

Ue Statistik u. Wahrscheinlichkeitsth. f. Inf. 107.251 W 2004 5 http://www.statistik.tuwien.ac.at/RISueb/	Di 12:00 – 18:00
	10.Blatt
Werner GURKER Tel.: 58801-10724 Spr.: Di u. Do 11-12 e-mail: W.Gurker@tuwien.ac.at	18. Jän. 2005

1. X_1, \dots, X_n sei eine Stichprobe aus einer Verteilung mit Mittelwert μ und Varianz σ^2 ; \bar{X}_n sei der Stichprobenmittelwert und S_n^2 die Stichprobenvarianz:

$$\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \quad S_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2$$

Zeigen Sie:

- (a) \bar{X}_n ist ein unverzerrter Schätzer für μ . Varianz des Schätzers? Ist der Schätzer konsistent für μ ?
- (b) S_n^2 ist ein unverzerrter Schätzer für σ^2 .

Hinweis: Zeigen Sie zunächst (*empirischer Verschiebungssatz*):

$$S_n^2 = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n X_i^2 - n \bar{X}_n^2 \right]$$

2. Die folgende Tabelle ist die Zusammenfassung einer Stichprobe der Größe 55 aus einer Poissonverteilung P_μ :

x	0	1	2	3	4	5
Häufigkeit	7	14	12	13	6	3

- (a) Bestimmen Sie den plausiblen Schätzer von μ . (Ist er unverzerrt?)
- (b) Bestimmen Sie den plausiblen Schätzwert von μ .
- (c) Bestimmen Sie den plausiblen Schätzwert von $W(X=2)$.
3. Die folgende Tabelle ist die Zusammenfassung einer Stichprobe der Größe 50 aus einer Binomialverteilung $B_{n,p}$ mit $n=5$:

x	0	1	2	3	4	5
Häufigkeit	6	10	14	13	6	1

- (a) Bestimmen Sie den plausiblen Schätzer von p . (Ist er unverzerrt?)
- (b) Bestimmen Sie den plausiblen Schätzwert von p .
- (c) Bestimmen Sie den plausiblen Schätzwert von $W(X \geq 3)$.
4. Die folgenden Daten sind Zeiten (Betriebsstunden) zwischen aufeinander folgenden Ausfällen eines Systems:

67, 102, 47, 85, 34, 9, 4, 21, 229, 262, 43, 152, 1, 14, 79

- (a) Ermitteln und zeichnen Sie (mit der Hand oder mittels R) die empirische Verteilungsfunktion.

Hinweis für R-User: Nehmen Sie beispielsweise die Funktion `ecdf` aus dem Package `stats` (wird ab R-Version 2.0.0 automatisch beim Start geladen).

- (b) Ermitteln Sie unter der Annahme, daß es sich um eine Stichprobe aus einer Verteilung mit der Dichte:

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \quad x > 0$$

handelt, den plausiblen Schätzer von λ (Überprüfen Sie, ob der gefundene Schätzer tatsächlich die (logarithmierte) Plausibilitätsfunktion maximiert!) und den plausiblen Schätzwert von λ .

- *(c) Zeichnen Sie über die empirische Verteilungsfunktion von (a) die mit Hilfe von (b) geschätzte Verteilungsfunktion. Bestimmen Sie graphisch Stelle und Wert des größten Abstands zwischen den beiden Funktionen.

5. X_1, \dots, X_n sei eine Stichprobe aus einer Alternativverteilung A_p . Die folgende sG ist eine approximative Pivotgröße (*Begründung?):

$$Z_n = \frac{\bar{X}_n - p}{\sqrt{\bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)/n}} \sim N(0, 1)$$

- (a) Entwickeln Sie auf Basis von Z_n ein approximatives $(1-\alpha)$ -Konfidenzintervall für den Parameter p .
- (b) Bei einer Befragung (dafür/dagegen) zu einem Projekt waren 168 von 300 Personen dafür. Gibt es eine Mehrheit für das Projekt?
6. Ermitteln Sie auf Basis der Daten von **Tabelle 2.1** (vgl. **2. Blatt**), wahlweise für **GE=M** oder **GE=W**, ein 95%-Konfidenzintervall für die mittlere Körpergröße. Gehen Sie dabei von normalverteilten Beobachtungen aus.

