Kapittel 4: Forventning og varians

I kapitlet:

- Forventning.
- Varians og kovarians.
- Regneregler som forenkler regning av forventning og varians i mange tilfeller.
- Tilnærma regning ved Taylor-utvikling.
- Tsjebysjeffs ulikhet.

Hovedmål:

Lage sentralmål for fordelinger.

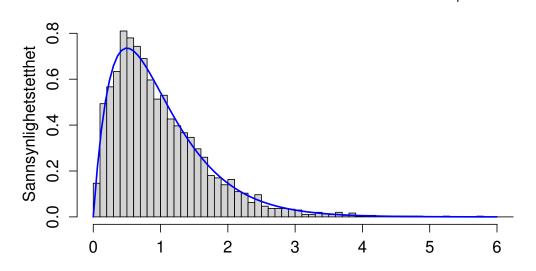
Lage spredningsmål for fordelinger.

Lage mål for sammenheng mellom to fordelinger.

Teoretisk modell eller observerte data

Teoretisk modell		Datasett
Stokastisk variabel	X	Observasjoner x_1, x_2, \ldots, x_n .
Sannsynlighetsfordeling	f(x)	Histogram fra relative frekvenser.
Forventningsverdi	E(X)	Gjennomsnitt \overline{x} . Sentralmål
Varians	Var(X)	Empirisk varians s^2 . Spredningsmål
Korrelasjon	Cor(X, Y)	Empirisk korrelasjon (har ikke sett på denne).

Sæmmenheng to væriabler



4.1 Forventningsverdi av stokastisk variabel

Forventningsverdi (D 4.1):

Forventningsverdien (forventninga) til en diskret stokastisk variabel er definert ved

$$\mu = E(X) = \sum_{x} xP(X = x) = \sum_{x} xf(x)$$
el:

For **kontinuerlig** variabel:

$$\mu = E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) \, dx$$

- Tyngdepunkt i fordelinga til X.
- Teoretisk gjennomsnitt for fordelinga. Tilsvarer gjennomsnittsverdi av uendelig mange forsøk ("gjennomsnitt i det lange løp").

$$E(X) = \lim_{n \to \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i = \lim_{n \to \infty} \overline{X}$$

Eksempel: Terningkast. La X være resultatet av et terningkast med en vanlig terning.

sempel: Terningkast. La
$$X$$
 være resultatet av et terningkast med en vanlig terning.

$$\frac{\mathsf{x}}{\mathsf{f}(\mathsf{x}) = \mathsf{P}(\mathsf{X} = \mathsf{x})} \frac{1}{1/6} \frac{2}{1/6} \frac{3}{1/6} \frac{4}{1/6} \frac{1}{1/6} \frac{1}{1/$$

Eksempel: Terningkast. La X være resultatet av et terningkast med en "vekta" terning.

Eksempel: Valpekull. La Y være antall levende valper i kull fra en hunderase.

$$\frac{y}{f(y) = P(Y=y)} \begin{vmatrix} 0 & 1 & 2 & 3 \\ 0.1 & 0.3 & 0.4 & 0.2 \end{vmatrix} \begin{cases} f(x) \\ f(y) = P(Y=y) \end{vmatrix} = 0.1 & 0.3 & 0.4 & 0.2 \end{cases}$$

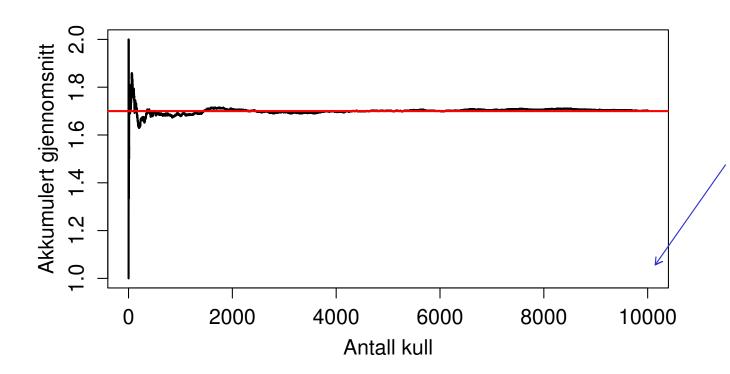
$$E(Y) = \sum_{y} f(y) + f(y)$$

- Har påstått at gjennomsnittet av mange forsøk vil konvergere mot forventningsverdien.
- Vil derfor gjøre et et eksperiment der vi trekker $n=10000\,$ "valpekull" fra denne fordelinga, hva skjer med gjennomsnittet?

STA-1001 Kapittel 4

R-kode:

```
valper = c(0,1,1,1,2,2,2,2,3,3)  #`Urne' med 10 mulige resultat.
n = 10000
kull = sample(valper,n,replace=T) # Trekker 10000 ganger (med tilbakelegging).
akku.snitt = vector(length=n) # Lager vektor til akkumulerte gjennomsnitt.
for (i in 1:n) akku.snitt[i] = mean(kull[1:i]) # Oppdaterer gjennomsnittet.
plot(akku.snitt,type="l",ylab="Akkumulert gjennomsnitt",xlab="Antall kull",lwd=2)
abline(1.7,0,col="red",lwd=2)
```



Gjennomsnitt av mange forsøk konvergerer mot forventningsverdien.

Eksempel: Metallprøve (kontinuerlig).

La X være hardhet av tilfeldig valgt metallprøve.

$$f(x) = \begin{cases} 1/2 + x, & 0 \le x \le 1. \\ 0, & \text{ellers.} \end{cases}$$

Figur:

$$\int_{2}^{4} \times \frac{1}{2}$$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot \int_{-\infty}^{\infty} (x) dx = \int_{0}^{1} x \cdot \left(\frac{1}{2} + x\right) dx \left[\frac{x^{2}}{4} + \frac{x^{3}}{3}\right]_{0}^{1} = \frac{1}{4} + \frac{1}{3} = \frac{7}{12} = 0.583$$

Tolkning: Om vi målen hardhet av « mænge metallprøven vil gj. Snittet bli 0,583.

Forventningsverdi, funksjoner av stokastiske variabler

Eksempel: Valpekull forts.

La Y være antall levende valper i kull fra en hunderase.

Utgifter per kull: 4000 kroner. Salgspris for en valp: 5000 kroner.

Hva blir forventninga til fortjenesten V for et kull.

У	f(y)	V	f(v)
0	0.1	-4000	0,1
1	0.3	1000	0,3
2	0.4	6000	0,4
3	0.2	11000	0,2

Finn først fortjenesten v og punktsannsynlighetene f(v). (See f(v))

$$E(V) = \sum_{v} (v) = (-4000.0, 1 + 1000.0, 3 + 6000.0, 4 + 11000.0, 2$$

$$= -400 + 300 + 2400 + 2200 = 4500$$
(Gj. snittlig fortjeneste over ∞ mange kull.)

