsi.
- Tulajdonságok:
  - $f(x) \geq 0$
  - $\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = 1$

### Folytonos eloszlások: példák

- Egyenletes:  $U(a, b)$ 
  - $[a, b]$  intervallumon vesz fel értéket, minden részintervallumon annak hosszával arányos valószínűséggel
  - $f(x) = 1/(b - a)$  ha  $a \leq x < b$  és zérus egyébként
- Normális:  $N(\mu, \sigma^2)$ 
  - $f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$ , ahol  $\mu$  és  $\sigma > 0$  paraméterek
- Exponenciális:  $Exp(\theta)$ 
  - $f(x) = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}$  ha  $x > 0$  és zérus egyébként ( $\theta > 0$  paraméter)
- Lognormális és Gamma-eloszlás (lásd később)

### Valószínűségi változók transzformációja

- Legyen  $X$  egy v.v. és  $g(\cdot)$  egy valós értékű függvény. Ekkor  $Y = g(X)$  is egy v.v.
- Legyen az  $X$  v.v. eloszlásfüggvénye  $F_X(x)$  és sűrűségfüggvénye  $f_X(x) = F'_X(x)$ . Legyen  $Y = g(X)$ , ahol  $g(\cdot)$  szigorúan monoton növekvő. Ekkor  $Y$  eloszlás- és sűrűségfüggvénye a következő:
  - $F_Y(y) = F_X(g^{-1}(y))$
  - $f_Y(y) = (g^{-1})'(y) \times f_X[g^{-1}(y)]$ .
- Bizonyítás: minden  $a$  esetén  $F_X(a) = \Pr(X \leq a)$ . Ekkor  $F_Y(a) = \Pr(Y \leq a) = \Pr(g(X) \leq a) = \Pr(X \leq g^{-1}(a)) = F_X[g^{-1}(a)]$  (ahol felhasználtuk  $g(\cdot)$  szigorú monotonitását). Ezután  $f_Y(a)$  deriválással megkapható.

### Eloszlások szimulációja

- Hasznos állítás: Legyen  $U$  egyenletes eloszlású a  $[0, 1]$ -en,  $F(\cdot)$  pedig folytonos eloszlásfüggvény. Ekkor az  $F^{-1}(U)$  valószínűségi változó eloszlásfüggvénye éppen  $F(\cdot)$ , ahol  $F^{-1}$  az  $F$  inverzfüggvénye.
- Bizonyítás: a feladatok között

## 1.2. Többváltozós eset

### Együttes eloszlás (joint distribution)

- $X$  és  $Y$  diszkrét v.v.-k együttes eloszlása:  $\Pr(X = x_i, Y = y_j)$ , ahol  $x_i$  és  $y_j$  a változók értékészletének elemei.
  - Szokásos jelölés:  $\Pr(X = x_i, Y = y_j) = p_{ij}$ , ahol  $\sum_i \sum_j p_{ij} = 1$ .
- $X$  és  $Y$  együttes eloszlásfüggvénye:  $F_{X,Y}(x, y) = \Pr(X \leq x, Y \leq y)$
- $X$  és  $Y$  folytonos v.v.-k együttes sűrűségfüggvénye:  $f_{X,Y}(x, y) = \frac{\partial^2}{\partial x \partial y} F_{X,Y}(x, y)$ 
  - $\Pr(x < X < x + dx, y < Y < y + dy) \approx f_{X,Y}(x, y) dx dy$ , ha  $dx$  és  $dy$  kicsi.
- Hasonlóan kettőnél több v.v. esetén

### Függetlenség

- $X$  és  $Y$  v.v.-k *függetlenek*, ha az egyik értékének ismerete nem változtatja meg a másik eloszlását.
- Ekvivalens definíciók:
  - Együttes eloszlásfüggvénnyel:  $F_{X,Y}(x, y) = F_X(x) F_Y(y)$  minden  $x, y$  esetén
  - Diszkrét v.v.-k esetén együttes eloszlással:  $\Pr(X = x_i, Y = y_j) = \Pr(X = x_i) \Pr(Y = y_j)$  minden  $x_i, y_j$  esetén
  - Folytonos v.v.-k esetén együttes sűrűségfüggvénnyel:  $f_{X,Y}(x, y) = f_X(x) f_Y(y)$  minden  $x, y$  esetén
- Hasonlóan kettőnél több v.v. esetén

