Prof. Dr. W. Wefelmeyer M. Sc. Christoph Heuser

## Übungen zur Mathematischen Statistik Serie 6

Abgabe: Dienstag, 26. November 2013, vor der Vorlesung

- **26.** Sei (X,Y) ein zweidimensionaler Zufallsvektor mit  $E(Y|X) = \vartheta X$  für ein (unbekanntes)  $\vartheta \in \mathbb{R}$ . Seien  $(X_i,Y_i)$ ,  $i=1,\ldots,n$ , unabhängige Beobachtungen aus diesem Modell. Bestimmen Sie einen Schätzer für die Varianz von  $\varepsilon = Y \vartheta X$ . Geben Sie Bedingungen an, unter denen er asymptotisch normal ist, und bestimmen Sie seine asymptotische Varianz.
- 27. (Lineare Regression mit Interzept) Seien X und Y eindimensionale Zufallsvariablen mit  $EX^4 < \infty$  und  $EY^4 < \infty$ . Zwischen diesen bestehe der Zusammenhang

$$Y = \tau + \vartheta X + \varepsilon$$

mit unbekannten Konstanten  $\tau$  und  $\vartheta$  und  $E(\varepsilon|X) = 0$ . Bestimmen Sie erwartungstreue Schätzer  $\hat{\tau}$  und  $\hat{\vartheta}$ , die  $\mathbb{P}_n((Y - \tau - \vartheta X)^2)$  minimieren.

**28.** (Nichtlineare Regression) Seien X und Y eindimensionale Zufallsvariablen mit  $EY^2 < \infty$ . Sei ferner  $r_{\vartheta}(x)$  eine Funktion, die auf  $\Theta \subset \mathbb{R}$  zweimal partiell nach  $\vartheta$  differenzierbar ist mit  $E[\dot{r}^4_{\vartheta}(X)] < \infty$ ,  $E[\ddot{r}^4_{\vartheta}(X)] < \infty$  und

$$|\ddot{r}_{\tau}(x) - \ddot{r}_{\vartheta}(x)| \leq L|\tau - \vartheta| \quad \forall \tau, \vartheta \in \Theta$$

für eine positive Konstante L. Es bestehe der Zusammenhang

$$Y = r_{\vartheta}(X) + \varepsilon,$$

wobei  $\varepsilon$  eine weitere Zufallsvariable mit  $E\varepsilon^4 < \infty$  und  $E(\varepsilon|X) = 0$  sei. Angenommen, wir wissen bereits, dass für den Kleinste-Quadrate-Schätzer  $\hat{\vartheta}$  gilt  $\hat{\vartheta} = \vartheta + o_p(n^{-1/4})$ . Bestimmen Sie die asymptotische Verteilung von  $n^{1/2}(\hat{\vartheta} - \vartheta)$ .

**29.** Sind  $X_1, \ldots, X_n$  unabhängig mit Verteilungsfunktion F, so ist die Verteilungsfunktion  $F_r$  der r-ten Ordnungsstatistik  $X_{r:n}$  gegeben durch

$$F_r(x) = \sum_{i=r}^n \binom{n}{i} (F(x))^i (1 - F(x))^{n-i}.$$

Ist zusätzlich F differenzierbar mit Ableitung f, so besitzt  $X_{r:n}$  die Dichte

$$f_r(x) = r \binom{n}{r} (F(x))^{r-1} (1 - F(x))^{n-r} f(x).$$

**30.** Seien  $X_1, \ldots, X_n$  unabhängig mit positiver Dichte f. Sei 0 und <math>f stetig und positiv in den Quantilen  $\xi_p$  und  $\xi_q$ . Sei  $k = np + o(n^{1/2})$  und  $m = nq + o(n^{1/2})$ . Dann gilt

$$n^{1/2} \begin{pmatrix} X_{k:n} - \xi_p \\ X_{m:n} - \xi_q \end{pmatrix} \Rightarrow N(0, \Sigma)$$

 $_{\mathrm{mit}}$ 

$$\Sigma = \begin{pmatrix} p(1-p)/f^2(\xi_p) & p(1-q)/f(\xi_p)f(\xi_q) \\ p(1-q)/f(\xi_p)f(\xi_q) & q(1-q)/f^2(\xi_q) \end{pmatrix}.$$