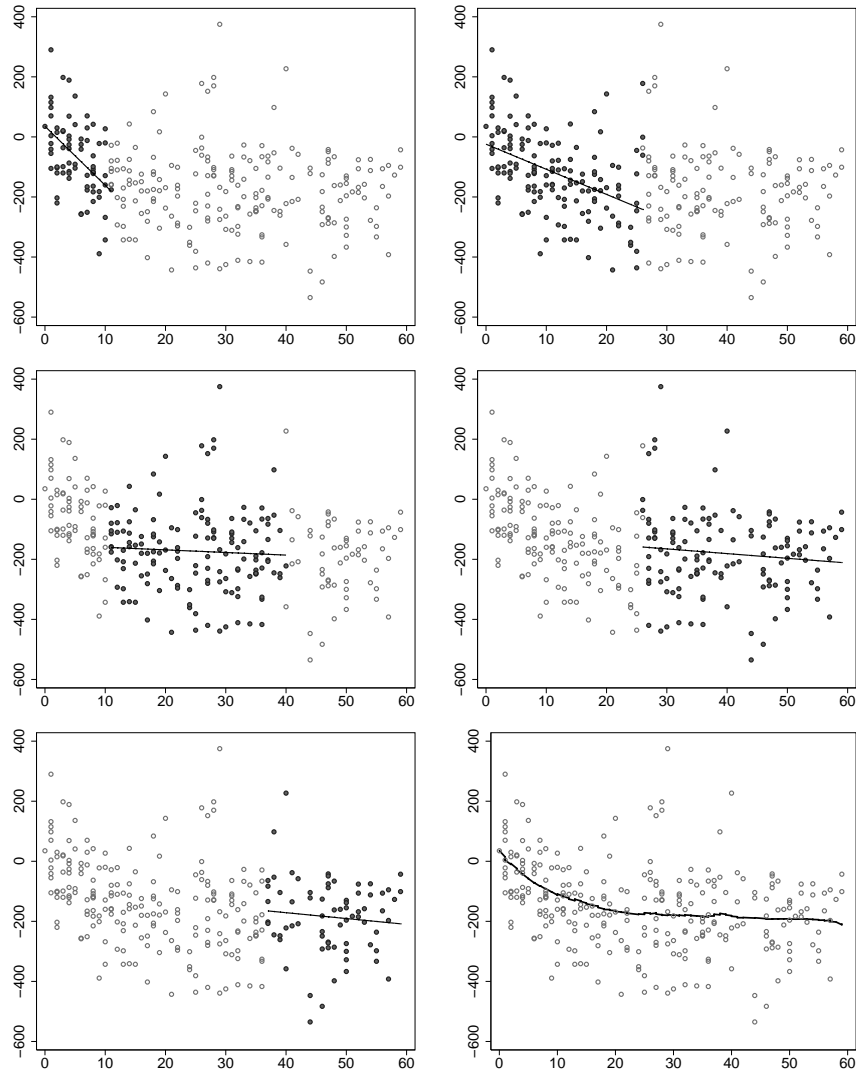
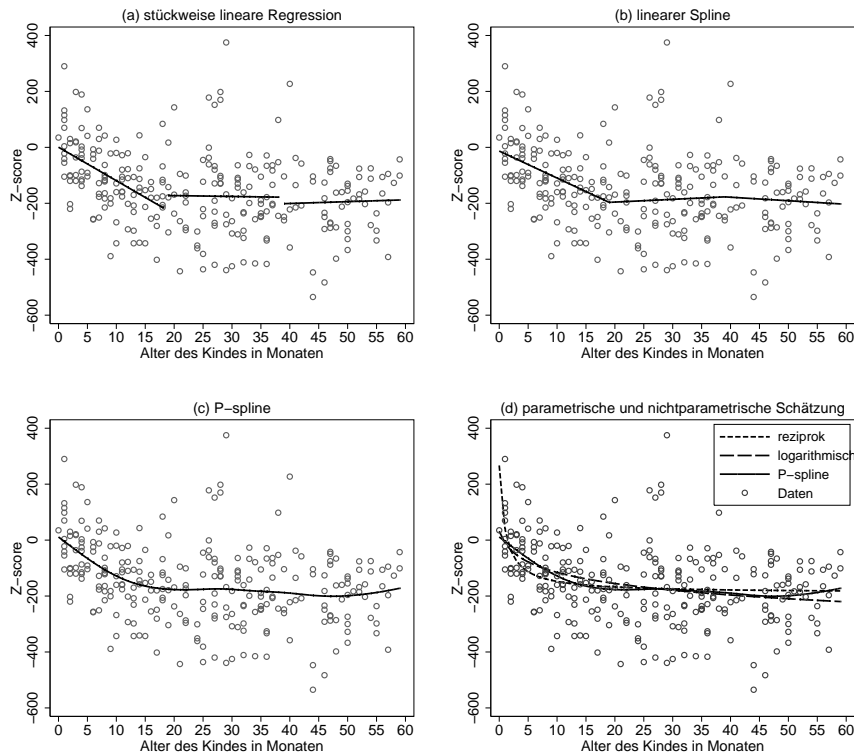


Errata (2. Auflage)