### Példa

- Legyen  $X$  és  $Y$  együttes eloszlása a következő:

	$y_1$	$y_2$	$p_{i\cdot}$
$x_1$	0.4	0.3	0.7
$x_2$	0.2	0.1	0.3
$p_{\cdot j}$	0.6	0.4	1.0

- Ekkor a peremeloszlások (marginal distributions):
  - $\Pr(X = x_1) = 0.7$ ,  $\Pr(X = x_2) = 0.3$

–  $\Pr(Y = y_1) = 0.6, \Pr(Y = y_2) = 0.4$

- Független-e  $X$  és  $Y$ ?
- Módosítsuk az együttes eloszlást úgy, hogy a két változó független legyen (változatlan peremeloszlásokkal)!

### Feltételes eloszlás (conditional distribution)

- $Y$  v.v. feltételes eloszlása  $X$  v.v.-ra vonatkozóan:  $Y$  eloszlása, ha tudjuk  $X$  értékét
- Diszkrét v.v. feltételes eloszlása:  $\Pr(Y = y_j | X = x_i)$ 
  - Megjegyzés:  $\Pr(Y = y_j | X = x_i) = \Pr(X = x_i, Y = y_j) / \Pr(X = x_i)$
- Folytonos v.v. feltételes sűrűségfüggvénye:  $f_{Y|X}(y|x) = f_{X,Y}(x, y) / f_X(x)$
- $X$  és  $Y$  akkor és csak akkor független, ha  $Y$ -nak  $X$ -re vonatkozó feltételes eloszlása (sűrűségfüggvénye) nem függ  $X$ -től:  $f_{Y|X}(y | x) = f_{X,Y}(x, y) / f_X(x) = f_X(x) \cdot f_Y(y) / f_X(x) = f_Y(y)$ .
- Példa (folyt.): az előző példában
  - $Y$  feltételes eloszlása  $X = x_1$  esetén:  $\Pr(Y = y_1 | X = x_1) = 4/7,$   
 $\Pr(Y = y_2 | X = x_1) = 3/7.$
  - $Y$  feltételes eloszlása  $X = x_2$  esetén:  $\Pr(Y = y_1 | X = x_2) = 2/3,$   
 $\Pr(Y = y_2 | X = x_2) = 1/3.$

## 2. Valószínűségi változók jellemzői

### 2.1. Közéértékek

#### Közéértékek

- Az eloszlás "tipikus" elemét mutatják meg.
- Várható érték
- Medián (folytonos v.v. esetén): az az  $m$  érték, amelyre  $F(m) = 1/2$ 
  - A v.v. 50% valószínűséggel ennél kisebb, 50% valószínűséggel ennél nagyobb értéket vesz fel.
  - Diszkrét v.v. esetén nem feltétlenül egyértelmű.
- Módusz: diszkrét v.v. eloszlásának illetve folytonos v.v. sűrűségfüggvényének maximumhelye

- Nem feltétlenül egyértelmű.
- Szimmetrikus eloszlás esetén mindhárom mutató ugyanazt adja (ha létezik és egyértelmű).

### Várható érték

- Diszkrét v.v.:  $E(X) = \sum_{i=1}^{\infty} p_i x_i$
- Folytonos v.v.:  $E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$
- Tulajdonságok:
  - Konstans várható értéke:  $E(c) = c$
  - $a, b$  konstansok és  $X$  v.v. esetén  $E(aX + b) = aE(X) + b$
  - Összeg (illetve lineáris kombináció) várható értéke: minden  $a_i$  valós szám és  $X_i$  v.v. ( $i = 1, \dots, n$ ) esetén  $E(a_1 X_1 + \dots + a_n X_n) = a_1 E(X_1) + \dots + a_n E(X_n)$ .
- A várható érték minimalizálja a várható négyzetes eltérést:  $h(b) = E((X - b)^2)$  minimumhelye  $b = E(X)$ .

