

# Matematisk Statistik och Diskret Matematik, MVE051/MSG810, VT19

## Föreläsning 3

Nancy Abdallah

Chalmers - Göteborgs Universitet

April 2, 2019

# Kontinuerliga stokastiska variabler

- En **kontinuerlig stokastisk variabel** kan anta alla värden i ett intervall av reella tal (eller alla reella värden).
- För kontinuerliga stokastiska variabler gäller att  $P(X = x) = 0$ . Däremot  $P(a \leq x \leq b) \geq 0$ , för alla  $a, b \in \mathbb{R}$ .
- Det finns en funktion  $f(x)$  sådana att

$$P(a \leq x \leq b) = \int_a^b f(x) dx$$

$f(x)$  kallas **täthetsfunktion** (*eng. density function*).

- **OBS!**

$$P(a \leq x \leq b) = P(a < x \leq b) = P(a \leq x < b) = P(a < x < b)$$

- En funktion  $f(x)$  är en täthetsfunktion om och endast om
  - (i)  $f(x) \geq 0$  för alla  $x \in \mathbb{R}$ , och
  - (ii)  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) = 1$
- Fördelningsfunktionen  $F(x)$  är definierad av

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$$

*Fördelningsfunktion av en kontinuerlig s.v. är kontinuerlig.*

- I varje punkt  $x$  där  $f(x)$  är kontinuerlig, gäller att

$$F'(x) = f(x)$$

## Exempel

*Visa att funktionen*

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{om } a < x < b \\ 0 & \text{annars} \end{cases}$$

*är en täthetsfunktion.*

**Lösning:**

$f(x) \geq 0$  för alla  $x \in \mathbb{R}$  och

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(t) dt = \int_a^b \frac{1}{b-a} dt = \frac{b-a}{b-a} = 1$$

*Så är  $f(x)$  en täthetsfunktion. Den stokastiska variabeln som har  $f(x)$  som täthetsfunktion kallas likformig fördelning.*

## Exempel

Låt  $X$  vara en kontinuerlig stokastisk variabel med täthetsfunktion

$$f(x) = \begin{cases} 12.5x - 1.25 & \text{om } 0.1 \leq x \leq 0.5 \\ 0 & \text{annars} \end{cases}$$

Beräkna  $P(0.3 \leq X \leq 0.6)$  och bestäm fördelningsfunktion  $F(x)$ .

**Lösning:**

$$\begin{aligned} P(0.3 \leq X \leq 0.6) &= \int_{0.3}^{0.6} f(x) dx = \int_{0.3}^{0.5} (12.5x - 1.25) dx \\ &= \left[ 12.5 \frac{x^2}{2} - 1.25x \right]_{0.3}^{0.5} = 0.75 \end{aligned}$$

## Exempel

Fördelningsfunktion:

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \begin{cases} 0 & \text{om } x < 0.1 \\ \int_{0.1}^x (12.5t - 1.25) dt & \text{om } 0.1 \leq x < 0.5 \\ 1 & \text{om } x > 0.5 \end{cases}$$

$$\text{Alltså } F(x) = \begin{cases} 0 & \text{om } x < 0.1 \\ 6.25x^2 - 1.25x + 0.0625 & \text{om } 0.1 \leq x < 0.5 \\ 1 & \text{om } x > 0.5 \end{cases}$$

Vi kan använda  $F(x)$  för att beräkna  $P(a \leq X \leq b)$ .

$$P(0.3 \leq X \leq 0.6) = F(0.6) - P(0.3) = 1 - 0.25 = 0.75.$$

# Väntevärde, varians, standardavvikelse

Låt  $X$  vara en kontinuerlig s.v. med täthetsfunktion  $f(x)$ .

- Väntevärdet av  $X$  ges av

$$E[X] = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx.$$

- Mer allmänt, Om  $H$  är en funktion så kan vi definiera

$$E[H(X)] = \int_{-\infty}^{+\infty} H(x)f(x)dx$$

- Variansen och standardavvikelsen definieras på samma sätt som en diskret s.v., dvs  $Var[x] = E(X^2) - E(X)^2$ , och  $\sigma = \sqrt{Var[x]}$ .
- Räkneregler för väntevärdet och variansen är samma som en diskret s.v.

# Normalfördelning

- Om en stokastisk variabel  $X$  har

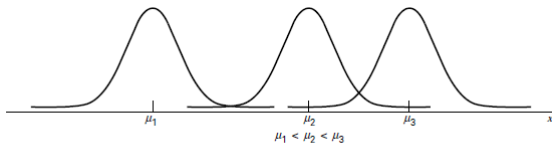
$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

som täthetsfunktion, där  $\sigma > 0$  och  $\mu \in \mathbb{R}$ , säges  $X$  normalfördelad med parameter  $\mu$  och  $\sigma$ .

