

NOTE: Normalfordeling

KBJ, februar 2025

3u MA

Definition: Kontinuert stokastisk variabel

En kontinuert stokastisk variabel X beskrives ved en tæthedsfunktion f , hvis det gælder at $f(x) \geq 0$ for $x \in \mathbb{R}$ samt

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1.$$

Da siges den stokastiske variabel X at have middelværdien:

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

Endvidere siges X at have variansen:

$$\text{Var}(X) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 \cdot f(x) dx$$

Dermed bliver spredningen $\sigma = \sqrt{\text{Var}(X)}$

Definition: Standardnormalfordelingen

Tæthedsfunktionen ϕ for en *standardnormalfordeling* kan bestemmes som en løsning til differentialligningen:

$$y' = -x \cdot y$$

Løsningen skal være positiv, dvs. $\phi(x) \geq 0$, for at opfylde definitionen af en tæthedsfunktion.

Sætning 1: Standardnormalfordelingens tæthedsfunktion

Standardnormalfordelingens tæthedsfunktion er givet ved:

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2}$$

Bevis:

Med separationsmetoden bestemmes løsningen til differentialligningen $\frac{dy}{dx} = -x \cdot y$ som:

$$\begin{aligned}\int \frac{1}{y} dy &= \int -x dx \\ \ln|y| + c_1 &= -\frac{1}{2}x^2 + c_2\end{aligned}$$

Da vi har krævet $y > 0$ fås $\ln|y| = \ln(y)$ og dermed:

$$\ln(y) = -\frac{1}{2}x^2 + c_3$$

hvor $c_3 = c_2 - c_1$

$$e^{\ln(y)} = e^{-\frac{1}{2}x^2 + c_3}$$

$$y = e^{c_3} \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2}$$

$$y = c \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2}$$

hvor $c = e^{c_3} > 0$.

Konstanten c bestemmes ud fra definition af tæthedsfunktion, i det $\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx = \sqrt{2\pi}$:

$$\begin{aligned}\int_{-\infty}^{\infty} c \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} dx &= c \cdot \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx = c \cdot \sqrt{2\pi} = 1 \\ c &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\end{aligned}$$

Dermed er det bestemt at:

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2}$$

Da der for alle $x \in \mathbb{R}$ gælder $\frac{1}{\sqrt{2\pi}} > 0$ og $e^x > 0$, er $\phi(x) \geq 0$ for alle $x \in \mathbb{R}$.

QED

Sætning 2: Standardnormalfordelingens middelværdi

En standardnormalfordelt stokastisk variabel har middelværdi 0.

Bevis:

$$\mu = E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot \phi(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} dx = \frac{-1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \int_{-\infty}^{\infty} (-x) \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} dx$$

Det ses, at den sammensatte funktion $g(h(x)) = e^{-\frac{1}{2}x^2}$ har indre $h(x) = -\frac{1}{2}x^2$ med $h'(x) = -x$ og ydre $g(x) = e^x$, som har stamfunktion $G(x) = e^x$.

Da integranden kan skrives på formen $g(h(x)) \cdot h'(x)$ kan integralet skrives $G(h(x)) + c$.

Da $G(h(x)) = e^{-\frac{1}{2}x^2}$ fås altså:

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} (-x) \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} dx &= \lim_{a \rightarrow -\infty} \left(\lim_{b \rightarrow \infty} \int_a^b (-x) \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} dx \right) \\ &= \lim_{a \rightarrow -\infty} \left(\lim_{b \rightarrow \infty} \left[e^{-\frac{1}{2}x^2} \right]_a^b \right) \\ &= \lim_{a \rightarrow -\infty} \left(\lim_{b \rightarrow \infty} \left(e^{-\frac{1}{2}b^2} - e^{-\frac{1}{2}a^2} \right) \right) \\ &= \lim_{a \rightarrow -\infty} \left(\lim_{b \rightarrow \infty} e^{-\frac{1}{2}b^2} - \lim_{b \rightarrow \infty} e^{-\frac{1}{2}a^2} \right) \\ &= \lim_{a \rightarrow -\infty} \left(0 - e^{-\frac{1}{2}a^2} \right) \\ &= \lim_{a \rightarrow -\infty} -e^{\frac{1}{2}a^2} \\ &= 0 \end{aligned}$$

Dermed fås altså:

$$\mu = E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot \phi(x) dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \int_{-\infty}^{\infty} (-x) \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot 0 = 0$$

QED

Sætning 3

En standardnormalfordelt stokastisk variabel X har spredningen 1.

