

Q018 0409 Kom ihåg

1) X är en s.v. & $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$, kan vi def $\bar{Y} = g(X)$

2) $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ om $Z \sim N(0,1)$ $f_X(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} \quad \forall x \in \mathbb{R}$

Sats

Om $X \sim N(\mu, \sigma^2) \Rightarrow \frac{X-\mu}{\sigma} \sim N(0,1)$ [Antar alltid $\sigma > 0$ enl. def]

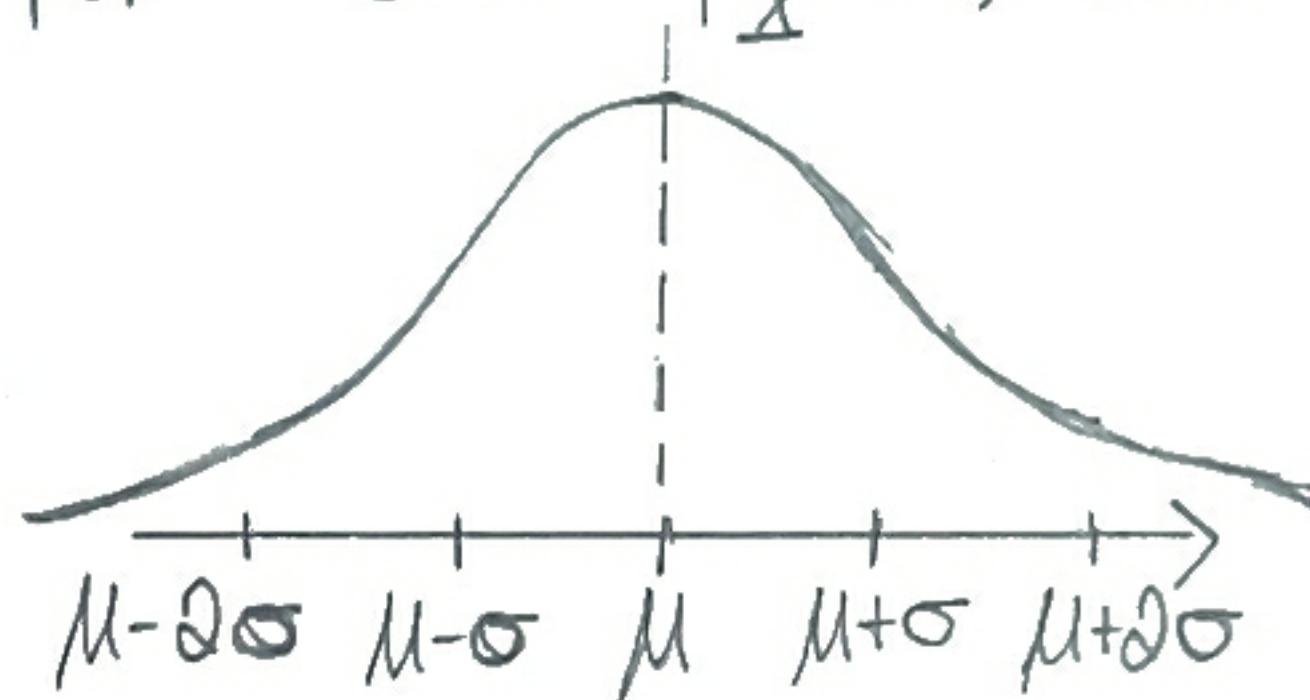
Beweis

$$F_{\frac{X-\mu}{\sigma}}(t) = P\left(\frac{X-\mu}{\sigma} \leq t\right) = P(X \leq \mu + \sigma t) = \int_{-\infty}^{\mu+\sigma t} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} dx =$$

$$= \int_{-\infty}^t \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}s^2} \sigma ds =$$