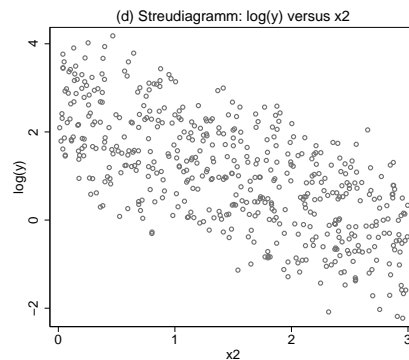
- Kapitel 2, Seite 32: Fehlende Klammerung bei der Definition der Chance:
... eines multiplikativen Modells für die Chance $\pi_i/(1 - \pi_i)$.
- Kapitel 2, Seite 43: Abb. 2.13 basiert links unten auf einem falschen Datensatz:



- Kapitel 2, S.44: Abb. 2.14 basiert rechts unten auf einem falschen Datensatz:



- Kapitel 3, Seite 71: Falscher Titel in Panel d) von Abbildung 3.6:



- Kapitel 3, Seite 86: Tippfehler in der Interpretation des Differenzeffekts von Wohnungen in guter Lage im Vergleich zu Wohnungen in normaler Lage:
 Der Unterschied wird umso größer, je größer die Wohnfläche ist. Für jeden zusätzlichen Quadratmeter Wohnfläche erhöht sich der Unterschied zu Wohnungen in normaler Wohnlage um 1.6 DM.
- Kapitel 3, Seite 101: Vorzeichenfehler beim Effekt von $1/\text{flaeche}$ in Modell M2:
- Kapitel 3, Seite 105: Falsche Formatierung der 1 in der Definition des Vektors \mathbf{x} :

Modell	Gleichung	R^2
M1	$\widehat{mieteqm} = 18.46 - 0.068 \cdot flaeche$	0.116
M2	$\widehat{mieteqm} = 9.23 + 273.35 \cdot 1/flaeche$	0.154
M3	$\widehat{mieteqm} = 23.07 - 0.206 \cdot flaeche + 0.00092 \cdot flaeche^2$	0.143
M4	$\widehat{mieteqm} = 27.84 - 0.42 \cdot flaeche + 0.0039 \cdot flaeche^2 - 0.000012 \cdot flaeche^3$	0.150

Tabelle 3.1. Vergleich verschiedener Modelle zur Modellierung des Zusammenhangs zwischen Nettomiete pro qm ($mieteqm$) und Wohnfläche ($flaeche$).

Diese ist insbesondere dann erfüllt, wenn die beobachteten Regressorvektoren \mathbf{x}_i , $i = 1, \dots, n$ unabhängige und identisch verteilte Realisierungen stochastischer Kovariablen $\mathbf{x} = (1, x_1, \dots, x_k)'$ sind, also wenn (y_i, \mathbf{x}_i) aus einer zufälligen Stichprobe bezüglich (y, \mathbf{x}) stammen.

- Kapitel 3, Seite 109: In der Formel für $\hat{\sigma}_{(i)}^2$ fehlen zusätzliche Quadrate:

$$\hat{\sigma}_{(i)}^2 = \frac{1}{n-p-1} \left[\left(y_1 - \mathbf{x}'_1 \hat{\boldsymbol{\beta}}_{(i)} \right)^2 + \dots + \left(y_{i-1} - \mathbf{x}'_{i-1} \hat{\boldsymbol{\beta}}_{(i)} \right)^2 + \right. \\ \left. + \left(y_{i+1} - \mathbf{x}'_{i+1} \hat{\boldsymbol{\beta}}_{(i)} \right)^2 + \dots + \left(y_n - \mathbf{x}'_n \hat{\boldsymbol{\beta}}_{(i)} \right)^2 \right]$$

- Kapitel 3, Seite 119: Verwechslung von Zähler und Nenner:
Da dieser Schätzer konsistent ist, konvergiert der Nenner asymptotisch gegen den wahren, festen Wert, so dass der Quotient zweier χ^2 -Verteilungen gegen die χ_r^2/r -Verteilung des Zählers konvergiert.
- Kapitel 3, Seite 127: Fehlendes \mathbf{P}' in der Definition der Transformation:
Der Vektor der Zielgröße, die Designmatrix und der Vektor der Störgrößen können dann mit der Matrix

$$\mathbf{W}^{-1/2} = \mathbf{P} \operatorname{diag} \left(\frac{1}{\sqrt{\lambda_1}}, \dots, \frac{1}{\sqrt{\lambda_n}} \right) \mathbf{P}'$$

transformiert werden.

