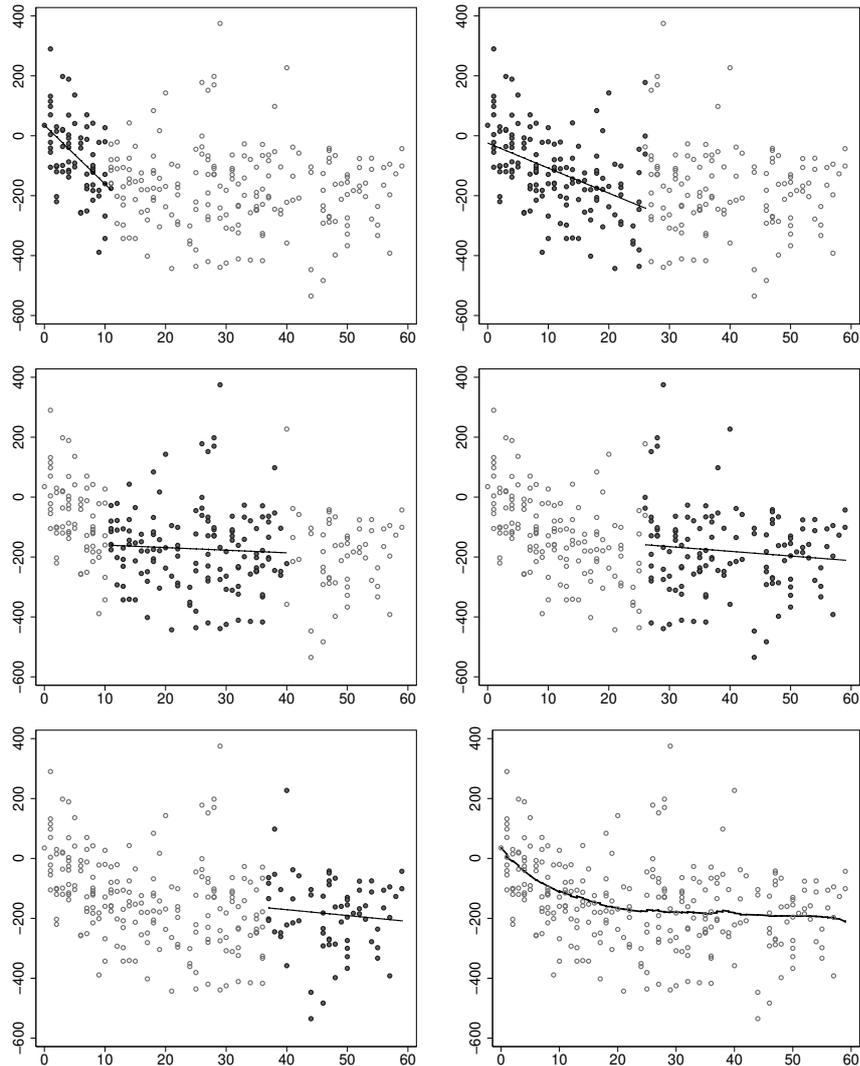
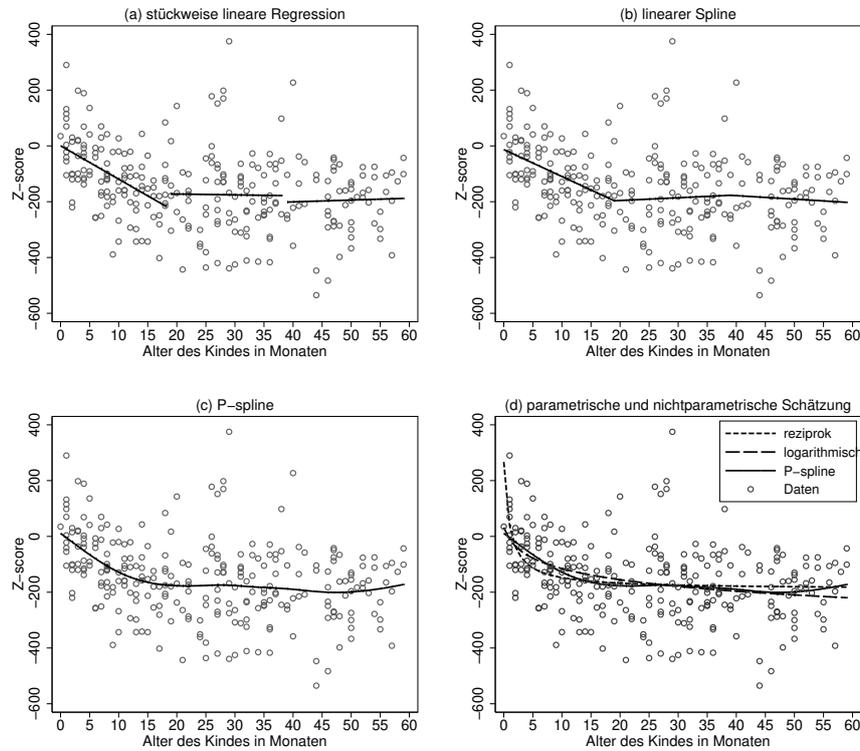


