

Ex. 5.2

(a) X hypergeometrisk fördelad med parametrar (N, r, n)

$$P(X=k) = \frac{\binom{r}{k} \binom{N-r}{n-k}}{\binom{N}{n}} \quad \text{för } \max\{0, n-(N-r)\} \leq k \leq \min\{r, n\}$$

här: $P(X=k) = \frac{\binom{3}{k} \binom{4}{4-k}}{\binom{7}{4}} \quad \text{för } 0 \leq k \leq 3$

t.ex. $P(X=2) = \frac{\binom{3}{2} \binom{4}{2}}{\binom{7}{4}} = \frac{3 \cdot \frac{4 \cdot 3}{2 \cdot 1}}{\frac{7 \cdot 6 \cdot 5}{3 \cdot 2 \cdot 1}} = \frac{216}{420} = \frac{18}{35}$

(b)

Marginella slh funktioner

$x \backslash y$	0	①	2	3	4	P_X
0	0	0	0	0	$1/35$	$1/35 = P(X=0)$
1	0	0	0	$12/35$	0	$12/35$
2	0	0	$18/35$	0	0	$18/35$
③	0	$4/35$	0	0	0	$4/35 = P(X=3)$
P_Y	0	$4/35$	$18/35$	$12/35$	$1/35$	

$P(Y=1)$

Y är hypergeometrisk fördelad med parametrar $(7, 4, 4)$

[Faktiskt är $Y = 4 - X$]

(c) Kända: "mycket beroende" i meningen att kunskap om värdet på X lägger fast värdet på Y (och tvärtom).

t.ex. $P(X=0, Y=1) = 0 \neq P(X=0) \cdot P(Y=1) = \frac{1}{35} \cdot \frac{4}{35}$

Ex. 5.4

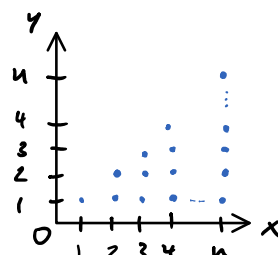
OBS: (X, Y) är diskret i denna uppgift med slh. funktion

$$f_{XY}(x, y) = \frac{2}{n(n+1)} \quad \text{för alla } x, y \in \mathbb{N} \text{ med } 1 \leq y \leq x \leq n$$

(X, Y) är likformig fördelad på alla blåa punkter i skissen till höger

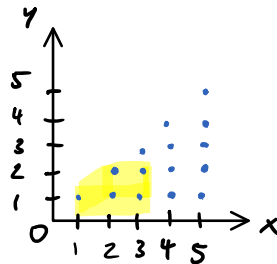
(a) Tydligen $f_{XY}(x, y) \geq 0$.

$$\begin{aligned} \sum_{x, y \in \mathbb{N}} f_{XY}(x, y) &= \sum_{x=1}^n \sum_{y=1}^x \frac{2}{n(n+1)} = \frac{2}{n(n+1)} \sum_{x=1}^n \sum_{y=1}^x 1 \\ &= \frac{2}{n(n+1)} \sum_{x=1}^n x = \frac{2}{n(n+1)} \cdot \frac{n(n+1)}{2} = 1 \end{aligned}$$



$$(b) \underbrace{P(X=k)}_{f_X(k)} = k \cdot \frac{2}{n(n+1)} \quad \text{f\"or } 1 \leq k \leq n$$

$$f_Y(k) = P(Y=k) = (n-k+1) \frac{2}{n(n+1)} \quad \text{f\"or } 1 \leq k \leq n$$



(c) X, Y oberoende?

$$P(X=1, Y=2) = 0 \neq P(X=1) \cdot P(Y=2) = \left(\frac{2}{n(n+1)}\right)^2 \cdot (n-1) \quad \text{inte oberoende!}$$

$$(d) \quad n=5: \quad P(X \leq 3, Y \leq 2) = 5 \cdot \frac{2}{n(n+1)} = \frac{2}{6} = \frac{1}{3}$$

$$P(X \leq 3) = 6 \cdot \frac{2}{n(n+1)} = \frac{2}{5}$$

$$P(Y \leq 2) = 9 \cdot \frac{2}{n(n+1)} = \frac{9}{15} = \frac{3}{5}$$

Ex. 5.10 (X, Y) kont.; $f_{XY}(x, y) = \frac{x^3 y^3}{16}$ f\"or $x, y \in [0, 2]$

$$(a) \quad f_X(x) = \int_{y=0}^2 \frac{x^3 y^3}{16} dy = \frac{x^3}{16} \left[\frac{y^4}{4} \right]_0^2 = \frac{x^3}{4} \quad \text{f\"or } x \in [0, 2]$$

$$f_Y(y) = \frac{y^3}{4} \quad \text{f\"or } y \in [0, 2] \quad (\text{symmetri})$$

