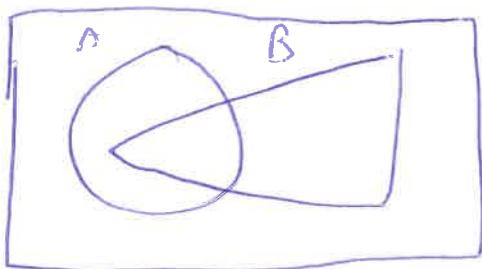


Foreläsning 1

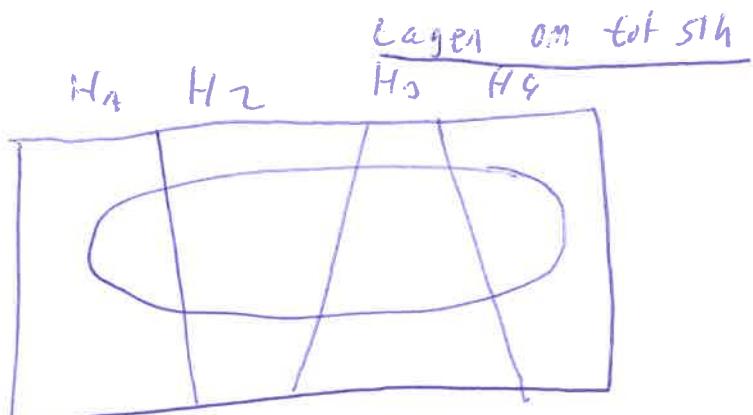
- 1) Presentation av huvud m.h.a OH-bitter. (1)
 Förhållanden matriser Bloms huvud matte konvergenskvadrat, sätter
 2) Repetition av betingad sikh och lagen om tot sikh



Betingningsformeln

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

$$\Rightarrow P(A \cap B) = P(A|B) \cdot P(B)$$



$$P(A) = \sum_i P(A \cap H_i) = \sum_i P(A|H_i) \cdot P(H_i)$$

Stokastisk process

Def En familj av stokastiska variabler $\{\mathbf{x}(t); t \in T\}$

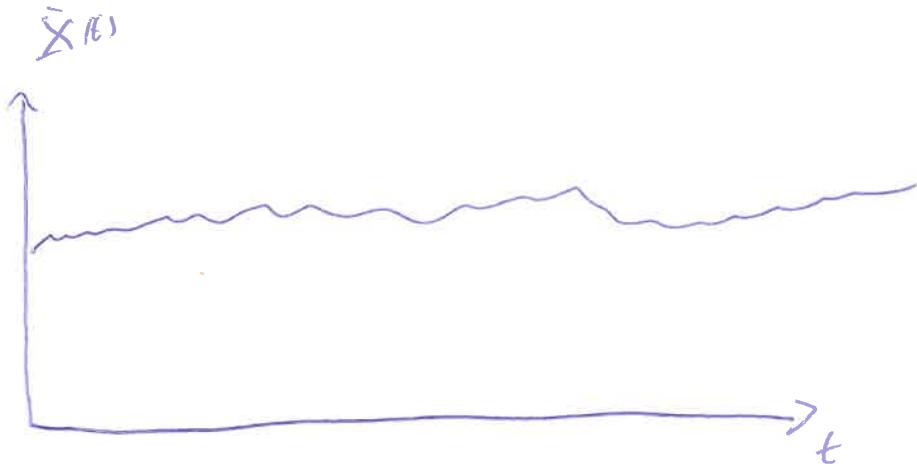
hallas en stokastisk process

Mängden T kallas parameterrummet

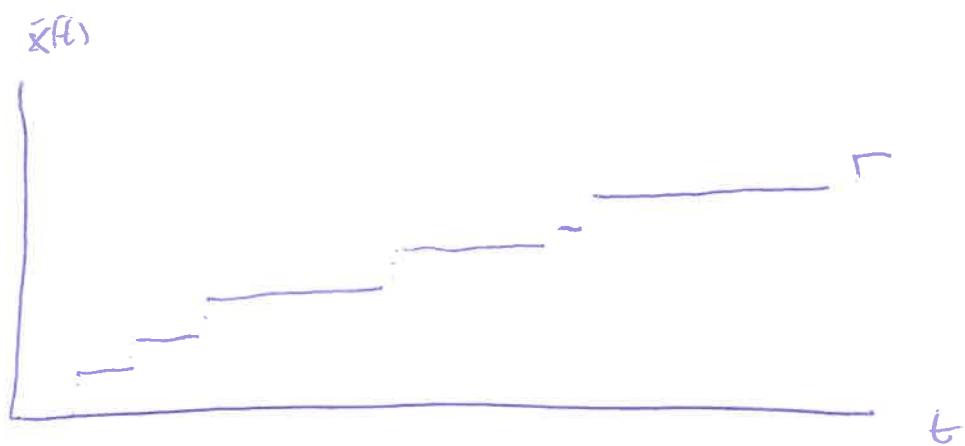
Diskreta fallet ex $T = \{0, 1, 2, \dots\}$ ~~eller~~