Generaliserer til veldig **viktig teorem**:

Forventningsverdi til funksjon av stokastisk variabel (T 4.1):

La X være en stokastisk variabel med sannsynlighetsfordeling f(x).

Da blir forventningsverdien til en funksjon g(X):

Bruker Sæmme Punkts.S. Som for X.

$$\mu_{g(X)} = E[g(X)] = \left\{ \begin{array}{ll} \sum_x g(x) \, f(x), & \text{X diskret.} \\ \int_{-\infty}^\infty g(x) \, f(x) \, dx, & X \text{ kontinuerlig.} \end{array} \right.$$

(OBS: g(x) er her **ikke** en punktsannsynlighet/tetthetsfunksjon, men en funksjon av x.)

Kommentar: Om vi kjenner fordelinga til X, f(x), kan vi også finne forventa verdi av enhver funksjon av X.

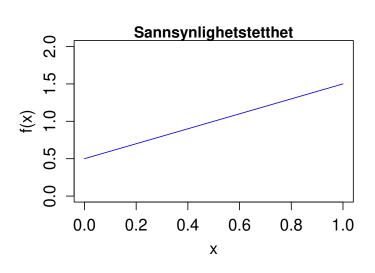
E[2X] Gjennomsnitt i det lange løp for 2X.

 $E[X^2]$ Gjennomsnitt i det lange løp for X^2 .

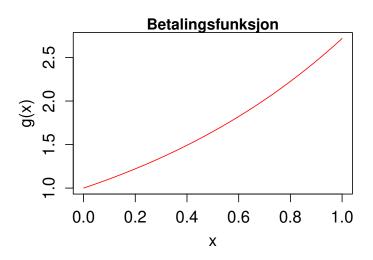
 $E[e^X]$ Gjennomsnitt i det lange løp for e^X .

Eksempel: Metallprøve forts.

Anta at metallkjøpere vil ha stor hardhet, og at en produsent derfor får betalt etter følgende funksjon:



$$g(x) = e^x$$



Hva blir forventa betaling?

$$E[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) \cdot f(x) dx = \int_{0}^{\infty} e^{X} (\frac{1}{2} + x) dx = \frac{1}{2} \int_{0}^{\infty} e^{X} dx + \int_{0}^{\infty} x e^{X} dx$$

$$|x| = \left[X e^{X} - \frac{1}{2} e^{X} \right]_{0}^{1} = \frac{1}{2} \left(e + 1 \right) = 1.86$$

Eksempel: St. Petersburg-paradokset.

På et kasino tilbyr de deg et spill hvor du kaster en mynt til du får "kron" for første gang, og gevinsten du får er gitt ved $2^{4}=2$

$$g(x) = 2^x$$

$$2^{?} = 4$$

$$2^{?} = 8$$

etc

der x er antall kast til første "kron".

Hvor mye ville du ha vært villig til å betale for å spille spillet?
(Hint: Finn først sannsynlighetsfordelinga for antall kast, deretter forventa gevinst.)

$$f(1) = P(\text{kron på første kast}) = P(K) = 0.5$$

$$f(2) = P(\text{kron første gang på andre kast}) = P(MK) = 0.5^2$$

•

Generalt:
$$f(x) = (\frac{1}{2})^x$$
, $x = 1, 2, \cdots$
Punkts.s. for antall kast til "knom".

$$E[g(X)] = \underbrace{E} \left(2^{\times} \right) = \underbrace{\sum_{x} 2^{x} \cdot f(x)}_{x = 1} = \underbrace{\sum_{x=1} 2^{x} \cdot \left(\frac{1}{2} \right)^{x}}_{x = 1}$$

$$= \underbrace{\sum_{x=1} 1}_{x = 1} = \underbrace{\sum_{x=1} 2^{x} \cdot \left(\frac{1}{2} \right)^{x}}_{x = 1}$$

konklusjon: Mansett hvor mye du betæler ser det ut til å lønne seg?

kommentan: Forventa utbetæling er oo, men er det relevant for spilleren? Det som skjer i det veldig længe løp kan være innelevant for oss som leven i endelig tid.

Utvidelse: Funksjon av fleire variabler

Forventningsverdi til funksjon av stokastisk variabler (D 4.2):

La X og Y være være stokastiske variabler med simultan sannsynlighetsfordeling f(x,y). Da blir forventningsverdien til en **funksjon** g(X,Y):

$$\mu_{g(X,Y)} = E[g(X,Y)] = \begin{cases} \sum\limits_{x} \sum\limits_{y} g(x,y) \, f(x,y), & X,Y \text{ diskrete.} \\ \sum\limits_{\infty} \sum\limits_{\infty} \sum\limits_{\infty} g(x,y) \, f(x,y) \, dx dy, & X,Y \text{ kontinuerlige.} \end{cases}$$

Kan utvides til fleire enn to variabler.

Eksempel: Trykkeri.

 $X={
m antall}$ kundehenvendelser per dag. $Y={
m antall}$ bestillinger per dag.

			x		
		0	1	2	P(Y=y)
	0	0.2	0.2	0.2	0.6
y	1	0.0	0.2	0.2	0.3
	2	0.0	0.0	0.1	0.1
P(X = x	0.2	0.3	0.5	1.0

ullet Hva er forventa differanse mellom henvendelser og bestillinger, altså X-Y?

$$g(x,y) = x - y$$

$$E[g(X,Y)] = E(X - Y) = \sum_{x=0}^{2} \sum_{y=0}^{2} (x - y) f(x,y)$$

$$= (O - O) \cdot O_{1} O_{2} + (O - 1) \cdot O_{1} O_{2} + \cdots + (O - 1) \cdot O_{1} O_{2} + \cdots + (O - 1) \cdot O_{2} O_{2} + \cdots + (O - 1) \cdot O_{2} O_{2} + \cdots + (O - 1) \cdot O_{2} O_{$$

• Alternativ framgangsmåte? Hint: Innfør ny variabel

$$Z = X - Y$$

Finn fondelinga til Z og vegn ut F(2).