- Kapitel 3, Seite 131: In Beispiel 3.17 ist die Teststatistik falsch angegeben:
Basierend auf diesem Modell erhalten wir $T = 1164.37$ als Teststatistik für den Breusch-Pagan-Test.
- Kapitel 3, Seite 133: Falsche Definition der Gewichte in der zweistufigen Schätzung:

$$\hat{w}_i = \mathbf{z}'_i \hat{\boldsymbol{\alpha}}.$$

- Kapitel 3, Seite 134: Falsche Definition der Gewichte in der zweistufigen Schätzung:

$$\hat{w}_i = \exp(\mathbf{z}'_i \hat{\boldsymbol{\alpha}}).$$

und

$$\hat{w}_i = \exp(\hat{\eta}_i)$$

Die geschätzten Standardfehler basieren auf der geschätzten Kovarianzmatrix

$$\widehat{\operatorname{Cov}} \hat{\boldsymbol{\beta}} = \hat{\sigma}^2 (\mathbf{X}' \operatorname{diag}(1/\hat{w}_1, \dots, 1/\hat{w}_n) \mathbf{X})^{-1}.$$

- Kapitel 3, Seite 161: Falsche Verwendung des Betrags in der Definition des AIC:

$$\text{AIC} = -2 \cdot l(\hat{\beta}_M, \hat{\sigma}^2) + 2(|M| + 1)$$

$$\text{AIC} = n \cdot \log(\hat{\sigma}^2) + 2(|M| + 1).$$

- Kapitel 3, Seite 161: Im Text fehlen die Betragsstriche um M :
Man beachte, dass die Gesamtzahl an Parametern $|M| + 1$ ist.
- Kapitel 3, Seite 162: Fehlender Index M in der Definition der Prädiktionsmatrix:
Es gilt

$$\text{CV} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i - \hat{y}_{iM}}{1 - h_{iiM}} \right)^2,$$

wobei h_{iiM} die Diagonalelemente der Prädiktionsmatrix $\mathbf{H}_M = \mathbf{X}_M(\mathbf{X}'_M \mathbf{X}_M)^{-1} \mathbf{X}'_M$ sind.

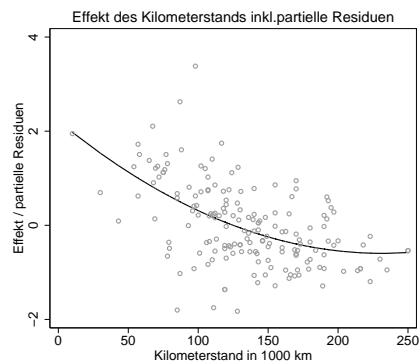
- Kapitel 3, Seite 162: Falsche Parameteranzahl in der Definition des BIC:

$$\text{BIC} = -2 \cdot l(\hat{\beta}_M, \hat{\sigma}^2) + \log(n)(|M| + 1)$$

und

$$\text{BIC} = n \cdot \log(\hat{\sigma}^2) + \log(n)(|M| + 1).$$

- Kapitel 3, Seite 167: Fehlerhafte Achsenbeschriftung der rechten Grafik in Abbildung 3.30:



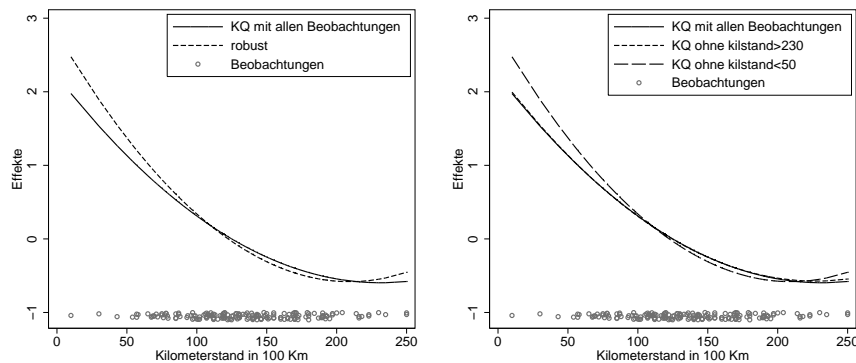
- Kapitel 3, Seite 174: Verwechslung der gestrichelten und der durchgezogenen Linie in der Unterschrift zu Abbildung 3.33:

Die jeweils linken Grafiken zeigen Streudiagramme zwischen y und x inklusive geschätzter Regressionsgerade (durchgezogene Linie) und geschätzter Regressionsgerade bei nicht Berücksichtigung der Ausreißer (gestrichelte Linie).

- Kapitel 3, Seite 178: Fehlendes Quadrat im Zähler bei der Formel für die Hebelwerte:

$$h_{ii} = \frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{\sum_j (x_j - \bar{x})^2}.$$

- Kapitel 3, Seite 180: Fehlerhafte Achsenbeschriftung in Abbildung 3.36:



- Kapitel 3, Seite 186: Der Nullvektor sollte fett formatiert sein:

In der vorletzten Zeile haben wir ausgenutzt, dass die Residuen des vollen Modells und die Spalten der Designmatrix orthogonal sind, d.h. $\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}' \mathbf{X} = \mathbf{0}$.

