Tippfehler in

Eckle-Kohler, Kohler:

Eine Einführung in die Statistik und ihre Anwendungen

Springer-Verlag Heidelberg 2009

Kapitel 1

1. S. 2, Beginn Abschnitt 1.2:

   Seit langem wird in einer Vielzahl von Studien versucht herauszufinden, welche Risikofaktoren für das Auftreten von Herzinfarkten verantwortlich *sind*.

2. S. 4, zweiter Satz:

   Unglücklicherweise waren die Techniker von Morton *Thiokol* nicht in der Lage, ihre Bedenken genau zu begründen.

3. S. 9, 2. Satz in Abschnitt 1.10:

   Für Studierende des Faches Mathematik (Bachelor oder Lehramt) handelt es sich dabei um die Vorlesung *Einführung in die* **Stochastik**.

Kapitel 2

1. Tabelle 2.1:

	Gesamt	Studiengruppe	Kontrollgruppe
Alle	20.536 (100%)	**10.268** (50%)	**10.268** (50%)
Todesfälle	2.835 (13,8%)	1.446 (14,1%)	1.389 (13,5%)
Todesfälle in Zusammenhang mit Gefäßerkrankungen	1.718 (8,4%)	878 (8,6%)	840 (8,2%)
Herzinfarkt	2.110 (10,3%)	1.063 (10,4%)	1.047 (10,2%)
Schlaganfall	1.029 (27,5%)	511 (5,0%)	518 (5,0%)
Erstauftritt schwere Herzerkrankung	4.618 (22,5%)	2.306 (22,5%)	2.312 (22,5%)

2. S. 18, Z. 12ff.

   Der einen Gruppe wurde eine **spezielle** mediterrane Diät verordnet, während die andere Gruppe die sonst üblichen Diätempfehlungen erhielt.

3. S. 19, Abb. 2.1

   Umlaut fehlt bei *zufällig*.

Kapitel 3

1. S. 42, Abb. 3.10

   Umlaut fehlt bei *Größter*.

2. S. 44, Angabe der Beschäftigungsquoten

   Unnötiger Zeilenumbruch.

Kapitel 4

1. S. 57, Definition 4.1

   Ein *Zufallsexperiment* ist ein Experiment mit vorher unbestimmtem Ergebnis, das im Prinzip unbeeinflusst voneinander beliebig oft wiederholt werden kann.

   Hier wird sinnvollerweise *unter den gleichen Bedingungen* gestrichen.

2. S. 71, Z. 6:

$$\mathbf{q} = \frac{\left(\binom{48}{5}\right)^k \cdot \left(\binom{49}{6} - \binom{48}{5}\right)^{n-k}}{\left(\binom{49}{6}\right)^n} = p^k \cdot (1-p)^{n-k}.$$

3. S. 82, Z. 5:

   (i) $\mathbf{P}(A) \in [0,1]$ für alle $A \in \mathcal{A}$.

4. S. 90, Mitte:

   erhält man dafür

$$\begin{aligned} &\mathbf{P}\left(\{k \in \{0,1,\ldots,\mathbf{n}\} \;:\; n \cdot p - 0.01 \cdot n \leq k \leq n \cdot p + 0.01 \cdot n\}\right) \\ = &\sum_{k \in \{0,1,\ldots,\mathbf{n}\} \,:\, n \cdot p - 0.01 \cdot n \leq k \leq n \cdot p + 0.01 \cdot n} \binom{n}{k} \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k}. \end{aligned}$$

5. S. 94, Z. 7:

   Indikatorfun**k**tion

6. S. 97, Abb. 4.6 Überschrift (zweimal):

   Dichte Exponentialverteilung

7. S. 99, 2. Satz in Beispiel 4.17:

   Aus Erfahrung weiß man, dass bei Betrachtung aller Schwangerschaften unabhängig vom Alter der Eltern pro **10.000** Schwangerschaften etwa 14 Schangerschaften auftreten, bei denen die Schwangere ein Kind mit Down-Syndrom erwartet.

Kapitel 5

1. S. 109, letzter Satz in Definition 5.2:

   Im Fall $\Omega' = \mathbb{R}$ und $\mathcal{A}' = \mathcal{B}$ heißt X *reelle Zufallsvariable.*

2. S. 110, Satz 5.1 (kein Fehler, nur bessere Formulierung):

   Dann ist $(\Omega', \mathcal{A}', \mathbf{P}_X)$ mit

   $$\mathbf{P}_X(A') := \mathbf{P}(X^{-1}(A')) = \mathbf{P}\left(\{\omega \in \Omega\ :\ X(\omega) \in A'\}\right) \quad (A' \in \mathcal{A}')$$

   ein Wahrscheinlichkeitsraum.

3. S. 130, Definition 5.18:

   (i) $\mu(A) \geq 0$ für alle $A \in \mathcal{A}$.

4. S. 133, Z. 17:

   $$f_n = n \cdot 1_{\{\omega\in\Omega\,:\, f(\omega)\geq n\}} + \sum_{k=0}^{n\cdot 2^n-1} \frac{k}{\mathbf{2^n}} \cdot 1_{\left\{\omega\in\Omega\,:\,\frac{k}{2^n}\leq f(\omega)<\frac{k+1}{2^n}\right\}}$$

5. S. 139, Satz 5.4

   Sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$ ein Wahrscheinlichkeitsraum, sei $\mathbf{X} : \mathbf{\Omega} \to \mathbb{R}$ eine (reelle) Zufallsvariable und sei $h : \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ messbar.

