Flere stokastiske variable

Læsning:

Cooper/McGillem kap. 3.1-3.5

Opsummering

- Vi indførte begrebet stokastisk variabel samt tæthedsfunktionen, f_x(x), til at beskrive sandsynligheder for s.v.
- Beregning af sandsynligheder

$$Pr(X = x) = 0$$

$$Pr(X \le x) = \int_{-\infty}^{x} f_X(x) dx$$

$$= F_X(x)$$

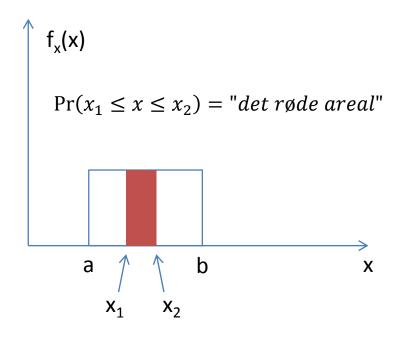
$$Pr(x_1 \le X \le x_2) = \int_{x_1}^{x_2} f_X(x) dx$$

$$= F_X(x_2) - F_X(x_1)$$

$$Pr(X > x) = 1 - Pr(X \le x)$$

$$= 1 - F_X(x)$$

- hvor $F_X(x)$ kaldes fordelingsfunktionen.
- Middelværdi og varians.
- Transformationssætningen.



Middelværdi og varians for forskellige fordelinger

- Uniform fordeling i intervallet [a,b]
 - $E[X] = \frac{1}{2}(b-a)$
 - $Var(X) = \frac{1}{12}(b-a)^2$
- Binomial fordeling med n trials og sandsynlighedsparameter p
 - $E[X] = n \cdot p$
 - $Var(X) = n \cdot p \cdot (1 p)$
- Gauss fordeling (normalfordeling)
 - $f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \cdot e^{-(x-\mu)^2/2\sigma^2}$
 - $E[X] = \overline{X} = \mu$
 - $Var(X) = \sigma^2$

Exponentialfordelingen

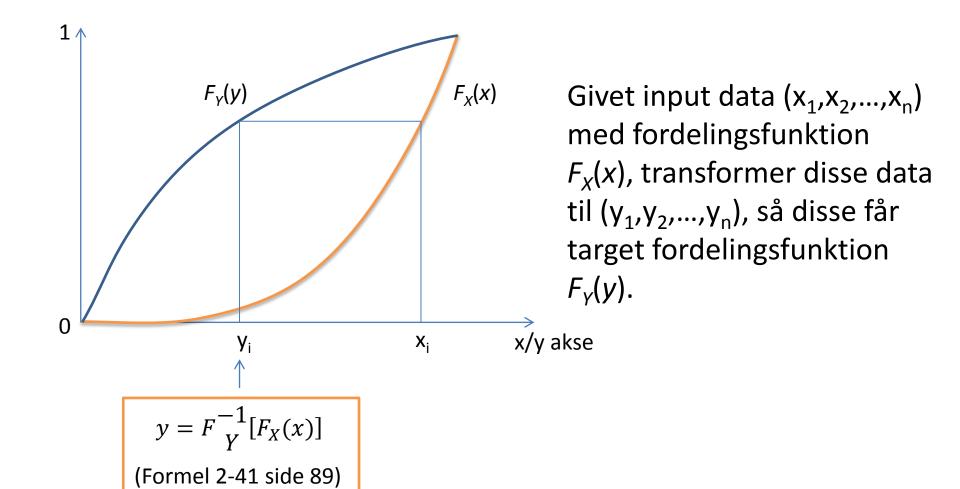
- Beskriver hændelser, som sker tilfældigt i tid.
- Parameteren $\bar{\tau}$ er den gennemsnitlige tid mellem to på hinanden følgende hændelser.
- Sandsynligheden for, at hændelsen indtræffer inden for tidsintervallet Δt , er $\frac{\Delta t}{\overline{\tau}}$.
- Tæthedsfunktion: $f(\tau) = \frac{1}{\overline{\tau}} e^{-\tau/\overline{\tau}}$
- Fordelingsfunktion: $F(\tau) = 1 e^{-\tau/\overline{\tau}}$

Exponentialfordelingen Eksempel fra bogen s. 93

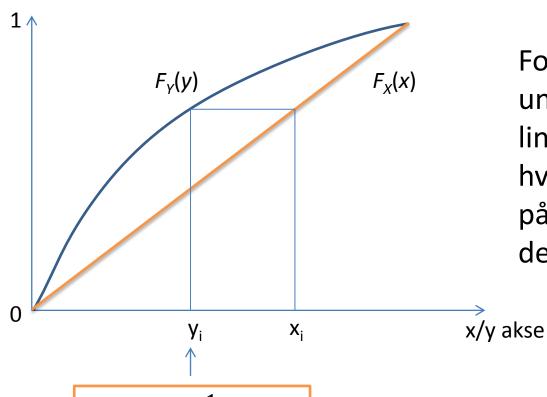
- Den gennemsnitlige levetid for komponenter i et rumfartøj er 100 dage.
- Et rumfartøj skal på en 200 dage lang mission.
- Hvad er sandsynligheden for, at missionen kan gennemføres uden komponentfejl?
- Dette er det samme som at spørge: Hvad er sandsynligheden for, at tiden til den første fejl er større end 200 dage?
- Beregn ud fra exponentialfordeling med $\bar{\tau} = 100 \ dage$:

$$\Pr(\tau > 200 \ dage) = 1 - \Pr(\tau \le 200 \ dage) = 1 - F(\tau)$$
$$= 1 - \left(1 - e^{-\frac{200}{100}}\right) = 0.1352$$

Histogram matching (dette relaterer til s. 89-91 i bogen)



Histogram matching hvor input fordelingen er uniform



Fordelingsfunktionen for en uniform fordeling er en ret linje. I det specielle tilfælde, hvor fordelingen er uniform på intervallet [0,1], gælder der, at $F_x(x) = x$

 $y = F_{Y}^{-1}(x)$ (Formel 2-41 side 89)

Brug af den uniforme fordeling til at generere data med arbitrær fordeling

1. Specificer en target fordelingsfunktion (F_{γ}) .

yrange = -5:0.1:5; Fy = normcdf(yrange,0,1);

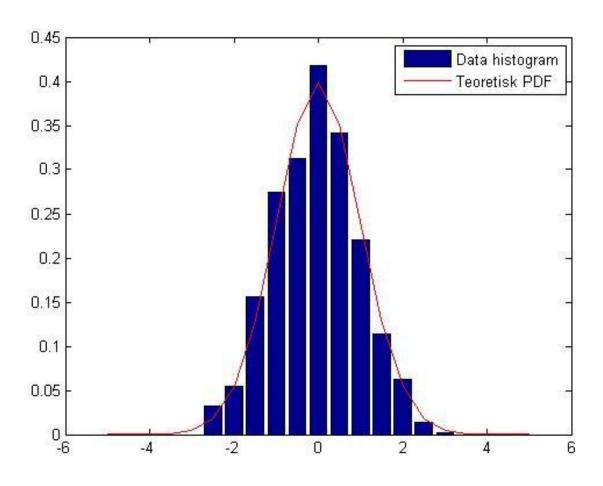
2. Generer tilfældige data, som er uniformt fordelte på intervallet [0,1].

```
N = 1000;
x = rand(1,N);
Fx = unifcdf(x,0,1);
```