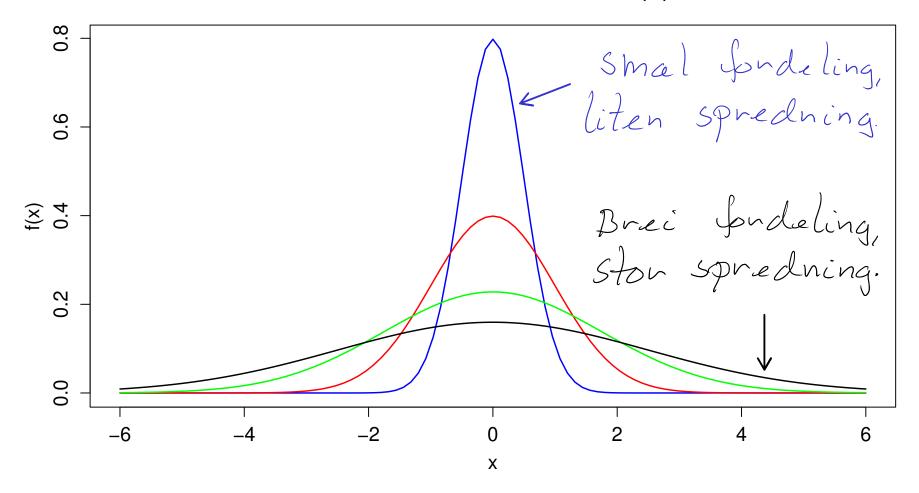
$$\frac{2=X-y}{f(2)} - \frac{2}{0} - \frac{1}{0} - \frac{1}{0} - \frac{2}{0}$$

$$E(2) = \sum_{z} 2 \cdot J(z) = 1 \cdot 0.4 + 2 \cdot 0.2 = 0.8$$

4.2 Varians og kovarians

Varians gir mål for spredning (i fordelinga) av en stokastisk variabel.

Eksempler på fordelinger med samme forventningsverdi (0), men ulik spredning:



Definisjon varians

Varians og standardavvik (D 4.3):



For en stokastisk variabel X med sannsynlighetsfordeling f(x) og forventningsverdi μ er variansen definert som forventningsverdien av funksjonen $g(X) = (X - \mu)^2$:

$$\sigma^2 = Var(X) = E[(X - \mu)^2] = \begin{cases} \sum_x (x - \mu)^2 f(x), & X \text{ diskret.} \\ \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 f(x) \, dx, & X \text{ kontinuerlig.} \end{cases}$$

Standardavvik:

$$\sigma = SD(X) = \sqrt{\sigma^2}$$

Variansen er altså forventa ("gjennomsnittlig") kvadratavvik fra forventningsverdien μ .

Empirisk varians konvergerer mot variansen i fordelinga (blir lik ved uendelig mange forsøk).

$$Var(X) = \lim_{n \to \infty} \frac{\sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2}{n-1} = \lim_{n \to \infty} S^2$$

Variansregning: Alternativ formel

Denne formelen er ofte enklere å bruke:

Alternativ variansformel (T 4.2):

Variansen til en stokastisk variabel X er:

$$\sigma^2 = Var(X) = E(X^2) - \mu^2 = E(X^2) - [E(X)]^2$$

Bevis: (Kontinuerlig tilfelle.)

$$\sigma^{2} = Var(X) = E[(X - \mu)^{2}] = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^{2} f(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} (x^{2} - 2x\mu + \mu^{2}) \int_{-\infty}^{\infty} dx$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} x^{2} \int_{(x)} dx - 2\mu \int_{-\infty}^{\infty} x \int_{(x)} dx + \mu^{2} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} dx$$

$$= E(X^{2}) = E(X^{2}) - 2\mu\mu + \mu^{2} = E(X^{2}) - \mu^{2}$$

Eksempel: Valpekull forts.

Finn variansen og standardavviket til antall valper, Y, per kull.

$$Var(Y) = \left[E(\gamma^2) - (E(\gamma))^2 = \sum_{y} y^2 \cdot f(y) - 1, 7 \right]$$

$$= (0^2 \cdot 0, 1 + 1^2 \cdot 0, 3 + 2^2 \cdot 0, 7 + 3^2 \cdot 0, 2) - 1, 7^2$$

$$= 3, 7 - 1, 7^2 = 0, 81 \qquad SD(\gamma) = \sqrt{0, 81} = 0, 9$$

Eksempel: Metallprøve forts.

Finn variansen i hardhet, X, av en metallprøve.

$$Var(X) = E(\chi^{2}) - (E(\chi))^{2} = \int_{0}^{1} \chi^{2} \cdot (\frac{1}{2} + \chi) d\chi - (\frac{7}{12})^{2}$$

$$= \left[\frac{1}{6}\chi^{3} + \frac{1}{4}\chi^{4}\right]_{0}^{1} - (\frac{7}{12})^{2} = \frac{1}{4} + \frac{1}{6} - (\frac{7}{12})^{2}$$

$$= \frac{11}{144} = 0,076 \qquad SD(\chi) = \sqrt{0,076} = 0.276$$

Varians, funksjoner av stokastiske variabler

Varians til en funksjon av en stokastisk variabel (T 4.3):

La X være være en stokastisk variabel med sannsynlighetsfordeling f(x). Da blir variansen til en **funksjon** g(X):

$$\begin{split} \sigma_{g(X)}^2 &= Var[g(X)] = E\left\{[g(X) - \mu_{g(X)}]^2\right\} \\ &= \begin{cases} \sum_x [g(x) - \mu_{g(X)}]^2 f(x), & X \text{ diskret.} \\ \int_{-\infty}^{\infty} [g(x) - \mu_{g(X)}]^2 f(x) \, dx, & X \text{ kontinuerlig.} \end{cases} \end{split}$$

Her er $\mu_{g(X)} = E[g(X)].$

Dette følger direkte fra teorem 4.1.

Kovarians, sammenheng mellom stokastiske variabler

Kovarians (D 4.4):

La X og Y være være stokastiske variabler med simultan sannsynlighetsfordeling f(x,y) og forventningsverdier μ_X og μ_Y . Da er **kovariansen** mellom X og Y:

$$\begin{split} \sigma_{XY} &= Cov(X,Y) = E[(X-\mu_X)(Y-\mu_Y)] \\ &= \begin{cases} \sum\limits_{x}\sum\limits_{y}(x-\mu_X)(y-\mu_Y)\,f(x,y), & X \text{ diskret.} \\ \sum\limits_{\infty}\sum\limits_{\infty}\sum\limits_{\infty}(x-\mu_X)(y-\mu_Y)\,f(x,y)\,dxdy, & X \text{ kontinuerlig.} \end{cases} \end{split}$$

Kovariansen er er mål på samvariasjonen mellom X og Y (korrelasjon kommer seinere).

Spørsmål: Hva er sammenhengen mellom kovarians og varians?

Varians blin spesialtilfelle av kovarians. Cov(X,X) = Var(X)

Illustrasjoner, kovarians

Rettlinja

Kovariansverdien er et mål på den lineære sammenhengen mellom X og Y. La oss se på tre tilfeller:

Verdien av X og Y "følger" hverandre.

Liten/stor X tenderer til å komme sammen med liten/stor Y,

Verdien av X og Y "går motsatt".

Liten/stor X tenderer til å komme sammen med stor/liten Y.

$$Cov(X,Y) = 0$$

Ingen lineær sammenheng mellom X og Y.