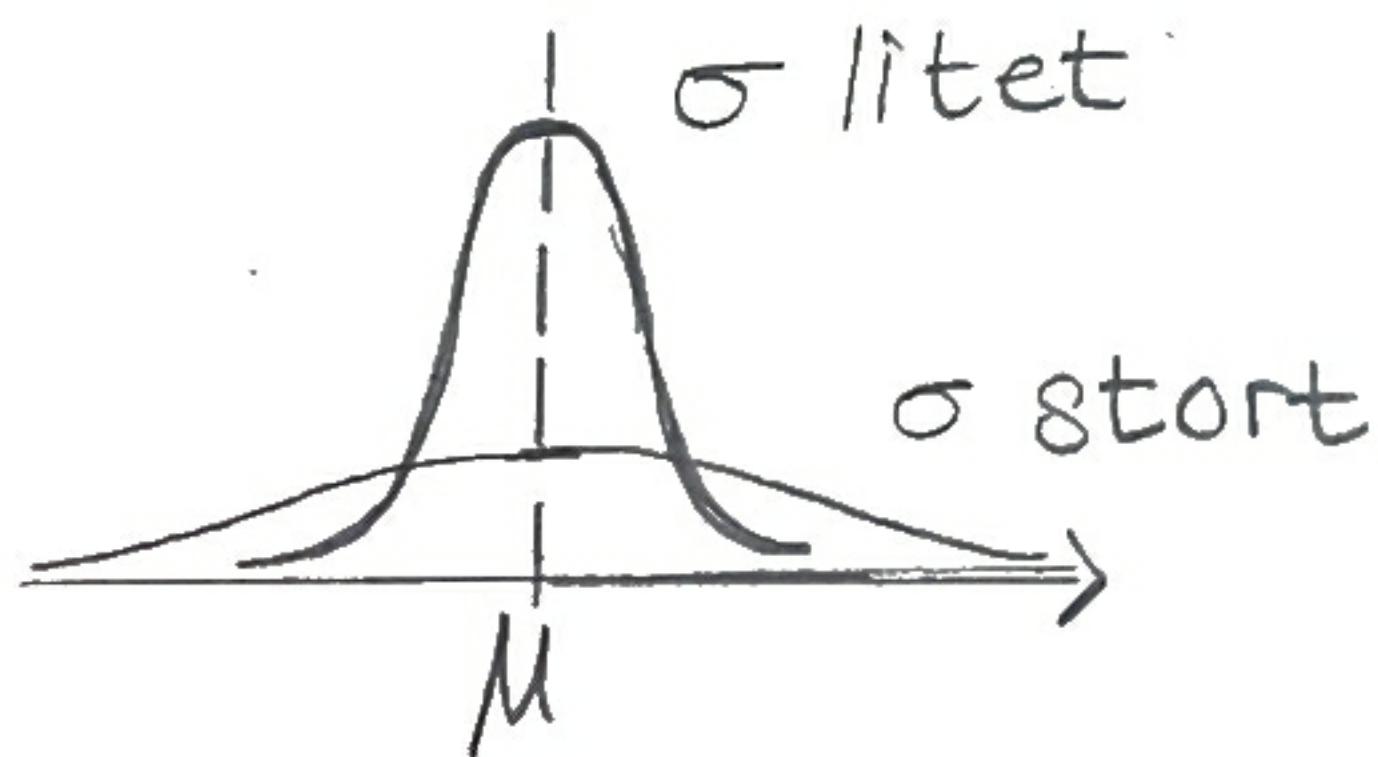
$= \int_{-\infty}^t \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}s^2} ds$, h.l. är alltså fördelningsfunk, ffkn, för en $N(0,1)$ -förd. s.v. ■

Så här ungefärlig ser $f_X(t)$ ut om $X \sim N(\mu, \sigma^2)$



Ofta förekommande: $P(|X-\mu| < 1.96\sigma) = P\left(\left|\frac{X-\mu}{\sigma}\right| \leq 1.96\right) \approx 0.95$

$P(|X-\mu| \leq 2.58\sigma) = P\left(\left|\frac{X-\mu}{\sigma}\right| \leq 2.58\right) \approx 0.99$



Om μ ändras, translateras ffkn enbart!
(grafen flyttas längs "mu-axeln")

Tal

Låt $X \sim N(1.3, 0.36)$. Vad är $P(\{0.9 \leq X \leq 1\} \cup \{X \geq 1.2\})$?

$$\text{L} \quad P(\{0.9 \leq X \leq 1\} \cup \{X \geq 1.2\}) \text{ (disjunkta!)} = P\left(\frac{0.9-1.3}{\sqrt{0.36}} \leq \frac{X-1.3}{\sqrt{0.36}} \leq \frac{1-1.3}{\sqrt{0.36}}\right) +$$

$$+ P\left(\frac{X-1.3}{\sqrt{0.36}} \geq \frac{1.2-1.3}{\sqrt{0.36}}\right) = P\left(Z \geq -\frac{1}{3}\right) + P\left(Z \geq \frac{1}{6}\right)$$

där Z är $N(0,1)$.

symmetri

Tabell s. A7 i boken ger: $P(Z \geq -1/6) \stackrel{\leftarrow}{=} P(Z \leq 1/6) \approx 0.566$

$$P(-1/3 \leq Z \leq -1/2) = P(1/2 \leq Z \leq 1/3) = P(Z \leq 1/3) - P(Z \leq 1/2) \approx 0.747 - 0.692$$

$$\Rightarrow P(\{0.9 \leq X \leq 1\} \cup \{X \geq 1.2\}) = 0.747 - 0.692 + 0.566 \approx 0.62 \quad //$$

Hypergeometrisk fördelning

Vi har en population med N individer. Låt p vara proportionen med en viss egenskap (t. ex. $p = \text{krusmitlade}$, $p = \text{andelen med en viss concertyp}$, etc.).

