

Übungsblatt 3 zur Vorlesung

”Statistische Methoden”

Grundlagen der Statistik: Suffizienz

Herausgabe des Übungsblattes: Woche 10, Abgabe der Lösungen: Woche 12 (bis Freitag, 1615 Uhr), Besprechung: Woche 13

Standard

Aufgabe 12 [Faktorisierungskriterium & minimal suffiziente Statistik] [4 Punkte]

Sei (y_1, \dots, y_n) eine Stichprobe aus einer Poissonverteilung mit Parameter $\lambda > 0$.

- a) Berechnen Sie mit Hilfe des Faktorisierungskriteriums (Lemma 3.3) eine suffiziente Statistik für λ .
- b) Berechnen Sie die minimal suffiziente Statistik in diesem Fall und vergleichen Sie mit a).

Aufgabe 13 [minimal suffiziente Statistik] [3 Punkte]

Sei (x_1, \dots, x_n) eine Stichprobe aus einer $\text{Exp}(\lambda)$ -Verteilung, $\lambda > 0$. Berechnen Sie die minimal suffiziente Statistik für λ .

Aufgabe 14 [minimal suffiziente Statistik] [4 Punkte]

Sei (x_1, \dots, x_n) eine Stichprobe aus einer $\Gamma(m, \lambda)$ -Verteilung, $\lambda > 0, m \in \mathbb{N}$. Berechnen Sie die minimal suffiziente Statistik für (m, λ) , die Sie hier beide als unbekannt ansehen - hingegen kennen Sie natürlich n . Vergleichen Sie das Resultat mit dem Resultat in Aufgabe 13; beachten Sie, dass Aufgabe 13 ein Spezialfall von Aufgabe 16 ist mit $m = 1$. Dies sollte sich wohl auch im Resultat widerspiegeln! Bemerkung: von der Theorie her ist es nachvollziehbar, dass jemand sagt, bei einer Stichprobe aus $\text{Bin}(m, p)$ ist ja schliesslich m auch als bekannt anzunehmen. Es gibt jedoch bei der Gamma-Verteilung Fragestellungen, in denen m wirklich als unbekannter Parameter anzusehen ist.

Übungsblatt 3 zur Vorlesung "Statistische Methoden"

Olivier Warin

18. März 2011

Aufgabe 12 [Faktorisierungskriterium & minimal suffiziente Statistik]

Sei $\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_n)$ eine Stichprobe aus einer Poissonverteilung mit Parameter $\lambda > 0$.

- a) Die gemeinsame Wahrscheinlichkeitsfunktion (in analoger Notation wie in der Vorlesung) lautet hier:

$$p(\mathbf{y}; \lambda) \stackrel{ii}{=} \prod_{i=1}^n e^{-\lambda} \frac{\lambda^{y_i}}{y_i!} = \underbrace{e^{-n\lambda}}_{=:g(\bar{\mathbf{y}}, \lambda)} \underbrace{\prod_{i=1}^n \frac{1}{y_i!}}_{=:h(y_1, \dots, y_n)}.$$

Also ist nach Lemma 3.3 $T(\mathbf{y}) := \bar{\mathbf{y}}$ eine suffiziente Statistik für λ .

- b) Seien $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n), \mathbf{y} = (y_1, \dots, y_n) \in K \setminus D_0$, wobei K den Stichprobenraum bezeichnet und $D_0 = \{\mathbf{x} | p(\mathbf{x}; \lambda) = 0 \forall \lambda \in \mathbb{R}_{>0}\}$ (wie in der Vorlesung).

Betrachten wir nun den Likelihood-Quotienten:

$$\frac{p(\mathbf{y}; \lambda)}{p(\mathbf{x}; \lambda)} \stackrel{a)}{=} \frac{e^{-n\lambda} \lambda^{n\bar{x}} \prod_{i=1}^n \frac{1}{x_i!}}{e^{-n\lambda} \lambda^{n\bar{y}} \prod_{i=1}^n \frac{1}{y_i!}} = \lambda^{n(\bar{x}-\bar{y})} \prod_{i=1}^n \frac{y_i!}{x_i!}.$$

Dieser Ausdruck ist genau dann unabhängig von λ , wenn $\bar{x} = \bar{y}$. Also ist nach Satz 3.5

$$T(\mathbf{x}) = \bar{x}$$

eine minimal suffiziente Statistik für λ .

Aufgabe 13

Sei $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$ eine Stichprobe aus einer $\text{Exp}(\lambda)$ -Verteilung, $\lambda > 0$. Nun wollen wir eine minimal suffiziente Statistik für λ bestimmen. Analog wie in Aufgabe 12 b) betrachten wir dazu den entsprechenden Likelihood-Quotienten ($\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_n), \mathbf{x}, \mathbf{y} \in K \setminus D_0$):

$$\frac{f(\mathbf{y}; \lambda)}{f(\mathbf{x}; \lambda)} \stackrel{ii}{=} \frac{\prod_{i=1}^n \lambda e^{-\lambda y_i}}{\prod_{i=1}^n \lambda e^{-\lambda x_i}} = e^{-\lambda \sum_{i=1}^n y_i + \lambda \sum_{i=1}^n x_i} = e^{\lambda n(\bar{x}-\bar{y})}.$$

Dieser Ausdruck ist klar genau dann unabhängig von λ wenn $\bar{x} = \bar{y}$. Somit ist nach Satz 3.5

$$T(\mathbf{x}) = \bar{x}$$

eine minimal suffiziente Statistik für λ .

Aufgabe 14

Sei $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$ eine Stichprobe aus einer $\Gamma(m, \lambda)$ -Verteilung, $\lambda > 0, m \in \mathbb{N}$. Nun suchen wir eine minimal suffiziente Statistik für (m, λ) . Wieder betrachten wir dazu den entsprechenden Likelihood-Quotienten ($\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_n), \mathbf{x}, \mathbf{y} \in K \setminus D_0$):

$$\frac{f(\mathbf{y}; m, \lambda)}{f(\mathbf{x}; m, \lambda)} \stackrel{ii}{=} \frac{\prod_{i=1}^n \frac{y_i^{m-1} e^{-\lambda y_i} \lambda^m}{\Gamma(m)}}{\prod_{i=1}^n \frac{x_i^{m-1} e^{-\lambda x_i} \lambda^m}{\Gamma(m)}} = \left(\frac{\prod_{i=1}^n y_i}{\prod_{i=1}^n x_i} \right)^{m-1} e^{\lambda n(\bar{x}-\bar{y})}.$$

Dieser Ausdruck ist (für $m > 1$) genau dann unabhängig von (m, λ) wenn $\bar{x} = \bar{y}$ und $\prod_{i=1}^n x_i = \prod_{i=1}^n y_i$. Somit ist nach Satz 3.5

$$T(\mathbf{x}) = \left(\bar{x}, \prod_{i=1}^n x_i \right)$$

eine minimal suffiziente Statistik für (m, λ) .