Illustrasjoner, kovarians

Eksempler på data fra kontinuerlige fordelinger med ulik kovarians:

N > 0 > 0 2 -2 2 0 3) N -2 2 -2 2 0

Eksempel: Diskrete fordelinger med positiv, negativ og ingen kovrians.

1)

			x			
		1	2	3	h(y)	
	1	4/20	2/20	0/20	6/20	
y	2	2/20	4/20	2/20	8/20	
	3	0/20	2/20	4/20	6/20	
g(x)	6/20	8/20	6/20	1	
2)						
			x			
		1	2	3	h(y)	
	1	0/20	2/20	4/20	6/20	
y	2	2/20	4/20	2/20	8/20	
	3	4/20	2/20	0/20	6/20	
g(x)		6/20	χ /20	6/20	1	
3)	3) 8					
			x			
		1	2	3	h(y)	
	1	2/20	1/20	2/20	5/20	
y	2	4/20	2/20	4/20	10/10/20	
	_	l _ /			l	

2/20

8/20

5/20

2/20

8/20

g(x)

$$E(X)_{2}\mu_{X} = 2$$

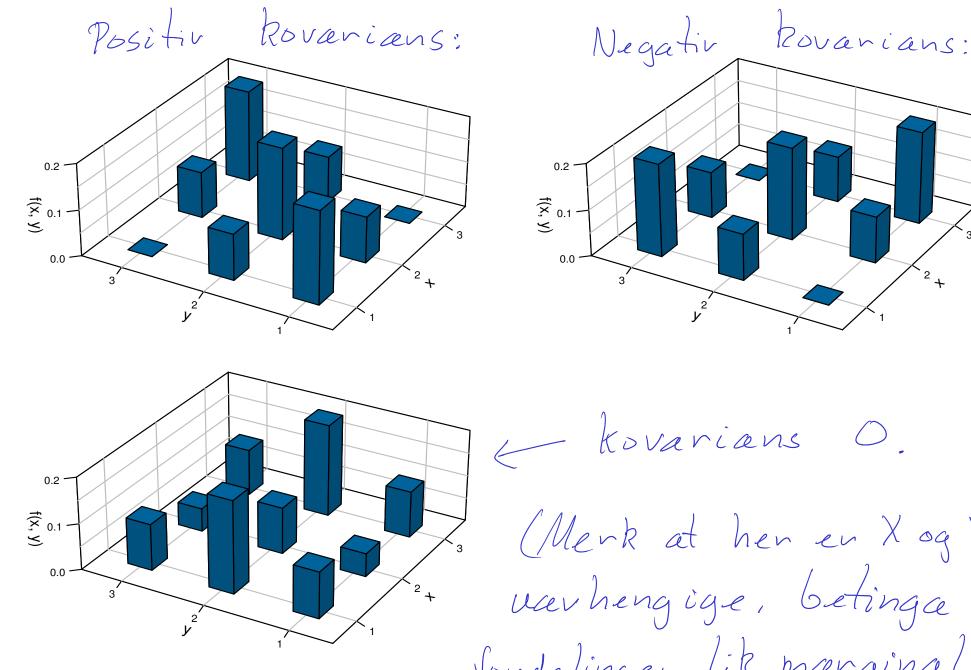
$$Cov(X,Y) = \sum_{i=1}^{3} \sum_{j=1}^{3} (X - \mu_{X}) (y - \mu_{Y}) \int_{X_{i}} (X_{i}, y)$$

$$= (1-2) \cdot (1-2) \cdot \frac{4}{20} + \cdots + (3-2)(3-2) \cdot \frac{4}{20}$$

$$= \underbrace{8 \cancel{20}}_{20}$$

$$Cov(X,Y) = -\underbrace{8 \cancel{20}}_{20}$$

$$Cov(X,Y) =$$



Merk at her en X og Y uærhengige, betingæ Sondelingen lik mænginal.)

Kovariansregning: Alternativ formel

Som for varians eksisterer det en alternativ formel.

Alternativ kovariansformel (T 4.4):

Kovariansen mellom to stokastiske variabler X og Y er:

$$\sigma_{XY} = Cov(X, Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = E(XY) - \mu_X \mu_Y$$

Denne er vanligvis noe enklere i bruk.

Bevis: (Kontinuerlig tilfelle.)

$$\sigma_{XY} = Cov(X,Y) = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy - \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy$$

$$- \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy + \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy$$

$$= E(XY) - \mu_Y \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy$$

$$= E(XY) - \mu_Y \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy$$

$$= E(XY) - \mu_Y \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy$$

$$= E(XY) - \mu_Y \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy$$

$$= E(XY) - \mu_Y \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy$$

$$= E(XY) - \mu_Y \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy$$

$$= E(XY) - \mu_Y \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy$$

$$= E(XY) - \mu_Y \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy$$

$$= E(XY) - \mu_Y \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy$$

$$= E(XY) - \mu_Y \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy$$

$$= E(XY) - \mu_Y \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy$$

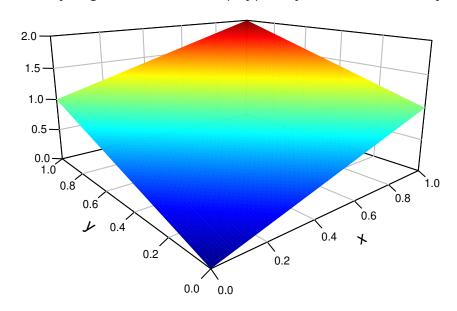
$$= E(XY) - \mu_Y \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy$$

$$= E(XY) - \mu_Y \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy$$

$$= E(XY) - \mu_Y \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_X)(y - \mu_Y)f(x,y) dxdy$$

Eksempel: Hardhet, X, og slitasjeindeks, Y, for metallprøve

Sannsynlighetstettheten f(x,y)=x+y, 0<=x<=1, 0<=y<=1



$$E(X) = \frac{7}{12}$$
 $E(Y) = \frac{7}{12}$
 $Var(X) = \frac{11}{144}$
 $Var(Y) = \frac{11}{144}$

Hva blir kovariansen mellom hardhet og slitasjeindeks?

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} Xy \int (x,y) dx dy = \int_{0}^{\infty} \int_{0}^{\infty} (xy) dx dy = \int_{0}^{\infty} \int_{0}^{\infty} (x^{2}y + xy^{2}) dx dy$$

$$= \int_{0}^{\infty} \left(\frac{1}{3}y + \frac{1}{2}y^{2}\right) dy = \frac{1}{3}$$

$$Cov(X,Y) = E(XY) - MxMy = \frac{1}{3} - \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{12} = -\frac{1}{144}$$

Korrelasjon, skalert kovarians

Vanligvis oppgis ikke kovariansen, men korrelasjonen.

