

SCHÄTZEN VON PARAMETERN

„Realität“
Messgröße folgt einer Verteilung

Modellierung
 $\Theta \subseteq \mathbb{R}^k$ Parameterraum. Verteilung entstammt einer Familie
 $\mathcal{P} = \{P_\theta : \theta \in \Theta\}$, hängt von Parameter θ ab und hat Dichte $f_\theta(x)$.

Schätzen
 Sammle Beobachtungen
 $X_1, \dots, X_n \stackrel{i.i.d.}{\sim} P_{\theta_0}$
 der Messgröße und ermittle den „wahren Parameter“ θ_0 mit einem Schätzer $\hat{\theta}_n$

z.B. Messgröße = Mehlfrügewicht

z.B. $\mathcal{P} = \{N(\mu, (2\sigma)^2) : \mu \in \mathbb{R}\}$
 gewicht normalverteilt

z.B. Messe einige Mehlfrügewichte $X_1, \dots, X_n \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(\mu_0, (2\sigma)^2)$

Fisher-Informations-Matrix: $I(\theta) = E_\theta [\nabla \log f_\theta(X_1) \cdot (\nabla \log f_\theta(X_1))^T]$

Schätzer $\hat{\theta}_n$ von θ
 Sind $X_1, \dots, X_n \stackrel{i.i.d.}{\sim} P_\theta$, dann ist eine Funktion $\hat{\theta}_n = \hat{\theta}_n(X_1, \dots, X_n)$ Schätzer von θ .

(Schwache) Konsistenz
 $\hat{\theta}_n \xrightarrow{P} \theta$

Asymptotische Normalität
 $\sqrt{n} \cdot (\hat{\theta}_n - \theta) \xrightarrow{D} N(0, \Sigma)$

Risiko / Mittlerer quadr. Fehler \rightarrow min.
 $MSE_\theta(\hat{\theta}_n) = E_\theta[(\hat{\theta}_n - \theta)^2]$
 $= Var_\theta(\hat{\theta}_n) + (BIAS_\theta(\hat{\theta}_n))^2$

Erwartungstreue
 $E_\theta[\hat{\theta}_n] = \theta$
 $\Rightarrow BIAS_\theta(\hat{\theta}_n) = E_\theta[\hat{\theta}_n - \theta] = 0$

Cramer-Rao-Schranke:
 $\Sigma \geq I(\theta)^{-1}$
 $Var_\theta(\hat{\theta}_n) \geq \frac{(1 + \frac{\partial}{\partial \theta} BIAS_\theta(\hat{\theta}_n))^2}{n \cdot I(\theta)}$

(Asymptotische) Effizienz
 $\Sigma = I(\theta)^{-1}$
 $Var_\theta(\hat{\theta}_n) = \frac{(1 + \frac{\partial}{\partial \theta} BIAS_\theta(\hat{\theta}_n))^2}{n \cdot I(\theta)}$

$\mathcal{P} = \{P_\theta\}$ Exponentialfamilie + Voraussetz. 15.6.

$\mathcal{P} = \{P_\theta\}$ Exponentialfamilie + Voraussetz. 15.9.

Maximum-Likelihood-Schätzer

$\hat{\theta}_n = \operatorname{argmax}_{\theta \in \Theta} f_\theta^{(n)}(x) \stackrel{i.i.d.}{=} \operatorname{argmax}_{\theta \in \Theta} \prod_{i=1}^n f_\theta(X_i)$

o.Bw. $\hat{\theta}_n = \operatorname{argmin}_{\theta \in \Theta} L_n(\theta), \quad L_n(\theta) \stackrel{i.i.d.}{=} -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log f_\theta(X_i)$

$\mathcal{P} = \{P_\theta : \theta \in \Theta\}$ ist Exponentialfamilie, falls Dichte
 $f_\theta(x) = c(\theta) \exp\left(\sum_{j=1}^k \eta_j(\theta) \cdot T_j(x)\right) h(x)$
 mit $h(x) \geq 0 \quad \forall x \in \mathbb{R}$,
 $c(\theta) > 0 \quad \forall \theta \in \Theta$,
 $\eta_j(\theta), c(\theta)$ stetig auf \mathbb{R}