- Kapitel 4, S. 194: Für die Interpretation der Koeffizienten des Logit-Modells müssen Zähler und Nenner des Chancen-Verhältnisses vertauscht werden:

Wird z.B. x_{i1} um 1 auf $x_{i1} + 1$ erhöht, so gilt für das Verhältnis der Chancen

$$\frac{P(y_i = 1 | x_{i1} + 1, \dots)}{P(y_i = 0 | x_{i1} + 1, \dots)} \bigg/ \frac{P(y_i = 1 | x_{i1}, \dots)}{P(y_i = 0 | x_{i1}, \dots)} = \exp(\beta_1).$$

- Kapitel 4, S. 194: Fehlender Bruchstrich in der Gleichung für erwartete und beobachtete Fisher-Information:

$$\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta}) = -\frac{\partial^2 l(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \boldsymbol{\beta}'} = \mathbb{E} \left(-\frac{\partial^2 l(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \boldsymbol{\beta}'} \right) = \mathbf{F}(\boldsymbol{\beta}).$$

- Kapitel 4, S. 194: Falscher Laufindex in der Verteilung der relativen Häufigkeiten:

$$\bar{y}_i \sim B(n_i, \pi_i) / n_i \quad i = 1, \dots, G,$$

- Kapitel 4, S. 202: Falsches Transponiertzeichen in der Formel für die Informationsmatrix:

$$\mathbf{F}(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i' / \sigma^2 = \frac{1}{\sigma^2} \mathbf{X}' \mathbf{X}.$$

- Kapitel 4, Beispiel 4.5, Seiten 208/09: Unvollständige Erklärung der Variablen *hoehe* (Tabelle 4.6) und falsche Standardabweichung für den Effekte von *zweck* (Tabelle 4.7):

- Kapitel 4, Seiten 212: Fehler in der Normalisierungskonstante der Likelihood:

Somit ist die *Log-Likelihood* bis auf die additive, von $\boldsymbol{\beta}$ unabhängige Konstante $-\sum_i \log(y_i!)$ durch ...

- Kapitel 4, Beispiel 4.7, Seiten 214/15: Durch fehlerhaftes Zentrieren sind die Konstanten in den Tabellen 4.9, 4.10 und 4.11 falsch berechnet worden:

- Kapitel 4, S. 214: Fehlende Fett-Formatierung für Vektoren und Matrizen:

Die geschätzte Kovarianzmatrix ist dann mit $\hat{\phi}$ zu multiplizieren, d.h. es gilt $\widehat{\text{Cov}}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \hat{\phi} \mathbf{F}^{-1}(\hat{\boldsymbol{\beta}})$.

Variable	Beschreibung	Mittelwert/ rel. Häufigkeit
<i>konto1</i>	1 = kein Konto 0 = gutes oder schwaches Konto	0.274
<i>konto2</i>	1 = gutes Konto 0 = kein oder schwaches Konto	0.394
<i>laufz</i>	Laufzeit in Monaten	20.903
<i>hoehe</i>	Kredithöhe in 1000 DM,	3.271
<i>moral</i>	frühere Zahlungsmoral 1 = gut 0 = schlecht	0.911
<i>zweck</i>	Verwendungszweck 1 = privat 0 = geschäftlich	0.657

Tabelle 4.6. Kredit-Scoring: Beschreibung der Variablen.

Variable	Koeffizient	Standard- abweichung	t-Wert	p-Wert
Konstante	-0.284	0.303	-0.94	0.347
<i>konto1</i>	0.618	0.175	3.53	<0.001
<i>konto2</i>	-1.338	0.201	-6.65	<0.001
<i>laufz</i>	0.033	0.008	4.29	<0.001
<i>hoehe</i>	0.023	0.033	0.72	0.474
<i>moral</i>	-0.986	0.251	-3.93	<0.001
<i>zweck</i>	-0.426	0.158	-2.69	0.007

Tabelle 4.7. Kredit-Scoring: Ergebnisse des Logit-Modells.

Variable	Koeffizient	Standard- abweichung	t-Wert	p-Wert
Konstante	0.165	0.032	5.21	<0.001
<i>jahr</i>	-0.075	0.003	-25.86	<0.001
<i>alandc</i>	-0.025	0.004	-6.12	<0.001
<i>anspc</i>	0.020	0.001	17.12	<0.001
<i>biopharm</i>	0.294	0.031	9.41	<0.001
<i>uszw</i>	-0.043	0.025	-1.77	0.077
<i>patus</i>	0.018	0.026	0.69	0.491
<i>patdsg</i>	-0.230	0.031	-7.31	<0.001
<i>einspruch</i>	0.404	0.024	16.55	<0.001

Tabelle 4.9. Anzahl der Zitate von Patenten: Modell mit linearen Effekten, $\phi = 1$.

- Kapitel 4, S. 217: Fehlendes Vorzeichen in der reziproken Verknüpfung:

$$\mu_i = -\frac{1}{\eta_i} = -\frac{1}{\mathbf{x}'_i \boldsymbol{\beta}}.$$

Variable	Koeffizient	Standard- abweichung	t-Wert	p-Wert
Konstante	0.165	0.060	2.74	0.006
<i>jahr</i>	-0.075	0.005	-13.60	<0.001
<i>alandc</i>	-0.025	0.008	-3.22	0.001
<i>anspc</i>	0.020	0.002	9.01	<0.001
<i>biopharm</i>	0.294	0.059	4.95	<0.001
<i>uszw</i>	-0.043	0.047	-0.93	0.353
<i>patus</i>	0.018	0.050	0.36	0.717
<i>patdsg</i>	-0.230	0.060	-3.84	<0.001
<i>einspruch</i>	0.404	0.046	8.70	<0.001

Tabelle 4.10. Anzahl der Zitate von Patenten: Modell mit linearen Effekten und Überdispersion.