Korrelasjon (D 4.5):

Dersom X og Y er stokastiske variabler med kovarians σ_{XY} og standardavvik σ_X og σ_Y , er **korrelasjonen** mellom X og Y (bruker ofte bokstaven ρ (rho) for denne):

$$\rho_{XY} = \frac{Cov(X,Y)}{\sqrt{Var(X)}\sqrt{Var(Y)}} = \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X\sigma_Y}$$

- ρ_{XY} er et tall mellom -1 og 1.
- Fortegnet angir positiv eller negativ lineær sammenheng.
- Absoluttverdien angir styrken i den lineære sammenhengen.

30

Eksempel: Hardhet, X og slitasjeindeks, Y for metallprøve.

Hva blir korrelasjonen mellom variablene?

$$S_{XY} = \frac{Cov(X,Y)}{Var(X) \cdot Var(Y)} = \frac{1}{144} \cdot \frac{11}{144} \cdot \frac{11}{144}$$

$$= -\frac{1}{11} \qquad Svak \quad negativ \quad torve lasjon.$$

Uavhengige stokastiske variabler

Uavhengighet (T 4.8):

Dersom X og Y er to **uavhengige** stokastiske variabler vil

$$E(XY) = E(X) \cdot E(Y)$$

(Obs: Det motsatte trenger ikke være tilfelle.)

Bevis: (Kontinuerlig tilfelle.) $E(XY) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xyf(x,y) \, dxdy = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xyg(x) \, dxdy = \int_{-\infty}^{\infty} xyg(x$

Uavhengige stokastiske variabler forts.

Viktig: Hva blir kovariansen og korrelasjonen av uavhengige variabler? (K 4.5)

$$Cov(X,Y) = E(XY) - \mu_X \mu_Y = \mu_X \mu_Y - \mu_X \mu_Y = 0$$

$$Cor(X,Y) = \frac{Cov(X,Y)}{Van(X) - Van(Y)} = 0$$

$$S_a^c \quad varhengighet \implies Cov(X,Y) = 0$$

$$- Men \quad Cov(X,Y) = 0 \quad med for en$$

$$ikke \quad nod vendigues \quad varhengighet.$$

4.3 Linærkombinasjoner av stokastiske variabler

Dette er egentlig ulike spesialtilfeller av teorem 4.1, der vi kan kraftig forenkle utrekningene.

T 4.5, K 4.1, K 4.2:

Dersom a og b er konstanter og X en stokastisk variabel har vi

$$E(aX + b) = aE(X) + b$$

Spesialtilfeller:

$$a=0: \qquad E(b) \qquad = \qquad b \qquad \text{(Hva betyr dette?)}$$

$$b = 0: \qquad E(aX) = aE(X)$$

("Forventninga av lineærkombinasjonen er lineærkombinasjonen av forventninga.")

Bevis:

Kontinuerlig:

$$E(aX + b) = \int_{-\infty}^{\infty} (ax + b)f(x) dx = a \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx + b \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx$$

$$= a\mu + b$$

$$E(aX + b) = \int_{-\infty}^{\infty} (ax + b)f(x) dx = a \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx + b \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx$$

Diskret:

$$E(aX + b) = \sum_{x} (ax + b)f(x) = \underbrace{\sum_{x} X f(x)}_{x} + \underbrace{\sum_{x} f(x)}_{x}$$

$$= \underbrace{\sum_{x} X f(x)}_{x}$$

Sum eller differanse av to funksjoner

T 4.6, T 4.7, K 4.3, K 4.4:

Dersom g og h er funksjoner av en eller to stokastiske variabler:

$$E[g(X) \pm h(X)] = E[g(X)] \pm E[h(X)]$$

 $E[g(X,Y) \pm h(X,Y)] = E[g(X,Y)] \pm E[h(X,Y)]$

Spesialtilfeller:

$$E[g(X) \pm h(Y)] = E[g(X)] \pm E[h(Y)]$$

$$E(X \pm Y) = E(X) \pm E(Y)$$

Altså: Forventning til en sum er summen av forventningene, tilsvarende for differanse.

$$E(X+Y) = E(X) + E(Y)$$

$$E(X-Y) = E(X) - E(Y)$$

Bevis: (Kontinuerlig tilfelle.)

$$E[g(X,Y) \pm h(X,Y)] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \left(g(X,y) \pm h(X,y) \right) \int_{-\infty}^{\infty} (X,y) dx dy$$

$$= \int \int g(x,y) \int (x,y) dx dy + \int \int h(x,y) \int (x,y) dx dy$$

$$-\infty -\infty$$

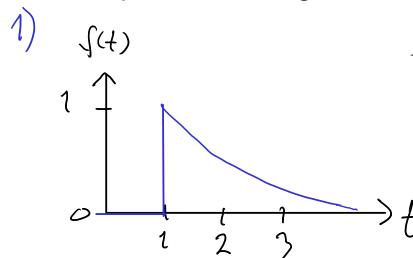
$$= E[g(X,Y)] \pm E[h(X,Y)]$$

Eksempel: Meklerbetaling.

La salgsprisen av ei leilighet, T (i millioner) ha følgende sannsynlighetstetthet:

$$f(t) = e^{-(t-1)}, \quad t > 1$$

- Hva blir forventa pris?
- \bullet Hva blir forventa betaling til mekleren som skal ha 50000 + 10% av delen av beløpet som overstiger 1 million? Altså betalingsfunksjon:



$$B = 0.05 + (T - 1) \cdot 0.10$$

$$E(T) = \int_{-\infty}^{\infty} t \cdot \int_{-\infty}^{\infty} (t) dt = \int_{1}^{\infty} t \cdot e^{-(t-1)} dt$$

$$= e \int_{1}^{\infty} t \cdot e^{-t} dt = e \left[-te^{-t} - e^{-t} \right]_{1}^{\infty}$$

$$= e \cdot 2e^{-t} = 2$$

2)
$$B = 0.05 + 0.1 \cdot (T-1)$$

 $E(B) = E(0.05 + 0.1 \cdot (T-1))$
 $= 0.05 + 0.1 \cdot E(T-1)$
 $= 0.05 + 0.1 \cdot (E(T)-1)$
 $= -0.05 + 0.1 \cdot E(T)$
 $= -0.05 + 0.1 \cdot 2$
 $= 0.15$ 150 000 kn.

Eksempel: Metallprøve.

$$f(x,y) = \begin{cases} x+y & 0 \le x \le 1, \ 0 \le y \le 1 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Anta at produsenten får betalt etter både hardhet (X) og slitasjeindeks (Y) etter denne funksjonen:

$$g(x,y) = 3e^x - 2y$$

Kjent fra tidligere:

$$E(X) = E(Y) = \frac{7}{12}$$
 $E(e^X) = \frac{1}{2}(1+e)$

Hva blir forventa betaling?

$$E(3e^{X}-2Y) = E(3e^{X}) - E(2Y) = 3E(e^{X}) - 2E(Y)$$

$$= 3 \cdot \frac{1}{2} \cdot (1+e) - 2 \cdot \frac{7}{12} = \frac{1}{3} + \frac{3}{2}e = 4,41$$

Varians av lineærkombinasjoner

(Egentlig ulike spesialtilfeller av teorem 4.1/4.3, der vi kan kraftig forenkle utrekningene.)

