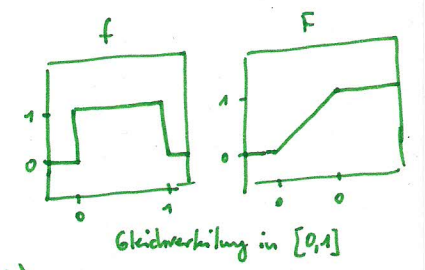


**Kontinuierlich**

Dichte und Verteilung:  $F_X(x) = \Pr[X \leq x] = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt$

Gleichverteilung:  $f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & \text{für } x \in [a,b] \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}, F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{für } x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & \text{für } a \leq x \leq b \\ 1 & \text{für } x > b \end{cases}$   
 $E[X] = \frac{a+b}{2}, \text{Var}[X] = \frac{(b-a)^2}{12}$



Simulation von ZV:  $\tilde{X} = F_X^{-1}(U) \Rightarrow F_{\tilde{X}}(t) = F_X(t)$  (U gleichverteilt)

Erwartungswert:  $E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} t \cdot f_X(t) dt, E[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(t) \cdot f_X(t) dt$

Varianz:  $\text{Var}[X] = E[(X - E[X])^2] = \int_{-\infty}^{\infty} (t - E[X])^2 \cdot f_X(t) dt = E[X^2] - E[X]^2$

Unabhängigkeit:  $\Pr[X \leq x, Y \leq y] = \Pr[X \leq x] \cdot \Pr[Y \leq y] \Leftrightarrow F_{X,Y}(x,y) = F_X(x) \cdot F_Y(y) \Leftrightarrow f_{X,Y}(x,y) = f_X(x) \cdot f_Y(y)$

Summe unabhängiger ZV:  $f_{X+Y}(z) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) \cdot f_Y(z-x) dx$  ( $X+Y =: Z$ )

Normalverteilung:  $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \cdot \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) =: \varphi(x; \mu, \sigma)$   
 $F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \cdot \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dt =: \Phi(x; \mu, \sigma)$   
 $X \sim \mathcal{N}(0,1) \Rightarrow EX=0, \text{Var}[X]=1$   
 $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2) \Rightarrow EX=\mu, \text{Var}[X]=\sigma^2$

Additivität von  $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ :  $Z := a_1 X_1 + \dots + a_n X_n \Rightarrow Z \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$  mit  $\mu = a_1 \mu_1 + \dots + a_n \mu_n$  und  $\sigma^2 = a_1^2 \sigma_1^2 + \dots + a_n^2 \sigma_n^2$  ( $X_i \sim \mathcal{N}(\mu_i, \sigma_i^2)$ )

Zentraler Grenzwertsatz:  $\left. \begin{array}{l} \bullet X_1, \dots, X_n \sim \text{bel. Vert. mit } \mu, \sigma^2 \\ \bullet Y_n := X_1 + \dots + X_n \quad (X_i \text{ unabh.}) \\ \bullet n \geq 1 \end{array} \right\} \Rightarrow Z_n := \frac{Y_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \sim \mathcal{N}(0,1)$

Grenzwertsatz v. de Moivre:  $\left. \begin{array}{l} \bullet X_1, \dots, X_n \sim \text{Ber}(p) \text{ mit } p \\ \bullet \text{unabh.} \\ \bullet H_n = X_1 + \dots + X_n \\ \bullet n \geq 1 \end{array} \right\} \Rightarrow H_n^* := \frac{H_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \sim \mathcal{N}(0,1)$   
 $\left( \frac{X - EX}{\sigma} \sim \mathcal{N}(0,1) \right)$

Exponentialverteilung:  $f(x) = \begin{cases} \lambda \cdot e^{-\lambda x} & \text{falls } x \geq 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}, F(x) = 1 - e^{-\lambda x}$   
 $E[X] = \frac{1}{\lambda}, E[X^2] = \frac{2}{\lambda^2}, \text{Var}[X] = \frac{1}{\lambda^2}$   
 $(X \sim \text{Exp}(\lambda) \Rightarrow aX \sim \text{Exp}(\frac{\lambda}{a}))$

Gedächtnislosigkeit:  $X \sim \text{Exp}(\lambda) \Leftrightarrow \Pr[X > x+y | X > y] = \Pr[X > x]$

Minimum:  $\left. \begin{array}{l} \bullet X_1, \dots, X_n \sim \text{Exp}(\lambda_1, \dots, \lambda_n) \\ \bullet \text{unabh.} \\ \bullet X := \min\{X_1, \dots, X_n\} \end{array} \right\} \Rightarrow X \sim \text{Exp}(\lambda_1 + \dots + \lambda_n)$

- mehrdimens.  
- Randvert.