3. Histogram matching

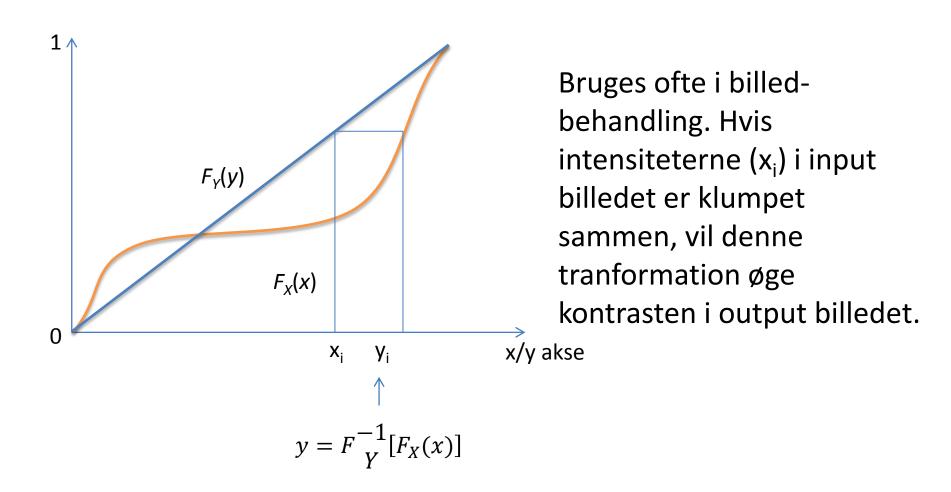
```
for i = 1:N
    distance = abs(Fx(i)-Fy);
    [min_val,min_ix] = min(distance);
    y(i) = yrange(min_ix);
end
```

Brug af den uniforme fordeling til at generere data med arbitrær fordeling

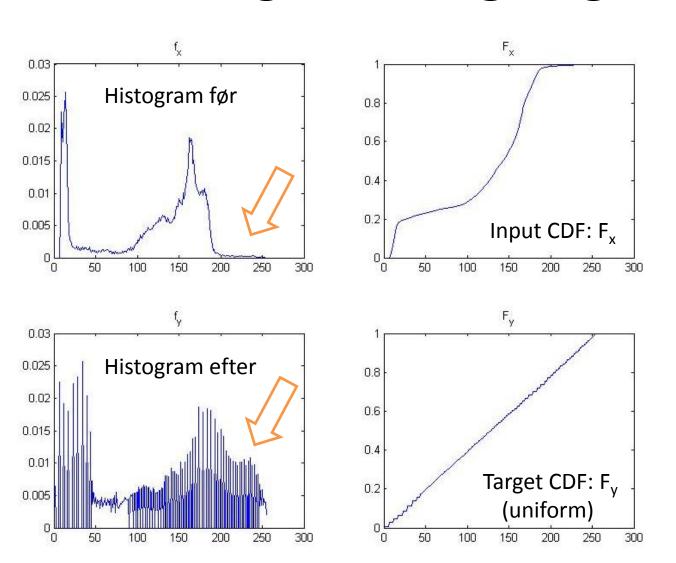


Histogram over de genererede y-værdier

Histogram matching hvor target fordelingen er uniform



Histogram udligning i billeder



Input billede



Histogramudlignet billede



Simultan tæthedsfunktion f(x,y)

	1Ω	10Ω	100Ω	1000Ω	Total
1W	50	300	90	0	440
2W	50	50	0	100	200
5W	0	150	60	150	360
Total	100	500	150	250	1000



	1Ω	10Ω	100Ω	1000Ω	Total
1W	0.05	0.30	0.09	0	0.44
2W	0.05	0.05	0	0.10	0.20
5W	0	0.15	0.06	0.15	0.36
Total	0.10	0.50	0.15	0.25	1.0

Simultan tæthedsfunktion f(x,y)

	X = 1	X = 2	X = 3	X = 4	$f_Y(y)$
Y = 1	f(1,1)	f(2,1)	f(3,1)	f(4,1)	$f_{Y}(1)$
Y = 2	f(1,2)	f(2,2)	f(3,2)	f(4,2)	$f_{Y}(2)$
Y = 3	<i>f</i> (1,3)	f(2,3)	f(3,3)	<i>f</i> (4,3)	$f_{Y}(3)$
$f_X(x)$	$f_X(1)$	$f_X(2)$	$f_{X}(3)$	$f_X(4)$	1



Indfør stokastiske variable samt f(x,y)

	1Ω	10Ω	100Ω	1000Ω	Total
1W	0.05	0.30	0.09	0	0.44
2W	0.05	0.05	0	0.10	0.20
5W	0	0.15	0.06	0.15	0.36
Total	0.10	0.50	0.15	0.25	1.0

Ex.: f(x = 1, y = 1) = 0.05

Marginale tæthedsfunktioner

	X = 1	X = 2	X = 3	X = 4	$f_Y(y)$
Y = 1	f(1,1)	f(2,1)	<i>f</i> (3,1)	f(4,1)	$f_{Y}(1)$
Y = 2	<i>f</i> (1,2)	f(2,2)	<i>f</i> (3,2)	<i>f</i> (4,2)	$f_{Y}(2)$
Y = 3	f(1,3)	<i>f</i> (2,3)	<i>f</i> (3,3)	<i>f</i> (4,3)	$f_{Y}(3)$
$f_X(x)$	$f_X(1)$	$f_X(2)$	$f_X(3)$	$f_X(4)$	1

- $f_X(x)$ og $f_Y(y)$ kaldes for de marginale tæthedsfunktioner.
- Hvordan udregner man $f_X(2)$?

$$f_X(2) = \sum_{y=1}^{3} f(2, y) = 0.3 + 0.05 + 0.15 = 0.5$$

Betingede tæthedsfunktioner

	X = 1	X = 2	X = 3	X = 4	$f_Y(y)$
Y = 1	f(1,1)	f(2,1)	<i>f</i> (3,1)	f(4,1)	$f_{Y}(1)$
Y = 2	<i>f</i> (1,2)	f(2,2)	<i>f</i> (3,2)	<i>f</i> (4,2)	$f_{Y}(2)$
Y = 3	f(1,3)	<i>f</i> (2,3)	<i>f</i> (3,3)	<i>f</i> (4,3)	$f_{Y}(3)$
$f_X(x)$	$f_X(1)$	$f_X(2)$	$f_X(3)$	$f_X(4)$	1

- Hvordan udregner man de betingede tæthedsfunktioner f(x|y) og f(y|x)?
- Eksempel: f(x = 2|y = 3)

$$f(x = 2|y = 3) = \frac{f(x = 2, y = 3)}{f_Y(y = 3)} = \frac{0.15}{0.36}$$

Betingede tæthedsfunktioner

	X = 1	X = 2	X = 3	X = 4	$f_Y(y)$
Y = 1	f(1 1)	f(2 1)	f(3 1)	f(4 1)	$f_Y(1)$
Y = 2	f(1 2)	f(2 2)	f(3 2)	f(4 2)	$f_{Y}(2)$
Y = 3	f(1 3)	f(2 3)	f(3 3)	f(4 3)	$f_{Y}(3)$
$f_X(x)$	$f_X(1)$	$f_X(2)$	$f_{X}(3)$	$f_X(4)$	1

- Givet de betingede og de marginale tætheder, hvordan beregner man de simultane tætheder?
- Eksempel: f(x = 2, y = 3)

$$f(x = 2, y = 3) = f(x = 2|y = 3) \cdot f_Y(y = 3)$$

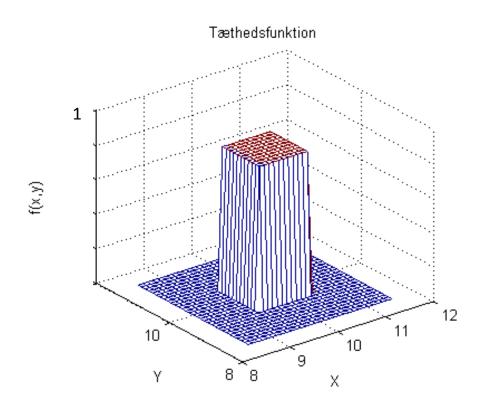
= $f(y = 3|x = 2) \cdot f_X(x = 2)$

Lad os nu kigge på kontinuerte simultane tæthedsfunktioner

Eksempel 1

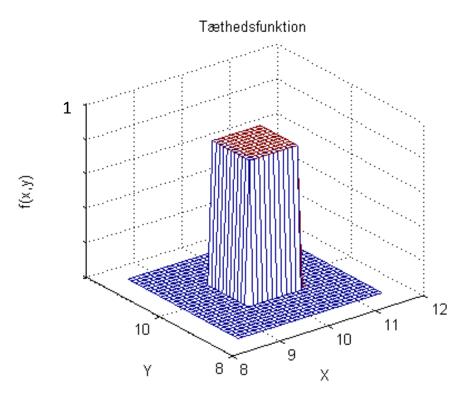
- En maskine skal udskære træplader på 10×10 cm.
- Maskinen er ikke perfekt, så den faktiske størrelse af pladen er stokastisk.
- Vi indfører derfor to stokastiske variable X og Y, således at det faktiske areal er $X \times Y$.
- De marginale tæthedsfunktioner er begge uniforme:
 - $f_X(x) = \begin{cases} 1 & for 9.5 \ cm \le x \le 10.5 \ cm \\ 0 & ellers \end{cases}$
 - $f_Y(y) = \begin{cases} 1 & for 9.5 \ cm \le y \le 10.5 \ cm \\ 0 & ellers \end{cases}$
- Hvordan ser den simultane tæthedsfunktion for (X, Y) ud?