T 4.9, K 4.7, K 4.8:

For stokastisk variabel X og konstanter a og b har vi

$$Var(aX + b) = a^{2}Var(X) = a^{2}\sigma_{X}^{2}$$

Spesialtilfeller:

$$Var(X + b) = Var(X)$$

 $Var(a X) = a^2 Var(X)$
 $Var(b) = 0$

Varians av "Ronstant".

Bevis: (Kontinuerlig tilfelle.)

Husk: $Var[g(X)] = E\{[g(X) - \mu_{g(X)}]^2\}.$

$$Var(aX + b) = \int_{-\infty}^{\infty} [(ax + b) - E(aX + b)]^{2} f(x) dx$$

$$= E \left\{ \left[aX + b - E(aX + b) \right]^{2} \right\}$$

$$= E \left\{ \left[aX + b - aE(X) - b \right]^{2} \right\}$$

$$= E \left[\left(aX - a\mu \right)^{2} \right]$$

$$= E \left[a^{2} (X - \mu)^{2} \right]$$

$$= a^{2} E \left[(X - \mu)^{2} \right]$$

$$= a^{2} Var(X)$$

Eksempel: Meklerbetaling forts.

Hva blir variansen til salgsprisen?

- Hva blir variansen i betalinga til mekleren som skal ha 10% av total pris?
- \bullet Hva blir variansen i betalinga til mekleren som skal ha 50000 + 10% av delen av beløpet som overstiger 1 million?
- Hva blir variansen i betalinga til mekleren som skal ha 100000 uansett pris?

$$Van(T) = E(T^{2}) - \mu^{2} = \int_{-\infty}^{2} f(t)dt - 2^{2}$$

$$= \int_{-\infty}^{2} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} (v+1)e^{-t}dv - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} (v+1)e^{-t}dv - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t-1) dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4 = \int_{-\infty}^{\infty} f(t)dt - 4 =$$

1)
$$B_1 = 0.1T$$

 $E(B_1) = E(0.1T) = 0.1 \cdot E(T) = 0.1 \cdot 2 = 0.2$
 $Var(B_1) = Var(0.1T) = 0.1^2 Var(T) = 0.01$
 $SD(T) = 0.1$
2) $B_2 = 0.05 + 0.1 \cdot (T-1)$
 $E(B_2) = 0.15$ (s. 38)
 $Var(B_2) = Var(0.05 + 0.1 \cdot (T-1)) = Var(0.1 \cdot (T-1))$
 $= 0.1^2 \cdot Var(T-1) = 0.1^2 \cdot Var(T) = 0.01$
 $SD(T) = 0.1$

3)
$$B_3 = O, 1$$

 $E(B_3) = E(O, 1) = O, 1$
 $Van(B_3) = Var(O, 1) = O$

Varians av lineærkombinasjoner forts.

T 4.9, K 4.9, K 4.10:

For stokastiske variabler X og Y og konstanter a, b og c har vi

$$Var(aX + bY + c) = a^{2}Var(X) + b^{2}Var(Y) + 2abCov(X, Y)$$
$$= a^{2}\sigma_{X}^{2} + b^{2}\sigma_{Y}^{2} + 2ab\sigma_{XY}$$

Spesialtilfeller: Anta X og Y er **uavhengige**, hva blir da

$$Var(aX + bY) = a^{2} Var(X) + G^{2} Var(Y)$$

$$Var(aX - bY) = a^{2} Var(X) + (-G)^{2} Var(Y) = a^{2} Var(X) + G^{2} Var(Y)$$

$$Var(X + Y) = Var(X) + Var(Y)$$

$$Var(X - Y) = Var(X) + (-1)^{2} Var(Y) = Var(X) + Var(Y)$$

Merk spesielt de to siste!

Bevis:

$$Var(aX + bY + c) = E \left\{ \left[\Delta X + bY + c - E(aX + bY + c) \right]^{2} \right\}$$

$$= Sc \quad \text{ovingsoppgave}.$$

Eksempel: Trykkeri forts.

			x		
		0	1	2	P(Y=y)
	0	0.2			0.6
y	1	0.0	0.1	0.2	0.3
	2	0.0	0.0	0.1	0.1
P(X=x)		0.2	0.3	0.5	1.0

Hva blir forventninga og variansen til differansen mellom henvendelser X og bestillinger Y?

$$E(X) = 0 \cdot 0.2 + 1 \cdot 0.3 + 2 \cdot 0.5 = 1.3$$

$$E(Y) = 0 \cdot 0.6 + 1 \cdot 0.3 + 2 \cdot 0.1 = 0.5$$

$$Var(X) = E(X^2) - \mu_X^2 = (0^2 \cdot 0.2 + 1^2 \cdot 0.3 + 2^2 \cdot 0.5) - 1.3^2 = 0.61$$

$$Var(Y) = E(Y^2) - \mu_Y^2 = (0^2 \cdot 0.6 + 1^2 \cdot 0.3 + 2^2 \cdot 0.1) - 0.5^2 = 0.45$$

$$E(XY) = 0 \cdot 0 \cdot 0.2 + \dots + 2 \cdot 2 \cdot 0.1 = 0.9$$

$$Cov(X, Y) = E(XY) - \mu_X \mu_Y = 0.9 - 1.3 \cdot 0.5 = 0.25$$

$$E(X-Y) = F(X) - E(Y) = 13 - 0.5 = 0.8$$

$$Var(X-Y) = Van(X) + (-1)^{2} Van(Y) + 2 \cdot 1 \cdot (-1) Cov(X,Y)$$

$$= Van(X) + Van(Y) - 2 \cdot Cov(X,Y)$$

$$= 0.61 + 0.45 - 2 \cdot 0.25$$

$$= 0.56$$

Eksempel: Eksamensspøsmål NTNU.