kontinuit fallet $T = [0, \infty)$

ex kontinuitet förekommer hos pappreret i en pappermaskina



ex) förtveta fallet antalet hundar som hämtat in i affären



~~diskret~~

En stokastisk process i diskret tid
hallas även för kedja, följd etc i fysiken

Här slumpar vi fram tillstånd

då tillståndsummet hallas E

Vi hämmar enbart ha diskreta tillståndsum

ex $E = \{1, 2, 3\}$

$E = \{\text{sol, regn, moln}\}$

③

För en stoch process gäller att

$$P(\bar{X}(t_n) = x_n \cap \bar{X}(t_{n-1}) = x_{n-1} \cap \dots \cap \bar{X}(t_0) = x_0) =$$

$$= P(\bar{X}(t_n) = x_n \mid \bar{X}(t_{n-1}) = x_{n-1} \cap \dots \cap \bar{X}(t_0) = x_0).$$

$$\bullet P(\bar{X}(t_{n-1}) = x_{n-1} \mid \bar{X}(t_{n-2}) = x_{n-2} \cap \dots \cap \bar{X}(t_0) = x_0)$$

$$\bullet \dots \quad P(\bar{X}(t_1) = x_1 \mid \bar{X}(t_0) = x_0) \cdot P(\bar{X}(t_0) = x_0)$$

Markovprocesser

Def En stoch. process är en Markovprocess om

$$\text{om } P(\bar{X}(t_n) = x_n \mid \bar{X}(t_{n-1}) = x_{n-1} \cap \bar{X}(t_{n-2}) = x_{n-2} \dots) =$$

$$= P(\bar{X}(t_n) = x_n \mid \bar{X}(t_{n-1}) = x_{n-1}) \quad t_0 < t_1 < t_2 \dots$$

D.v.s en Markov process saknar minne.

För en Markovprocess gäller då att

$$P(\bar{X}(t_n) = x_n \cap \bar{X}(t_{n-1}) = x_{n-1} \cap \dots \cap \bar{X}(t_0) = x_0) =$$

~~$$= P(\bar{X}(t_n) = x_n \mid \bar{X}(t_{n-1}) = x_{n-1}) \cdot P(\bar{X}(t_{n-1}) = x_{n-1} \mid \bar{X}(t_{n-2}) = x_{n-2}) \cdot \dots \cdot P(\bar{X}(t_1) = x_1 \mid \bar{X}(t_0) = x_0) \cdot P(\bar{X}(t_0) = x_0)$$~~

~~$$= \dots \cdot P(\bar{X}(t_1) = x_1 \mid \bar{X}(t_0) = x_0) \cdot P(\bar{X}(t_0) = x_0)$$~~

~~$$= \dots \cdot P(\bar{X}(t_1) = x_1 \mid \bar{X}(t_0) = x_0) \cdot P(\bar{X}(t_0) = x_0)$$~~

Skal vi räkna ut sannolikheten att vi ska
 befina oss i tillstånd j nästa gång behöver vi
 alltså bara veta var vi är nu (i tillstånd i)
 och övergångssannolikheten $p_{ij} = P(X(t_{n+1})=j \mid X(t_n)=i)$

Vi sysslar endast med tidshomogena Markovprocesser
 d.v.s. det gäller att

$$P(X(t+s) = j \mid X(s) = i) = P(X(t) = j \mid X(0) = i) = p_{ij}(t)$$

Ex på Markovprocesser är Brownsks rörelse, börshurser
 i diskreta faller Antal hundar i systemet eller antal "parker"
 som kommer in till en mobilmast eller Google sökmotor där
 varje tillstånd är en hemsida.

Matrisform

Vi betraktar en diskret Markovkedja där $T = \{0, 1, 2, \dots\}$
 där övergångsmatrisen = $P = (p_{ij})_{i,j \in E}$

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1n} \\ p_{21} & & & \\ p_{31} & & & \\ \vdots & & & \\ p_{n1} & & & p_{nn} \end{pmatrix}$$

Vare radsumma = 1 d.v.s. $\sum_{j=1}^h p_{ij} = 1$

(5)

$$P^{(n)} = \begin{pmatrix} p_{11}^{(n)} & p_{12}^{(n)} & & \\ p_{21}^{(n)} & - & & \\ & & \ddots & \\ & & & p_{nn}^{(n)} \end{pmatrix}$$

där $p_{ij}^{(n)}$ är sannolikheten att vi befinner oss i tillstånd j om vi n tidpunkter tidigare befunnit oss i tillstånd i

$$P^{(1)} = P$$

~~Detta~~

Uthoppsannolikheten hittas \tilde{P}_{ij} och är g

$$P(\text{näst gång vi lämnar ö kanmer vi till } j) = \frac{p_{ij}}{1-p_{ii}}$$

Startfördelningen för \tilde{x}_0 är en vektor $P^{(0)} = (p_1^{(0)}, p_2^{(0)}, \dots, p_n^{(0)})$