### Példák

- Bernoulli ( $p$ ):  $E(X) = p * 1 + (1 - p) * 0 = p$
- Binomiális ( $n, p$ ):  $E(X) = np$  (miért?)
- Normális ( $\mu, \sigma^2$ ):  $E(X) = \mu$  (miért?)
- Exponenciális ( $\theta$ ):  $E(X) = \theta$  (miért?)
- Mi ezen eloszlások mediánja illetve módusza?

### Valószínűségi változók függvényének várható értéke

- Legyen  $X$  v.v. és  $g(\cdot)$  egy valós értékű függvény. Ekkor  $E(g(X))$  számításához nem feltétlenül szükséges  $g(X)$  eloszlását meghatározni, mert
- $E(g(X)) = \sum_{i=1}^{\infty} p_i g(x_i)$  (diszkrét esetben) és
- $E(g(X)) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f(x) dx$  (folytonos esetben).
- Megjegyzés: nemlineáris  $g$  függvény esetén  $E(g(X)) \neq g(E(X))$ .
- Jensen-egyenlőtlenség: ha  $g(\cdot)$  konvex, akkor  $E(g(X)) \geq g(E(X))$ .
- Példa: határozzuk meg  $E(X^2)$  értékét a kockadobásos példában!

## 2.2. Szóródási mutatók

### Szóródási mutatók

- Terjedelem: a legnagyobb és legkisebb (lehetséges) érték különbsége
- Várható abszolút eltérés (a várható értéktől):  $E(|X - E(X)|)$
- Variancia (szórásnégyzet): várható négyzetes eltérés a várható értéktől:  $Var(X) = E[(X - E(X))^2] = E(X^2) - (E(X))^2$ 
  - Diszkrét v.v. esetén  $E(X^2) = \sum_{i=1}^k p_i x_i^2$
  - Folytonos v.v. esetén  $E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx$ .
- Szórás: variancia négyzetgyöke:  $\sigma_X = \sqrt{E(X^2) - (E(X))^2}$

### Variancia és szórás tulajdonságai

- $a, b$  konstansok és  $X$  v.v. esetén  $Var(aX + b) = a^2 Var(X)$  és  $\sigma_{aX+b} = |a| \sigma_X$ .
- Konstans varianciája:  $Var(c) = 0$ .
- Valószínűségi változó standardizálása: legyen  $E(X) = \mu$  and  $Var(X) = \sigma^2$ . Ekkor  $Z = \frac{X-\mu}{\sigma}$  a standardizált v.v., amelyre  $E(Z) = 0$  és  $\sigma(Z) = 1$ .

### Példák

- Kockadobás varianciája:  $\frac{35}{12}$
- Bernoulli ( $p$ ) változó varianciája:  $p(1 - p)$
- Binomial ( $n, p$ ) változó varianciája:  $np(1 - p)$
- Standard normális (azaz  $\mu = 0, \sigma = 1$ ) változó varianciája:  $Var(X) = 1$
- $N(\mu, \sigma^2)$  változó varianciája:  $Var(X) = \sigma^2$ .

## 2.3. Egyéb jellemzők

### Eloszlások magasabb momentumai

- $n$ -dik momentum:  $E(X^n)$
- $n$ -dik centrális momentum:  $E\{[X - E(X)]^n\}$
- Variancia = második centrális momentum



- Ferdeség (standardizált harmadik centrális momentum) =  $E \left[ \left( \frac{X-\mu}{\sigma} \right)^3 \right]$ 
  - Eloszlás aszimmetriáját méri.
- Csúcsosság (kurtózis) (standardizált negyedik momentum) =  $E \left[ \left( \frac{X-\mu}{\sigma} \right)^4 \right]$ 
  - A normális eloszlás csúcsossága 3.
  - Az eloszlás csúcsosságát és vastag szélűségét méri.