Vi har to variabler X og Y der vi antar at:

$$E(X) = 10, \quad Var(X) = 4, \quad E(Y) = 8, \quad Var(Y) = 9, \quad Cov(X, Y) = 5$$

Finn tallverdier for uttrykkene:

$$E(2X - Y) \qquad Var(2X - Y) \qquad E[(X - 3)(Y - 5)]$$

$$E(2X - Y) = 2E(X) - E(Y) = 2 \cdot 10 - 8 = 12$$

$$Var(2X - Y) = 2^{2}Var(X) + (-1)^{2}Var(Y) + 2 \cdot 2 \cdot (-1)(ov(X,Y))$$

$$= 4 \cdot 4 + 9 - 4 \cdot 5 = 5$$

$$E[(X - 3)(Y - 5)] = E(XY - SX - 3Y + 15) = E(XY) - SE(X) - 3E(Y) + 15$$

$$= 85 - 5 \cdot 10 - 3 \cdot 8 + 15 = 26$$

$$Cor(X,Y) = E(XY) - E(X) \cdot E(Y) = 5 + 10 \cdot 8 = 85$$

Forventning og varians til lineærkombinasjon av n variabler

Generaliseringer:

For stokastiske variabler X_1, \ldots, X_n og konstanter a_1, \ldots, a_n har vi at:

$$E\left(\sum_{i=1}^{n} a_i X_i\right) = \sum_{i=1}^{n} a_i E(X_i)$$

Om variablene er **uavhengige** (K 4.11):

Så Rovaniansen
$$Var\left(\sum_{i=1}^{n}a_{i}X_{i}\right)=\sum_{i=1}^{n}a_{i}^{2}Var(X_{i})$$

Se også formler fra "Tabeller og formler ...":

$$E\left(\sum_{i=1}^{n} a_{i}X_{i} + b\right) = \sum_{i=1}^{n} a_{i}E(X_{i}) + b$$

$$Var\left(\sum_{i=1}^{n} a_{i}X_{i} + b\right) = \sum_{i=1}^{n} a_{i}^{2}Var(X_{i}) + 2\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{i-1} Cov(X_{i}, X_{j})$$

$$2_{i} \mathcal{Q}_{j} \left(ov(X_{i}, X_{j})\right)$$

Eksempel: Valpekull forts.

Y =antall levende valper.

$$E(Y) = 1.7$$
 $Var(Y) = 0.81$

Oppdretteren har faste utgifter på 4000 per valpekull, og tjener 5000 per levende valp. Finn forventning og varians for fortjeneste (V) for ett valpekull.

Finn forventning og varians for total fortjeneste (T) av 10 antatt **uavhengige** valpekull.

$$V = 5000 Y - 4000 T = \sum_{i=1}^{10} V_i$$

$$E(V) = 5000 \cdot E(Y) - 4000 = 5000 \cdot 1.7 - 400 = 4500$$

$$Var(V) = 5000^{2} \cdot Var(Y) = 5000^{2} \cdot 0.81 = 20250000 \quad SD(V) = 4500$$

$$E(T) = E(V_{1} + V_{2} + \cdots + V_{10}) = E(V_{1}) + \cdots + E(V_{10}) = 45000$$

$$Var(T) = Var(V_{1} + \cdots + V_{10}) = Var(V_{1}) + \cdots + Var(V_{10})$$

$$Var(T) = Var(V_{1} + \cdots + V_{10}) = Var(V_{1}) + \cdots + Var(V_{10})$$

$$Var(T) = Var(V_{1} + \cdots + V_{10}) = Var(V_{1}) + \cdots + Var(V_{10})$$

$$Var(T) = Var(V_{1} + \cdots + V_{10}) = Var(V_{1}) + \cdots + Var(V_{10})$$

$$Var(T) = Var(V_{1} + \cdots + V_{10}) = Var(V_{1}) + \cdots + Var(V_{10})$$

$$Var(T) = Var(V_{1} + \cdots + V_{10}) = Var(V_{1}) + \cdots + Var(V_{10})$$

$$Var(T) = Var(V_{1} + \cdots + V_{10}) = Var(V_{1}) + \cdots + Var(V_{10})$$

$$Var(T) = Var(V_{1} + \cdots + V_{10}) = Var(V_{1}) + \cdots + Var(V_{10})$$

51

Et nyttig triks: Indikatorvariabler

- Kan ofte skrive en stokastisk variabel som summen av 0/1-variabler.
- Enkeltvis kan disse være enkle å finne forventning/varians av.
- Kan til slutt bruke setningene om forventning/varians av lineærkombinasjoner.
 - La A være en hendelse som har sannsynlighet p for å inntreffe i et stokastisk forsøk.
 - La I_A være en stokastisk variabel som er slik at: $I_A = \left\{ egin{array}{ll} 1, & \mbox{hendelsen A inntraff.} \\ 0, & \mbox{hendelsen A inntraff ikke.} \end{array} \right.$
 - ullet Da blir fordelinga (punktsannsynligheten) til I_A : $\cfrac{i}{P(I_A=i)} \cfrac{0}{1-p} \cfrac{1}{p}$
 - Kan da vise at:

$$E(I_A) = p \quad \text{og} \quad Var(I_A) = p(1-p)$$

$$E(J_A) = O \cdot (1-p) + 1 \cdot p = P, \quad Var(I_A) = E(J_A^2) - (E(J_A))^2$$

$$E(J_A^2) = O^2 \cdot (1-p) + 1^2 \cdot p = p$$

$$= p - p^2 = p(1-p)$$

Eksempel: 6-ere på terningkast

• La N være antall 6-ere på 3 terningkast. Finn forventinga av N. Hint: Kan skrive N som

$$N = I_1 + I_2 + I_3$$

der I_i er indikatorvariabel for hendelsen "6-er på kast i".

Fordeling og forventning av en indikatorvariabel:

$$\begin{array}{c|cccc} i & 0 & 1 \\ \hline P(I=i) & 5/6 & 1/6 \end{array} \qquad E(I) = P(I=1) = 1/6$$

$$E(N) = E(I_1 + I_2 + I_3) = E(I_1) + E(I_2) + E(I_3)$$

 $\# 6$ -eve totalt = $\frac{1}{6} + \frac{1}{6} = \frac{3}{6}$

kan og finne varians på samme måte.

Kort sammenfatting: Forventning og varians til funksjoner av X

• Lineærkombinasjoner: Enkle regler gjør at vi kan forenkle problemet. Noen eksempler:

$$E(2X + 3e^{Y} - 3) = E(2X) + E(3e^{Y}) - 3 = 2E(X) + 3E(e^{Y}) - 3$$
$$Var(3Y^{2} + 2) = Var(3Y^{2}) = 3^{2}Var(Y^{2})$$
$$Var(2X - 3Y) = 2^{2}Var(X) + (-3)^{2}Var(Y) + 2 \cdot 2 \cdot (-3)Cov(X, Y)$$

• For a komme videre ma du allerede kjenne E(X), $E(e^Y)$, Var(X), $Var(Y^2)$, etc. Eller du ma ta i bruk "grunnteorema" (4.1, 4.3) for forventning og varians:

$$E(X) = \int x f(x) dx \qquad Var(X) = E\left[(X - \mu_X)^2\right]$$

$$E[g(X)] = \int g(x) f(x) dx \qquad Var[g(X)] = E\left[(g(X) - \mu_{g(X)})^2\right]$$

- Ofte komplisert å finne forventning/varians av ikke-lineær funksjon g(X), finnes alternativ:
 - Erstatt g(X) med ei Taylor-rekkeutvikling.
 - Også nyttig om du kjenner forventning/varians til X men ikke fullstendig sannsynlighetsfordeling f(x).

