Együttes és vetületi eloszlás, sűrűségfüggvény, eloszlásfüggvény

Szűk elméleti összefoglaló

Együttes és vetületi eloszlásfüggvény:

 $X = (X_1, X_2, ... X_n)$ valószínűségi vektorváltozónak hívjuk.

X eloszlásfüggvénye ekvivalens az $X_1, X_2, \dots X_n$ valószínűségi változók együttes eloszlásfüggvényével, azaz $P(X_1 < x_1, X_2 < x_2, \dots X_n < x_n) = F_X(x_1, x_2, \dots x_n)$

Együttes eloszlás tulajdonságai:

- a) F_X minden változójában nem csökkenő függvény, azaz bármilyen i esetén ha $x_i^* < x_i^{**}$, akkor $F_X(x_1, \dots x_i^*, \dots x_n) \le F_X(x_1, \dots x_1^{**}, \dots x_n)$
- b) F_X minden változójában balról folytonos
- c) $\lim_{\forall x_i \to \infty} F_X(x_1, x_2, ... x_n) = 1$
- d) $\lim_{\exists x_i \to -\infty} F_X(x_1, x_2, ... x_n) = 0$

e)
$$P(a < X < b, c < Y < d) = P(X < b, Y < d) + P(X < a, Y < c) - P(X < a, Y < d) - P(X < b, Y < c) = F_{X,Y}(b,d) + F_{X,Y}(a,c) - F_{X,Y}(a,d) - F_{X,Y}(b,c)$$

Ha az n darab változóból kiválasztunk k darabot, akkor az így kiválasztott változók együttes eloszlását az eredeti F_X eloszlás egy k-dimenziós vetületi eloszlásának nevezzük.

Ha ismert az F_X együttes eloszlásfüggvény, akkor abból az összes vetületi eloszlásfüggvény meghatározható. Ha azonban az egyes vetületi eloszlásfüggvényeket ismerjük is, abból az együttes eloszlásfüggvény meghatározása nem triviális.

Az $X_1, X_2, ... X_n$ valószínűségi változók páronként függetlenek, ha $\forall 1 \le i < j \le n$ -re teljesül

$$F_{X_i,X_j}(x,y) = F_{X_i}(x)F_{X_j}(y) \ \forall x,y$$

Az $X_1, X_2, \dots X_n$ változók teljesen függetlenek, ha $\forall 2 \leq k \leq p$ és $\forall \ 1 \leq i_1 < i_2 < \cdots i_k \leq p$ esetén

$$F_{X_{i_1},X_{i_2},...X_{i_k}}(x_{i_1},x_{i_2},...x_{i_k}) = \prod_{j=1}^k F_{X_{i_j}}(x_{i_j}), \forall x_{i_j} \in R$$

Együttes és vetületi sűrűség:

Diszkrét eset:

Ha X és Y diszkrét valószínűségi változók, akkor a $P(X = x_i, Y = y_j)$, $\forall i, j$ valószínűségek összességét a két változó együttes eloszlásának nevezzük.

Ha $X_1, X_2, ... X_p$ diszkrét v.v.-k és $1 \leq j_1 < j_2 < \cdots < j_k \leq p$, akkor az $X_{j_1}, X_{j_2}, ... X_{j_k}$ változók együttes eloszlásának egy k-dimenziós vetületi- vagy peremeloszlása.

Folytonos eset:

Az $X_1, X_2, ... X_n$ folytonos v.v-k együttes sűrűségfüggvényén azt az $f_{X_1, X_2, ... X_n}(x_1, x_2, ... x_n)$ függvényt értjük, amelyikre igaz, hogy

$$F_{X_1,X_2,...X_n}(x_1,x_2,...x_n) = \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} ... \int_{-\infty}^{x_n} f_{X_1,X_2,...X_n}(t_1,t_2,...t_n) dt_n dt_{n-1} ... dt_1$$

, avagy

$$\frac{\partial^n F_{X_1,X_2,\dots X_n}(x_1,x_2,\dots x_n)}{\partial x_1 \partial x_2 \dots \partial x_n} = f_{X_1,X_2,\dots X_n}(x_1,x_2,\dots x_n)$$

Tétel: a k-dimenziós vetületi sűrűségfüggvényt úgy kaphatjuk meg az együttes sűrűségfüggvényből, hogy azt minden más, a k dimenzió közt nem szereplő változó szerint ki kell integrálni a $-\infty$, ∞ szakaszon.