### Kvantilisek

- $p$ -kvantilis (folytonos v.v. esetén): az a  $q$  érték, amelyre  $F_X(q) = p$
- Kvartilisek (negyedek)
  - Az eloszlás az alsó kvartilisnél kisebb értéket 25%, a felső kvartilisnél kisebb értéket pedig 75% valószínűséggel vesz fel.
  - Második kvantilis = medián
- Decilisek (tizedek)
  - Példa: az eloszlás a harmadik decilisnél kisebb értéket 30%, annál nagyobb értéket pedig 70% valószínűséggel vesz fel
- Percentilisek (századok)

## 2.4. Többváltozós eloszlások jellemzői

### Kovariancia és korreláció

- Kovariancia:  $Cov(X, Y) = \sigma_{XY} = E[(X - E(X))(Y - E(Y))]$ 
  - Ekvivalens felírás:  $Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$
- Korreláció:  $Corr(X, Y) = \frac{Cov(X, Y)}{sd(X) \cdot sd(Y)} = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X \sigma_Y}$

### Kovariancia és korreláció tulajdonságai

- Ha  $X$  és  $Y$  függetlenek, akkor  $Cov(X, Y) = 0$ 
  - Bizonyítás: a várható érték tulajdonságai alapján
  - A megfordítás nem igaz:  $\Pr(X = 1) = 0.25$ ,  $\Pr(X = 0) = 0.5$ ,  $\Pr(X = -1) = 0.25$ , és legyen  $Y = X^2$ .

- Ha  $a, b, c, d$  konstansok és  $X, Y$  v.v.-k, akkor  $Cov(aX + b, cY + d) = ac \cdot Cov(X, Y)$ .
- Cauchy-Schwartz-egyenlőtlenség:  $|Cov(X, Y)| \leq \sigma_X \cdot \sigma_Y$
- $-1 \leq Corr(X, Y) \leq 1$  (Cauchy-Schwartz-ból következik)
  - $Corr(X, Y) = 1$  tökéletes pozitív lineáris kapcsolat esetén
  - $Corr(X, Y) = -1$  tökéletes negatív lineáris kapcsolat esetén
- Korreláció az átskálázásra invariáns:  $Corr(aX + b, cY + d) = sign(ac) \cdot Corr(X, Y)$ .

### Variancia további tulajdonságai

- $Var(aX + bY) = a^2Var(X) + b^2Var(Y) + 2ab \cdot Cov(X, Y)$
- Tehát  $Var(aX + bY) = a^2Var(X) + b^2Var(Y)$  akkor és csak akkor, ha  $X$  and  $Y$  korrelálatlanok.
- Az  $\{X_1, \dots, X_n\}$  páronként korrelálatlan v.v.-k és  $\{a_1, \dots, a_n\}$  valós számok esetén  $Var(\sum_{i=1}^n a_i X_i) = \sum_{i=1}^n a_i^2 Var(X_i)$ .

### Feltételes várható érték

- $E(Y | X = x)$  az  $Y$  várható értéke abban az esetben, ha  $X$  egy konkrét  $x$  értéket vesz fel. Ez  $x$  függvénye, és megmutatja, hogy  $Y$  várható értéke hogyan függ  $X$  értékeitől.
- $E(Y | X = x) = \sum_{j=1}^{\infty} y_j \Pr(Y = y_j | X = x)$  (diszkrét esetben)
- $E(Y | X = x) = \int y f_{Y|X}(y | x) dy$  (folytonos esetben)
- Példa:  $X$  az iskolai évek száma és  $Y$  a havi bér. Ekkor  $E(Y | X = 12)$  minden bizonnyal magasabb, mint  $E(Y | X = 6)$ .
- Megjegyzés: az  $E(Y | X)$  jelölést arra a *valószínűségi változóra* használjuk, amely  $E(Y | X = x)$  értéket vesz fel  $X = x$  esetén. Ez tehát az  $X$  v.v. függvénye.