Välj ut n individer slumpmässigt & låt $X = \#$ med egenskapen.

Vilken sannolikhetsfunktion (sf) har X ? Vi får

$$P(X=k) = \frac{(\# \text{ sätt att välja } k \text{ ur } Np) \times (\# \text{ sätt att välja } n-k \text{ ur } N(1-p))}{\# \text{ sätt välja } n \text{ ur } N}$$



$$\text{i)} \# \text{sätt välja } k \text{ ur } Np = \binom{Np}{k}$$

$$\text{ii)} \quad -/- \quad n-k \text{ ur } N(1-p) = \binom{N(1-p)}{n-k}$$

$$\text{iii)} \quad -/- \quad n \text{ ur } N = \binom{N}{n}$$

$$\Rightarrow P(X=k) = \frac{\binom{Np}{k} \binom{N(1-p)}{n-k}}{\binom{N}{n}} \quad \text{med begränsningar...}$$

Def X är hypergeometriskt fördelat med parametrar

N, n, p ($X \sim Hg(N, n, p)$) om

$$P(X=k) = \frac{\binom{Np}{k} \binom{N(1-p)}{n-k}}{\binom{N}{n}} \quad \text{där } k \leq n, k \leq Np, k \leq 0$$

$$k \geq n-N(1-p), n \leq N$$

dessutom är Np ett heltal.

Anm i) detta skrivs ibland $X \sim Hg(N, n, m)$ där $m = Np$

ii) om Np är stort & n litet, så blir valen approx. över: $\approx N(1-p)$

Säg att $N = 2 \cdot 10^7$ & $p = \frac{1}{Q}$. Om vi valt en person som hade egenskapen är det nu $\frac{Np-1}{N-1} = \frac{10^7-1}{2 \cdot 10^7-1} \approx \frac{1}{2}$ som är proportionen med egenskapen.

den nya

Dvs. om Np & $N(1-p)$ är stora & närlitet så blir $X \sim \text{Bin}(n, p)$.

Ex En medicinsk studie syftar till att se om aspirin hjälper förebyggande mot hjärtattack.

Man gav 11034 st. placebo & 11037 aspirin. Studien bestod av $N = 11034 + 11037 = 22071$ individer med proportionen $p = \frac{11034}{22071}$ som fick placebo.

Vi antar att aspirin ej hjälper (H_0).
påverkan ↓ nollhypotes

Efter 10 år hade $n = 293$ fått hjärtattack, varav 189 kom från placebogruppen. Vilken slutsats kan vi dra om H_0 ?

Låt X vara # från placebogruppen med hjärtattack.

Under H_0 $X \sim \text{Hg}(22071, 293, 11034/22071)$

Vi har $P(X=189) = \dots = 0.000\ 000\ 15$. Är H_0 rimligt? Beror på alla andra sanna, kan ej avgöra...

Tal Kalle spelar bridge (13 kort). Vad är sannolikhet att han får en hand med högst en hjärter?

Låt $X = \#$ hjärter. Vilken fördelning har X ?

$N = \#$ kort = 52, $n = \#$ kort, Kalle får 13 kort.

$$P = \frac{13}{52} = \frac{1}{4} = \text{prop. hjärter.}$$

$$\begin{aligned} \text{Vi har att } X &\sim \text{Hg}(52, 13, 1/4). \quad \text{Efter frågas } P(X \leq 1) = P(X=0) + P(X=1) \\ &= \frac{\binom{NP}{0} \binom{N(1-P)}{13}}{\binom{N}{13}} + \frac{\binom{NP}{1} \binom{N(1-P)}{12}}{\binom{N}{13}} = \frac{\binom{13}{0} \binom{39}{13}}{\binom{52}{13}} + \frac{\binom{13}{1} \binom{39}{12}}{\binom{52}{13}} // \end{aligned}$$

2018 04 10 Tal Kalle spelar bridge. Vad är sannolikheten att han får exakt 1 hjärter & 3 spader?

Låt $I_h = \# \text{hjärter}$ & $I_s = \# \text{spader}$.