Bevis:

$$\text{Var}(X) = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 \cdot \phi(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot \phi(x) dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} dx$$

Om bestemt partiell integration gælder, i det G er en stamfunktion til g :

$$\int_a^b f(x) \cdot g(x) dx = [f(x) \cdot G(x)]_a^b - \int_a^b f'(x) \cdot G(x) dx$$

Vi vælger her $f(x) = x$ og $g(x) = x \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2}$, således at $f(x) \cdot g(x) = x^2 \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2}$.

Heraf følger $f'(x) = 1$ og $G(x) = -e^{-\frac{1}{2}x^2}$.

Da $\lim_{x \rightarrow \infty} x \cdot e^{-x} = 0$ (eksponentialfunktion aftager "hurtigere" end lineær funktion vokser), fås:

$$\begin{aligned} \int_a^b x^2 \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} dx &= \left[x \cdot \left(-e^{-\frac{1}{2}x^2} \right) \right]_a^b - \int_a^b 1 \cdot \left(-e^{-\frac{1}{2}x^2} \right) dx \\ &= - \left[x \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} \right]_a^b + \int_a^b e^{-\frac{1}{2}x^2} dx \\ &= \int_a^b e^{-\frac{1}{2}x^2} dx = - \left[x \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} \right]_a^b \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} dx &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx - \lim_{a \rightarrow -\infty} \left(\lim_{b \rightarrow \infty} \left(b \cdot e^{-\frac{1}{2}b^2} - a \cdot e^{-\frac{1}{2}a^2} \right) \right) \\ &= \sqrt{2\pi} - \lim_{a \rightarrow -\infty} \left(\lim_{b \rightarrow \infty} b \cdot e^{-\frac{1}{2}b^2} - \lim_{b \rightarrow \infty} a \cdot e^{-\frac{1}{2}a^2} \right) \\ &= \sqrt{2\pi} - \lim_{a \rightarrow -\infty} \left(0 - a \cdot e^{-\frac{1}{2}a^2} \right) \\ &= \sqrt{2\pi} - 0 \\ &= \sqrt{2\pi} \end{aligned}$$

Dermed fås

$$\text{Var}(X) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \sqrt{2\pi} = 1$$

Og således kan vi slutte om spredningen:

$$\sigma(X) = \sqrt{\text{Var}(X)} = \sqrt{1} = 1$$

QED.

Sætning 4: Monotoniforhold for tæthedsfunktionen

Standardnormalfordelingens tæthedsfunktion er jf. sætning 1 bestemt ved:

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2}$$

Det gælder om $\phi(x)$ at den er voksende for $x \in]-\infty; 0]$ og aftagende for $x \in [0; \infty[$.

Bevis:

Med kædereglen ses: $(e^{-\frac{1}{2}x^2})' = -\frac{1}{2} \cdot 2x \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} = -x \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2}$

Dermed fås:

$$\phi'(x) = \frac{-1}{\sqrt{2\pi}} \cdot x \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2}$$

De stationære punkter for ϕ bestemmes:

$$\begin{aligned}\phi'(x) &= 0 \\ \frac{-1}{\sqrt{2\pi}} \cdot x \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} &= 0\end{aligned}$$

Med nulreglen fås da følgende løsning, da $e^{-\frac{1}{2}x^2} > 0$ for alle x :

$$x = 0$$

Da $-\frac{1}{\sqrt{2\pi}} < 0$ og $e^{-\frac{1}{2}x^2} > 0$ for alle værdier af x , afgøres fortegnet for ϕ' alene af fortegnet for x .

For $x < 0$ fås således $\phi'(x) > 0$ og $x > 0$ fås $\phi'(x) < 0$

Således følger det at ϕ er voksende for $x \leq 0$ og aftagende for $x \geq 0$.

QED

Sætning 5: Krumningsforhold for tæthedsfunktion

Om $\phi(x)$ gælder, at den er konveks for $x \in]-\infty; -1]$ og $x \in [1; \infty[$ samt konkav for $x \in [-1; 1]$.