### Feltételes várható érték tulajdonságai

- Minden  $c()$  függvény esetén  $E[c(X) | X] = c(X)$ .
- Minden  $a()$  és  $b()$  függvény esetén  $E[a(X)Y + b(X) | X] = a(X)E(Y | X) + b(X)$

- Ha  $X$  és  $Y$  függetlenek, akkor  $E(Y | X) = E(Y)$ .
  - Következmény: ha  $E(U) = 0$  és  $U$  független  $X$ -től, akkor  $E(U | X) = 0$ .
- Minimalizáló tulajdonság:
  - Legyen  $\mu(X) = E(Y | X)$ . Ekkor az  $X$  változó minden  $g(X)$  függvénye esetén
  - $E[(Y - \mu(X))^2 | X] \leq E[(Y - g(X))^2 | X]$  és
  - $E[(Y - \mu(X))^2] \leq E[(Y - g(X))^2]$ .

### Teljes várható érték tétele

- Teljes várható érték tétele:  $E[E(Y | X)] = E(Y)$ .
- Általánosítás:  $E[E(Y | X)] = E[E(Y | X, Z) | X]$ .
- Következmény: ha  $E(Y | X) = E(Y)$ , akkor  $Cov(X, Y) = 0$ . Sőt ilyenkor  $X$  minden függvénye korrelálatlan  $Y$ -nal.
  - A megfordítás nem igaz. Ellenpélda?

### Feltételes variancia

- Hasonlóan a feltétel nélküli esethez
- $Var(Y | X = x) = E(Y^2 | X = x) - (E(Y | X = x))^2$
- Hasznos tulajdonság:
  - Ha  $X$  és  $Y$  függetlenek, akkor  $Var(Y | X = x) = Var(Y)$  minden  $x$  esetén.

### Összefoglalás: függetlenség és hasonló fogalmak

- Függetlenség (independence):  $f(Y | X = x)$  nem függ  $x$ -től
- "Mean independence":  $E(Y | X = x)$  nem függ  $x$ -től
- Korrelálatlanság:  $Corr(X, Y) = \sigma_{XY} = 0$
- Ezek fentről lefelé következnek egymásból, de fordítva nem.

### Összefoglalás: néhány gyakran használt eloszlás jellemzői

<b>Diszkrét</b>	$\Pr(X = k)$		$E(X)$	$\sigma(X)$
<i>Bernoulli</i>	$p; 1 - p$		$p$	$\sqrt{p(1-p)}$
<i>Binomiális</i>	$\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$		$np$	$\sqrt{np(1-p)}$
<i>Geometriai</i>	$p(1-p)^{k-1}$		$1/p$	$\sqrt{1-p}/p$
<i>Poisson</i>	$\frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$		$\lambda$	$\sqrt{\lambda}$
<b>Folytonos</b>	$f(x)$	$F(x)$	$E(X)$	$sd(X)$
<i>Egyenletes</i>	$\frac{1}{b-a}$	$\frac{x-a}{b-a}$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{b-a}{\sqrt{12}}$
<i>Normális</i>	$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$	$\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt$	$\mu$	$\sigma$
<i>Exponenciális</i>	$\frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}$	$1 - e^{-\frac{x}{\theta}}$	$\theta$	$\theta$

### 3. A normális eloszlás és kapcsolódó eloszlások

#### 3.1. A normális eloszlás és tulajdonságai

**A normális eloszlás fontos, mert**

- Számos valóságos változó normális eloszlású (például férfiak illetve nők testmagassága)
- Aszimptotika: számos (szokásos) becslőfüggvény aszimptotikusan normális eloszlású (lásd később)
- Számos gyakran használt eloszlás származik belőle: lognormális,  $\chi^2$ -,  $t$ - és  $F$ -eloszlás

**Kétváltozós normális eloszlás**

- Kétváltozós standard normális eloszlás sűrűségfüggvénye:

$$f(x, y) = \frac{1}{2\pi} \exp\left[-\frac{x^2 + y^2}{2}\right]$$

– Peremeloszlások független standard normális eloszlások

- Kétváltozós normális eloszlás sűrűségfüggvénye, ha a peremeloszlások  $\rho$  korrelációjú standard normális eloszlások:

$$f(x, y) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{x^2 + y^2 - 2\rho xy}{2(1-\rho^2)}\right]$$

- Ez tovább transzformálható a várható értékekkel és a szórásokkal.