Vi kan beräkna $P(I_h=1)$ & $P(I_s=3)$, men vad blir $P(I_h=1, I_s=3)$? Intuitionen säger att I_h, I_s ej är oberoende. Så $P(I_h=1, I_s=3) \neq P(I_h=1)P(I_s=3)$

Vi använder dänsionsregeln:

händer med 1 hjärter, 3 spader & 9 ruter/klöver, är $\binom{13}{1} \binom{13}{3} \binom{26}{9}$. Vi får då att

$$P(I_h=1, I_s=3) = \frac{\binom{13}{1} \binom{13}{3} \binom{26}{9}}{\binom{52}{13}} //$$

Flerdimensionella fördelningar

En flerdim. s.v. $\mathbf{X}: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$ & skrivs ofta $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)$.

Diskreta fallet

Fördelningen för en diskret (flerdim.) s.v. def. av dess

$$\text{sif: } P_{\mathbf{X}}(x_1, \dots, x_n) = P(X_1=x_1, \dots, X_n=x_n) \quad \forall (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n,$$

eller dess funktionsform $F_{\mathbf{X}}(x_1, \dots, x_n) = P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n) =$

$$\sum_{y_1 \leq x_1} \sum_{y_2 \leq x_2} \dots \sum_{y_n \leq x_n} P(X_1=y_1, \dots, X_n=y_n)$$

Def för en s.v. $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ kallas s.v. X_1 , s.v. X_2 etc. för marginalerna till \mathbf{X} . Deras fördelningar kallas för marginalfördelningar.

Def (X_1, \dots, X_n) är oberoende om $\forall (x_1, \dots, x_n)$

$$F_{\mathbf{X}}(x_1, \dots, x_n) = F_{X_1}(x_1) F_{X_2}(x_2) \dots F_{X_n}(x_n)$$

- Anm 1) kunde skriva $\underline{X} = (X_1, \dots, X_n)$ &
 marginalerna till \underline{X} är obero. (men ej nödvänd.)
- 2) ingen av dessa två ovanstående def. kräver att
 \underline{X} är diskret.
- 3) om \underline{X} är diskret har vi att $P(X_i=x_i) = \sum_{x_2} \dots \sum_{x_n} P(X_1=x_1, \dots, X_n=x_n)$
 ger marginal-slf för X_i .
- 4) Antag $\underline{X} = (X_1, X_2)$ & $X_1, X_2 \in \mathbb{Z}$ samt är obero.
 Vi har att $P(X_1 \leq k, X_2 = l) = P(X_1 \leq k, X_2 \leq l) - P(X_1 \leq k, X_2 \leq l-1)$
 $= P(X_1 \leq k)P(X_2 \leq l) - P(X_1 \leq k)P(X_2 \leq l-1) = P(X_1 \leq k)P(X_2 = l)$
 & $P(X_1 = k, X_2 = l) = P(X_1 \leq k, X_2 = l) - P(X_1 \leq k-1, X_2 = l)$
 $= \dots = P(X_1 = k)P(X_2 = l).$
 I allmänhet gäller att (X_1, \dots, X_n) obero. \Leftrightarrow
 $P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n) = \prod_{k=1}^n P(X_k = x_k) \quad \forall (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$

Betingade diskreta fördelningar

Def låt $(\underline{X}, \underline{Y})$ vara två diskreta s.v. Den betingade
 slf för \underline{X} givet $\underline{Y}=y$ betecknas $P_{\underline{X}|\underline{Y}}(x|y)$ & denna ges av
 $P_{\underline{X}|\underline{Y}}(x|y) = \frac{P_{\underline{X}|\underline{Y}}(x|y)}{P_{\underline{Y}}(y)} \quad \left(= \frac{P(\underline{X}=x, \underline{Y}=y)}{P(\underline{Y}=y)} \right) \quad \text{om } P_{\underline{Y}}(y) > 0$

Om ist $P_{\underline{Y}}(y)=0$ läter vi $P_{\underline{X}|\underline{Y}}(x|y)=0$

Tal i) kasta tärning & låt \underline{X} = resultatet

ii) singla slant \underline{X} ggr & låt $\underline{Y} = \#H$.

Ta fram den gemensamma slf för $(\underline{X}, \underline{Y})$.

L marginalfördelningen för \underline{X} är $\text{U}\{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$, dvs.
 $P(X=n) = \frac{1}{6}, \quad n=1, \dots, 6.$

$$\text{Dessutom är } P_{\underline{Y}|\underline{X}}(k|n) = P(\underline{Y}=k|\underline{X}=n) = \binom{n}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^k \left(\frac{1}{2}\right)^{n-k}$$

$$= \binom{n}{k} 2^{-n}$$

Vi får då att $P_{\underline{X}, \underline{Y}}(n, k) = P(X=n, Y=k) = P(Y=k|X=n)P(X=n) = \frac{1}{6} \binom{n}{k} 2^{-n}$ för $0 \leq k \leq n$ & $n=1, \dots, 6$.

