

## F6

### VÄNTEVÄRDEN (FL. DIM.), KOVARIANS, LINJÄRITET M.M.

Kap.  
S.4-5.6 Linnéa Gustafsson  
linneag2@kth.se

- Väntevärden av funktion av flerdimensionell s.v.
- Kovarians och korrelation
- Linjäritet och bilinjäritet hos väntevärde resp. kovarians.
- Stora talens lag

## REPETITION

### Väntevärdet för $X = E(X) = \mu$

- Def. (diskreta fallet):

Vad man får i genomsnitt om man gör oändligt många försök

Tyngdpunkten

$$E(X) = \sum_{\substack{\text{alla} \\ \text{värden}}_X} x \cdot p_X(x)$$

- Def. (kontinuerliga fallet):

$$= \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f_X(x) dx$$

motsv. till sannolikhetsfunkt.: tätighetsfunktionen  
(muntl. m.  $dx$ )

### $E[g(x)]$

- Def. (diskreta fallet):

$$E[g(x)] = \sum_{\substack{\text{alla} \\ \text{värden}}_X} g(x) \cdot p_X(x)$$

- Def. (kontinuerliga fallet):

$$= \int_{-\infty}^{\infty} g(x) \cdot f_X(x) dx$$

### Variansen för $X = V(X) = \sigma^2$

- Def.:  $V(X) = E[(X - \mu)^2] = E[X^2] - E^2[X]$

$$V(X) > 0$$

### Standardavvikelsen för $X = D(X)$

- Def.:  $D(X) = \sqrt{V(X)}$

$$D(X) > 0$$

Vår för två spridningsmått  
( $V(X)$  och  $D(X)$ )?

- För  $V(X)$ : finns en massa enkla och praktiska räkneregler
- Ofta  $D(X)$  man vill ha, men då börjar man alltid med att räkna ut variansen m.h.a. räkneregler  
 $\rightarrow \sqrt{\quad}$

## TVÅ DIMENSIONER

$$E[g(X, Y)] = \sum_{\substack{\text{alla} \\ \text{utfall} \\ x, y}} g(x, y) \cdot p_{X,Y}(x, y) \quad (\text{diskret})$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) \cdot f_{X,Y}(x, y) dx dy \quad (\text{kont.})$$

## SAMBANDET MELLAN X OCH Y

Kan beskrivas med kovariansen och korrelationskoefficienten (se F.S. § 2)



Kovariansen mellan X och Y = C[X, Y]

$$\begin{aligned} \text{Def.: } C[X, Y] &= E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)] = \dots \\ &\dots = E[XY] - E(X) \cdot E(Y) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} C[X, Y] &= \sum_{\substack{\text{alla} \\ \text{utfall} \\ x, y}} (x - \mu_X)(y - \mu_Y) \cdot p_{X,Y}(x, y) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y) \cdot f_{X,Y}(x, y) dx dy \end{aligned}$$

Speciellt

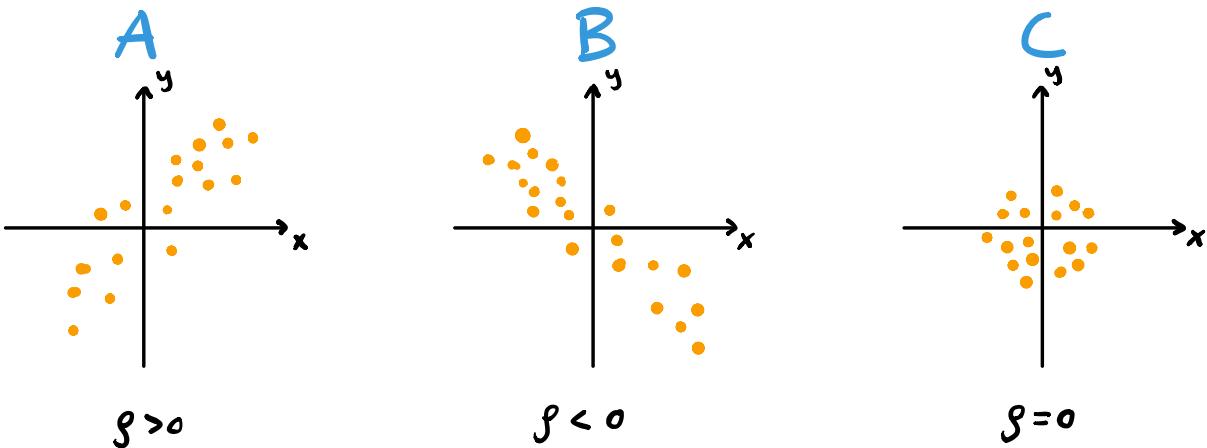
$$\begin{aligned} C[X, X] &= \{ \text{se F.S. § 2} \} = E[X \cdot X] - E(X) \cdot E(X) = \\ &= E(X^2) - E^2(X) = V(X) \end{aligned}$$



