<u>Aufgabe B6:</u> 3) gute Schätze sind erwartungstreu.

$$\mathsf{E}(\hat{\mu}) = \mu$$

Bei vielen Versuchen bekommen wir im Mittel den Mittelwert μ heraus. Aber bei einem einzelnen Versuch muss das Ergebnis nicht unbedingt μ sein.

4)a)
$$\hat{\mu}_1 = X_7$$

 $\rightarrow Var (\hat{\mu}_1) = Var (X_7) = \underline{\sigma}^2$

b)
$$\hat{\mu_2} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$$

$$\rightarrow Var (\hat{\mu_2}) = Var (\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i)$$

$$= \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^{n} Var X_i$$

$$= \frac{1}{n^2} (n \cdot \sigma^2) = \frac{\sigma^2}{n}$$

c)
$$\hat{\mu_3} = \frac{4}{5} X_7 + \frac{1}{5} \left(\frac{1}{6} \sum_{i=1}^{6} X_i \right)$$

$$\rightarrow \text{Var } (\hat{\mu_3}) = \text{Var } \left[\frac{4}{5} X_7 + \frac{1}{5} \left(\frac{1}{6} \sum_{i=1}^{6} X_i \right) \right]$$

$$= \frac{4^2}{5^2} \text{Var } X_7 + \frac{1}{5^2} + \frac{1}{6^2} \sum_{i=1}^{6} \text{Var } X_i$$

$$= \frac{4^2}{5^2} \sigma^2 + \frac{1}{5^2} \frac{\sigma}{6} = \frac{97}{150} \sigma^2$$

 \rightarrow Var $(\hat{\mu_2})$ < Var $(\hat{\mu_3})$ < Var $(\hat{\mu_1})$ Schätzer mit kleiner Varianz sind besser!

$$\begin{array}{c} \text{Var()} \\ & & \downarrow \\ & & \downarrow \\ & & \downarrow \\ & & \mu \end{array}$$

Erwartungstreu:

Sei T ein Schätzer für Θ . T ist Erwartungstreu, wenn gilt: $E(T) = \Theta$.

Bias oder Verzerrung:

Bias
$$(T) = E(T) - \Theta$$
 => Bei erwartungstreuen Schätzer ist Bias $(T) = 0$.

Asymptotisch erwartungstreu: (sehr großer Stichprobenumfang nötig)

$$\lim_{n\to\infty} E(T) = \Theta$$

Guter Schätzer:

Ein guter Schätzer ist erwartungstreu und besitzt eine kleine Varianz, aber es kann vorkommen, dass eine nicht erwartungstreue Schätzfunktion besser ist, nämlich genau dann, wenn die nicht erwartungstreue Schätzfunktion asymptotisch erwartungstreu ist und eine kleinere Varianz besitzt.

[Seien T₁ und T₂ Schätzungsfunktionen für Θ mit

- $E(T_1) = \Theta$
- $E(T_2) \neq \Theta$, aber $\lim_{n \to \infty} E(T_2) = \Theta$
- $Var(T_2) < Var(T_1)$
- → T₂ ist bessere Schätzfunktion für Θ als T₁]

Mittlere Quadratische Abweichung (MSE):

$$\begin{split} \mathsf{MSE} &= \mathsf{E} \big[(\mathsf{T} - \Theta)^2 \big] \\ &= \mathsf{E} \big[(\mathsf{T} - \mathsf{E}(\mathsf{T}) + \mathsf{E}(\mathsf{T}) - \Theta)^2 \big] \\ &= \mathsf{E} \big[(\mathsf{T} - \mathsf{E}(\mathsf{T}))^2 + 2 \cdot (\mathsf{T} - \mathsf{E}(\mathsf{T})) \cdot (\mathsf{E}(\mathsf{T}) - \Theta) + (\mathsf{E}(\mathsf{T}) - \Theta)^2 \big] \\ &= \mathsf{E} \big[(\mathsf{T} - \mathsf{E}(\mathsf{T}))^2 \big] + 2 \cdot \big[\mathsf{E}(\mathsf{T}) - \mathsf{E}(\mathsf{E}(\mathsf{T})) \big] \cdot \big[\mathsf{E}(\mathsf{E}(\mathsf{T})) - \mathsf{E}(\Theta) \big] + \mathsf{E} \big[(\mathsf{E}(\mathsf{T}) - \Theta)^2 \big] \\ &= \mathsf{E} \big[(\mathsf{T} - \mathsf{E}(\mathsf{T}))^2 \big] + 0 + \mathsf{E} \big[(\mathsf{E}(\mathsf{T}) - \Theta)^2 \big] \\ &= \mathsf{E} \big[\mathsf{Var} \; (\mathsf{T}) \big] + \mathsf{E} \big[\mathsf{Bias} \; (\mathsf{T} \;) \big]^2 = \mathsf{MSE} \\ &= \mathsf{Var} \; (\mathsf{T}) + \big[\mathsf{Bias} \; (\mathsf{T} \;) \big]^2 \end{split}$$

MSE-Konsistenz:

lim MSE=0

[Leichter als der Beweis der MSE]

2 Bedingungen:

1) $\lim E(T) = \Theta$

asymptotisch erwartungstreu

2) $\lim_{n \to \infty} \text{Var}(T) = 0$

asymptotisch verschwindende Varianz

Aus 1) und 2) folgt MSE-Konsistenz und umgekehrt.