Kom ihåg

Om $X \sim \text{Bin}(n, p)$ så räknar $X = \#$ lyckade försök (utav n obes.). Ofta har vi fler kategorier (bra/godkänt/dåligt) (röd/grön/gul/vit).

Antag att vi gör n obes. försök med r möjliga utfall.

Låt $X_i = \#$ försök med utfall i där $i=1, \dots, r$, & låt p_i vara sannolikhet att ett visst försök har utfall i .

Antag även att dessa är samma i alla försök.

Vad är den gemensamma siften för (X_1, \dots, X_r) ?

Dvs. vad är $P(X_1=k_1, \dots, X_r=k_r)$

Exp. nr.	1	2	3	4	5	...	$n-2$	$n-1$	n
Utfall	7	5-1	1	1	3	...	6	1	1
Sannol.	p_7	p_{5-1}	p_1	p_1	p_3	...	p_6	p_1	p_1

En fix sekvens med k_i utfall av sort i har sannolikhet $p_1^{k_1} p_2^{k_2} \dots p_r^{k_r}$. Hur många sådana sekvenser finns det?

1) Vi väljer k_1 platser för utfall av typ 1 ur de n möjliga.

Detta kan göras på $\binom{n}{k_1}$ sätt.

2) Det återstår nu $n-k_1$ platser & vi ska välja k_2 av dessa.

Detta kan göras på $\binom{n-k_1}{k_2}$ sätt.

3) - - - $n-k_1-k_2$ - - - välja k_3 - - - $\binom{n-k_1-k_2}{k_3}$ sätt.

Vi får att # sekvenser blir

$$\binom{n}{k_1} \binom{n-k_1}{k_2} \binom{n-k_1-k_2}{k_3} \dots \binom{n-k_1-\dots-k_{r-1}}{k_r} = \frac{n!}{k_1!(n-k_1)!} \cdot \frac{(n-k_1)!}{k_2!(n-k_1-k_2)!} \cdot \dots \cdot \frac{1}{k_r!(n-k_1-\dots-k_{r-1})!}$$
$$= \frac{n!}{k_1! k_2! \dots k_r!} = \binom{n}{k_1, k_2, \dots, k_r} \leftarrow \text{multinomialkoefficient}$$

Def $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_r)$ är multinomialfördelad m. parametrar $n \in \mathbb{N}^+$ & p_1, \dots, p_r s.t. $p_i \geq 0 \quad \forall i = 1, \dots, r$ & $\sum_{i=1}^r p_i = 1$ om sif ges av $P_{\mathbf{X}}(k_1, \dots, k_r) = \binom{n}{k_1, \dots, k_r} p_1^{k_1} \dots p_r^{k_r} \quad \forall (k_1, \dots, k_r) \in \mathbb{N}^+$ s.t. $k_1 + \dots + k_r = n$.
Vi skriver $\mathbf{X} \sim M_n(n; p_1, \dots, p_r)$.

Tal Yatzy Kasta 5 tärningar & låt $X_i = \#$ tärningar med resultat i. Vad är $P(X_1=2, X_3=3)$?

L $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_6) \sim M_5(5; 1/6, 1/6, \dots, 1/6)$. Vi får att

$$P(X_1=2, X_3=3) = \binom{5}{2, 0, 3, 0, 0, 0} \left(\frac{1}{6}\right)^2 \left(\frac{1}{6}\right)^0 \left(\frac{1}{6}\right)^3 \dots = \frac{5!}{2!3!} \left(\frac{1}{6}\right)^5 //$$

Om $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_r) \sim M_n(n; p_1, \dots, p_r)$, vilken marginalfördelning har X_1 ?

Vi ser utfall nr. 1 som lyckat & resterande utfall som misslyckade. Vi ser då att $X_1 \sim \text{Bin}(n, p_1)$.