Valószínűségi változók függetlensége:

Ha X és Y diszkrét v.v-k függetlenek, akkor $P(X = x_i, Y = y_j) = P(X = x_i)P(Y = y_j) \ \forall i, j$

Ha X és Y folytonos v.v-k függetlenek, akkor $f_{X,Y}(x,y) = f_X(x)f_Y(y)$

Feladatok

Bevezető feladatok

1. Példa

Legyen X és Y együttes eloszlásfüggvénye $F_{X,Y}(x,y)=x^3y$, $0 \le x,y \le 1$. Mennyi $P(0.25 \le X \le 0.75,0.25 \le y < 0.5)$?

Megoldás:

$$P(0.25 \le X \le 0.75, 0.25 \le y < 0.5) = F_{X,Y}(0.75, 0.5) - F_{X,Y}(b,c) - F_{X,Y}(a,d) + F_{X,Y}(0.25, 0.25)$$

= 0.203

2. Példa

Az X és Y együttes sűrűségfüggvénye $f_{X,Y}(x,y) = 2(x^3 + y^3), 0 \le x,y \le 1$. Mekkora $P(X^2 < Y)$?

Megoldás:

Kicsit gondolkozni kell a megoldáshoz. A feladatot értelmezve az alábbira jutunk: X minden lehetséges x értékére összegezzük annak a valószínűségét, hogy az adott X=x mellett $x^2 < Y$. Azaz minden X=x-hez kell $P(x^2 < Y)$:

$$P(X^2 < Y) = \int_{0}^{1} P(x^2 < Y) dx$$

Meg kellene még határozni $P(x^2 < Y)$ -t is ehhez. $P(x^2 < Y)$ tulajdonképpen azon valószínűségek összege, amikre az adott X=x mellett Y=y-ra teljesül, hogy $x^2 < y$. Tehát összegezni kell az összes y értékre, amire $x^2 < y$, a P(X = x, Y = y) valószínűségeket, amiket az együttes eloszlásból kaphatunk meg. Összegezve:

$$P(X^{2} < Y) = \int_{0}^{1} \left(\int_{x^{2}}^{1} f_{X,Y}(x,y) dy \right) dx = \int_{0}^{1} \left(\frac{1}{2} + 2x^{3} - \frac{x^{8}}{2} - 2x^{5} \right) dx = \frac{11}{18}$$

3. Példa

Az X,Y együttes sűrűségfüggvénye $f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} 6y^2, |y| < 1 \text{ és } 0 < x < 1 \\ 0 \end{cases}$. Mennyi a valószínűsége, hogy az (X,Y) pár az A(0, 0), B(1/2, 0) és C(1/2, -1/4) csúcsok által határolt háromszögbe esik?

Megoldás:

Azon P(X=x,Y=y) valószínűségek összegét keressük, amikre igaz az, hogy $x\in\left[0,\frac{1}{2}\right]$, valamint $y\in\left[-\frac{1}{2}x,0\right]$. Amiatt szükséges y-t x-szel kifejezni, mert különben a háromszögön kívülre is eshetne pont, pl. x=0 és y=-1/4 – ezt a pontot márpedig nyilván nem lenne szabad belevenni a megoldásba.

$$P = \int_{0}^{\frac{1}{2}} \int_{-\frac{x}{2}}^{0} f_{X,Y}(x,y) dy \, dx = \int_{0}^{\frac{1}{2}} \frac{x^{3}}{4} dx = \frac{1}{256}$$

Természetesen csinálhattuk volna úgy is, hogy y-t integráljuk a [0, -1/4] tartomány, x-et pedig y-ból kifejezve adtuk volna meg.

4. Példa

Először egy szabályos kockával dobunk, majd a dobott értéknek megfelelően kihúzunk lapokat egy 32 lapos kártyapakliból. Jelölje X a kihúzott lapok közt található figurás lapok számát, Y pedig legyen a kihúzott királyok száma. Adja meg a P(X=4,Y=2) valószínűséget!