Variable	Koeffizient	Standard- abweichung	t-Wert	p-Wert
Konstante	0.181	0.062	2.91	0.004
<i>jahr</i>	39.081	5.750	6.80	<0.001
<i>jahr</i> ²	-0.010	0.001	-6.81	<0.001
<i>alandc</i>	-0.244	0.098	-2.49	0.013
<i>alandc</i> ²	0.037	0.013	2.92	0.004
<i>alandc</i> ³	-0.002	<0.001	-3.42	0.001
<i>anspc</i>	0.040	0.007	5.59	<0.001
<i>anspc</i> ²	-0.001	<0.001	-2.91	0.004
<i>biopharm</i>	0.200	0.062	3.22	0.001
<i>uszw</i>	-0.048	0.048	-1.00	0.320
<i>patus</i>	-0.003	0.052	-0.06	0.952
<i>patdsg</i>	-0.234	0.062	-3.77	<0.001
<i>einspruch</i>	0.401	0.047	8.45	<0.001

Tabelle 4.11. Anzahl der Zitate von Patenten: Erweitertes Modell mit Überdispersion.

- Kapitel 4, S. 219, Tabelle 4.12: Fehler im natürlichen Parameter der inversen Gauß-Verteilung:

$$\theta(\mu) = -1/(2\mu^2).$$

- Kapitel 4, S. 219, Tabelle 4.12: Fehler im Erwartungswert der Gammaverteilung:

$$\mu = -1/\theta.$$

- Kapitel 4, S. 220: θ anstelle von ϕ in der Darstellung der Normalverteilung als Exponentialfamilie:

... in die Form einer Exponentialfamilie mit $\theta = \mu$, $\phi = \sigma^2$, $b(\theta) = \mu^2/2 = \theta^2/2$ und $c(y, \phi) = -y^2/(2\sigma^2) - 0.5 \log(2\pi\sigma^2)$ bringen.

- Kapitel 4, S. 224: Fehler im Index der Varianz-Schätzung:

Das Diagonalelement a_{jj} ist ein Schätzer für die Varianz $\sigma_j^2 = \text{Var}(\hat{\beta}_j)$ der j -ten Komponente und $\sqrt{a_{jj}}$ für die Standardabweichung σ_j .

- Kapitel 4, S. 225: Fehlerhafte Freiheitsgrade in der asymptotischen χ^2 -Verteilung:

Falls $n_i, i = 1, \dots, G$, in allen Gruppen hinreichend groß ist, so sind beide Statistiken approximativ (bzw. für $n \rightarrow \infty$ asymptotisch) $\phi\chi^2(G-p)$ -verteilt, wobei p die Anzahl zu schätzender Parameter ist.

- Kapitel 4, S. 226: Fälschlicherweise fett formatierte skalare Zielgröße:

Für generalisierte lineare Modelle impliziert die Annahme einer bestimmten Verteilung vom Exponentialfamilientyp, wie zum Beispiel Gauß-, Poisson- oder Binomialverteilung, und einer bestimmten Erwartungswert-Struktur $E(y | \mathbf{x}) = \mu = h(\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta})$ eine spezifische Varianzstruktur $\text{Var}(y | \mathbf{x}) = \phi b''(\mu)$, wobei die Varianzfunktion $b''(\mu)$ durch die Wahl der Exponentialfamilie determiniert ist.

- Kapitel 4, S. 229: $p(\boldsymbol{\beta} | \mathbf{y})$ statt $E(\boldsymbol{\beta} | \mathbf{y})$:

Für $n \rightarrow \infty$ ist $\hat{\boldsymbol{\beta}}_p$ asymptotisch (bzw. approximativ) normalverteilt mit

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_p \sim N\left(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{F}_p^{-1}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_p)\right),$$

so dass der Posteriori-Modus $\hat{\boldsymbol{\beta}}_p$ und die (erwartete) Krümmung $\mathbf{F}_p^{-1}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_p)$ gute Approximationen des Posteriori-Erwartungswerts $E(\boldsymbol{\beta} | \mathbf{y})$ und der Posteriori-Kovarianzmatrix $\text{Cov}(\boldsymbol{\beta} | \mathbf{y})$ sind.

- Kapitel 4, S. 230: Fehlende Fett-Formatierung des Nullvektors und der Nullmatrix:

Für den Grenzfall $\mathbf{m} = \mathbf{0}$, $\mathbf{M}^{-1} = \mathbf{0}$ einer nichtinformativen Priori...

- Kapitel 4, S. 232: Fehlende Fett-Formatierung von Vektoren:

Ein Vorteil ist, dass neben den Punktschätzern und Konfidenzintervallen mit Hilfe der gezogenen Zufallszahlen auch die gesamte Posteriori-Dichte $p(\boldsymbol{\beta} | \mathbf{y})$ interessierender Effekte geschätzt werden kann. Abbildung ?? zeigt die Kerndichteschätzungen der Posteriori-Dichten $p(\beta_j | \mathbf{y})$ der Effekte der Kovariablen...