Vad med $X_1 + X_2$? Vi får $X_1 + X_2 \sim \text{Bin}(n, p_1 + p_2)$

Q018 04 // Kom ihåg

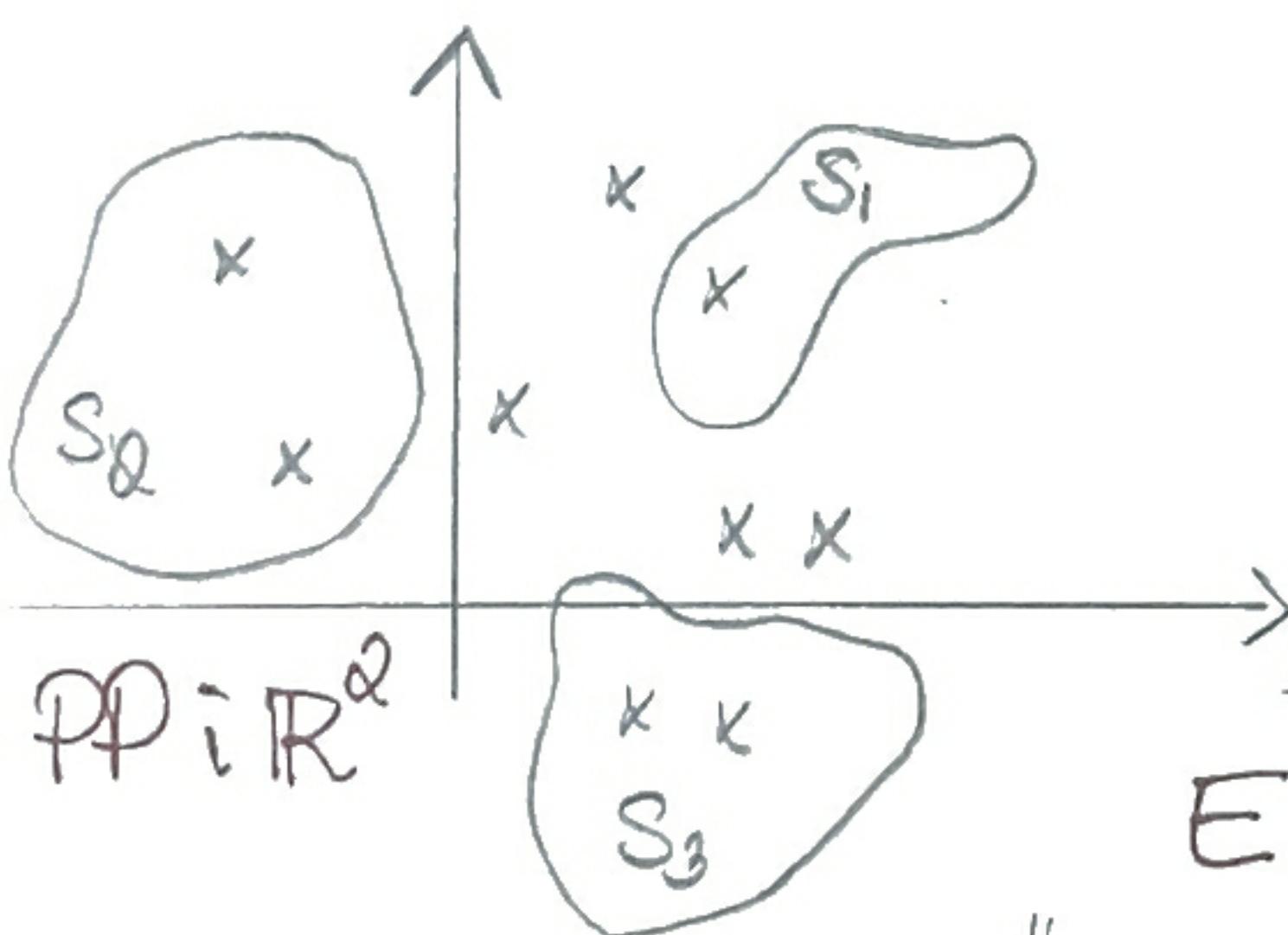
- 1) $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ är en flerdim. s.v. Vidare kallas s.v. X_i , s.v. X_k osv. dess marginaler
- 2) X_1, \dots, X_n är obero. omm $P(X_1=x_1, \dots, X_n=x_n) = \prod_{k=1}^n P(X_k=x_k) \quad \forall (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$
- 3) $X \sim \text{Poi}(\lambda)$ om $P(X=k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$ $k=0, 1, \dots$

Poisson-processer

En Poisson-process beskriver fördelningen av slumpmässiga händelser i en mängd $s \subset \mathbb{R}^d$ (mer generella finns).