# Statistik

**Definitionen:** • Zufallsvariable  $X$  mit Dichte  $f(x; \theta)$

• Schätzvariable / Schätzer  $U$

• Erwartungstreue, wenn  $E[U] = \theta$

• Mean squared error:  $MSE := E[(U - \theta)^2] \stackrel{U \text{ erwart.}}{=} E[(U - E[U])^2] = \text{Var}[U]$

• A effizienter als B wenn  $MSE \text{ von } A < MSE \text{ von } B$

• Schätzer konsistent im quadratischen Mittel wenn  $MSE \rightarrow 0 \text{ (} n \rightarrow \infty \text{)}$   $n = \text{Umfang Stichpr.}$

**Wichtige Schätzer:**  $\bar{X} := \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n X_i$  (Stichprobenmittel) erwartungstreu Schätzer für den Erw. Wert

$S^2 := \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$  (Stichprobenvarianz) " " " die Varianz

( $X_1, \dots, X_n = \text{Stichprobe}$ )

**Maximum-Likelihood:**

$$L(\vec{x}; \theta) := \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \prod_{i=1}^n \text{Pr}_{\theta}[X_i = x_i] \stackrel{\text{unabh.}}{=} \text{Pr}_{\theta}[X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n]$$

$$\forall \theta. L(\vec{x}; \theta) \leq L(\vec{x}; \hat{\theta}) \Rightarrow \hat{\theta} \text{ ist ML-Schätzwert}$$

## Diskret

**Tot.w'keit:**  $\text{Pr}[B] = \sum_{i=1}^n \text{Pr}[B|A_i] \cdot \text{Pr}[A_i] \quad // \quad E[X] = \sum_{i=1}^n E[X|A_i] \cdot \text{Pr}[A_i]$

**E und Var:**  $X_1, \dots, X_n \text{ unabh.} \Rightarrow \text{Var}[X_1 + \dots + X_n] = \text{Var}[X_1] + \dots + \text{Var}[X_n], \quad E[X_1 \cdot \dots \cdot X_n] = E[X_1] \cdot \dots \cdot E[X_n]$

**Verteilungen:** Bernoulli:  $f_X(x) = \begin{cases} p & x=1 \\ 1-p & x=0 \end{cases}, \quad E[X] = p, \quad \text{Var}[X] = p(1-p)$

Binomial:  $f_X(x) = b(x; n, p) = \binom{n}{x} p^x q^{n-x}, \quad E[X] = np, \quad \text{Var}[X] = npq$

Geometrisch:  $f_X(i) = pq^{i-1}, \quad E[X] = \frac{1}{p}, \quad \text{Var}[X] = \frac{q}{p^2}$

Poisson:  $f_X(i) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^i}{i!}, \quad E[X] = \lambda = \text{Var}[X]$

**Markov:**  $\text{Pr}[X \geq t] \leq \frac{E[X]}{t} \Leftrightarrow \text{Pr}[X \geq t \cdot E[X]] \leq 1/t$

**Chebyshev:**  $\text{Pr}[|X - E[X]| \geq t] \leq \frac{\text{Var}[X]}{t^2} \Leftrightarrow \text{Pr}[|X - E[X]| \geq t \sqrt{\text{Var}[X]}] \leq 1/t^2$

**Chernoff:**  $\text{Pr}[X \geq (1+\delta)\mu] \leq \left( \frac{e^{\delta}}{(1+\delta)^{1+\delta}} \right)^{\mu} \Leftrightarrow \text{Pr}[X \leq (1-\delta)\mu] \leq \left( \frac{e^{-\delta}}{(1-\delta)^{1-\delta}} \right)^{\mu}$

**Gesetz d. gr. Zahlen:**  $n \geq \frac{\text{Var}[X]}{\epsilon \delta^2} \Rightarrow \text{Pr}[|Z - E[X]| \geq \delta] \leq \epsilon \quad (X_1, \dots, X_n \text{ unabh.}, Z := \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}, \epsilon, \delta > 0)$

**Erzeugende Fkt:**  $G_X(s) := \sum_{k=0}^{\infty} \text{Pr}[X=k] \cdot s^k = E[s^k]$

$X \sim \text{Ber}(p) \Rightarrow G_X(s) = 1-p+ps$

$X \sim \text{Gleich} \Rightarrow G_X(s) = \frac{s^{n+1} - 1}{(n+1)(s-1)}$

$X \sim \text{Bin}(n, p) \Rightarrow G_X(s) = (1-p+ps)^n$

$X \sim \text{Geo}(p) \Rightarrow G_X(s) = \frac{ps}{1-(1-p)s}$

$X \sim \text{Po}(\lambda) \Rightarrow G_X(s) = e^{\lambda(s-1)}$

**Momente:**  $G_X'(1) = E[X]$

$G_X'(0) = \text{Pr}[X=1]$

$G_X^{(i)}(0) = \text{Pr}[X=i] \cdot i!$