- Kapitel 4, S. 233: Fehlerhafte Beschriftung der Spalten in Tabelle 4.15:

Variable	Koeffizient	Standard- abweichung	2.5%- Quantil	97.5%- Quantil
Konstante	-0.282	0.299	-0.871	0.299
<i>konto1</i>	0.633	0.176	0.301	0.981
<i>konto2</i>	-1.332	0.198	-1.709	-0.932
<i>laufz</i>	0.034	0.008	0.018	0.048
<i>hoehe</i>	0.024	0.033	-0.039	0.090
<i>moral</i>	-1.005	0.257	-1.503	-0.503
<i>zweck</i>	-0.433	0.153	-0.735	-0.144

Tabelle 4.15. Kredit-Scoring: Bayes-Modell.

- Kapitel 5, S. 237: Fehler m in der Wahrscheinlichkeitsfunktion bei unabhängigen Wiederholungen:

$$f(\mathbf{y} | \boldsymbol{\pi}) = \frac{m!}{y_1! \cdot \dots \cdot y_q! (m - y_1 - \dots - y_q)!} \pi_1^{y_1} \cdot \dots \cdot \pi_q^{y_q} (1 - \pi_1 - \dots - \pi_q)^{m - y_1 - \dots - y_q}$$

- Kapitel 5, S. 237: Fehlendes m in der Kovarianzmatrix:

$$E(\mathbf{y}) = m\boldsymbol{\pi} = \begin{pmatrix} m\pi_1 \\ \vdots \\ m\pi_q \end{pmatrix}, \quad \text{Cov}(\mathbf{y}) = \begin{pmatrix} m\pi_1(1-\pi_1) & \cdots & -m\pi_1\pi_q \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ -m\pi_q\pi_1 & \cdots & m\pi_q(1-\pi_q) \end{pmatrix}. \quad (5.4)$$

- Kapitel 5, S. 239: Index nicht richtig formatiert:
Besitzt beispielsweise Kategorie s einen größeren Regressionskoeffizienten als Kategorie r , das heißt gilt $\beta_{sj} > \beta_{rj}$, so wächst die Chance für Kategorie s im Vergleich zur Referenzkategorie stärker als die Chance für Kategorie r , so dass sich insgesamt die Wahrscheinlichkeit für Kategorie r verkleinern kann, trotz positivem Koeffizienten β_{rj} .
- Kapitel 5, S. 245: Die Bedingung ist das Auftreten von r oder einer größeren Kategorie:
Auf der linken Seite findet sich hier die Wahrscheinlichkeit für die Zielvariable in Kategorie r , gegeben es tritt die Kategorie r oder eine größere Kategorie auf.
- Kapitel 5, S. 247: Fehlende Fett-Formatierung der Score-Funktion:
Daraus erhält man die Score-Funktion $\mathbf{s}(\boldsymbol{\beta}) = \partial l(\boldsymbol{\beta})/\partial \boldsymbol{\beta}$ als Vektor der 1. Ableitungen ...
- Kapitel 5, S. 248: Fehlendes Transponiertzeichen beim Prädiktorvektor:

$$\boldsymbol{\eta}_i = (\eta_{i1}, \dots, \eta_{iq})'$$

- Kapitel 5, S. 248: Fehlender Index bei der Fisher-Matrix:

$$F(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^n \mathbf{X}'_i \mathbf{W}_i \mathbf{X}_i$$

- Kapitel 5, S. 248: Fehlende Definition von $\boldsymbol{\mu}$:
wobei $\boldsymbol{\mu}' = (n_1\boldsymbol{\pi}'_1, \dots, n_n\boldsymbol{\pi}'_n)$ gilt
- Kapitel 5, S. 250: Unvollständiger Satz:
Die in Tabelle ?? als metrisch präsentierte Variable Dichte der Humusschicht in cm (*humus*) wird dabei als kategoriale Variable mit den fünf geordneten Kategorien *humus0* ($0 \leq \text{humus} \leq 1$), *humus1* ($1 < \text{humus} \leq 2$), *humus2* ($2 < \text{humus} \leq 3$), *humus3* ($3 < \text{humus} \leq 4$) und *humus4* ($\text{humus} > 4$) in das Modell einbezogen.
- Kapitel 6, S. 258: Die Dimension der Kovarianzmatrix \mathbf{D} sollte $(q+1) \times (q+1)$ sein.
- Kapitel 6, S. 267: Fehlerhafte Transponiertzeichen in der Formel für die Wald-Statistik:

$$W = (\mathbf{C}\hat{\boldsymbol{\beta}} - \mathbf{d})'(\mathbf{C}\mathbf{A}_{11}\mathbf{C}')^{-1}(\mathbf{C}\hat{\boldsymbol{\beta}} - \mathbf{d})$$

- Kapitel 6, S. 274: In den Formeln (6.37) und (6.38) fehlen teilweise die Varianzparameter $\boldsymbol{\vartheta}$ in der Bedingung:

$$p(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\vartheta} | \mathbf{y}) \propto p(\mathbf{y} | \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\vartheta}) p(\boldsymbol{\beta}) p(\boldsymbol{\gamma} | \boldsymbol{\vartheta}) p(\boldsymbol{\vartheta}),$$

$$p(\mathbf{y}) = \int p(\mathbf{y} | \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\gamma}, \boldsymbol{\vartheta}) p(\boldsymbol{\beta}) p(\boldsymbol{\gamma} | \boldsymbol{\vartheta}) p(\boldsymbol{\vartheta}) d\boldsymbol{\beta} d\boldsymbol{\gamma} d\boldsymbol{\vartheta} < \infty$$