För en Poisson-process (PP) gäller att om $s_1, s_2, \dots, s_n \subset s$ är disjunkta, begränsade & $N_k = \#$ händelser i s_k så är

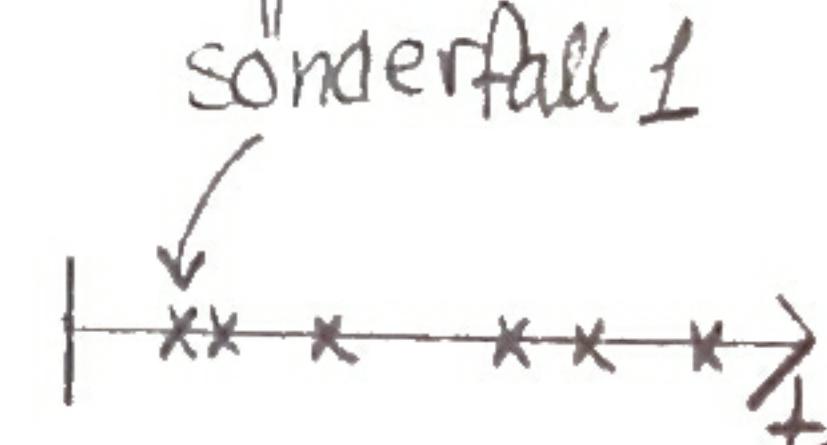
- i) N_1, N_2, \dots, N_n obero s.v.
- ii) $N_k \sim \text{Poi}(\lambda | s_k|)$ där $\lambda > 0$ är en parameter (intensitet) & $|s_k|$ är storleken på s_k (dvs. volymen, arean, längden etc. bero. på om $d=1, 2, 3, \dots$)



Anm: används inom astronomi/biologi/geologi/fysik/bildbehandling/tele-kommunikation etc.

Ex 1) stjärnornas placering i ett begr.oträde.

- 2) var trädien växer i en skog
- 3) placering av radiosändare i en stad vid fix tidpkt
- 4) vid uppmätning av sönderfall i ett radioaktivt prov



Tal det bor björnar i en skog. Vid varje fix tidpkt följer placeringen av dessa approx. en PP med $\lambda = 0.3$ björnar/(km)². Vad är sannol. att det befinner sig en björn inom 8km från Jakob?

Låt $s = \text{disk m radie } d \text{ km. centrerad runt Jakob}$
 $\& N = \# \text{ björnar i område } s$. Vi vet att $N \sim \text{PoI}(118)$
där $|s| = \pi r^2 = 4\pi \text{ (km)}^2$.

$$\text{Efterfrågas } P(N \geq 1) = 1 - P(N=0) = 1 - \frac{(118)^0}{0!} e^{-118} = 1 - e^{-\frac{118}{10}}$$

Flerdim. s.v. kont. fallet

En kont. s.v. $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n) \in \mathbb{R}^n$ def av dess gemensamma tfkn
 $f(s_1, \dots, s_n) : \mathbb{R}^n \rightarrow [0, \infty)$ & uppfyller att $P(a_1 < X_1 < b_1, \dots, a_n < X_n < b_n)$
 $= \int_{a_1}^{b_1} \dots \int_{a_n}^{b_n} f(s_1, \dots, s_n) ds_n \dots ds_1 \quad \forall a_1 < b_1, \dots, a_n < b_n$.

\mathbf{X} kan också def. av dess ffkn $F(t_1, \dots, t_n) = \int_{-\infty}^{t_1} \dots \int_{-\infty}^{t_n} f(s_1, \dots, s_n) ds_n \dots ds_1$,
 $\forall (t_1, \dots, t_n) \in \mathbb{R}^n$.

Def $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$ är likf. fördelad på $A \subset \mathbb{R}^n$ s.a. $0 < |A| < \infty$ om

$$f(s_1, \dots, s_n) = \begin{cases} |A|^{-1} & \text{om } (s_1, \dots, s_n) \in A \\ 0 & \text{annars.} \end{cases}$$

Om $n=2$ & $A = [a, b] \times [c, d]$ får vi att $f(s_1, s_2) = \frac{1}{(b-a)(d-c)} \quad \forall (s_1, s_2) \in A$

Återigen kallas s.v. X_1, \dots, X_n för marginalerna till
 $\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_n)$. Vi har att $f_{X_1}(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} f_{\mathbf{X}}(t, s_2, \dots, s_n) ds_n \dots ds_2$
är marginal-tfkn för X_1 .