Megoldás:

P(X=4,Y=2) függ a kockával dobott számtól, tehát annak feltételes valószínűségeként fejezhető ki. Jelölje Z a kockával dobott számot.

$$P(X = 4, Y = 2) = \sum_{k=1}^{6} P(X = 4, Y = 2 | Z = k) P(Z = k)$$

$$P(Z = k) = \frac{1}{6}$$

Mivel X=4, így legalább négyet kellett dobni, tehát

$$P(X = 4, Y = 2|Z = k) = 0, k = 1,2,3$$

$$P(X = 4, Y = 2|Z = 4) = \frac{\binom{16 - 4}{2} \binom{4}{2}}{\binom{32}{4}}$$

$$P(X = 4, Y = 2|Z = 5) = \frac{\binom{32 - 16}{1} \binom{16 - 4}{2} \binom{4}{2}}{\binom{32}{5}}$$

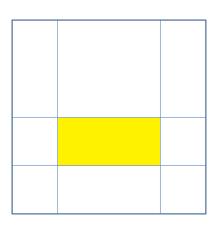
$$P(X = 4, Y = 2|Z = 6) = \frac{\binom{32 - 16}{2} \binom{16 - 4}{2} \binom{4}{2}}{\binom{32}{6}}$$

5. Példa

Legyen X és Y együttes eloszlásfüggvénye $F_{X,Y}(x,y)=x^3y$, $0 \le x,y \le 1$. Mennyi $P(0.25 \le X \le 0.75,0.25 \le Y \le 0.5)$?

Megoldás:

Egy változó esetén könnyen láttuk, hogy $P(x_1 \le X \le x_2) = P(X \le x_2) - P(X \le x_1)$. Alapvetően itt is ugyanezt kell alkalmazni, csak most picit nehezebben látszik hogyan írható át. Nézzük meg ezt egy ábrán keresztül! Sárgával jelölt rész az, amire kíváncsiak vagyunk. Ezt kellene kifejezni $P(X \le x_1, Y \le y_1)$ jellegű kifejezésekkel.



$$P(X \le 0.75, Y \le 0.5) - P(X \le 0.75, Y \le 0.25) - P(X \le 0.25, Y \le 0.5) + P(X \le 0.25, Y \le 0.25)$$

 $P(X \le 0.25, Y \le 0.25)$ -t azért kell a végén hozzáadni, mert kétszer vontuk le.

Ezt visszaírva:

$$P(0,25 \le X \le 0,75,0,25 \le Y \le 0,5)$$

$$= F_{X,Y}(0,75,0,5) - F_{X,Y}(0,75,0,25) - F_{X,Y}(0,25,0,5) + F_{X,Y}(0,25,0,25)$$

$$= 0,75^{3} \times 0,5 - 0,75^{3} \times 0,25 - 0,25^{3} \times 0,5 + 0,25^{3} \times 0,25$$

ZH és vizsga feladatok

6. Példa

Egy 32 lapos magyar kártyacsomagból két lapot kiválasztunk. Jelölje X a kihúzott piros, Y a kihúzott zöldek számát. Adja meg X és Y együttes eloszlását! Függetlenek X és Y?

Megoldás:

Elsőként állapítsuk meg X és Y értékkészletét: $X \in \{0,1,2\}, Y \in \{0,1,2\}$

X és Y együttes eloszlása a definícióból: P(X = x, Y = y), ahol már tudjuk hogy $x, y \in \{0,1,2\}$. Diszkrét esetben az eloszlást a legkönnyebb táblázatos formában áttekinteni:

Y\X	0	1	2
0	P(X=0,Y=0)	P(X=1,Y=0)	P(X=2,Y=0)
1	P(X=0,Y=1)	P(X=1,Y=1)	P(X=2,Y=1)
2	P(X=0,Y=2)	P(X=1,Y=2)	P(X=2,Y=2)

Innen néhány valószínűségről azonnal meg tudjuk mondani, hogy az értéke 0, mivel lehetetlen eseményt jelent (a kihúzott lapok száma pontosan kettő, tehát ahol X+Y>2 ott P=0).