Eksempel 1 Simultan tæthedsfunktion



$$f(x,y) = f_X(x) \cdot f_Y(y) = \begin{cases} 1 & \text{for } 9.5 \le x, y \le 10.5 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

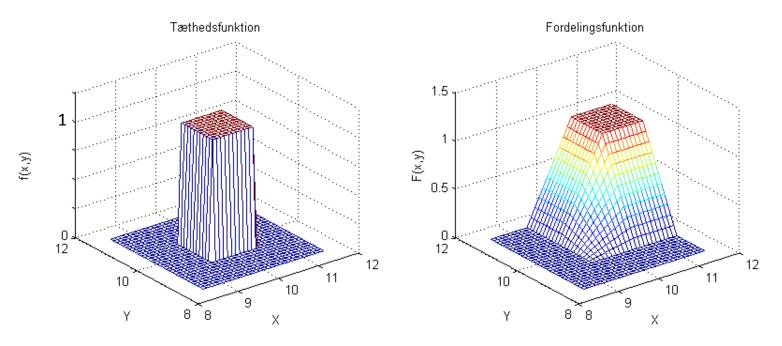
Eksempel 1 Simultan tæthedsfunktion



Hvad er $Pr(X \le 10, Y \le 10)$?

$$\Pr(X \le 10, Y \le 10) = \int_{x=9.5}^{10} \int_{y=9.5}^{10} f(x, y) dx dy = \frac{1}{4}$$

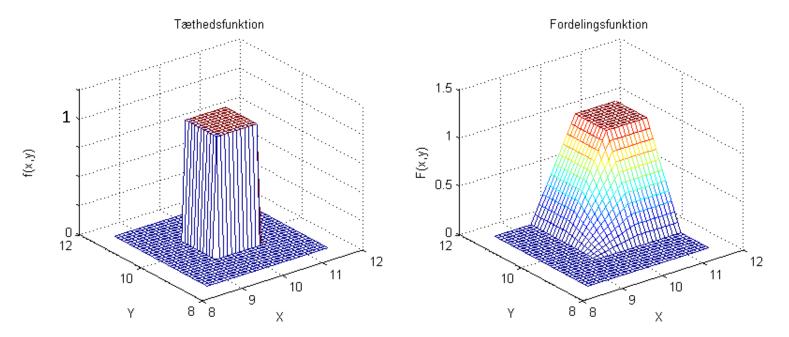
Eksempel 1 Simultan fordelingsfunktion



$$f(x,y) = \begin{cases} 1 & \text{for } 9.5 \le x, y \le 10.5 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$F(x,y) = \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} f(u,v) du dv$$

Eksempel 1 Simultan fordelingsfunktion



Hvad er $Pr(X \le 10, Y \le 10)$?

$$\Pr(X \le 10, Y \le 10) = F(10,10) = \int_{-\infty}^{10} \int_{-\infty}^{10} f(u, v) du dv = \frac{1}{4}$$

Vigtige relationer

- Givet f(x,y), hvordan beregner man F(x,y)?
 - $F(x,y) = \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} f(u,v) du dv$
- Givet F(x,y), hvordan beregner man f(x,y)?
 - $f(x,y) = \frac{\partial F(x,y)}{\partial x \partial y}$
- Givet f(x,y), hvordan beregner man de marginale sandsynligheder $f_X(x)$ og $f_Y(y)$?
 - $f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy$
 - $f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx$

Vigtige relationer (fortsat)

- Hvordan beregnes de betingede tætheder f(x|y) og f(y|x)?
 - $f(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)}$
 - $f(y|x) = \frac{f(x,y)}{f_X(x)}$
- Bayes regel:
 - $f(y|x) = \frac{f(x|y) \cdot f_Y(y)}{f_X(x)}$ og tilsvarende for f(x|y).
- Hvornår er X og Y statistisk uafhængige?
 - Når $f(x|y) = f_X(x)$ og $f(y|x) = f_Y(y)$
 - Dvs. når

$$f(x,y) = f(x|y) \cdot f_Y(y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$$

samme som at

$$f(x,y) = f(y|x) \cdot f_X(x) = f_Y(y) \cdot f_X(x)$$

Integration og differentiation

(se youtube videoer – links i kalenderen)

- Fra tæthedsfunktion (f) til fordelingsfunktion (F):
 - Husk, at $F(x,y) = \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} f(u,v) du dv$
 - Løs først det indre integral (mht. u).
 - Husk, at grænserne (generelt fra $-\infty$ til y) skal sættes ind på u's plads.
 - Den anden integrationsvariabel (v) behandles her som en konstant.
 - Løs derefter det ydre integral (mht. v).
 - Den første integrationsvariabel (u) vil være erstattet med x'er, som nu skal behandles som en konstant.
 - Husk, at grænserne (generelt fra $-\infty$ til x) skal sættes ind på v's plads.
- Fra fordelingsfunktion (F) til tæthedsfunktion (f):

$$- f(x,y) = \frac{\partial F(x,y)}{\partial x \partial y}$$

- Differentier først mht. x og behandl y som en konstant
- Differentier det resulterende udtryk mht. y og behandl x som en konstant.

Regneeksempel (s. 126-127)

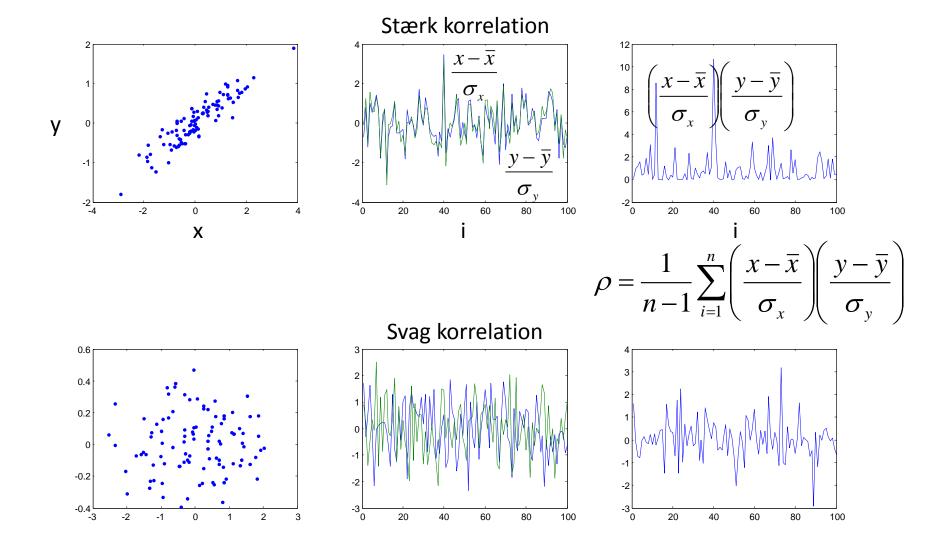
Korrelation

- Afhænger X og Y af hinanden?
- Korrelation
 - $E[X \cdot Y] = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot y \cdot f(x, y) dx dy$
 - Hvis X og Y er uafhængige er $E[X \cdot Y] = E[X] \cdot E[Y]$
- Kovarians