Korrelationskoefficienten mellan X och Y = \rho(X, Y)

$$\text{Def.: } \rho(X, Y) = \frac{C[X, Y]}{D(X) \cdot D(Y)}$$

$$-1 \leq \rho(X, Y) \leq 1$$



A. Starkare samband  $\Rightarrow g \rightarrow 1$

Stumpade utfall

B.  $\text{---} \parallel \text{---} \Rightarrow g \rightarrow -1$

C.  $X$  och  $Y$  okorrelerade

### Speciellt

$$g(X, X) = \frac{C[X \cdot X]}{D(X) \cdot D(X)} = \frac{V(X)}{V(X)} = 1$$

Om  $X$  och  $Y$  är oberoende gäller att:

$$\begin{aligned} E[X \cdot Y] &= \sum_{\text{alla } x} \sum_{\text{alla } y} x \cdot y \cdot p_{X,Y}(x,y) = \{\text{ober.}\} = \sum_{\text{alla } x} \sum_{\text{alla } y} x \cdot y \cdot p_X(x) \cdot p_Y(y) = \\ &= \sum_{\text{alla } x} x \cdot p_X(x) \cdot \sum_{\text{alla } y} y \cdot p_Y(y) = E(X) \cdot E(Y) \end{aligned}$$

$$\Rightarrow C[X, Y] = E(X \cdot Y) - E(X) \cdot E(Y) = 0$$

$$\Rightarrow g(X, Y) = 0 \Rightarrow \text{okorrelerade}$$

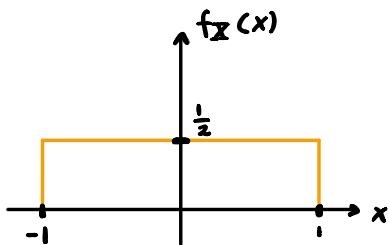
Om  $X$  och  $Y$  obero.  $\Rightarrow X$  och  $Y$  okorrelerade

OBS! Omväntningen behöver ej vara sann

Ex 5.13

Givet:  $X \in U[-1, 1]$

$$Y = X^2$$



$$\text{C}[X, Y] = \text{C}[X, X^2] = E(X^3) - E(X) \cdot E(X^2)$$

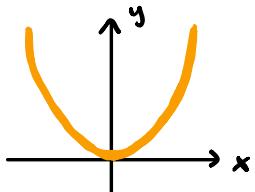
$$E(X^3) = \int_{-\infty}^{\infty} x^3 \cdot f_X(x) dx = f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{1-(-1)} & \text{för } -1 < x < 1 \\ 0 & \text{annars} \end{cases} =$$

$$= \int_{-1}^1 x^3 \cdot \frac{1}{2} dx = \left[ \frac{x^4}{8} \right]_{-1}^1 = 0$$

$$E(X) = \int_{-1}^1 x \cdot \frac{1}{2} dx = \left[ \frac{x^2}{4} \right]_{-1}^1 = 0$$

$$\Rightarrow \text{C}[X, Y] = \text{C}[X, X^2] = 0 - 0 \cdot E(X^2) = 0$$

D.v.s.  $X$  och  $Y$  är okorrelerade men ej oberoende



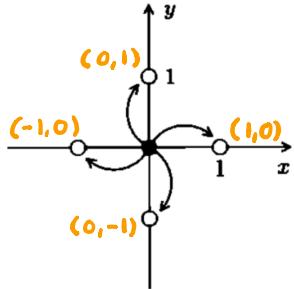
"Likasamt för små x att ha stora y som det är för stora x att ha stora y"



Om y är stort är det likasamt med litet som stort x.

### Övningsuppgift 5.18

- 5.18 En atom rör sig slumpmässigt i ett plant gitter. Förfloppet kan beskrivas som att atomen rör sig över heltalspunkterna i planet. I varje steg hoppar den med lika stor sannolikhet till någon av de fyra närlägna punkterna, se figur.



Atomen startar i origo. Låt  $(X, Y)$  beteckna den  $(x, y)$ -koordinat atomen kommer att få efter ett hopp.

- Beräkna  $\rho(X, Y)$ .
- Undersök om  $X$  och  $Y$  är oberoende stokastiska variabler.

$$P_{X,Y}(1,0) = P_{X,Y}(0,1) = P_{X,Y}(-1,0) = P_{X,Y}(0,-1) = \frac{1}{4}$$

$$\text{a) Sänt } \rho(X, Y) = \frac{C[X, Y]}{D(X) \cdot D(Y)}$$

$$C[X, Y] = E[X \cdot Y] - E(X) \cdot E(Y)$$

$$E[X \cdot Y] = \sum_{\substack{\text{alla} \\ x, y}} x \cdot y \cdot P_{X,Y}(x, y) =$$

$$= 1 \cdot 0 \cdot P_{X,Y}(1,0) + 0 \cdot 1 \cdot P_{X,Y}(0,1) + (-1) \cdot 0 \cdot P_{X,Y}(-1,0) + 0 \cdot (-1) \cdot P_{X,Y}(0,-1) =$$