6. S. 140, Satz 5.5

   Sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$ ein Wahrscheinlichkeitsraum, sei $\mathbf{X} : \mathbf{\Omega} \to \mathrm{I\!R}$ eine (reelle) Zufallsvariable und sei $g : \mathrm{I\!R} \to \mathrm{I\!R}$ messbar.

7. S. 155, zweitletzte Zeile des Beweises:

   Mit $0 \leq V(X) = \mathbf{E}(X^2) - (\mathbf{E}X)^2 \leq \mathbf{E}(\mathbf{X^2}) < \infty$ folgt daraus

8. S. 162f., Satz 5.12: Wurzel über der Varianz fehlt!

   (Zentraler Grenzwertsatz von Lindeberg–Lévy).

   Sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$ ein Wahrscheinlichkeitsraum und seien $X_1, X_2, \ldots$ unabhängige indentisch verteilte reelle Zufallsvariablen definiert auf $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbf{P})$ mit $\mathbf{E}(X_1^2) < \infty$ und $V(X_1) \neq 0$. Dann gilt, dass die Verteilungsfunktion von

   $$\frac{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i - \mathbf{E}X_1}{\sqrt{\mathbf{V}\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} \mathbf{X_i} - \mathbf{E}\mathbf{X_1}\right)}} = \frac{\sqrt{n}}{\sqrt{\mathbf{V}(\mathbf{X_1})}} \cdot \left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i - \mathbf{E}X_1\right)$$

   punktweise gegen die Verteilungsfunktion Φ einer $N(0,1)$–verteilten Zufallsvariablen konvergiert, d.h., dass für alle $x \in \mathrm{I\!R}$ gilt:

   $$\lim_{n\to\infty} \mathbf{P}\left[\frac{\sqrt{n}}{\sqrt{\mathbf{V}(\mathbf{X_1})}} \cdot \left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i - \mathbf{E}X_1\right) \leq x\right] = \Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{x} e^{-t^2/2}\, dt.$$

Kapitel 6

1. S. 176, Definition 6.1 b)

   b) T_n **heißt** *konsistente* **Schätzung** von $g(\theta)$, falls für alle $\theta \in \Theta$ gilt:

   $$\mathbf{P}_\theta\left[\lim_{n\to\infty} T_n(X_1, \ldots, X_n) \neq g(\theta)\right] = 0.$$

2. S. 186, Definition 6.3:

   a) Sind $X_1, \ldots, X_n$ unabhängige $N(0,1)$-verteilte Zufallsvariablen, so heißt die Verteilung von

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

   (zentrale) χ^2-*Verteilung mit* n *Freiheitsgraden* (kurz: χ_n^2-Verteilung).

b) Sind X und Y unabhängige reelle Zufallsvariablen mit X $N(0,1)$-verteilt und Y χ^2_n-verteilt, so heißt die Verteilung von

$$\frac{X}{\sqrt{\mathbf{Y/n}}}$$

(zentrale) *t-Verteilung mit n Freiheitsgraden* (kurz: t_n-Verteilung).

c) Sind X, Y unabhängig mit X χ^2_r-verteilt und Y χ^2_s-verteilt, so heißt die Verteilung von

$$\frac{X/r}{Y/s}$$

(zentrale) *F–Verteilung mit r und s Freiheitsgraden* (kurz: $F_{r,s}$–Verteilung).

3. S. 205, vorletzter Absatz:

   Man bildet dann analog zum zweiseitigen Gauß-Test für zwei Stichproben die Teststatistik

   $$T = \frac{\bar{X}_n - \bar{Y}_m}{\sqrt{S_p^2} \cdot \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}}.$$

   Man kann zeigen, dass bei Gültigkeit von $\mu_X = \mu_Y$ diese Teststatistik t-verteilt ist mit $m + n - 2$-Freiheitsgraden.[4] Daher lehnt man beim *zweiseitigen* $\mathbf{t}$*-Test für zwei Stichproben* $H_0 : \mu_X = \mu_Y$ genau dann ab, falls

   $$|T| > t_{m+n-2,\alpha/\mathbf{2}},$$

   wobei $t_{m+n-2,\alpha/\mathbf{2}}$ das $\alpha/2$-Fraktil der t-Verteilung mit $m+n-2$-Freiheitsgraden ist.

Anmerkungen

4. S. 246, ganz oben:

$$\begin{aligned}
\int_{\mathbb{R}} e^{-x^2/2}\,dx \cdot \int_{\mathbb{R}} e^{-y^2/2}\,dy &= \int_{\mathbb{R}^2} e^{-(x^2+y^2)/2} d(x,y) \\
&= \int_{\mathbf{0}}^{\mathbf{2\pi}} \int_{\mathbf{0}}^{\infty} \mathbf{r} \cdot \mathbf{e}^{-\mathbf{r^2}/\mathbf{2}}\,\mathbf{dr}\,\mathbf{d}\boldsymbol{\theta} \\
&= 2\pi \cdot \int_0^\infty r \cdot e^{-r^2/2}\,dr \\
&= 2\pi \cdot (-e^{-r^2/2})|_{r=0}^{\infty} = 2\pi.
\end{aligned}$$