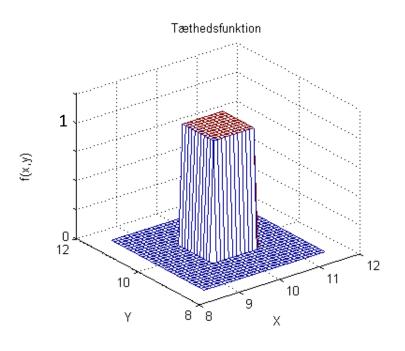
•
$$E[(X-\overline{X})\cdot(Y-\overline{Y})] = \int_{-\infty}^{\infty} (x-\overline{X})\cdot(y-\overline{Y})\cdot f(x,y)dxdy$$

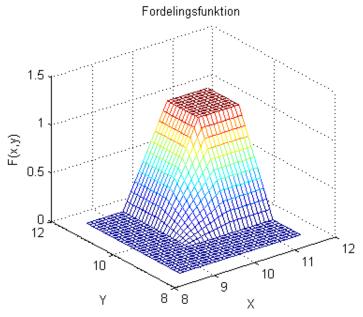
- Korrelationskoefficient
 - $\rho = E\left[\left(\frac{X \bar{X}}{\sigma_X}\right) \cdot \left(\frac{Y \bar{Y}}{\sigma_Y}\right)\right] = \frac{E[X \cdot Y] E[X] \cdot E[Y]}{\sigma_X \cdot \sigma_Y}$
 - $-1 \le \rho \le 1$
 - Hvis X og Y er uafhængige er $\rho = 0$

Korrelationskoefficienten for diskrete data



Uniform fordeling





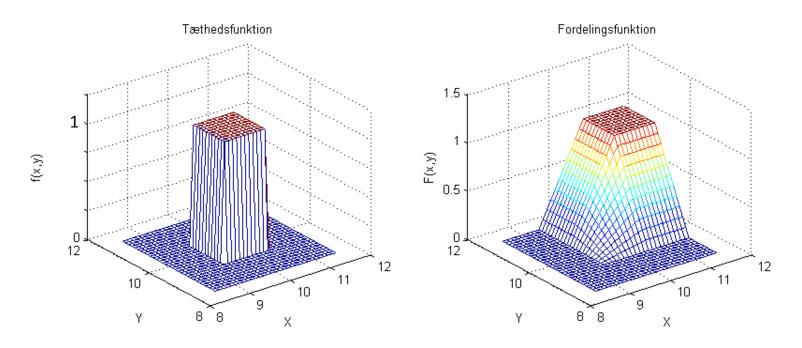
Er $f_X(x)$ og $f_Y(y)$ uafhængige?

$$f(x,y) = \begin{cases} 1 & \text{for } 9.5 \le x, y \le 10.5 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Svar: Ja, fordi

$$f_X(x) \cdot f_Y(y) = \begin{cases} 1 & \text{for } 9.5 \le x, y \le 10.5 \\ 0 & \text{ellers} \end{cases} = f(x, y)$$

Uniform fordeling



Hvad er korrelationen mellem X og Y, når X og Y er statistisk uafhængige?

Svar:

$$E[XY] = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f(x, y) dx dy = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx \int_{-\infty}^{\infty} y f_Y(y) dy = E[X] \cdot E[Y]$$

Bivariat Gaussfordeling

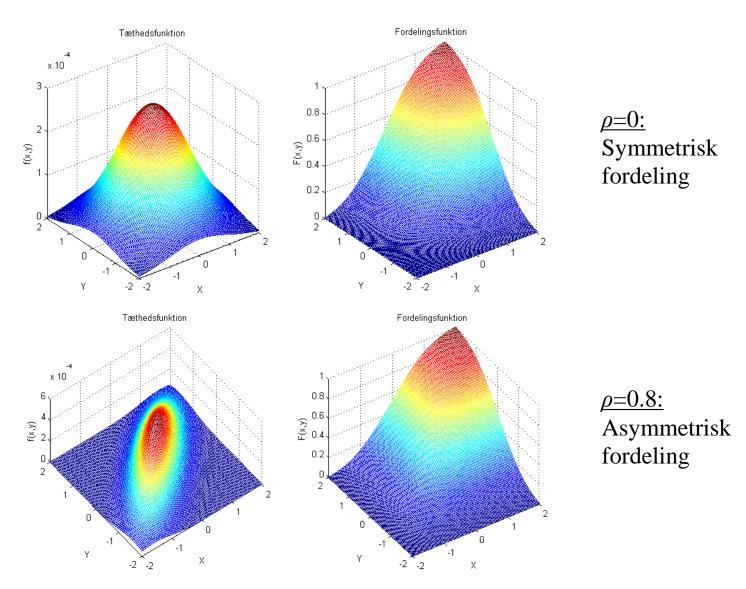
Wikipedia

http://en.wikipedia.org/wiki/Multivariate normal distribution

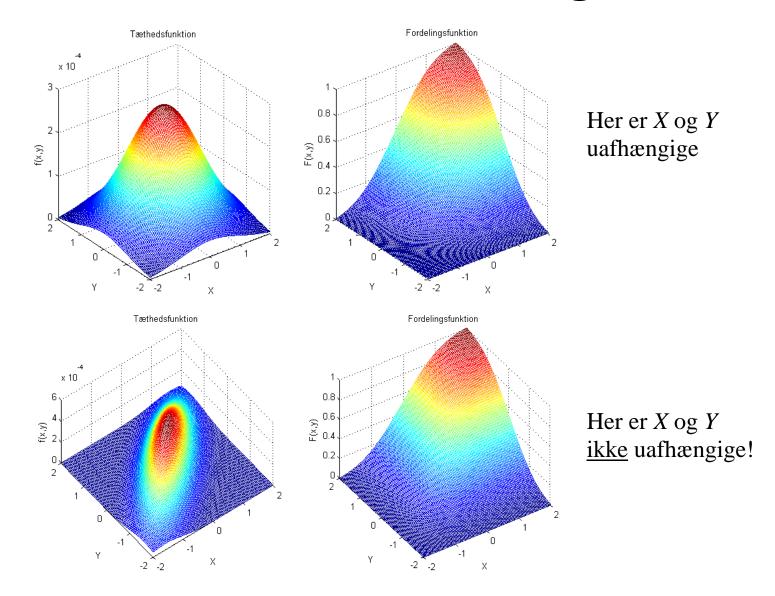
$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi\sigma_x\sigma_y\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left(-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left[\frac{(x-\mu_x)^2}{\sigma_x^2} + \frac{(y-\mu_y)^2}{\sigma_y^2} - \frac{2\rho(x-\mu_x)(y-\mu_y)}{\sigma_x\sigma_y} \right] \right),$$

hvor ho er korrelationskoefficienten mellem X og Y.

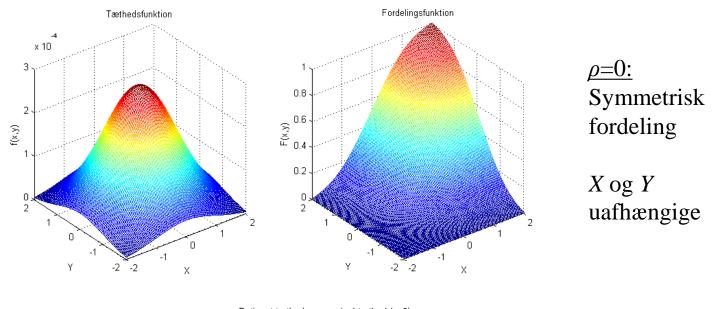
Bivariat Gaussfordeling



Bivariat Gaussfordeling

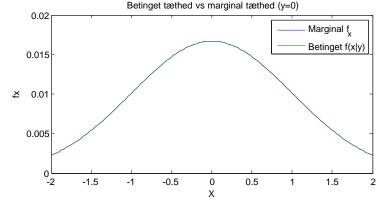


Symmetrisk Gaussfordeling



Hvad er $f_X(x)$?