1. (a) $\mathbb{E}(\bar{X}_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbb{E}(X_i) = \frac{n\mu}{n} = \mu$

$$\text{Var}(\bar{X}_n) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) = \frac{n\sigma^2}{n^2} = \frac{\sigma^2}{n}$$

Die Konsistenz von \bar{X}_n (für μ) ist eine Konsequenz des Gesetzes der Großen Zahlen (oder der Tschebyscheff'schen Ungleichung): $\bar{X}_n \xrightarrow{W} \mu$

(b) Empirischer Verschiebungssatz:

$$\begin{aligned} S_n^2 &= \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X}_n)^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i^2 - 2X_i\bar{X}_n + \bar{X}_n^2) \\ &= \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n X_i^2 - 2\bar{X}_n \underbrace{\sum_{i=1}^n X_i}_{=n\bar{X}_n} + n\bar{X}_n^2 \right] = \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}_n^2 \right] \\ \implies \mathbb{E}(S_n^2) &= \frac{1}{n-1} \left[\sum_{i=1}^n \mathbb{E}(X_i^2) - n\mathbb{E}(\bar{X}_n^2) \right] \end{aligned}$$

Verschiebungssatz:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(X_i^2) &= \text{Var}(X_i) + \mathbb{E}^2(X_i) = \sigma^2 + \mu^2 \\ \mathbb{E}(\bar{X}_n^2) &= \text{Var}(\bar{X}_n) + \mathbb{E}^2(\bar{X}_n) = \frac{\sigma^2}{n} + \mu^2 \end{aligned}$$

$$\implies \mathbb{E}(S_n^2) = \frac{1}{n-1} \left[n(\sigma^2 + \mu^2) - n\left(\frac{\sigma^2}{n} + \mu^2\right) \right] = \frac{1}{n-1} (n-1)\sigma^2 = \sigma^2$$

2. (a) Plausibilitätsfunktion:

$$L(\mu; \text{Daten}) = \prod_{i=1}^n \frac{\mu^{x_i} e^{-\mu}}{(x_i)!} = \underbrace{\left[\prod_{i=1}^n \frac{1}{(x_i)!} \right]}_{=C} \mu^{\sum_{i=1}^n x_i} e^{-n\mu} = C \mu^{n\bar{x}_n} e^{-n\mu}$$

Log-Plausibilitätsfunktion:

$$l(\mu; \text{Daten}) = \ln L(\mu; \text{Daten}) = \ln C + n\bar{x}_n \ln \mu - n\mu$$

$$\text{Bestimmung des Maximums: } \frac{dl(\mu; \text{Daten})}{d\mu} = \frac{n\bar{x}_n}{\mu} - n = 0 \implies \hat{\mu} = \bar{x}_n$$

Plausibler Schätzer: $\hat{\mu} = \bar{X}_n$

$$\mathbb{E}(\bar{X}_n) = \mathbb{E}(X) = \mu \implies \text{unverzerrt}$$

(b) Plausibler Schätzwert von μ : $\hat{\mu} = \frac{0 \cdot 7 + 1 \cdot 14 + \dots + 5 \cdot 3}{55} = \frac{116}{55} = 2.11$

(c) Plausibler Schätzwert von $W(X=2)$: $\frac{\hat{\mu}^2 e^{-\hat{\mu}}}{2!} = 0.270$

3. (a) Plausibilitätsfunktion: $L(p; \text{Daten}) = \prod_{i=1}^n \binom{5}{x_i} p^{x_i} (1-p)^{5-x_i} =$

$$= \underbrace{\left[\prod_{i=1}^n \binom{5}{x_i} \right]}_{=C} p^{\sum_{i=1}^n x_i} (1-p)^{5n - \sum_{i=1}^n x_i} = C p^{n\bar{x}_n} (1-p)^{n(5-\bar{x}_n)}$$

Log-Plausibilitätsfunktion:

$$l(p; \text{Daten}) = \ln L(p; \text{Daten}) = \ln C + n\bar{x}_n \ln p + n(5 - \bar{x}_n) \ln(1-p)$$

Bestimmung des Maximums:

$$\frac{dl(p; \text{Daten})}{dp} = \frac{n\bar{x}_n}{p} - \frac{n(5 - \bar{x}_n)}{1-p} = 0 \implies \hat{p} = \frac{\bar{x}_n}{5}$$