(b) Yep. X, Y \u00e4r oberoende: $f_{XY}(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$ f\"or alla $x, y \in \mathbb{R}$.

$$(c) \quad P(X \leq 1) = \int_0^1 f_X(x) dx = \int_0^1 \frac{x^3}{4} dx = \left[\frac{x^4}{16} \right]_0^1 = \frac{1}{16}$$

$$(d) \quad \text{Givet } Y \leq 1 \text{ vad \u00e4r s\u00e4l. f\"or } X \leq 1, \text{ allts\u00e5 } P(X \leq 1 | Y \leq 1)?$$

$$P[X \leq 1 | Y \leq 1] \stackrel{X, Y \text{ oberoende}}{=} \frac{P(X \leq 1) P(Y \leq 1)}{P(Y \leq 1)} = P(X \leq 1) = \frac{1}{16}$$

Ex. 5.15 Tillbaka till Ex. 5.2 (Hypergeo (N, r, n) har v\u00e4ntev\u00e4rde $\frac{nr}{N}$)

(a) $\text{Cov}(X, Y)$ borde vara > 0 eller < 0 ? (ju st\u00f6rre X desto mindre Y)

$$(b) \quad \text{Ber\u00e4kna } EX = \frac{4 \cdot 3}{7} = \frac{12}{7}, \quad EY = \frac{4 \cdot 4}{7} = \frac{16}{7}$$

$$E[XY] = 0 \cdot 4 \cdot P(X=0, Y=4) + 1 \cdot 3 \cdot P(X=1, Y=3) + 2 \cdot 2 \cdot P(X=2, Y=2) + 3 \cdot 1 \cdot P(X=3, Y=1)$$

$$= 3 \cdot \frac{12}{35} + 4 \cdot \frac{18}{35} + 3 \cdot \frac{4}{35} = \frac{24}{7}$$

$$\text{och } \text{Cov}(X, Y) = E((X - EX)(Y - EY)) = E(XY) - EX \cdot EY = \frac{24}{7} - \frac{192}{49} = -\frac{24}{49} \approx -0.4898$$

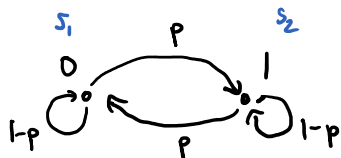
Ex. 5.25

$$\text{var}(X+Y) = E[(X+Y - E(X+Y))^2] = E[(X+Y)^2 - 2(X+Y) \cdot E(X+Y) + (E(X+Y))^2]$$

$$= EX^2 + 2E(XY) + EY^2 - (E(X+Y))^2 = EX^2 + 2E(XY) + EY^2 - (EX)^2 - 2EX EY - (EY)^2$$

$$= EX^2 - (EX)^2 + EY^2 - (EY)^2 + 2(E(XY) - EX EY) = \text{var}(X) + \text{var}(Y) + 2\text{Cov}(X, Y)$$

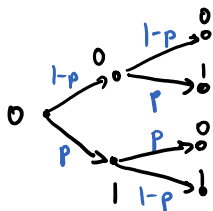
GS Ex. 11.1.8



MK med övergångsmatris

$$P = \begin{pmatrix} 1-p & p \\ p & 1-p \end{pmatrix}$$

Ex. 11.1.9



$$P(X^{(1)}=0, X^{(2)}=0 | X^{(0)}=0) = (1-p)^2 < p_{00}^{(2)}$$

(då $0 \rightarrow 1 \rightarrow 0$
är också möjligt)

För $p=0.1$: ska man beräkna

$$P_{0,1}^{100} = \begin{pmatrix} 0.500 & 0.500 \\ 0.500 & 0.500 \end{pmatrix}, \text{ där } P_{0,1} = \begin{pmatrix} 0.9 & 0.1 \\ 0.1 & 0.9 \end{pmatrix}$$

$p=0.2$:

$$P_{0,2}^{100} = \begin{pmatrix} 0.500 & 0.500 \\ 0.500 & 0.500 \end{pmatrix}, \text{ där } P_{0,2} = \begin{pmatrix} 0.8 & 0.2 \\ 0.2 & 0.8 \end{pmatrix}$$

$$P^n \rightarrow \pi = \begin{pmatrix} \pi_1 & \pi_2 \\ \pi_1 & \pi_2 \end{pmatrix} \text{ för en reguljär MK}$$

- om det finns en stationär fördelning, alltså en s.k. vektor π som uppfyller $\pi = \pi P$, då är varje rad i π lika med π .
- För en symmetrisk kedja är den likeformiga fördelningen $\pi = (\frac{1}{r}, \dots, \frac{1}{r})$ stationär.