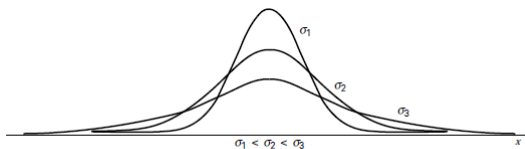
- Notation:  $X \in N(\mu, \sigma^2)$ .
- $E[X] = \mu$  och  $Var[X] = \sigma^2$ .



# Graf av en normalfördelad s.v.



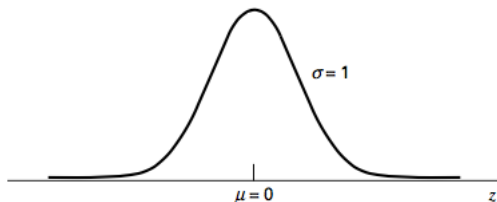
**FIGURE 4.6.3** Three normal distributions with different means but the same amount of variability.



**FIGURE 4.6.4** Three normal distributions with different standard deviations but the same mean.

# Standard Normalfördelning

Om  $X \in N(0, 1)$ , säges  $X$  att ha en standard normalfördelning. Täthetsfunktionen ser ut som figuren nedan. I så fall använder vi  $Z$  i stället av  $X$ .



*Anmärkning:* Grafen av en normalfördelad s.v. är symmetrisk kring linjen  $z = \mu$ .

Låt  $Z \in N(0, 1)$ . För att beräkna  $P(a < Z < b)$  där  $a$  och  $b$  är reella tal eller  $\pm\infty$ , använder man tabell V s.697-698 som ger flera värden för  $F(x)$ .

### Sats

Om  $X \in N(\mu, \sigma)$  så gäller att  $\frac{X-\mu}{\sigma} \in N(0, 1)$ .

### Sats

Låt  $X \in N(\mu, \sigma)$  så gäller att

$$P(\mu - \sigma < X < \mu + \sigma) = 0.68$$

$$P(\mu - 2\sigma < X < \mu + 2\sigma) = 0.95$$

$$P(\mu - 3\sigma < X < \mu + 3\sigma) = 0.997$$

## Exempel

Låt  $X \in N(17, 5)$  och antag att vi vill beräkna  $P(X \leq 20)$ . Då utnyttjas variabeln  $Z = (X - 17)/\sqrt{5}$  för vilken gäller att  $Z \in N(0, 1)$ .

$$\begin{aligned} P(X \leq 20) &= P\left(\frac{X - 17}{\sqrt{5}} \leq \frac{20 - 17}{\sqrt{5}}\right) = P(Z \leq 1.34) \\ &= F(1.34) = 0.9099 \end{aligned}$$

För vilken värde av  $x$  är  $P(X > x) = 0.6$ ?

$$P\left(\frac{X-17}{\sqrt{5}} > \frac{x-17}{\sqrt{5}}\right) = P\left(z > \frac{x-17}{\sqrt{5}}\right) = 0.6$$

$$\Rightarrow P\left(z < \frac{x-17}{\sqrt{5}}\right) = 1 - 0.6 = 0.4 \Rightarrow \frac{x-17}{\sqrt{5}} \approx -2.55$$

$$\text{Alltså } x \approx -2.55\sqrt{5} + 17 = 11.3$$

# Normalfördelning som approximation till Binomialfördelning

## Sats

Låt  $X \in \text{Bin}(n, p)$ . Om  $[p \leq 0.5 \text{ och } np > 5]$  eller  $[p > 0.5 \text{ och } n(1 - p) > 5]$  så approximeras  $X$  med  $N(np, np(1 - p))$ .

Dvs, om  $n$  är stor, approximeras  $X$  med en normalfördelning med parameter  $\mu = np$  och  $\sigma^2 = np(1 - p)$ .

## Anmärkning

Märk att Binomialfördelningen är diskret medan normalfördelningen är kontinuerlig: Vi beräknar  $P(X \leq x) \approx P(Y \leq x + \frac{1}{2})$  eller  $P(X < x) \approx P(Y \leq x - \frac{1}{2})$ .

## Transformation av kontinuerliga s.v.

- Antag att  $X$  har täthetsfunktion  $f_X$  och antag variabeln  $Y$  är relaterad till  $X$  med  $h(Y) = X$  där  $h$  är strängt monoton och deriverbar. Då gäller för täthetsfunktionen  $f_Y$  till  $Y$  att

$$f_Y(y) = f_X(h(y))|h'(y)|$$

- Exempel: Om  $X = aY + b$  så är  $f_Y(y) = f_X(ay + b)|a|$ .
- Exempel: Om  $X \in N(\mu, \sigma^2)$  och  $Y = \frac{X - \mu}{\sigma}$  så blir  $X = \sigma Y + \mu$  och

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}((\sigma y + \mu) - \mu)^2\right) \sigma \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{y^2}{2}\right) \end{aligned}$$