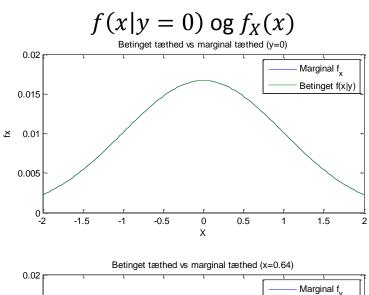
Svar: En 1D gauss

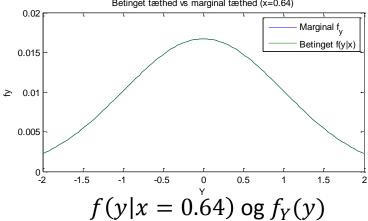


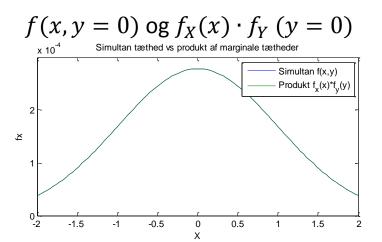
% Matlab
fx = sum(f,2);
fy = sum(f,1);

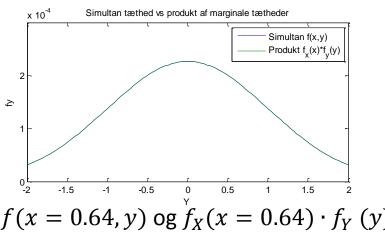
Bemærk, at når X og Y er uafhængige, så $f(x|y) = f_X(x)$ og $f(y|x) = f_Y(y)$.

Symmetrisk Gaussfordeling



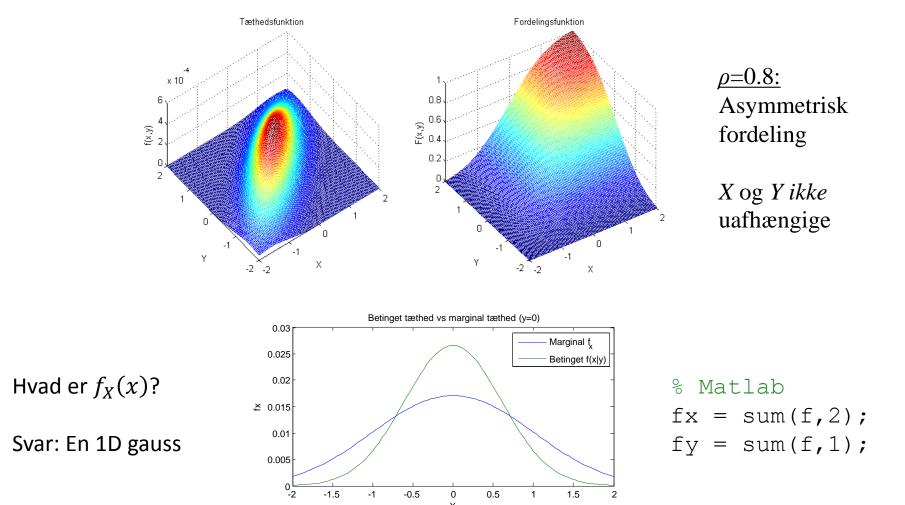






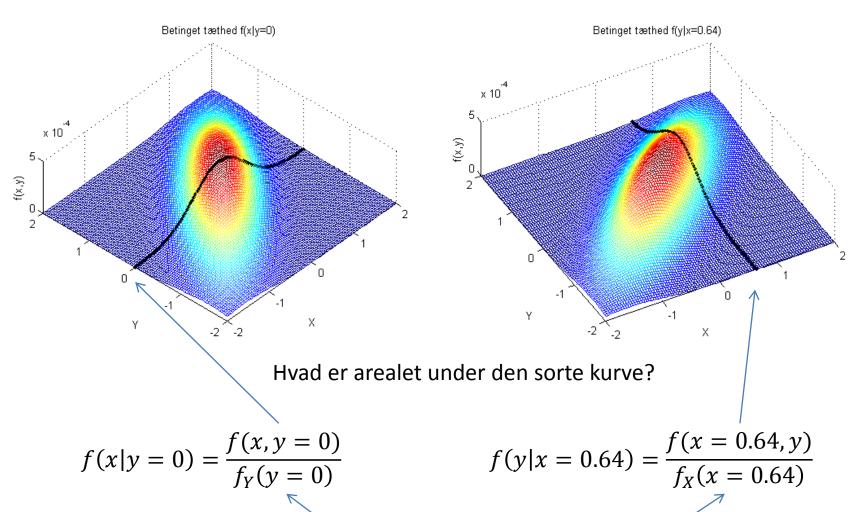
$$f(x = 0.64, y) \text{ og } f_X(x = 0.64) \cdot f_Y(y)$$

Asymmetrisk Gaussfordeling



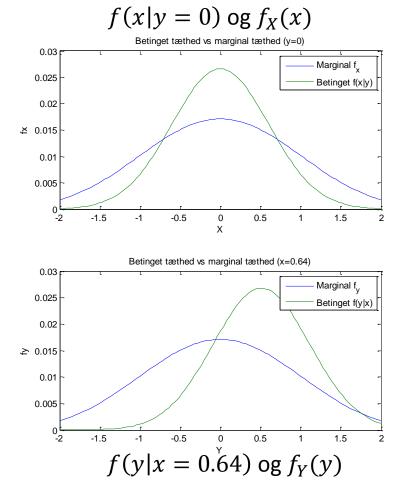
Her er $f(x|y) \neq f_X(x)$. Hvordan beregner man den betingede tæthedsfunktion, f(x|y)?

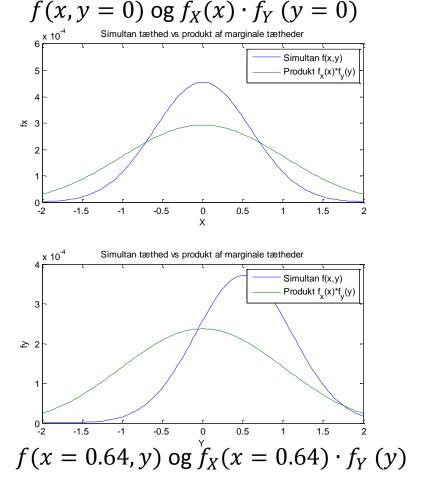
Asymmetrisk Gaussfordeling



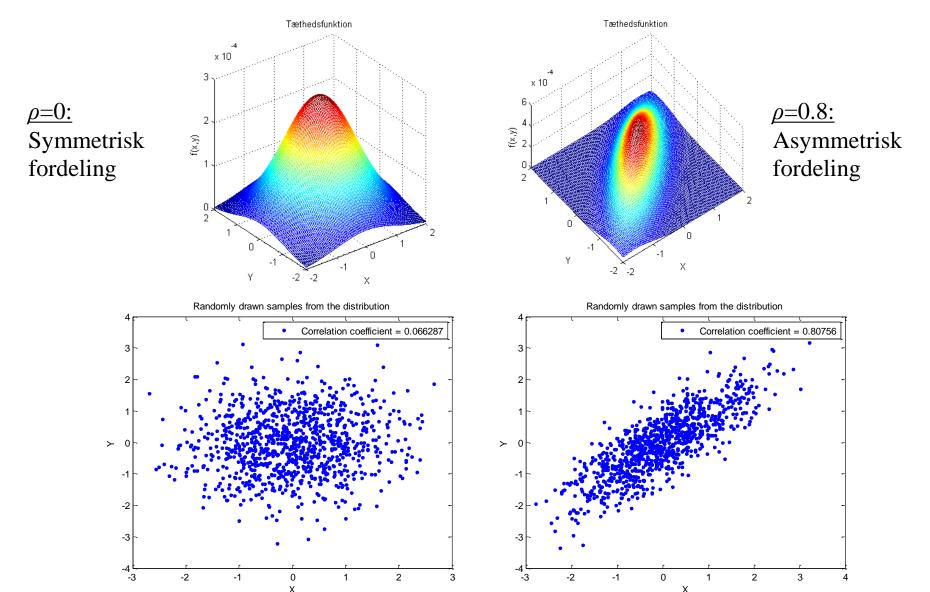
Normaliseringskonstant (arealet under den sorte kurve)