A fennmaradó valószínűségek az alábbiak:

$$P(X = 0, Y = 0) = \frac{\binom{32 - 8 - 8}{2}}{\binom{32}{2}}$$

$$P(X = 1, Y = 0) = \frac{\binom{8}{1}\binom{32 - 8 - 8}{1}}{\binom{32}{2}}$$

$$P(X = 2, Y = 0) = \frac{\binom{8}{2}}{\binom{32}{2}}$$

$$P(X = 0, Y = 1) = \frac{\binom{8}{0}\binom{8}{1}\binom{32 - 8 - 8}{1}}{\binom{32}{2}}$$

Általánosan fölírva (nem muszáj így fölírni, elég az eddigihez hasonlóan fölsorolni az összeset persze):

$$P(X = i, Y = j) = \frac{\binom{8}{i} \binom{8}{j} \binom{32 - 8 - 8}{2 - i - j}}{\binom{32}{2}}, \forall i, j | i + j \le 2$$

Két változó akkor független, ha bármely $x \in X$, $y \in Y$ párosra igaz, hogy P(X = x, Y = y) = P(X = x)P(Y = y). Két módon oldhatjuk meg: vagy mutatunk egy ellenpéldát, vagy megmutatjuk, hogy a fenti egyenlőség mindig igaz. Általában egyszerűbb az ellenpéldát megtalálni, tipikusan szokott lenni, kezdjük ezzel:

a) ellenpélda mutatása

$$P(X = x) = \frac{\binom{8}{x} \binom{32 - 8}{2 - x}}{\binom{32}{2}}$$
$$P(Y = y) = \frac{\binom{8}{y} \binom{32 - 8}{2 - y}}{\binom{32}{2}}$$

Nagyon könnyen tudunk ellenpéldát mutatni ezt tekintve, mivel vannak lehetetlen eseményeink 0 valószínűséggel, holott a fenti két kifejezésből látszik, hogy azok sosem lesznek 0-k. Így pl. $P(X=2,Y=2) \neq P(X=2)P(Y=2)$ egy jó ellenpélda, tehát nem függetlenek.

b) egyenlőség bizonyítása

Ekkor megmutatjuk, hogy P(X = x, Y = y) = P(X = x)P(Y = y) mindig teljesül. Az eddigi kifejezéseket behelyettesítve azt kellene kapnunk, hogy

$$\frac{\binom{8}{i}\binom{8}{j}\binom{32-8-8}{2-i-j}}{\binom{32}{2}} = \frac{\binom{8}{i}\binom{32-8}{2-i}}{\binom{32}{2}} \times \frac{\binom{8}{j}\binom{32-8}{2-j}}{\binom{32}{2}}$$

Ez az egyenlőség azonban nem áll fenn, így itt is arra jutunk, hogy a két változó nem független.

Célszerű általában ellenpéldát keresni először. Ha kipróbáltunk több példát is, de mindről kiderül, hogy az egyenlőség fönnáll rajtuk, akkor lehet célszerű megpróbálni a második módszert (persze ehhez föl kell tudni írni általános alakban a valószínűségeket, így nehezebb egy fokkal).

7. Példa

Az X és Y v.v. együttes eloszlása az alábbi táblázatban szerepel. Mekkora p értéke? Függetlenek-e X és Y? Számolja ki X várható értékét és szórását!

Y\X	-1	0	1
-1	р	р	10p
1	10p	10p	20p

Megoldás:

A relatív gyakoriságok összege 1-et kell kiadjon, így $52p = 1 - \frac{1}{52}$

A függetlenséget egyszerűbb megpróbálni cáfolni mint bizonyítani – itt is célszerűbb ellenpélda felhozásával kezdenünk. Például P(X=-1,Y=-1)=P(X=-1)P(Y=-1) esetén arra jutunk, hogy $p=(p+10p)\times(p+p+10p)$, majd p-t behelyettesítve látjuk, hogy ezek nem egyenlőek, tehát a két változó nem független.

$$EX = \sum_{\forall x} xP(X = x) = (-1) \times (p + 10p) + 0 \times (p + 10p) + 1 \times (10p + 20p) = -11p + 30p$$
$$= 19p = \frac{19}{52}$$

 $\sigma^2 X = EX^2 - (EX)^2$, de még kell ehhez

$$EX^{2} = \sum_{\forall x} x^{2} P(X = x) = (-1)^{2} \times (p + 10p) + 0^{2} \times (p + 10p) + 1^{2} \times (10p + 20p) = 11p + 30p$$
$$= \frac{41}{52}$$

Így a variancia $\sigma^2 X = \frac{41}{52} - \left(\frac{19}{52}\right)^2$, a szórás pedig $\sigma X = \sqrt{\sigma^2 X}$.