Effizienz und Wirksamkeit:

Seien T_1 und T_2 Schätzer mit $Var(T_1) < Var(T_2)$

→ T₁ ist wirksamer als T₂

effizient:

der Schätzer mit der größten Wirksamkeit, also der kleinsten Varianz.

Beispiele:

$$\begin{aligned} \textbf{1.} \quad & \hat{\alpha_1} = \begin{cases} \alpha & \text{mit P } (\hat{\alpha_n} = \alpha) & = 1 - \frac{1}{n} \\ \alpha - 1 & \text{mit P } (\hat{\alpha_n} = \alpha - 1) = \frac{1}{n} \end{cases} \\ & E(\hat{\alpha_n}) = \alpha \cdot \left(1 - \frac{1}{n}\right) + (\alpha - 1) \cdot \frac{1}{n} \\ & = \alpha - \frac{\alpha}{n} + \frac{\alpha}{n} - \frac{1}{n} = \alpha - \frac{1}{n} \neq \alpha \\ & \text{lim E}(\hat{\alpha_n}) = \lim_{n \to \infty} \left(\alpha - \frac{1}{n}\right) = \alpha \end{cases} \quad \text{nicht erwartungstreu} \\ & Var \ (\hat{\alpha_n}) = E(\hat{\alpha}_n^2) - \left[E(\hat{\alpha_n})\right]^2 \end{aligned}$$

$$E(\hat{\alpha}_{n}^{2}) = \alpha^{2} \cdot \left(1 - \frac{1}{n}\right) + (\alpha - 1)^{2} \cdot \frac{1}{n}$$

$$= \alpha^{2} - \frac{\alpha^{2}}{n} + \frac{\alpha^{2}}{n} - \frac{2 \cdot \alpha}{n} + \frac{1}{n}$$

$$= \alpha^{2} - \frac{2 \cdot \alpha}{n} + \frac{1}{n}$$

$$\left[E(\hat{\alpha}_{n})\right]^{2} = \left(\alpha - \frac{1}{n}\right)^{2} = \alpha^{2} - \frac{2 \cdot \alpha}{n} + \frac{1}{n^{2}}$$

$$\Rightarrow \text{Var } (\hat{\alpha}_{n}) = \alpha^{2} - \frac{2 \cdot \alpha}{n} + \frac{1}{n} - \alpha^{2} + \frac{2 \cdot \alpha}{n} - \frac{1}{n^{2}}$$

$$= \frac{1}{n} - \frac{1}{n^{2}}$$

$$\Rightarrow \text{lim Var } (\hat{\alpha}_{n}) = \text{lim } \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{n^{2}}\right) = 0$$

 $\rightarrow \lim_{n \to \infty} \operatorname{Var}(\hat{\alpha_n}) = \lim_{n \to \infty} \left(\frac{1}{n} - \frac{1}{n^2}\right) = 0$

→ asymptotisch verschwindende Varianz

 $\hat{\alpha_n}$ ist MSE-konsistent.

$$2. \quad \hat{\alpha_1} = \begin{cases} \alpha & \text{mit P } (\hat{\alpha_n} = \alpha) = 1 - \frac{1}{n} \\ \alpha + n & \text{mit P } (\hat{\alpha_n} = \alpha + n) = \frac{1}{n} \end{cases}$$

$$E(\hat{\alpha_n}) = \alpha \cdot \left(1 - \frac{1}{n}\right) + (\alpha + n) \cdot \frac{1}{n}$$

$$= \alpha - \frac{\alpha}{n} + \frac{\alpha}{n} + \frac{n}{n} = \alpha + \frac{n}{n} = \alpha + 1 \neq \alpha \text{ nicht erwartungstreu}$$

$$\lim_{n \to \infty} E(\hat{\alpha_n}) = \lim_{n \to \infty} (\alpha + 1) = \alpha + 1 \text{ nicht asympt. erwartungstreu}$$
 Hieraus folgt schon: nicht MSE-konsistent.

Zur Übung:

$$\begin{split} \text{Var } (\hat{\alpha_n}) &= \text{E}(\hat{\alpha}_n^2) - \left[\text{E}(\hat{\alpha_n}) \right]^2 \\ &= \text{E}(\hat{\alpha}_n^2) = \alpha^2 \cdot \left(1 - \frac{1}{n} \right) + (\alpha + n)^2 \cdot \frac{1}{n} \\ &= \alpha^2 - \frac{\alpha^2}{n} + \frac{\alpha^2}{n} + \frac{2 \cdot \alpha \cdot n}{n} + \frac{n^2}{n} \\ &= \alpha^2 + 2 \cdot \alpha + n \\ &\left[\text{E}(\hat{\alpha_n}) \right]^2 = \left(\alpha + 1 \right)^2 = \alpha^2 + 2 \cdot \alpha + 1 \\ \Rightarrow &\quad \text{Var } (\hat{\alpha_n}) = \alpha^2 + 2 \cdot \alpha + n - \alpha^2 - 2 \cdot \alpha - 1 \\ &= n - 1 \\ &\rightarrow \lim_{n \to \infty} \text{Var } (\hat{\alpha_n}) = \lim_{n \to \infty} (n - 1) = \infty \\ \Rightarrow &\quad \hat{\alpha_n} \quad \text{ist nicht MSE-konsistent.} \end{split}$$

