

Dichte der Standardnormalverteilung: $\mu=0, \sigma^2=1$
 $f_X(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}$

Zusammenhang Dichte und Verteilungsfunktion:

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt$$

Im Falle der (Standard-) normalverteilung
 $F_X(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$
 $=: \Phi_{0,1}(x)$

Notation für die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung

Funktionswerte sind in Tabellen dargestellt.

$$\Phi_{\mu, \sigma^2}(x) := \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt$$

Muss nachprüfen, dass $\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt = 1$

dies kann mit Hilfe von etwas Analysis gezeigt werden.

Standardisierung:
 Beweis von Satz 6.7

$$X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2) \quad Y = \frac{X-\mu}{\sigma}$$

$$\mathbb{P}\left(\frac{X-\mu}{\sigma} \leq y\right) = \mathbb{P}(X \leq \sigma y + \mu)$$

Verteilungsfkt. von Y an der Stelle y

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{\sigma y + \mu} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt$$

Substitution: $s = \frac{t-\mu}{\sigma}$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^y e^{-\frac{s^2}{2}} ds$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^y e^{-\frac{s^2}{2}} ds = \Phi_{0,1}(y)$$

$$ds = \frac{ds}{dt} dt = \frac{1}{\sigma} dt \quad dt = \sigma ds$$

$$\frac{ds}{dt} = \frac{1}{\sigma}$$

Rechenbeispiel Bsp. 6.6

$$X \sim \mathcal{N}(-1.3, 4)$$

$= \mu$ σ^2

Frage: $\mathbb{P}(X > 0)$

$$\mathbb{P}(X > 0) = 1 - \mathbb{P}(X \leq 0) = 1 - \Phi_{\mu, \sigma^2}(0)$$

mit $\mu = -1.3, \sigma^2 = 4$

Verwende Standardisierung, um Φ_{μ, σ^2} auf $\Phi_{0,1}$ zu transformieren.

$$\Phi_{\mu, \sigma^2}(0) = \mathbb{P}(X \leq 0) = \mathbb{P}\left(\frac{X-\mu}{\sigma} \leq \frac{0-\mu}{\sigma}\right)$$

$Y \sim \mathcal{N}(0,1)$

$$= \mathbb{P}\left(Y \leq \frac{0 - (-1.3)}{\sqrt{4}}\right) = \mathbb{P}(Y \leq 0.65)$$

$$= \Phi_{0,1}(0.65)$$

$$\mathbb{P}(X > 0) = 1 - \Phi_{0,1}(0.65)$$

Tabelle \nearrow $1 - 0.7422 = 0.2578$

Bsp. 6.7 $X \sim \mathcal{N}(-1.3, 4)$

$$\mathbb{P}(X > -2) = 1 - \Phi_{\mu, \sigma^2}(-2)$$

$$= 1 - \mathbb{P}(X \leq -2)$$

Standardisierung $\hat{=} 1 - \mathbb{P}\left(\frac{X - (-1.3)}{2} \leq \frac{-2 + 1.3}{2}\right)$

$$= 1 - \Phi_{0,1}(-0.35)$$

Problem: In der Tabelle sind nur Werte für $x \geq 0$ vermerkt.
 Lösung des Problems:

Symmetrie der Standardnormalverteilung:

Dichte der Standardnormalverteilung erfüllt

$$f_{0,1}(-x) = f_{0,1}(x)$$

Nicht die Verteilungsfkt. ist symmetrisch, nur die Dichte.
 Für die Verteilungsfkt. gilt:

$$\Phi_{0,1}(-x) = 1 - \Phi_{0,1}(x)$$

Damit folgt $\Phi_{0,1}(-0.35) = 1 - \Phi_{0,1}(0.35)$

$$\mathbb{P}(X > -2) = 1 - \Phi_{0,1}(-0.35) = 1 - (1 - \Phi_{0,1}(0.35)) = \Phi_{0,1}(0.35) = 0.6368$$

Warnung: $\Phi_{\mu, \sigma^2}(-x) = 1 - \Phi_{\mu, \sigma^2}(x)$ gilt nur dann, wenn $\mu=0$ ist.

Bemerkung: Die gemeinsame Verteilungsfunktion zweier Zufallsvariablen X und Y ist definiert als Funktion $F_{X,Y}$ von zwei Variablen

$$F_{X,Y}(x,y) = \mathbb{P}(X \leq x, Y \leq y), \quad x, y \in \mathbb{R}$$

Begriff der gemeinsamen Dichte vgl. Buch

Bem. Sind X, Y unabhängig ZV mit f_X, f_Y , dann gilt die Faltungsformel:

$$f_{X+Y}(z) = \int_{\mathbb{R}} f_X(t) \cdot f_Y(z-t) dt$$

Covarianz von 2 beliebigen ZV X, Y ist definiert als

$$\text{Cov}(X, Y) = \mathbb{E}[X \cdot Y] - \mathbb{E}[X] \cdot \mathbb{E}[Y]$$

Bsp. 6.8

$$\text{Sei } X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$$

$$\mathbb{E}[X] = \mu, \quad \mathbb{V}(X) = \sigma^2$$

Standardabweichung σ

Mit Hilfe der Standardisierung $Y = \frac{X-\mu}{\sigma}$ berechnet man

$$\mathbb{P}(X \in [\mu - \sigma, \mu + \sigma]) = \mathbb{P}(\mu - \sigma \leq X \leq \mu + \sigma)$$

$$\stackrel{\text{Standard}}{=} \mathbb{P}(-1 \leq Y \leq 1)$$

$$= \Phi_{0,1}(1) - \Phi_{0,1}(-1)$$

$$\stackrel{\Phi_{0,1}(-1) = 1 - \Phi_{0,1}(1)}{=} 2 \Phi_{0,1}(1) - 1 \approx 0.6827 \approx 0.68$$

das heißt: Bei einer normalverteilten Zufallsvariablen liegen $\approx 68\%$ der Werte innerhalb einer Standardabweichung um den Erwartungswert

$$\mathbb{P}(X \in [\mu - 2\sigma, \mu + 2\sigma]) \approx 0.9545$$

d.h. $\approx 95\%$ der Werte liegen innerhalb von $\mu \pm 2\sigma$