Vidare är $F_{X_1}(t) = P(X_1 \leq t) = \int_{-\infty}^t \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} f_{\mathbf{X}}(s_1, \dots, s_n) ds_n \dots ds_1 =$
 $= \lim_{s_2 \rightarrow \infty} \dots \lim_{s_n \rightarrow \infty} F_{\mathbf{X}}(t, s_2, \dots, s_n)$

Def (som innan) X_1, \dots, X_n är obero. om.

$$F_{\mathbf{X}}(t_1, \dots, t_n) = \prod_{k=1}^n F_{X_k}(t_k) \quad \forall (t_1, \dots, t_n) \in \mathbb{R}^n$$

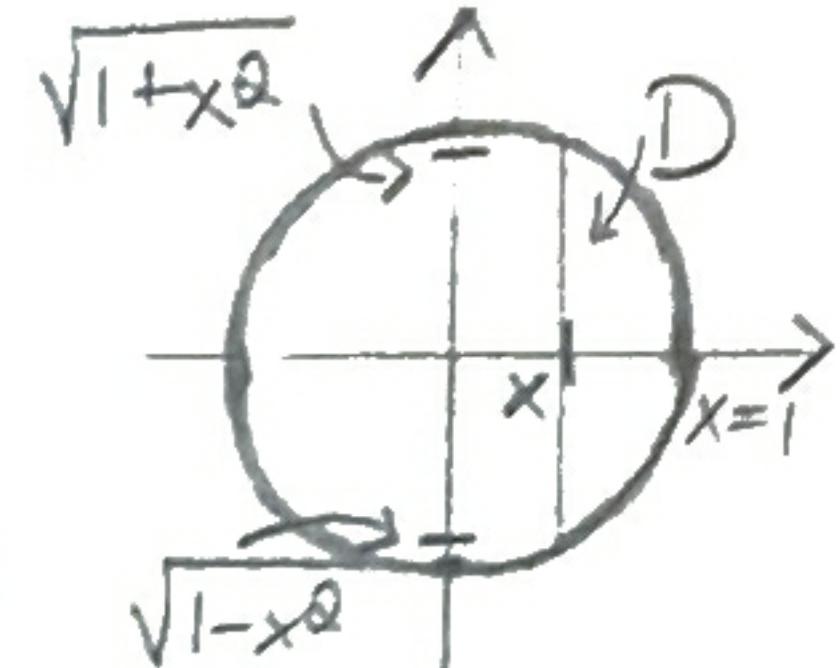
Anm: man kan visa att X_1, \dots, X_n obero. är ekvival med att $f_{\underline{X}}(s_1, \dots, s_n) = \prod_{k=1}^n f_{X_k}(s_k)$

Tal! Låt (X, Y) vara likf! fördelade på $D = \{(x^2 + y^2 \leq 1)\}$

a) hitta marginalfördelningarna för X resp. Y

b) är X, Y obero?

c) Vi har att $f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{|D|} = \frac{1}{\pi}$ $(x,y) \in D$



Vi får då att $f_X(x) = \int_{-\sqrt{1-x^2}}^{\sqrt{1-x^2}} f_{X,Y}(x,y) dy = \int_{-1}^1 \frac{1}{\pi} dy = \frac{2}{\pi}$

$$= \int_{-\sqrt{1-x^2}}^{\sqrt{1-x^2}} \frac{1}{\pi} dy = \frac{2\sqrt{1-x^2}}{\pi} \text{ för } -1 \leq x \leq 1.$$

R.S.S. $f_Y(y) = \frac{2\sqrt{1-y^2}}{\pi}$ för $-1 \leq y \leq 1$. Rimligt? Svar: Ja!

b) Intuitivt nej! Om Y är nära 1 $\Rightarrow X$ nära 0.

Formellt: $f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{\pi} \neq \frac{4}{\pi^2} \sqrt{1-x^2} \sqrt{1-y^2} = f_X(x) f_Y(y)$ om $(x,y) \in D$.

Def (X, Y) är binariat normalfördelad med parametrar

$\mu_x, \mu_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2$ & ρ^2 om

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

$$\forall (x,y) \in \mathbb{R}^2$$

Sats Marginalfördelningarna är $X \sim N(\mu_x, \sigma_x^2)$ & $Y \sim N(\mu_y, \sigma_y^2)$

Beweis Vi har att

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x,y) dy = \left\{ \begin{array}{l} U = \frac{x-\mu_x}{\sigma_x} \\ V = \frac{y-\mu_y}{\sigma_y} \end{array} \right\} = \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_y\sqrt{1-\rho^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2(1-\rho^2)} [U^2 + V^2 - 2\rho UV]\right) dV$$

$$= \left\{ U^2 + V^2 - 2\rho UV = (V - \rho U)^2 + U^2(1 - \rho^2) \right\} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_x} e^{-\frac{U^2}{2\sigma_x^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_y\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left(-\frac{(V - \rho U)^2}{2(1-\rho^2)}\right) dV$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_x} e^{-\frac{U^2}{2\sigma_x^2}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_x} \exp\left(-\frac{(x-\mu_x)^2}{2\sigma_x^2}\right) \quad \text{tfkn för } N(\rho\mu, 1-\rho^2)$$