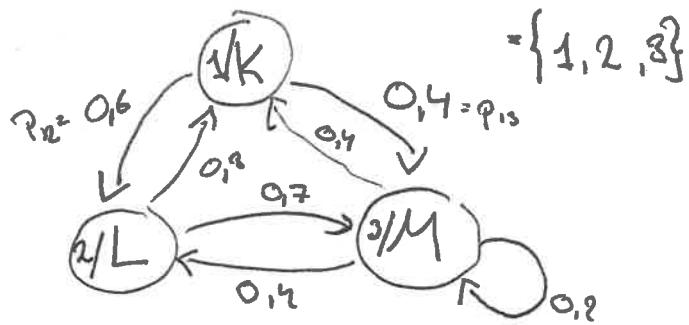
Fördelningen efter n tillstag = $P^{(n)} = (p_1^{(n)}, p_2^{(n)}, \dots, p_n^{(n)})$

Exempel: Sparka boll

$$E = \{K, L, M\}$$

⑥

tillståndsgraf:



1/K: Kalle har bollen

2/L: Lisa har bollen

3/M: Mats har bollen

X_k , vem har bollen
efter k passningar

Övergångssannolikheter: $P_{ij} = P(X_1=j | X_0=i)$

övergångsmatrisen

$$P = \begin{pmatrix} 0 & 0,6 & 0,4 \\ 0,3 & 0 & 0,7 \\ 0,4 & 0,4 & 0,2 \end{pmatrix}$$

① olika sätt att definiera en Markovkedja!

$$P^{(0)} = (1, 0, 0)$$

vill bestämma $P_2^{(2)} = P(X_2=2 | X_0=1)$

standard sätt när man jobbar med Markovkedjor

$$P(X_2=2 | X_0=1) = \sum_{i=1}^3 P(X_2=2 | X_1=i) \cdot P(X_1=i | X_0=1)$$

(alla möjliga vägar)

$$= \sum_{i=1}^3 P_{i2} \cdot P_{1i} = P_{11} \cdot P_{12} + P_{12} \cdot P_{22} + P_{13} \cdot P_{32}$$

$$= 0 \cdot 0,6 + 0,6 \cdot 0 + 0,4 \cdot 0,4 = 0,16$$

$P_{12}^{(2)}$

$$P^2 = \begin{pmatrix} 0 & 0,6 & 0,4 \\ 0,3 & 0 & 0,7 \\ 0,4 & 0,4 & 0,2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0 & 0,6 & 0,4 \\ 0,3 & 0 & 0,7 \\ 0,4 & 0,4 & 0,2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0,34 & 0,16 & 0,50 \\ 0,28 & 0,46 & 0,26 \\ 0,20 & 0,32 & 0,48 \end{pmatrix}$$

$$P^{(2)} \in P^{(0)} \quad P^2 = (0,34, 0,16, 0,50)$$

Chapman - Kolmogorov eqw se f. s §15.1.2

7

a) $P_{ij}^{(m+n)} = \sum P_{ih}^{(m)} P_{hj}^{(n)}$

b) $P^{(m+n)} = P^{(m)} \cdot P^{(n)}$ $\Leftrightarrow b)$

c) $P^P = P^n$ d) $\underline{P}^{(n)} = \underline{P}^{(0)} \underline{P}^{(n)} = \underline{P}^{(0)} P^n$

$$P_{ij}^{(n+m)} = P(\bar{X}_{n+m} = j \mid \bar{X}_0 = i) = \text{olika v\u00e4gar}$$

$$= \sum_k P(\bar{X}_{n+m} = j \cap \bar{X}_n = k \mid \bar{X}_0 = i) =$$

$$= \text{Stoch process} = \sum_k P(\bar{X}_{n+m} = j \mid \bar{X}_n = h \cap X_0 = i) \cdot P(\bar{X}_n = h \mid X_0 = i)$$

$$= \text{markov} = \sum_h P(X_{n+m} = j \mid \bar{X}_n = h) \cdot P(\bar{X}_n = h \mid X_0 = i) =$$

$$= \sum_h P_{hj}^{(m)} \cdot P_{ih}^{(n)} \quad \text{d.v.s } \underline{P}^{(n+m)} = \underline{P}^{(m)} \underline{P}^{(n)}$$

$$\text{men } P^n = P^{(n-1+1)} = P^{(n-1)} \cdot P = P^{(n-2)} \cdot P \cdot P \dots = P^n$$

Tag en komponent $P_j^{(n)}$: f\u00f8r delningen $\underline{P}^1 = (P_1^{(n)}, P_2^{(n)}, \dots)$

$$P_j^{(n)} = P(\bar{X}_n = j) = \sum_i P(\bar{X}_n = j \mid \bar{X}_0 = i) \cdot P(\bar{X}_0 = i) =$$

$$= \sum_i P_{ij}^{(n)} \cdot P_i^{(0)} \quad \text{d.v.s } \underline{P}^{(n)} = \underline{P}^{(0)} \cdot \underline{P}^{(n)}$$