Bevis:

Med produktreglen ses:

$$\left(e^{-\frac{1}{2}x^2}\right)'' = \left(-x \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2}\right)' = (-x)' \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} + (-x) \cdot \left(e^{-\frac{1}{2}x^2}\right)' = -1 \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} - x \cdot (-x) \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} =$$

$$x^2 \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} - 1 \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} = (x^2 - 1) \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2}$$

Dermed fås:

$$\phi''(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot (x^2 - 1) \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2}$$

For at finde mulige vendepunkter løses ligningen $\phi''(x) = 0$:

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot (x^2 - 1) \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} = 0$$

Med nulreglen fås, idet $e^{-\frac{1}{2}x^2} > 0$ for alle x :

$$x^2 - 1 = 0$$

$$x^2 = 1$$

$$x = -1 \text{ eller } x = 1$$

Da $\frac{1}{\sqrt{2\pi}} > 0$ og $e^{-\frac{1}{2}x^2} > 0$ for alle x , har ϕ'' samme fortægn som $(x^2 - 1)$.

For $x^2 > 1$ er $x^2 - 1 > 0$. Dette gælder når $x < -1$ eller $x > 1$.

For $x^2 < 1$ er $x^2 - 1 < 0$. Dette gælder når $-1 < x < 1$

Da $\phi''(x) > 0$ for $x < -1$ er ϕ konveks for $x \in]-\infty; 1]$.

Da $\phi''(x) < 0$ for $-1 < x < 1$ er ϕ konkav for $x \in [-1; 1]$.

Da $\phi''(x) > 0$ for $x > 1$, er ϕ konveks for $x \in [1; \infty[$.

QED

Definition: Fordelingsfunktion

Standardnormalfordelingens fordelingsfunktion er defineret ved:

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \phi(t) dt$$

Sætning 6: Monotoni- og krumningsforhold for Φ

Φ er voksende på hele \mathbb{R} .

Φ er konveks for $x < 0$ og konkav for $x > 0$.

Bevis:

Da $\Phi'(x) = \phi(x)$, og da $\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2} > 0$ for alle x , så er Φ voksende for alle x .

Da $\Phi''(x) = \phi'(x)$, og da der jf. sætning 1, gælder at $\phi'(x) > 0$ for $x < 0$ og $\phi'(x) < 0$ for $x > 0$, så er Φ konveks for $x \leq 0$ og konkav for $x \geq 0$.

QED

Indledende bemærkninger om generel normalfordeling

Den normalfordelte stokastiske variabel X , med middelværdi μ og spredning σ gælder, at den har tæthedsfunktionen:

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

Endvidere har den fordelingsfunktionen

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

Standardnormalfordelingens har $\mu = 0$ og $\sigma = 1$ hvilket netop giver:

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot 1} \cdot e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-0}{1}\right)^2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}x^2}$$

Sætning 7:

Det gælder at $F(x) = \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$

Bevis

Med kædereglen fås:

$$\begin{aligned} \left(\Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right)' &= \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)' \cdot \Phi'\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) = \frac{1}{\sigma} \cdot \phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \\ &= \frac{1}{\sigma} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} = f(x) \end{aligned}$$

Det er altså vist at $\Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$ er en stamfunktion til f .

Da forskellen på to stamfunktioner til samme funktion højest er en konstant, må det således gælde at $F(x) - \Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) = c$. Derfor bestemmes c i det det vides at $F(\mu) = 0,5$ og $\Phi(0) = 0,5$:

$$F(\mu) - \Phi\left(\frac{\mu-\mu}{\sigma}\right) = F(\mu) - \Phi(0) = 0,5 - 0,5 = 0 = c$$

Da $c = 0$ gælder det altså at $\Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)$ og $F(x)$ er den samme stamfunktion til f .

Det gælder altså at $\Phi\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right) = F(x)$.

Sætning 8:

Hvis der for en normalfordelt stokastisk variabel $X \sim N(\mu, \sigma)$ gælder, at $P(X \leq x_p) = p$ og $P(X \leq x_q) = q$, dvs. at p - og q -fraktilen for X er hhv. x_q og x_p , da gælder at middelværdi og spredning er givet ved:

$$\mu = \frac{\Phi^{-1}(q) \cdot x_p - \Phi^{-1}(p) \cdot x_q}{\Phi^{-1}(q) - \Phi^{-1}(p)}$$

og

$$\sigma = \frac{x_q - x_p}{\Phi^{-1}(q) - \Phi^{-1}(p)}$$

hvor Φ^{-1} er fraktilfunktionen for standardnormalfordelingen.