- Kapitel 6, S. 276/7: Der Index für die zufälligen Effekte läuft jeweils von 0 bis $q+1$ (und nicht von 1 bis r), also

$$p(\sigma^2) \propto \sigma^{-2}, \quad p(\mathbf{D}) \propto |\mathbf{D}|^{-\frac{q+1}{2}}$$

mit $q + 1 = \dim(\boldsymbol{\gamma}_i)$.

$$\tau_j^2 \sim \text{IG}(a_j, b_j), \quad j = 0, \dots, q.$$

$$\tau_j^2 | \cdot \sim \text{IG}(\tilde{a}_j, \tilde{b}_j), \quad j = 0, \dots, q.$$

- Kapitel 7, S. 297: Falsche Indizierung der Knoten bei der Diskussion der TP-Basis: Ab dem Knoten $\kappa_2 = 0.1$ wird diese Steigung überlagert durch γ_3 .
- Kapitel 7, S. 305: Fehlerhafte Indizierung in den Formeln für B-Spline-Basisfunktionen und deren Ableitung:

$$B_j^1(z) = \frac{z - \kappa_{j-1}}{\kappa_j - \kappa_{j-1}} I(\kappa_{j-1} \leq z < \kappa_j) + \frac{\kappa_{j+1} - z}{\kappa_{j+1} - \kappa_j} I(\kappa_j \leq z < \kappa_{j+1})$$

$$B_j^l(z) = \frac{z - \kappa_{j-l}}{\kappa_j - \kappa_{j-l}} B_{j-1}^{l-1}(z) + \frac{\kappa_{j+1} - z}{\kappa_{j+1} - \kappa_{j+1-l}} B_j^{l-1}(z)$$

$$\frac{\partial}{\partial z} B_j^l(z) = l \cdot \left(\frac{1}{\kappa_j - \kappa_{j-l}} B_{j-1}^{l-1}(z) - \frac{1}{\kappa_{j+1} - \kappa_{j+1-l}} B_j^{l-1}(z) \right)$$

- Kapitel 7, S. 313: Falsches Argument in den Funktionsauswertungen: Der Vektor der beobachteten Funktionswerte $\hat{\mathbf{f}} = (\hat{f}(z_1), \dots, \hat{f}(z_n))'$ berechnet sich damit als . . .
- Kapitel 7, S.331: Bei dem penalisierten KQ-Kriterium ist der Glättungsparameter fehlerhaft:

$$(\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} - \tilde{\mathbf{Z}}\tilde{\boldsymbol{\gamma}})'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} - \tilde{\mathbf{Z}}\tilde{\boldsymbol{\gamma}}) + \frac{\sigma^2}{\tau^2} \tilde{\boldsymbol{\gamma}}' \mathbf{R} \tilde{\boldsymbol{\gamma}}$$

- Kapitel 7, Seite 332: \mathbf{Z} und $\boldsymbol{\gamma}$ sind jeweils durch $\tilde{\mathbf{Z}}$ und $\tilde{\boldsymbol{\gamma}}$ zu ersetzen:

Kriging als Glättungsverfahren der nichtparametrischen Regression

Die Funktion f wird in Basisfunktionen entwickelt, die sich aus parametrischen Korrelationsfunktionen $\rho(h)$ ergeben. Damit erhält man das penalisierte KQ-Kriterium

$$\text{PKQ}(\lambda) = (\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{Z}}\tilde{\boldsymbol{\gamma}})'(\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{Z}}\tilde{\boldsymbol{\gamma}}) + \lambda \tilde{\boldsymbol{\gamma}}' \mathbf{K} \tilde{\boldsymbol{\gamma}}$$

mit $\tilde{\mathbf{Z}}[i, j] = \rho(|z_i - z_{(j)}|)$ und $\mathbf{K}[j, k] = \rho(|z_{(j)} - z_{(k)}|)$. Glattheits-Eigenschaften der gewählten Korrelationsfunktion übertragen sich auf die Schätzung $\hat{f}(z)$.

Damit erhält man die Darstellung

$$\mathbf{y} = \tilde{\mathbf{Z}}\tilde{\boldsymbol{\gamma}} + \boldsymbol{\varepsilon}$$

mit $\tilde{\mathbf{Z}}[i, j] = \rho(|z_i - z_{(j)}|)$, $\tilde{\boldsymbol{\gamma}} = (\tilde{\gamma}_1, \dots, \tilde{\gamma}_d)'$ und als zu optimierendes Kriterium die penalisierte Residuenquadratsumme

$$\text{PKQ}(\lambda) = (\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{Z}}\tilde{\boldsymbol{\gamma}})'(\mathbf{y} - \tilde{\mathbf{Z}}\tilde{\boldsymbol{\gamma}}) + \lambda \tilde{\boldsymbol{\gamma}}' \mathbf{K} \tilde{\boldsymbol{\gamma}}$$

mit $\mathbf{K}[j, k] = \rho(|z_{(j)} - z_{(k)}|)$ und Glättungsparameter $\lambda = \sigma^2/\tau^2$.