**A normális eloszlás tulajdonságai**

- Ha  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , akkor  $aX + b \sim N(a\mu + b, (|a|\sigma)^2)$ .

- Tehát ha  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , akkor  $(X - \mu) / \sigma \sim N(0, 1)$  (standard normális eloszlás).
- Ha  $X$  és  $Y$  együttes eloszlása normális, akkor a függetlenség és a korrelátlanság ekvivalens.
- Legyen  $X \sim N(\mu_X, \sigma_X^2)$ ,  $Y \sim N(\mu_Y, \sigma_Y^2)$  és a két változó legyen független egymástól. Ekkor  $X + Y \sim N(\mu_X + \mu_Y, \sigma_X^2 + \sigma_Y^2)$ .
- Legyen  $X \sim N(\mu_X, \sigma_X^2)$ ,  $Y \sim N(\mu_Y, \sigma_Y^2)$ , és a két változó legyen független egymástól. Ekkor  $a$  és  $b$  konstansok esetén

$$aX + bY \sim N(a\mu_X + b\mu_Y, a^2\sigma_X^2 + b^2\sigma_Y^2).$$

### Normális eloszlásra vonatkozó valószínűségek számítása

- A  $\Phi(z)$  standard normális eloszlásfüggvény nem határozható meg zárt alakban, de természetesen numerikusan közelíthető.
- A normális eloszlásra vonatkozó valószínűségek a standard normális eloszlásfüggvény segítségével kifejezhetők.
- Legyen  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ . Ekkor  $\Pr(a < X \leq b) = \Phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right)$ .
- Példa:  $\Pr\left(\left|\frac{X-\mu}{\sigma}\right| \leq 1.96\right) = \Phi(1.96) - \Phi(-1.96) = 2 \cdot \Phi(1.96) - 1 = 0.95$

## 3.2. Kapcsolódó eloszlások

### Lognormális eloszlás

- Ha  $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ , akkor  $X = e^Y$  lognormális eloszlású.
- Tulajdonságok:
  - $E(e^Y) = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$
  - $Var(e^Y) = \sigma^2 e^{2\mu + \sigma^2}$

### $\chi^2$ eloszlás

- Ha  $Z_1, Z_2, \dots, Z_n$  független standard normális eloszlású v.v.-k, akkor  $X = \sum_{i=1}^n Z_i^2$  egy  $\chi_n^2$  eloszlású v.v. (ahol  $n$  a szabadsági fok).
- Tulajdonságok:
  - $E(X) = n$
  - $Var(X) = 2n$  (miért?)
  - Csak pozitív értékeket vesz fel

### ***t*-eloszlás**

- Ha  $Z \sim N(0, 1)$ ,  $X \sim \chi_n^2$  és függetlenek egymástól, akkor  $t = \frac{Z}{\sqrt{X/n}}$  *t*-eloszlást követ  $n$  szabadsági fokkal.
- Az eloszlás alakja hasonló a standard normális eloszláséhoz: szimmetrikus de vastagabb szélű (azaz szélsőséges megfigyelések nagyobb valószínűséggel következnek be).
- Várható érték zérus (ha  $n > 1$ ), variancia  $\frac{n}{n-2}$  (ha  $n > 2$ ) (egyébként ezek a momentumok nem léteznek)
- Ha  $n \rightarrow \infty$ , akkor a *t*-eloszlás tart a normális eloszláshoz. (Bizonyítás: lásd később)

### ***F*-eloszlás**

- Ha  $X_1 \sim \chi_{k_1}^2$ ,  $X_2 \sim \chi_{k_2}^2$  és egymástól függetlenek, akkor  $F = \frac{X_1/k_1}{X_2/k_2}$  egy  $F_{k_1, k_2}$ -eloszlást követ (ahol  $k_1$  és  $k_2$  a szabadsági fokok).
- Csak pozitív értékeket vehet fel.
- $t_n^2 \sim F_{1, n}$ .

### **Tananyag**

- W Appendix B
- A 1-5 (kivéve a bizonyítások, Theorem 3.6.3, section 3.7, definition 5.3.1, section 5.4)