Plausibler Schätzer: $\hat{p} = \frac{\bar{X}_n}{5}$

$$\mathbb{E}\left(\frac{\bar{X}_n}{5}\right) = \frac{\mathbb{E}(X)}{5} = \frac{5p}{5} = p \implies \text{unverzerrt}$$

(b) Plausibler Schätzwert von p : $\hat{p} = \frac{0 \cdot 6 + 1 \cdot 10 + \dots + 5 \cdot 1}{5 \cdot 50} = \frac{106}{250} = 0.424$

(c) Plausibler Schätzwert von $W(X \geq 3)$: $\sum_{i=3}^5 \binom{5}{i} \hat{p}^i (1-\hat{p})^{5-i} = 0.360$

4. (a) Die empirische Verteilungsfunktion ist eine Treppenfunktion mit Sprüngen an den Stellen der (geordneten) Stichprobe; die Sprunghöhe beträgt jeweils $1/n$, bei mehreren identischen Beobachtungen (hier nicht der Fall) beträgt sie ein entsprechendes Vielfaches von $1/n$.

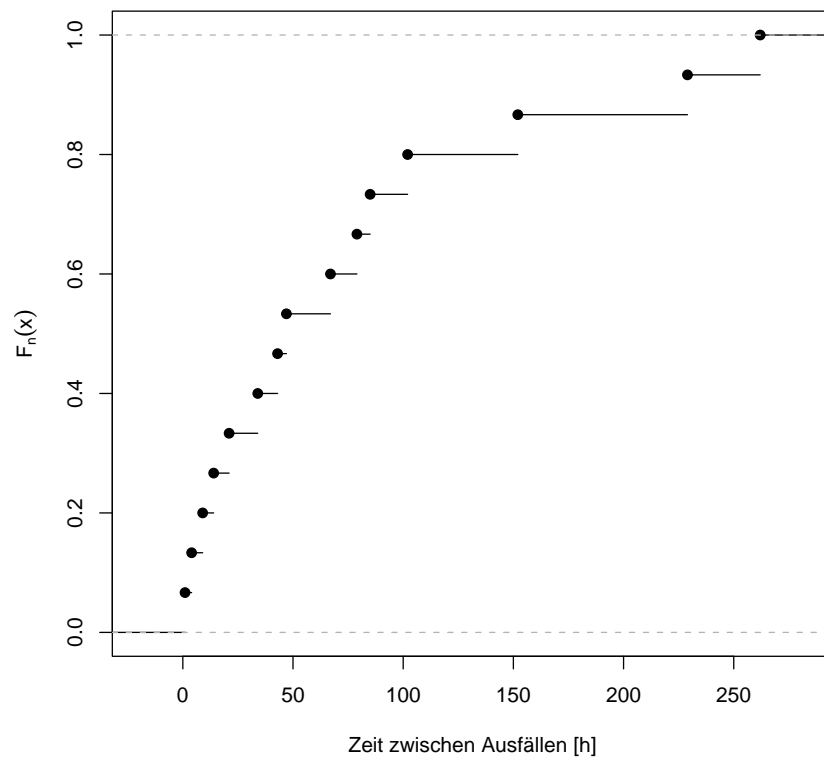
(b) Plausibilitätsfunktion: $L(\lambda; \text{Daten}) = \prod_{i=1}^n \lambda e^{-\lambda x_i} = \lambda^n e^{-\lambda \sum_{i=1}^n x_i} = \lambda^n e^{-\lambda n\bar{x}_n}$

Log-Plausibilitätsfunktion: $l(\lambda; \text{Daten}) = \ln L(\lambda; \text{Daten}) = n \ln \lambda - \lambda n\bar{x}_n$