$$= 1 \cdot 0 \cdot \frac{1}{4} + 0 \cdot 1 \cdot \frac{1}{4} + (-1) \cdot 0 \cdot \frac{1}{4} + 0 \cdot (-1) \cdot \frac{1}{4} = \underline{0}$$

$$E(X) = \sum_{\substack{\text{alla} \\ \text{utfall} \\ x, y}} x \cdot P_{X,Y}(x, y) =$$

$$= 1 \cdot P_{X,Y}(1,0) + 0 \cdot P_{X,Y}(0,1) + (-1) \cdot P_{X,Y}(-1,0) + 0 \cdot P_{X,Y}(0,-1) =$$

$$= 1 \cdot \frac{1}{4} + 0 \cdot \frac{1}{4} - 1 \cdot \frac{1}{4} + 0 \cdot \frac{1}{4} = \underline{0}$$

$$\Rightarrow C[X, Y] = 0 - 0 \cdot E(Y) = \underline{0} \Rightarrow \rho[X, Y] = \underline{0} \quad X, Y \text{ okorr.}$$

b) Är  $X$  och  $Y$  oberoende?

$$X \text{ och } Y \text{ oberoende} \Leftrightarrow \underbrace{P(X=x \cap Y=y)}_{P_{X,Y}(x,y)} = \underbrace{P(X=x)}_{P_X(x)} \cdot \underbrace{P(Y=y)}_{P_Y(y)} \quad \forall X, Y$$

$x=1, y=0$

$$P_{X,Y}(1,0) = \frac{1}{4}$$

$x=1$

$$P_X(1) = P_{X,Y}(1,0) = \frac{1}{4}$$

$y=0$

$$P_Y(0) = P_{X,Y}(1,0) + P_{X,Y}(-1,0) = \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{1}{2}$$

$$\Rightarrow P_X(1) \cdot P_Y(0) = \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{8} \neq P_{X,Y}(1,0) = \frac{1}{4}$$

D.v.s.  $X$  och  $Y$  är ej oberoende.

Man kan se detta: T.ex. om vi vet att  $x=1$  så kan inte  $y$  vara vad som helst, utan då har vi ju låst  $y$  till att vara 0

$\Leftrightarrow$

"i högsta grad beroende"

## RÄKNEREGLER FÖR KOVARIANSER

Vi minns att  $V(aX + b) = V(aX)$

Motsvarigheten här är att  $C[X, Y + b] = C[X, Y]$

Allmänt  $C[aX + bY, cZ + dW] =$

$$= a \cdot c \cdot C[X, Z] + a \cdot d \cdot C[X, W] + b \cdot c \cdot C[Y, Z] + b \cdot d \cdot C[Y, W]$$

Speciellt  $V[X + Y] = C[X + Y, X + Y] =$   
 $C[X, X] = V[X]$

$$= C[X, X] + C[X, Y] + C[Y, X] + C[Y, Y] =$$

$$= V(X) + V(Y) + 2 \cdot C[X, Y]$$

0 om ober.

## SAMMANFATTNING AV RÄKNEREGLER

★  $E[aX + bY + c] = aE(X) + bE(Y) + c$

★  $V[aX + b] = a^2 V(X)$

★  $V[X + Y] = V(X) + V(Y) + 2C[X, Y]$

X, Y ober.  $\Rightarrow V[X + Y] = V(X) + V(Y)$

## MEDELVÄRDE

Anta att  $X_1, X_2, \dots, X_n$  är oberoende och har  $E(X_i) = \mu, D(X_i) = \sigma^2$

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad \text{medel av } n \text{ st } X$$

I genomsnitt blir medelvärdena  $= \mu$

- $E(\bar{X}_n) = E\left[\frac{1}{n}(X_1 + \dots + X_n)\right] = \frac{1}{n} E[X_1 + \dots + X_n] = \frac{1}{n} n E(X_i) = \mu$
- $V(\bar{X}_n) = V\left[\frac{1}{n}(X_1 + \dots + X_n)\right] = \frac{1}{n^2} V[X_1 + \dots + X_n] = \{\text{ober.}\} = \frac{1}{n^2} n V(X_i) = \frac{V(X_i)}{n} = \frac{\sigma^2}{n}$
- $D(\bar{X}_n) = \frac{\sigma^2}{n}$

Varför är det intressant?

Spridningen mellan medelvärdena i olika mätserier är mindre än spridningen mellan mätvärdena i samma serie.

<u>Serie 1</u>	•   •   •   •	Observationer	Medelvärdena kommer ligga närmre varandra än observationerna
<u>Serie 2</u>	•   •       •   •	Medelvärden	

## STORA TALENS LAG

För alla  $\epsilon > 0$  gäller att:

$$P(\mu - \epsilon < \bar{X}_n < \mu + \epsilon) \rightarrow 1 \quad \text{då } n \rightarrow \infty$$



"Gör jag tillräckligt många mätningar så kan jag komma hur nära det rätta väntevärdelet ( $\mu$ ) som helst i genomsnitt"



$$D(\bar{X}_n) \rightarrow 0$$