Asymmetrisk Gaussfordeling





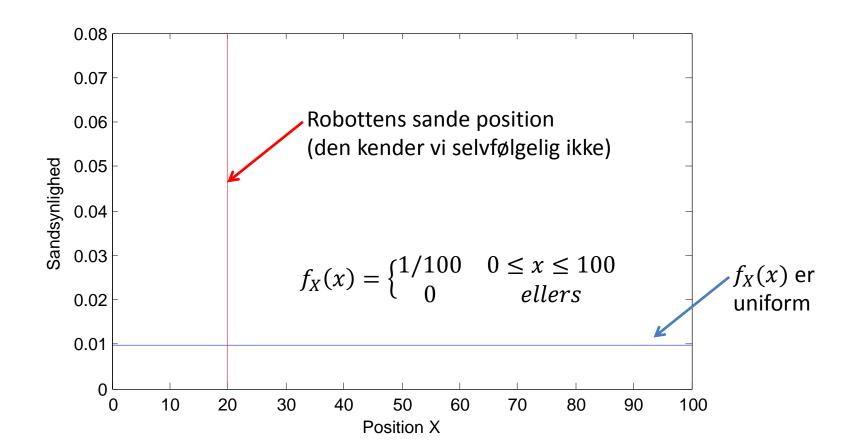
Sampling af data fra fordeling



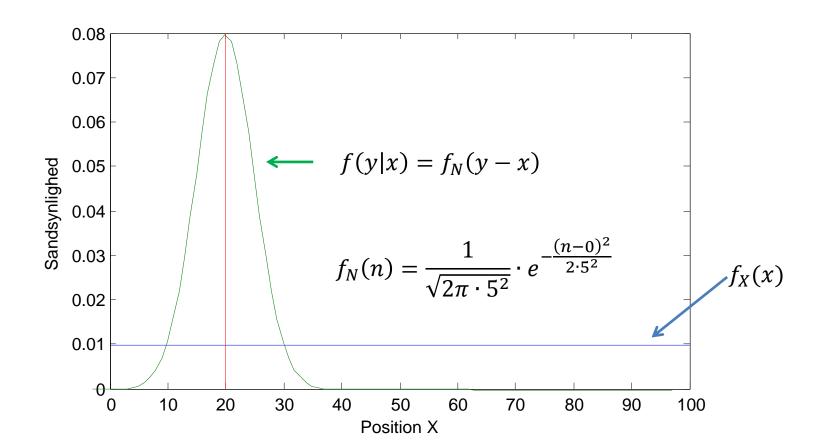
```
    Y = X + N
    Y = målt position
    X = sand position
    N = målestøj
```

 Givet målingen Y samt viden om fordelingen af hhv. X og N, hvad kan vi sige om robottens position?

- Til at begynde med, aner vi ikke, hvor robotten er.
- Dvs., den marginale tæthed $f_X(x)$ for positionen x er uniform.
- Dette er vores a priori ("før måling") viden om positionen.



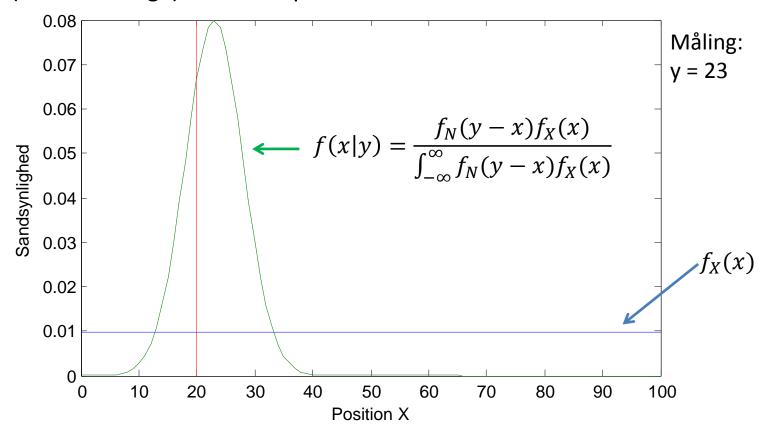
- Vi vil nu foretage en måling (y) af robottens position.
- Lad as antage, at målestøjen er normalfordelt: $N \sim \mathcal{N}(0.5)$
- Så må $f(y|x) = f(x + n|x) = f_N(n) = f_N(y x)$



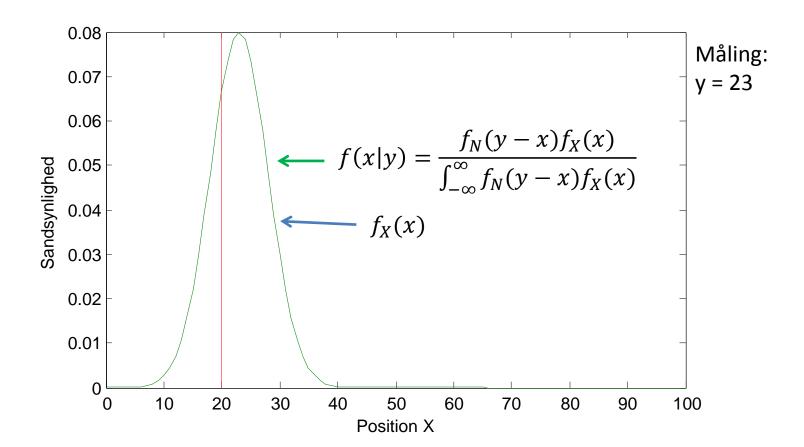
- Y = X + N
 Y = målt position
 X = sand position
 N = målestøj
- Givet målingen Y samt viden om fordelingen af hhv. X og N, hvad kan vi sige om robottens position?
- Bayes regel:

$$f(x|y) = \frac{f(x,y)}{f_Y(y)} = \frac{f(y|x)f_X(x)}{\int_{-\infty}^{\infty} f(y|x)f_X(x)dx}$$
$$= \frac{f_N(y-x)f_X(x)}{\int_{-\infty}^{\infty} f_N(y-x)f_X(x)dx}$$

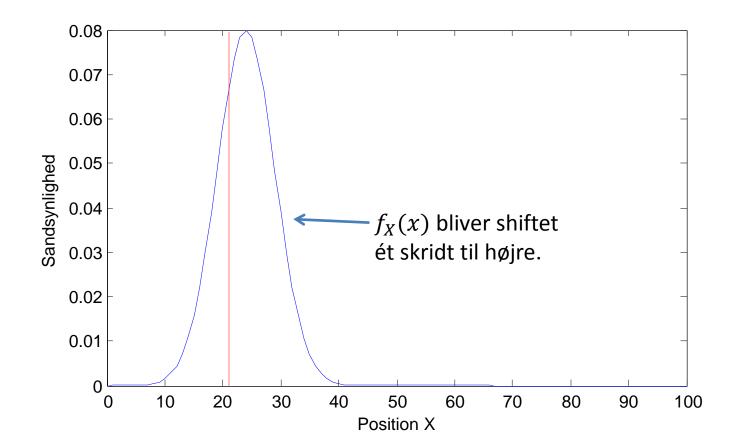
- Idet vi foretager en måling (y) af positionen, kan vi bruge Bayes formel til at opdatere vores viden om positionen.
- Den opdaterede tæthed f(x|y) repræsenterer vores a posteriori ("efter måling") viden om positionen.



