

11. Übungsblatt zur Vorlesung Stochastik II

Aufgabe 1) Im week7a.pdf hatten wir in dem Beispiel 2 unabhängige, mit Parameter λ Poisson-verteilte Zufallszahlen x_1, \dots, x_n betrachtet und den Maximum Likelihood Schätzer für das λ hergeleitet, der war gegeben durch

$$\hat{\lambda}_{\text{ML}}(x_1, \dots, x_n) = \frac{x_1 + \dots + x_n}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (1)$$

Zeigen Sie mit Hilfe der Cramer-Rao Abschätzung: Der Schätzer (1) ist effizient in der Menge aller erwartungstreuen Schätzer. Das heisst, das $\hat{\lambda}_{\text{ML}}$ hat minimale Varianz in der Menge aller erwartungstreuen Schätzer $\tilde{\lambda}$ mit $E[\tilde{\lambda}] = \lambda$. Gehen Sie dazu folgendermassen vor:

- Zeigen Sie: $V[\hat{\lambda}_{\text{ML}}] = \frac{\lambda}{n}$.
- Berechnen Sie die Fisher-Informationsmatrix $I(\lambda)$. Das ist in diesem Fall einfach eine Zahl, also eine 1×1 Matrix.
- Schreiben Sie die Cramer-Rao Abschätzung für diesen Fall hin.

Aufgabe 2) Im week10b.pdf hatten wir in der Folgerung 5.3.3 festgehalten, dass erwartungstreue Minimum-Varianz-Schätzer von der Form

$$\hat{\theta}(x) = \theta + I^{-1}(\theta) \nabla_{\theta} \log p_{\theta}(x) \quad (2)$$

sein müssen. Wir wollen noch einmal unser Standardbeispiel 1 betrachten mit unabhängigen, normalverteilten Zufallszahlen und Wahrscheinlichkeitsdichte oder Likelihood-Funktion (wir setzen $\nu := \sigma^2$)

$$p_{\theta}(x) = p_{\mu, \nu}(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{\sqrt{2\pi\nu}} e^{-\frac{(x_i - \mu)^2}{2\nu}} \right\} \quad (3)$$

Zeigen Sie mit $\hat{\theta} = (\hat{\mu}, \hat{\nu})$:

- Das $\hat{\mu}$ gegeben durch Gleichung (2) reduziert sich auf

$$\hat{\mu}(x_1, \dots, x_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (4)$$

Das ist also identisch mit dem Maximum Likelihood Schätzer und insbesondere unabhängig von den Modellparametern $\theta = (\mu, \nu)$.

b) Das $\hat{\nu}$ gegeben durch Gleichung (2) reduziert sich auf

$$\hat{\nu}(x_1, \dots, x_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 \quad (5)$$

und unterscheidet sich von dem Maximum Likelihood Schätzer nur dadurch, dass auf der rechten Seite von (5) der theoretische (unbekannte) Modellparameter μ in den Quadraten auftaucht, und nicht ein geschätztes μ mit $\bar{x} = \sum_{i=1}^n x_i/n$.

Das Berechnen von Schätzern mit Gleichung (2) kann also durchaus Sinn machen, wenn es darum geht, Ideen zu entwickeln, wie Modellparameter möglichst effizient geschätzt werden können.