Rekkeutvikling, forventning

Andre ordens Taylorrekke-approksimasjon for funksjon g(x) om $\mu_X = E(X)$:

$$g(x) \approx g(\mu_X) + \left. \frac{\partial g(x)}{\partial x} \right|_{x=\mu_X} \cdot (x - \mu_X) + \left. \frac{\partial^2 g(x)}{\partial x^2} \right|_{x=\mu_X} \cdot \frac{(x - \mu_X)^2}{2}$$

Forventning av dette:

$$E[g(X)] \approx E[g(\mu_X)] + \frac{\partial g(x)}{\partial x} \Big|_{x=\mu_X} \cdot E(X - \mu_X) + \frac{\partial^2 g(x)}{\partial x^2} \Big|_{x=\mu_X} \cdot \frac{E[(X - \mu_X)^2]}{2}$$

$$= g(\mu_X) + \frac{\partial^2 g(x)}{\partial x^2} \Big|_{x=\mu_X} \cdot \frac{\sigma_X^2}{2}$$

$$E(X - \mu_X) = E(X) - \mu_X$$

$$= \mu_X - \mu_X = 0$$

Lar seg generalisere til funksjoner av fleire (uavhengige) variabler:

$$E[g(X,Y)] \approx g(\mu_X,\mu_Y) + \frac{\partial^2 g(x,y)}{\partial x^2} \Big|_{\substack{x=\mu_X \\ y=\mu_Y}} \cdot \frac{\sigma_X^2}{2} + \frac{\partial^2 g(x,y)}{\partial y^2} \Big|_{\substack{x=\mu_X \\ y=\mu_Y}} \cdot \frac{\sigma_Y^2}{2}$$

Rekkeutvikling, varians

Første ordens Taylorrekke-approksimasjon for funksjon g(x) om $\mu_X = E(X)$:

$$g(x) \approx g(\mu_X) + \left. \frac{\partial g(x)}{\partial x} \right|_{x=\mu_X} \cdot (x - \mu_X)$$

Varians av dette:

Lar seg tilsvarende generalisere:

$$Var[g(X,Y)] \approx \left[\frac{\partial g(x,y)}{\partial x}\right]_{\substack{x=\mu_X \ y=\mu_Y}}^2 \cdot \sigma_X^2 + \left[\frac{\partial g(x,y)}{\partial y}\right]_{\substack{x=\mu_X \ y=\mu_Y}}^2 \cdot \sigma_Y^2$$

Eksempel: Metallprøve. La X være hardhet av tilfeldig valgt metallprøve.

$$f(x) = \begin{cases} 1/2 + x, & 0 \le x \le 1. \\ 0, & \text{ellers.} \end{cases}$$

$$E(X) = \frac{7}{12}$$
 $Var(X) = \frac{11}{144}$

Vi antar produsenten får betalt etter følgende funksjon: $g(x) = e^x$

Finn forventning og varians for g(X), eksakt og tilnærma.

Eksakt:

$$\begin{split} E\left(e^{X}\right) &= \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f(x)dx = \int_{0}^{1} e^{x}\left(x+\frac{1}{2}\right)dx = \frac{e+1}{2} = 1.859 \quad \text{(fra tidligere)} \\ Var\left(e^{X}\right) &= E[(g(X)-\mu_{g(X)})^{2}] = E[g(X)^{2}] - \{E[g(X)]\}^{2} \\ &= \int_{0}^{1} \left(e^{x}\right)^{2}\left(x+\frac{1}{2}\right)dx - \left(\frac{e+1}{2}\right)^{2} = \frac{e^{2}}{4} - \frac{1}{2} - \frac{1}{4} = 0.238 \end{split}$$

Tilnærma:

$$g'(x) = e^{x}$$

$$g''(x) = e^{x}$$

$$E(e^{X}) \approx e^{x} + \frac{\partial(e^{X})}{\partial x^{2}} \Big|_{X=\mu_{X}} \frac{\nabla_{x}^{2}}{2} = e^{x} + e^{x} \cdot \frac{\nabla_{x}^{2}}{2}$$

$$= e^{x} + \frac{\partial(e^{X})}{\partial x^{2}} \Big|_{X=\mu_{X}} \frac{\nabla_{x}^{2}}{2} = e^{x} + e^{x} \cdot \frac{\nabla_{x}^{2}}{2}$$

$$= e^{x} + e^{x} \cdot \frac{\partial(e^{X})}{\partial x^{2}} \Big|_{X=\mu_{X}} = \frac{299}{288} \cdot e^{x} = \frac{1,860}{2}$$

$$Var(e^{X}) \approx \left(\frac{\partial(e^{X})}{\partial x}\Big|_{X=\mu_{X}}\right)^{2} \cdot \nabla_{x}^{2} = \left(e^{x}\right)^{2} \cdot \nabla_{x}^{2}$$

$$= \left(e^{x}\right)^{2} \cdot \frac{11}{144} = 0.245$$

4.4 Tsjebysjeffs teorem

Anta at vi vil regne ut en sannsynlighet, for eksempel

Kjenner ikke fordelinga til X, bare forventning og varians. (Kjenner et sentralmål for fordelinga og har et mål på spredninga, men kjenner ellers ikke formen på fordelinga.) Kan da ikke regne eksakt sannsynlighet, men kan finne grense (skranke) for sannsynligheten:

Tsjebysjeff (T 4.10):

Sannsynligheten for at verdien på en variabel X tar verdi innafor k standardavvik fra forventningsverdien er minst $1 - \frac{1}{k^2}$:

$$P(\mu_X - k \cdot \sigma_X < X < \mu_X + k \cdot \sigma_X) \ge 1 - \frac{1}{k^2}$$

Tar ikke med bevis.

Eksempel: Bussventetid.

Du går til holdeplassen for å ta bussen. Men du kjenner ikke den eksakte ruta, bare at det kommer en buss akkurat hvert 10. minutt. Fordelinga for ventetida:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{10}, & 0 \le x \le 10 \\ 0, & \text{ellers} \end{cases} \qquad \mu = \frac{10}{2} = 5 \qquad \sigma = \frac{5}{\sqrt{3}} \approx 2.89$$

Hva blir sannsynligheten for at du skal vente $\mu \pm k\sigma$?

Sannsynlighet Eksakt k Skranke Ro = 1: P(4 < X < 6) $\frac{2}{10} = 0.20$ $k = \frac{1}{\sigma} = 0.346$ $\geq 1 - \frac{1}{2} = 1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2$

Ganske dårlige resultater? Dette skyldes at teoremet gjelder uansett formen på fordelinga.

Vil gi noe bedre resultat for enkelte andre fordelinger.