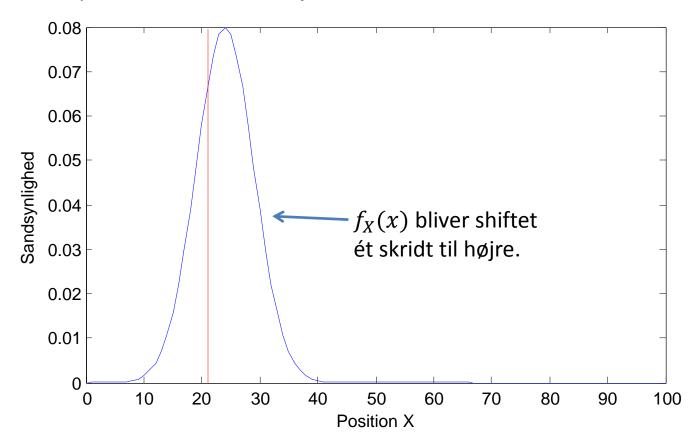
- Vi kan nu opdatere vores a priori viden om positionen, x.
- Konkret lader vi f(x|y) være vores nye marginale tæthed for X, $f_x(x)$.
- Hvad sker der med $f_x(x)$, når vi flytter robotten et skridt til højre?



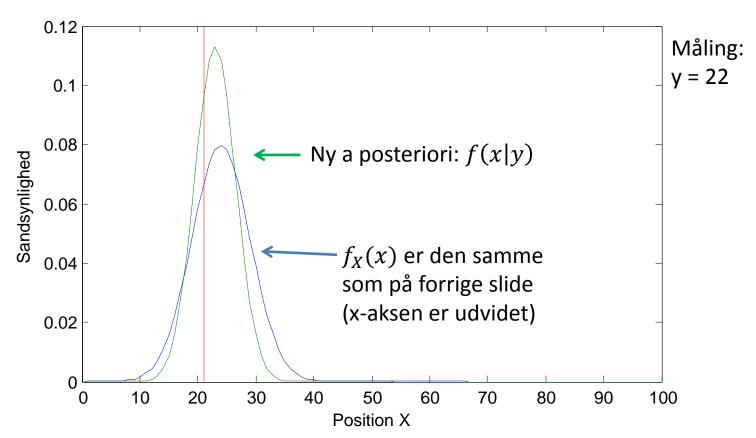
- Vi kan nu opdatere vores a priori viden om positionen, x.
- Konkret lader vi f(x|y) være vores nye marginale tæthed for X, $f_x(x)$.
- Hvad sker der med $f_x(x)$, når vi flytter robotten et skridt til højre?



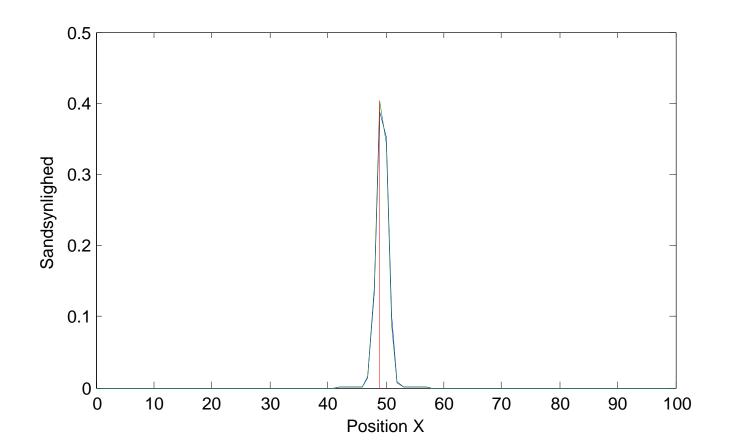
- Gentag proceduren med den opdaterede a priori tæthed, $f_x(x)$
 - Foretag en ny måling (y)
 - Beregn den nye a posteriori tæthed for positionen ved Bayes regel
 - Opdatér a priori tætheden
 - Flyt robotten et skridt til højre

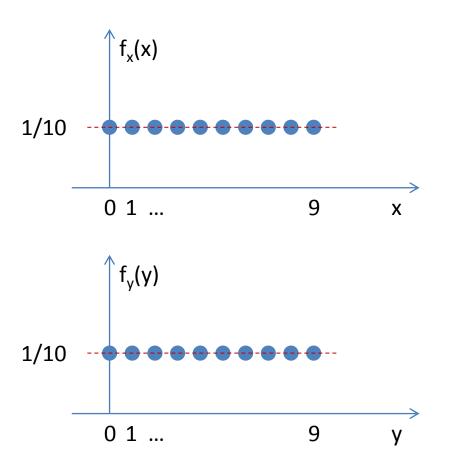


- Gentag proceduren med den opdaterede a priori tæthed, $f_x(x)$
 - Foretag en ny måling (y)
 - Beregn den nye a posteriori tæthed for positionen ved Bayes regel
 - Opdatér a priori tætheden
 - Flyt robotten et skridt til højre



- Efter blot nogle få iterationer, bliver vores viden om positionen (x) langt mere sikkert.
 - Spredningen på tæthedsfunktionen bliver mindre og tæthedsfunktionen bliver højere (sammenlign tallene på x-aksen med forrige slide)