- Kapitel 7, Seite 332: Fehlendes Argument in der Korrelationsfunktion:
Dabei ist $c > 0$ eine Konstante, die so bestimmt wird, dass $\rho(c; \phi = 1)$ klein ist ...
- Kapitel 7, S. 336: Falsche Potenz in der Taylorentwicklung (p statt l):

$$f(z_i) \approx f(z) + (z_i - z)f'(z) + (z_i - z)^2 \frac{f''(z)}{2!} + \dots + (z_i - z)^l \frac{f^{(l)}(z)}{l!}.$$

- Kapitel 7, S. 343: Die Definition von A_j bezieht sich auf die wahre Funktion und nicht auf die Funktionsschätzung:
Im vorliegenden Fall bezeichnet A_j das Ereignis „Die Funktion $f(z_j)$ ist nicht im Intervall $[L(z_j), U(z_j)]$ enthalten“.
- Kapitel 7, S. 347: Fehler in der varianzbasierten Definition der äquivalenten Freiheitsgrade:

$$df_{var}(\mathbf{S}) = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n \text{Var}(\hat{f}(z_i)) = \text{sp}(\mathbf{S}\mathbf{S}')$$

- Kapitel 7, S. 355: Neben den beiden genannten Bedingungen muss noch eine weitere Bedingung an den Rang der beiden Matrizen $\tilde{\mathbf{U}}$ und $\tilde{\mathbf{X}}$ gestellt werden:
3. Die zusammengesetzte Matrix $[\tilde{\mathbf{U}}, \tilde{\mathbf{X}}]$ muss vollen Rang besitzen, damit die Parametrisierung in $\boldsymbol{\beta}$ und $\tilde{\boldsymbol{\gamma}}$ eindeutig ist.
- Kapitel 7, Seite 380: Das penalisierte KQ-Kriterium muss minimiert werden und nicht maximiert, also

$$\sum_{i=1}^n (y_i - f(\mathbf{z}_i))^2 + \lambda \int \int \left[\left(\frac{\partial^2}{\partial^2 z_1} + 2 \frac{\partial^2}{\partial z_1 \partial z_2} + \frac{\partial^2}{\partial^2 z_2} \right) f(z_1, z_2) \right]^2 dz_1 dz_2 \rightarrow \min_f$$

- Kapitel 7, Seite 391: Im gewichteten Markov-Zufallsfeld sollten die Gewichte innerhalb der Summe stehen:

$$\gamma_s | \gamma_r, r \in N(s) \sim N \left(\sum_{r:r \sim s} \frac{w_{sr}}{w_{s+}} \gamma_r, \frac{\tau^2}{w_{s+}} \right)$$

- Kapitel 8, Seite 427: Fehler in der Kovarianzmatrix:

$$\boldsymbol{\Sigma}_{\boldsymbol{\beta}} = \text{Cov}(\boldsymbol{\beta} | \cdot) = \sigma^2 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$$

- Kapitel 8, Seite 441: Fehler in der Interpretation des Effekts des BMI der Mutter:
Basierend auf diesen Ergebnissen sinkt also der durchschnittliche Ernährungszustand bei stark übergewichtigen Müttern nicht wie eigentlich mit einem invers U-förmigen Effekt postuliert.
- Anhang A, Seite 450: Fehler in der Definition von Spalten- und Zeilenraum:
Der Spaltenraum $Z(\mathbf{A})$ einer $n \times p$ Matrix \mathbf{A} ist der durch die Spalten von \mathbf{A} aufgespannte Unterraum des \mathbb{R}^n :

$$Z(\mathbf{A}) := \{ \mathbf{x} \in \mathbb{R}^n : \mathbf{x} = \mathbf{A}\mathbf{y} \text{ für ein } \mathbf{y} \in \mathbb{R}^p \}.$$

Analog lässt sich der Zeilenraum (als Teilraum des \mathbb{R}^p) definieren.

- Anhang B, Seite 459: Fehler in der Dichte der Lognormalverteilung:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \frac{1}{x} \exp(-(\log(x) - \mu)^2/2\sigma^2), \quad x > 0.$$

- Anhang B, Seite 460: Fehler in der Dichte der Gammaverteilung:
In Abhängigkeit vom Erwartungswert μ und dem Skalenparameter ν ist die Dichte gegeben durch

$$f(x) = \frac{1}{\Gamma(\nu)} \left(\frac{\nu}{\mu}\right)^\nu x^{\nu-1} \exp\left(-\frac{\nu}{\mu}x\right), \quad x > 0.$$

- Anhang B, S. 466: Für den deterministischen Anteil sollte die Kovarianzmatrix betrachtet werden:

\mathbf{Y}_2 ist der deterministische Anteil von \mathbf{X} mit

$$\mathbf{E}(\mathbf{Y}_2) = \mathbf{H}'\boldsymbol{\mu} \quad \text{und} \quad \text{Cov}(\mathbf{Y}_2) = \mathbf{0}.$$