Ex. 11.1.19

U = väljer mynt med 2x heads

F = väljer symmetriskt mynt med heads/tails

$$P(U) = P(F) = \frac{1}{2}.$$

Låt $X^{(u)}$ vara utfallet i omgång u .

$$(a) P(X^{(u+1)} = H | X^{(u)} = H) = \frac{P(X^{(u)} = X^{(u+1)} = H)}{P(X^{(u)} = H)}$$

$$\begin{aligned} P(X^{(u)} = H) &= P(\{X^{(u)} = H\} \cap U) + P(\{X^{(u)} = H\} \cap F) \\ &= \underbrace{P(X^{(u)} = H | U)}_{=1} \cdot \underbrace{P(U)}_{\frac{1}{2}} + \underbrace{P(X^{(u)} = H | F)}_{=\frac{1}{2}} \cdot \underbrace{P(F)}_{\frac{1}{2}} = \frac{3}{4} \end{aligned}$$

$$P(X^{(u)} = X^{(u+1)} = H) = \underbrace{P(X^{(u)} = X^{(u+1)} = H | U)}_{=1} \cdot \underbrace{P(U)}_{\frac{1}{2}} + \underbrace{P(X^{(u)} = X^{(u+1)} = H | F)}_{=\frac{1}{4}} \cdot \underbrace{P(F)}_{\frac{1}{2}} = \frac{5}{8}$$

$$\Rightarrow P(X^{(u+1)} = H | X^{(u)} = H) = \frac{5/8}{3/4} = \frac{5}{6}$$

(b) På samma sätt:

$$P(X^{(n)}=T, X^{(n+1)}=T) = \underbrace{P(X^{(n)}=T, X^{(n+1)}=T | U)}_{=0} \cdot P(U) + \underbrace{P(X^{(n)}=T, X^{(n+1)}=T | F)}_{=\frac{1}{4}} \cdot \underbrace{P(F)}_{=\frac{1}{2}} = \frac{1}{8}$$

Med $P(X^{(n)}=T) = 1 - P(X^{(n)}=H) = \frac{1}{2}$ följer

$$P(X^{(n+1)}=T | X^{(n)}=H) = 1 - P(X^{(n+1)}=H | X^{(n)}=H) = \frac{1}{6}$$

$$P(X^{(n+1)}=T | X^{(n)}=T) = \frac{\frac{1}{8}}{\frac{1}{4}} = \frac{1}{2}$$

$$P(X^{(n+1)}=H | X^{(n)}=T) = 1 - P(X^{(n+1)}=T | X^{(n)}=T) = \frac{1}{2}$$

rimligt, då $X^{(n)}=T$ garanterar att hon kastar det "rättliga" myntet, där $X^{(n+1)}$ och $X^{(n)}$ är oberoende!

Övergångssannolikheterna blir då alltså sammantaget

$$\begin{matrix} & H & T \\ \begin{matrix} H \\ T \end{matrix} & \begin{pmatrix} \frac{5}{6} & \frac{1}{6} \\ \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \end{pmatrix} \end{matrix}$$

(c) $P(X^{(n+1)}=X^{(n)}=X^{(n-1)}=H)$

$$= \underbrace{P(X^{(n+1)}=X^{(n)}=X^{(n-1)}=H | U)}_{=1} \cdot \underbrace{P(U)}_{=\frac{1}{2}} + \underbrace{P(X^{(n+1)}=X^{(n)}=X^{(n-1)}=H | F)}_{=(\frac{1}{2})^3 = \frac{1}{8}} \cdot \underbrace{P(F)}_{=\frac{1}{2}}$$

$$= \frac{9}{16} \quad \text{Med } P(X^{(n)}=X^{(n-1)}=H) = \frac{5}{8} \text{ (se (a)) följer}$$

$$P(X^{(n+1)}=H | X^{(n)}=X^{(n-1)}=H) = \frac{\frac{9}{16}}{\frac{5}{8}} = \frac{9}{10} \quad (\text{för } n \geq 2)$$

(d) Nej, ingen Markov kedja

i ord: utfallen (H,T) ger information om vilket mynt vår kompis valde från början (ju fler utfall, desto mer info; en gång T avslöjar allt t.ex.)
På så sätt påverkar historien framtida fördelningar.

i siffror: För en MK skulle $P(X^{(n+1)}=H | X^{(n)}=X^{(n-1)}=H) = P(X^{(n+1)}=H | X^{(n)}=H)$.
"inte dåtiden, bara nuet påverkar morgondagens fördelning"
Men här är det $\frac{9}{10} \neq \frac{5}{6}$.

[Ju fler utfall som var H desto mer sannolikt att hon faktiskt kastar dubbel-heads myntet, desto större sannolikheter att det blir heads också i nästa omgång.]