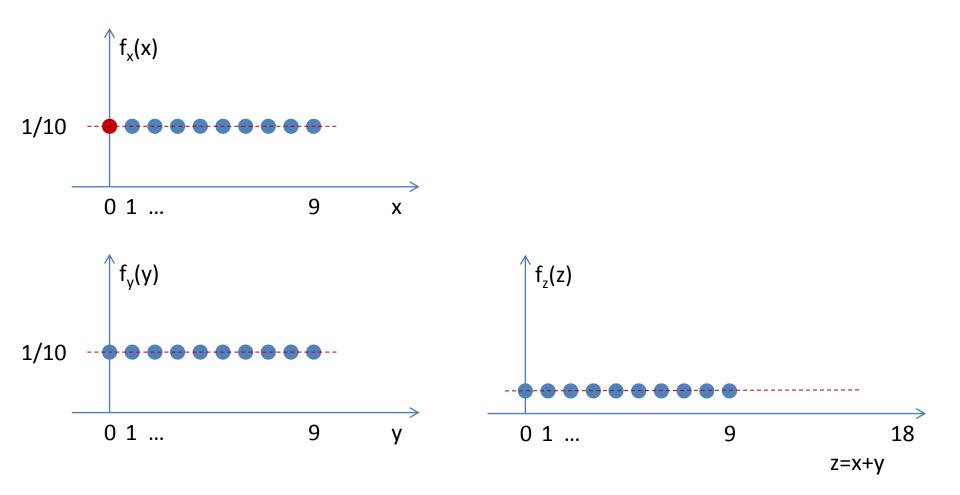


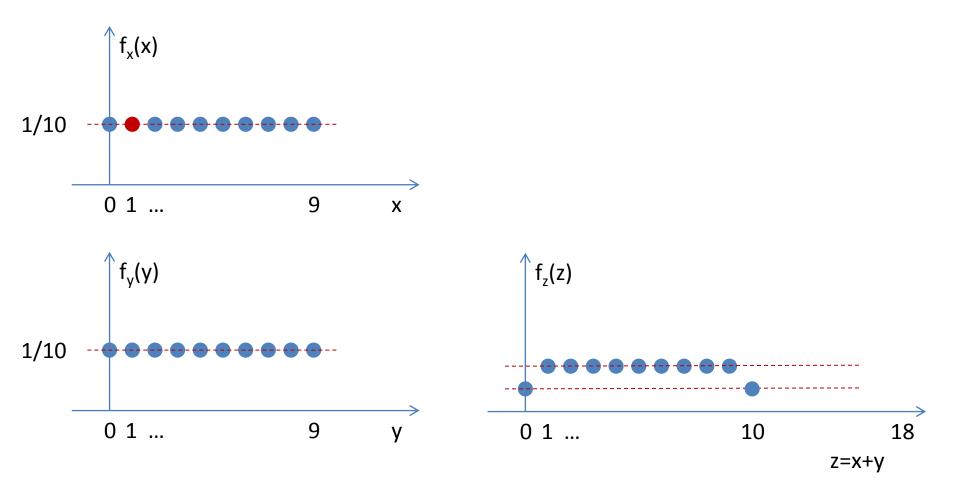


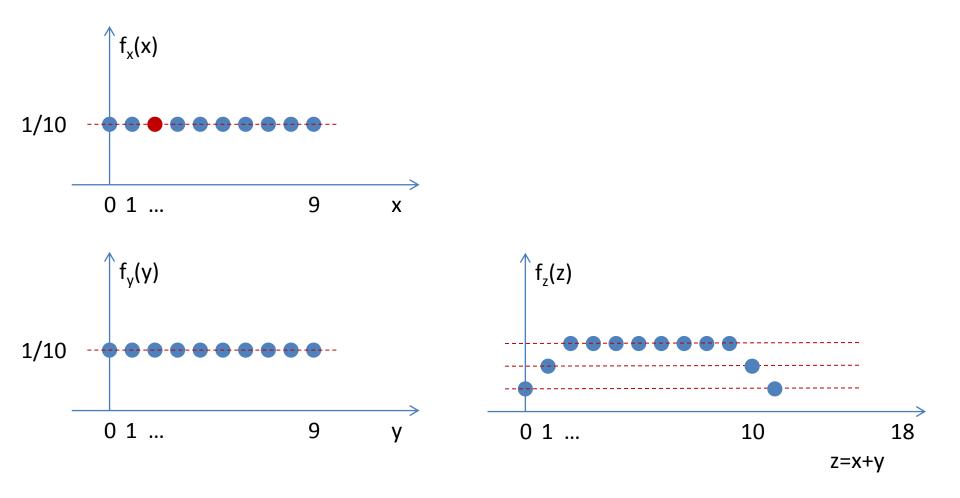
Hvilken fordeling har z = x+y?

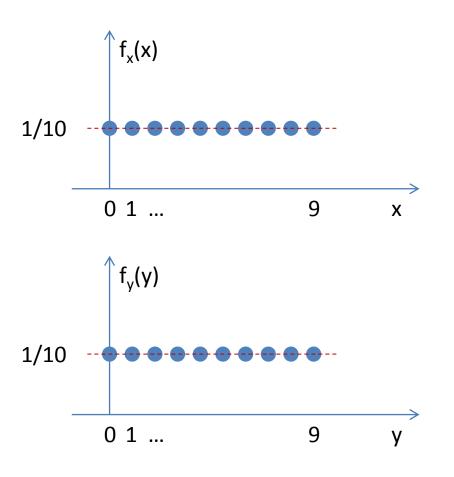
Tabel over mulige hændelser:

х	у	z = x+y
0	0	0
0	1	1
•	•	
•		
•	•	
9	9	18



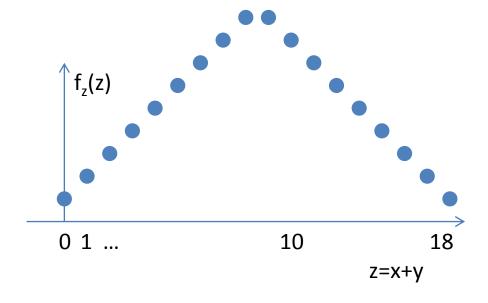






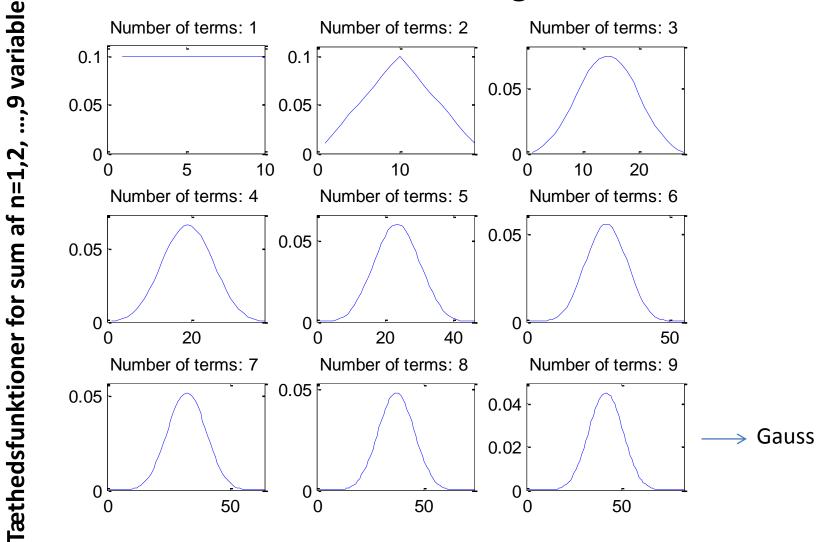
Hvilken fordeling har z = x+y?

f_z er foldningen af f_x og f_y.



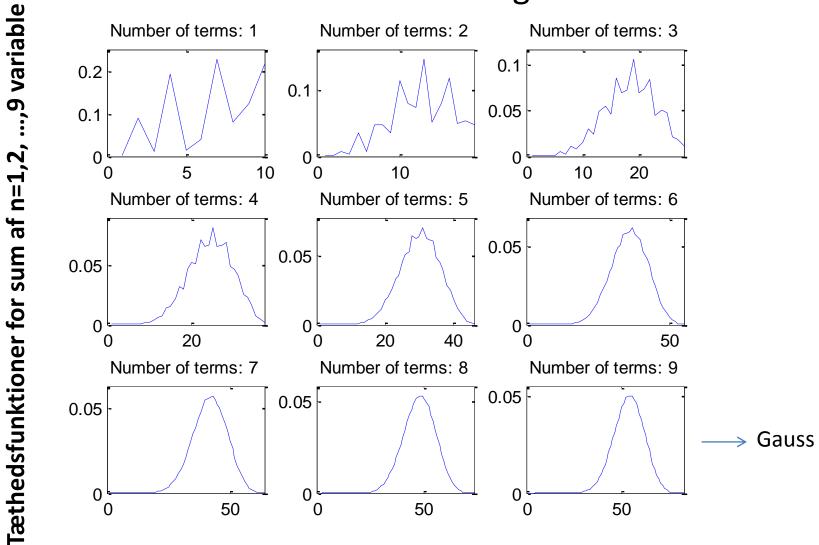
Sum af flere stokastiske variable

Uniform fordeling



Sum af flere stokastiske variable

Arbitrær fordeling



Den centrale grænseværdisætning (Central Limit Theorem)

Her en én af flere varianter

The Central Limit Theorem

If a random sample of size n is drawn from a population with mean μ and variance σ^2 , then the sample mean \overline{X} has approximately a normal distribution with mean μ and variance σ^2/n . That is, the distribution function of

$$\frac{(\overline{X} - \mu)}{\sigma/\sqrt{n}}$$

is approximately a standard normal. The approximation improves as the sample size increases.

Vi vender tilbage til CLT senere i kurset.

Regneeksempel (s. 137-138)

 Se også youtube video om convolution (link i kalenderen).

```
• X_i = X_{i-1} + dx + N_i

X_0 = 0 = initiel position.

dx = 1 = kommando til robotten (ryk "dx" skridt til højre).

N_i = usikkerhed da robotten aldrig rykker sig præcis med dx.
```

• Givet målingen X₀, dx samt viden om fordelingen af N_i, hvad kan vi sige om robottens position i den i'te iteration?

$$f_i(x) = f_{i-1}(x - dx) * f_N(n)$$

$$f_0(x) = \begin{cases} 1 & for \ x = 0 \\ 0 & ellers \end{cases}$$

$$f_N(n) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \cdot e^{-\frac{(n-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

```
• X_i = X_{i-1} + dx + N_i

X_0 = 0 = initiel position.

dx = 1 = kommando til robotten (ryk "dx" skridt til højre).

N_i = usikkerhed da robotten aldrig rykker sig præcis med dx.
```

• Givet målingen X₀, dx samt viden om fordelingen af N_i, hvad kan vi sige om robottens position i den i'te iteration?

$$f_i(x) = f_{i-1}(x - dx) * f_N(n)$$

$$f_0(x) = \begin{cases} 1 & for \ x = 0 \\ 0 & ellers \end{cases}$$

$$f_N(n) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \cdot e^{-\frac{(n-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$