8. Példa

Legyen X,Y együttes sűrűségfüggvénye $f_{X,Y}(x,y) = \alpha xy$, 0 < x < 2, 0 < y < 2. Mekkora α ? Adja meg Y perem sűrűségfüggvényét és várható értékét!

Megoldás:

Az együttes sűrűségfüggvény minden változója szerint kiintegrálva 1-et kell adjon, tehát

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x,y) dx dy = \alpha \int_{0}^{2} \int_{0}^{2} xy \, dx dy = \alpha \int_{0}^{2} \left[\frac{x^{2}y}{2} \right]_{0}^{2} dy = \alpha \int_{0}^{2} 2y \, dy = \alpha [y^{2}]_{0}^{2} = 4\alpha$$

Ebből
$$4\alpha = 1 \rightarrow \alpha = \frac{1}{4}$$
.

Az együttes sűrűségfüggvényből egy változó vetületi sűrűségfüggvényét úgy kapjuk meg, ha minden más változó szerint a teljes tartományon kiintegráljuk, tehát

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x,y) dx = \int_{0}^{2} \frac{xy}{4} dx = \left[\frac{x^2y}{8}\right]_{0}^{2} = \frac{y}{2}, 0 < y < 2$$

Y várható értékét Y sűrűségfüggvényéből tudjuk számolni:

$$EY = \int_{-\infty}^{\infty} y \times f_Y(y) \, dy = \int_{0}^{2} y \times \frac{y}{2} \, dy = \int_{0}^{2} \frac{y^2}{2} \, dy = \left[\frac{y^3}{6} \right]_{0}^{2} = \frac{8}{6}$$

9. Példa

Három kockával dobunk. Legyen X a dobott 1-esek, Y a dobott páratlanok száma. Adja meg X és Y eloszlását, illetve az együttes eloszlás táblázatát!

Megoldás:

$$X \in B\left(3, \frac{1}{6}\right), Y \in B\left(3, \frac{3}{6}\right)$$

Az együttes eloszlás táblába a P(X = x, Y = y) valószínűségek kerülnek.

Y\X	0	1	2	3
0	$\frac{3^3}{6^3}$	0	0	0
1	$\frac{3\times(2\times3\times3)}{6^3}$	$\frac{3\times(1\times3\times3)}{6^3}$	0	0
2	$\frac{3 \times (2 \times 2 \times 3)}{6^3}$	$\frac{3!\left(1\times2\times3\right)}{6^3}$	$\frac{\binom{3}{2}(1\times1\times3)}{6^3}$	0
3	$\frac{2^3}{6^3}$	$\frac{3 \times (1 \times 2 \times 2)}{6^3}$	$\frac{\binom{3}{2}(1\times1\times2)}{6^3}$	$\frac{1^3}{6^3}$

10. Példa

Legyenek $X, Y \in N(0,1)$ függetlenek és $T = \min\{X,Y\}$, $W = \max\{X,Y\}$. Adja meg T és W együttes sűrűségfüggvényét!

Megoldás:

A feladat megadni $F_{T,W}(r,s) = P(T < r, W < s)$ meghatározása. Ezt ha naivan kifejtjük, akkor

$$P(T < r, W < s) = P(X < r, Y < r, X < s, Y < s)$$

Azonban ez az alak nekünk most nem segít, mivel nem ismerjük r és s viszonyát. Át kellene tehát alakítani egy olyan formára, ahol ez a viszony tisztázott. Itt ki kell használnunk, hogy $P(B) = P(\bar{A},B) + P(A,B)$, amit átrendezve $P(A,B) = P(B) - P(\bar{A},B)$. Ha ezt rávetítjük P(T < r,W < s)-re, ahol $A \coloneqq T < r,B \coloneqq W < s$, akkor az alábbit kapjuk:

$$P(T < r, W < s) = P(T < r) - P(T \ge r, W < s)$$

Az A és B eseményeket T és W helyett X és Y-nal kifejezve az alábbi alakra jutunk:

$$P(T < r, W < s) = P(X < r, Y < r) - P(X \ge r, Y \ge r, X < s, Y < s) = P(X < r, Y < r) - P(r \le X < s, r \le Y < s)$$