Bevis:

Hvis vi kalder fordelingsfunktionen for X for F , så ved vi altså at

$$F(x_p) = p \text{ og } F(x_q) = q$$

Heraf følger med sætning 6 at:

$$\Phi\left(\frac{x_p - \mu}{\sigma}\right) = p \text{ og } \Phi\left(\frac{x_q - \mu}{\sigma}\right) = q$$

Ved at bruge standardnormalfordelingens fraktilfunktion Φ^{-1} på begge sider fås:

$$\Phi^{-1}\left(\Phi\left(\frac{x_p - \mu}{\sigma}\right)\right) = \Phi^{-1}(p) \text{ og } \Phi^{-1}\left(\Phi\left(\frac{x_q - \mu}{\sigma}\right)\right) = \Phi^{-1}(q)$$

Og da $\Phi^{-1}(\Phi(x)) = x$ fås:

$$\frac{x_p - \mu}{\sigma} = \Phi^{-1}(p) \text{ og } \frac{x_q - \mu}{\sigma} = \Phi^{-1}(q)$$

I begge ligninger isoleres nu σ :

$$x_p - \mu = \Phi^{-1}(p) \cdot \sigma \quad \text{og} \quad x_q - \mu = \Phi^{-1}(q) \cdot \sigma$$

$$\sigma = \frac{x_p - \mu}{\Phi^{-1}(p)} \quad \text{og} \quad \sigma = \frac{x_q - \mu}{\Phi^{-1}(q)}$$

og de to udtryk sættes lig hinanden og μ isoleres:

$$\frac{x_p - \mu}{\Phi^{-1}(p)} = \frac{x_q - \mu}{\Phi^{-1}(q)}$$

$$\frac{x_p}{\Phi^{-1}(p)} - \frac{\mu}{\Phi^{-1}(p)} = \frac{x_q}{\Phi^{-1}(q)} - \frac{\mu}{\Phi^{-1}(q)}$$

$$\frac{x_p}{\Phi^{-1}(p)} - \frac{x_q}{\Phi^{-1}(q)} = \frac{\mu}{\Phi^{-1}(p)} - \frac{\mu}{\Phi^{-1}(q)}$$

$$\frac{x_p}{\Phi^{-1}(p)} - \frac{x_q}{\Phi^{-1}(q)} = \mu \left(\frac{1}{\Phi^{-1}(p)} - \frac{1}{\Phi^{-1}(q)} \right)$$

$$\mu = \frac{\frac{x_p}{\Phi^{-1}(p)} - \frac{x_q}{\Phi^{-1}(q)}}{\frac{1}{\Phi^{-1}(p)} - \frac{1}{\Phi^{-1}(q)}}$$

Brøken på højreside forlænges nu med $\Phi^{-1}(p) \cdot \Phi^{-1}(q)$ og således opnås:

$$\mu = \frac{\Phi^{-1}(q) \cdot x_p - \Phi^{-1}(p) \cdot x_q}{\Phi^{-1}(q) - \Phi^{-1}(p)}$$

Herefter sættes den fundne μ -værdi ind i et af udtrykkene for σ :

$$\begin{aligned} \sigma &= \frac{x_p - \frac{\Phi^{-1}(q) \cdot x_p - \Phi^{-1}(p) \cdot x_q}{\Phi^{-1}(q) - \Phi^{-1}(p)}}{\Phi^{-1}(p)} \\ \sigma &= \frac{\frac{x_p \cdot (\Phi^{-1}(q) - \Phi^{-1}(p))}{\Phi^{-1}(q) - \Phi^{-1}(p)} - \frac{\Phi^{-1}(q) \cdot x_p - \Phi^{-1}(p) \cdot x_q}{\Phi^{-1}(q) - \Phi^{-1}(p)}}{\Phi^{-1}(p)} \\ \sigma &= \frac{\frac{x_p \cdot \Phi^{-1}(q) - x_p \Phi^{-1}(p) - \Phi^{-1}(q) \cdot x_p + \Phi^{-1}(p) \cdot x_q}{\Phi^{-1}(q) - \Phi^{-1}(p)}}{\Phi^{-1}(p)} \\ \sigma &= \frac{\frac{\Phi^{-1}(p) \cdot x_q - \Phi^{-1}(p) \cdot x_p}{\Phi^{-1}(q) - \Phi^{-1}(p)}}{\Phi^{-1}(p)} \\ \sigma &= \frac{x_q - x_p}{\Phi^{-1}(q) - \Phi^{-1}(p)} \end{aligned}$$

Hermed er det altså vist at: $\mu = \frac{\Phi^{-1}(q) \cdot x_p - \Phi^{-1}(p) \cdot x_q}{\Phi^{-1}(q) - \Phi^{-1}(p)}$ og $\sigma = \frac{x_q - x_p}{\Phi^{-1}(q) - \Phi^{-1}(p)}$