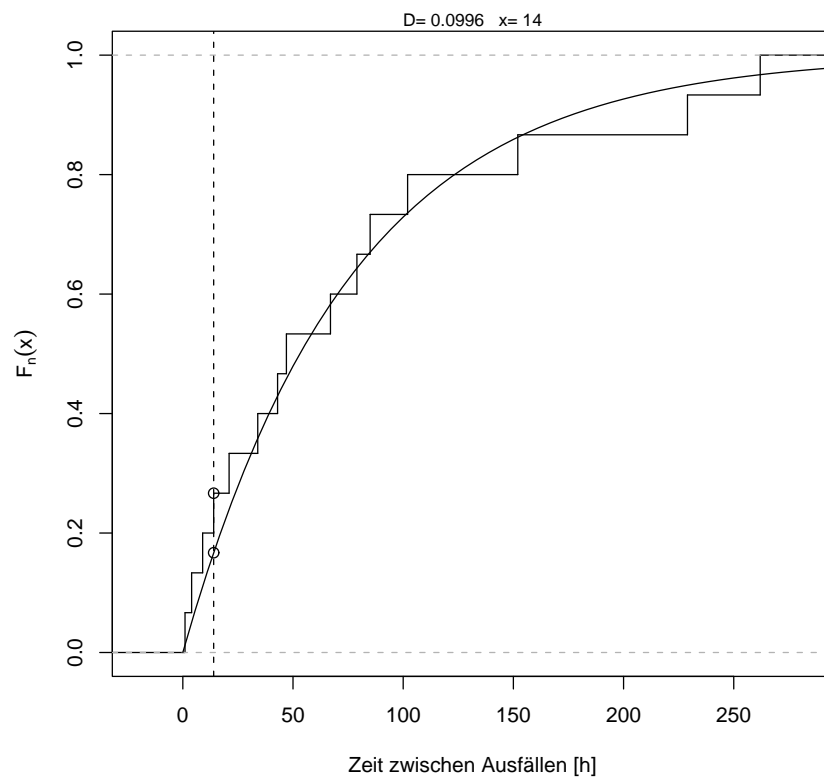
Bestimmung des Maximums: $\frac{dl(\lambda; \text{Daten})}{d\lambda} = \frac{n}{\lambda} - n\bar{x}_n = 0 \implies \hat{\lambda} = \frac{1}{\bar{x}_n}$

Überprüfung auf (lok.) Maximum: $\left. \frac{d^2 l(\lambda; \text{Daten})}{d\lambda^2} \right|_{\lambda=\hat{\lambda}} = -n\bar{x}_n^2 < 0$

Emp. Verteilungsfunktion



Emp. VF – Exponential



Plausibler Schätzer: $\hat{\lambda} = \frac{1}{\overline{X}_n}$

Plausibler Schätzwert: $\hat{\lambda} = \frac{15}{67 + 102 + \dots + 79} = 0.0131$

*(c) Plausibel geschätzte Verteilungsfunktion: $\hat{F}(x) = 1 - e^{-\hat{\lambda}x}$, $x > 0$

Das Supremum D des Abstands zwischen $F_n(x)$ und $\hat{F}(x)$ kann nur an einer Sprungstelle von $F_n(x)$ auftreten: $D \approx 0.1$ bei $x_{(4)} = 14$.

5. * Die Begründung dafür, daß Z_n eine approximative Pivotgröße ist, liegt im Zentralen Grenzwertungssatz, und darin, daß $\bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)/n$ ein konsistenter Schätzer von $p(1 - p)/n$ (= Varianz von \bar{X}_n) ist.

(a) Einschließen von Z_n in zwei passende Quantile der Pivotverteilung (= $N(0, 1)$):

$$-z_{1-\alpha/2} \leq \frac{\bar{X}_n - p}{\sqrt{\bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)/n}} \leq z_{1-\alpha/2}$$

Auflösen der Doppelungleichung nach p :

$$\bar{X}_n - z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)}{n}} \leq p \leq \bar{X}_n + z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)}{n}}$$

(b) $\bar{x}_n = \frac{168}{300} = 0.56$

ÜW	Konfidenzintervall	
	untere Grenze	obere Grenze
90%	0.511	0.608
95%	0.502	0.617
99%	0.484	0.633

Die Situation ist nicht ganz eindeutig: Bei der üblichen ÜW von 95% liegt 0.5 zwar (knapp) außerhalb des Intervalls („Mehrheit dafür“), bei 99% sind allerdings auch Werte von p unter 0.5 nicht auszuschließen.

6. $(1 - \alpha)$ -Konfidenzintervall für den Mittelwert (bei Stichproben aus Normalverteilungen):

$$\bar{X}_n - t_{n-1; 1-\alpha/2} \frac{S_n}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{X}_n + t_{n-1; 1-\alpha/2} \frac{S_n}{\sqrt{n}}$$

GE	n	\bar{x}_n	s_n	$t_{n-1; 0.975}$	Konfidenzintervall	
					untere Grenze	obere Grenze
M	39	182.51	6.54	2.02	180.39	184.63
W	30	168.27	5.23	2.05	166.32	170.22