Innen a standard normális eloszlásfüggvénnyel ki tudjuk fejezni a valószínűségeket, mivel a két változó független így az együttes eloszlásfüggvény a két változó eloszlásfüggvényének szorzata

$$P(T < r, W < s) = \phi(r) \times \phi(r) - (\phi(s) - \phi(r)) \times (\phi(s) - \phi(r)) = \phi(r)^{2} - (\phi(s) - \phi(r))^{2}$$

Mivel nekünk a sűrűségfüggvény kell, így

$$f_{T,W}(r,s) = \frac{\partial^2}{\partial r \partial s} F_{T,W}(r,s) = \frac{\partial}{\partial s} \left(2\varphi(r) - \phi(s)^2 - 2\varphi(r) + 2\phi(s)\varphi(r) \right) = 2\varphi(s)\varphi(r)$$

$$= 2 \times \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{s^2}{2}} \times \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{r^2}{2}} = \frac{1}{\pi} e^{-\frac{s^2 + r^2}{2}}, r \le s$$

11. Példa

Legyen az X és Y együttes eloszlásfüggvénye $F_{X,Y}(x,y) = e^{-2x-\frac{y}{2}}$, $0 < x,y < \infty$. Határozza meg a X és Y eloszlásfüggvényeket, az együttes sűrűségfüggvényt, valamint a vetületi sűrűségfüggvényeket!

Megoldás:

Határozzuk meg először az együttes sűrűségfüggvényt, ami definíció szerint

$$f_{X,Y}(x,y) = \frac{\partial^2}{\partial x \partial y} F_{X,Y}(x,y) = e^{-2x - \frac{y}{2}}, 0 < x, y < \infty$$

Ebből ki tudjuk számolni a vetületi sűrűségfüggvényeket:

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x,y) \, dy = \int_{0}^{\infty} e^{-2x - \frac{y}{2}} \, dy = 2e^{-2x}, 0 < x < \infty$$

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X,Y}(x,y) \, dx = \int_{0}^{\infty} e^{-2x - \frac{y}{2}} \, dx = \frac{1}{2} e^{-\frac{y}{2}}, 0 < y < \infty$$

A marginális sűrűségfüggvényekből X és Y eloszlásfüggvényét is meg tudjuk határozni:

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt = \int_0^x 2e^{-2t} dt = 1 - e^{-2x}, x > 0$$

$$F_Y(y) = \int_{-\infty}^{y} f_Y(t) dt = \int_{-\infty}^{y} \frac{1}{2} e^{-\frac{t}{2}} dt = 1 - e^{-\frac{y}{2}}, 0 < y$$

12. Példa

Egy jól megkevert 32 lapos magyar kártyacsomagból leosztunk 8-at. Legyen X=1 ha van piros, X=0 ha nincs. Legyen X=1 ha van ász, Y=0 ha nincs. Adja meg X és Y együttes eloszlását!

Megoldás:

$$P(X = 0, Y = 0) = \frac{\binom{32 - 8 - 3}{8}}{\binom{32}{8}}$$

Felhasználva hogy $P(A) = P(A\overline{B}) + P(AB)$:

$$P(X = 0, Y = 1) = P(X = 0) - P(X = 0, Y = 0)$$

$$P(X=0) = \frac{\binom{32-8}{8}}{\binom{32}{8}}$$

$$P(X = 1, Y = 0) = \frac{\sum_{i=1}^{7} {7 \choose i} {32 - 8 - 3 \choose 8 - i}}{{32 \choose 8}}$$

Felhasználva hogy $1 = P(AB) + P(\bar{A}B) + P(A\bar{B}) + P(\bar{A}B)$:

$$P(X = 1, Y = 1) = 1 - P(X = 0, Y = 0) - P(X = 0, Y = 1) - P(X = 1, Y = 0)$$

13. Példa

Legyenek $X, Y \in G(p)$ függetlenek. Mekkora P(X = Y)?

Megoldás:

$$P(X = Y) = \sum_{k=1}^{\infty} P(X = k)P(Y = k) = \sum_{k=1}^{\infty} ((1-p)^{k-1}p)^2 = \sum_{k=1}^{\infty} (1-p)^{2k-2}p^2$$
$$= p^2 \sum_{k=1}^{\infty} (1-p)^{2k-2} = p^2 \sum_{k=1}^{\infty} ((1-p)^2)^{k-1} = p^2 \frac{1}{1-(1-p)^2} = \frac{p}{2-p}$$