3.
$$\hat{\alpha}_1 = \begin{cases} \alpha + 1 & \text{mit P}(\hat{\alpha}_n = \alpha + 1) = \frac{1}{2} \\ \alpha - 1 & \text{mit P}(\hat{\alpha}_n = \alpha - 1) = \frac{1}{2} \end{cases}$$

$$\begin{split} \mathsf{E}(\hat{\alpha_{\mathsf{n}}}) &= (\alpha + 1) \cdot \left(\frac{1}{2}\right) + (\alpha - 1) \cdot \frac{1}{2} \\ &= \frac{1}{2} \cdot \alpha + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \cdot \alpha - \frac{1}{2} = \underline{\varrho} \qquad \Rightarrow \text{ erwartungstreu} \\ \lim_{\mathsf{n} \to \infty} \mathsf{E}(\hat{\alpha_{\mathsf{n}}}) &= \lim_{\mathsf{n} \to \infty} \left(\alpha\right) = \alpha \qquad \Rightarrow \text{ asympt. erwartungstreu} \\ \mathsf{Var}\left(\hat{\alpha_{\mathsf{n}}}\right) &= \mathsf{E}(\hat{\alpha_{\mathsf{n}}}^2) - \left[\mathsf{E}(\hat{\alpha_{\mathsf{n}}})\right]^2 \\ &= \mathsf{E}(\hat{\alpha_{\mathsf{n}}}^2) = (\alpha + 1)^2 \cdot \frac{1}{2} + (\alpha - 1)^2 \cdot \frac{1}{2} \\ &= \frac{\alpha^2}{2} + \frac{2 \cdot \alpha}{2} + \frac{1}{2} + \frac{\alpha^2}{2} - \frac{2 \cdot \alpha}{2} + \frac{1}{2} \\ &= \alpha^2 + 1 \\ \left[\mathsf{E}(\hat{\alpha_{\mathsf{n}}})\right]^2 = \alpha^2 \\ \Rightarrow \mathsf{Var}\left(\hat{\alpha_{\mathsf{n}}}\right) &= \lim_{\mathsf{n} \to \infty} (1) = \underline{1} \qquad \Rightarrow \mathsf{keine} \; \mathsf{asympt.} \; \mathsf{verschwindende} \; \mathsf{Varianz} \\ &\to \mathsf{lim} \; \mathsf{Var}\left(\hat{\alpha_{\mathsf{n}}}\right) = \mathsf{lim}\left(1\right) = \underline{1} \qquad \Rightarrow \mathsf{keine} \; \mathsf{asympt.} \; \mathsf{verschwindende} \; \mathsf{Varianz} \end{split}$$

 \Rightarrow $\hat{\alpha_n}$ ist nicht MSE-konsistent.

Aufgabe B10 [B11]:

 R_i : "Messung des i-ten Mitarbeiters" $R_i = r + U_i$ mit beliebig verteiltenm U_i

$$E(U_i) = 0$$
, $Var(U_i) = \sigma^2$

a)

$$E(R_i) = E(r + U_i) = r + E(U_i) = r$$

$$Var(R_i) = Var(r + U_i) = 0 + \sigma^2 = \sigma^2$$

Schätzfunktion:

$$\hat{\Theta}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n R_i$$

$$E(\hat{\Theta_n}) = E\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}R_i\right) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(E(R_i)) = \frac{1}{n}\cdot(n\cdot r) = r = \theta_n$$

 \rightarrow $\hat{\Theta}_{n}$ ist erwartungstreu.

- b) Konsistenz:
 - 1) asympt. erwartungstreu

2)
$$\lim_{n\to\infty} \operatorname{Var}(\hat{\Theta}_n) = 0$$

zu 1) $\hat{\Theta_{\mathsf{n}}}$ ist erwartungstreu, also ist $\hat{\Theta_{\mathsf{n}}}$ auch asympt. erwartungstreu.

zu 2)
$$\operatorname{Var} \widehat{\Theta}_{n} = \operatorname{Var} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} R_{i} \right) = \frac{1}{n^{2}} \sum_{i=1}^{n} \operatorname{Var} (R_{i}) = \frac{1}{n^{2}} \cdot (n \cdot \alpha^{2}) = \frac{\alpha^{2}}{n}$$

$$\lim_{n \to \infty} \operatorname{Var} \left(\widehat{\Theta}_{n} \right) = \lim_{n \to \infty} \left(\frac{\sigma^{2}}{n} \right) = 0$$

 \rightarrow $\hat{\Theta}_{n}$ ist MSE-konsistent.