## Errata (2. Auflage)

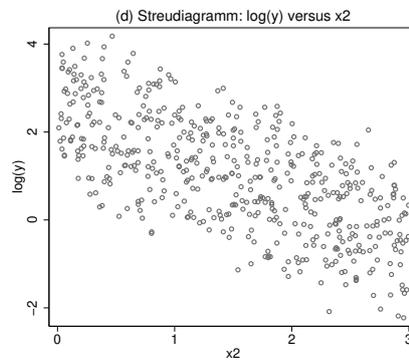
- Kapitel 2, Seite 32: Fehlende Klammerung bei der Definition der Chance:  
... eines multiplikativen Modells für die Chance  $\pi_i/(1 - \pi_i)$ .
- Kapitel 2, Seite 43: Abb. 2.13 basiert links unten auf einem falschen Datensatz:



- 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 83: Der Regressionskoeffizient für  $x_{i,c-1}$  sollte keinen Index  $i$  aufweisen:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_{c-1} x_{i,c-1} + \dots + \varepsilon_i$$

- 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:

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

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

- Kapitel 3, Seite 105: Falsche Formatierung der 1 in der Definition des Vektors  $\mathbf{x}$ :  
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:

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

- 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  $\chi^2$ -Verteilungen gegen die  $\chi_r^2/r$ -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

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

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

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

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

- 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.

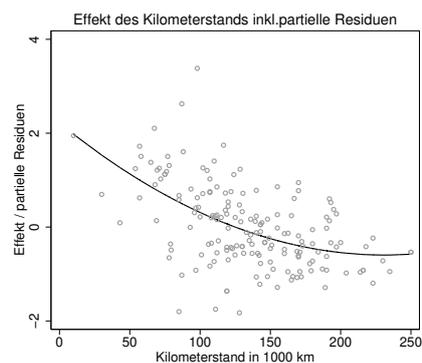
- Kapitel 3, Seite 162: Falsche Parameteranzahl in der Definition des BIC:

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

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:

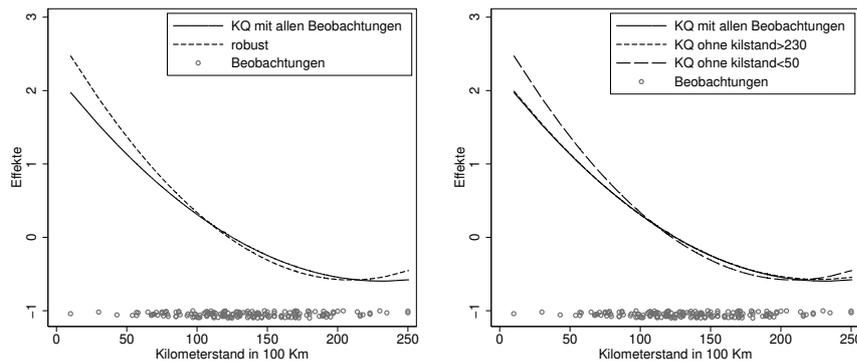


- Kapitel 3, Seite 174: Verwechslung der gestrichelten und der durchgezogenen Linie in der Unterschrift zu Abbildung 3.33:  
Die jeweils linken Grafiken zeigen Streudiagramme zwischen  $y$  und  $x$  inklusive geschätzter Regressionsgerade (durchgezogene Linie) und geschätzter Regressionsgerade bei nicht 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.  $\hat{\epsilon}'\mathbf{X} = \mathbf{0}$ .
- 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

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

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

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

- 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 ...

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.

- Kapitel 4, S. 213: Fehler in der Pearson-Statistik und der Schätzung des Dispersionsparameters:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^G \frac{(\bar{y}_i - \hat{\lambda}_i)^2}{\hat{\lambda}_i/n_i}$$

$$\hat{\phi} = \frac{1}{G-p} \sum_{i=1}^G \frac{(\bar{y}_i - \hat{\mu}_i)^2}{v(\hat{\mu}_i)/n_i}$$

- 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  $\widehat{\text{Cov}}(\hat{\beta}) = \hat{\phi} \mathbf{F}^{-1}(\hat{\beta})$ .
- 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	0.032	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,  $\phi = 1$ .

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> <sup>2</sup>	-0.010	0.001	-6.81	<0.001
<i>alandc</i>	-0.244	0.098	-2.49	0.013
<i>alandc</i> <sup>2</sup>	0.037	0.013	2.92	0.004
<i>alandc</i> <sup>3</sup>	-0.002	<0.001	-3.42	0.001
<i>anspc</i>	0.040	0.007	5.59	<0.001
<i>anspc</i> <sup>2</sup>	-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:  $\theta$  anstelle von  $\phi$  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  $\sigma_j$ .

- Kapitel 4, S. 224: Fehler im Schätzer des Dispersionsparameters:

$$\hat{\phi} = \frac{1}{G-p} \sum_{i=1}^G \frac{(\bar{y}_i - \hat{\mu}_i)^2}{v(\hat{\mu}_i)/n_i}$$

- Kapitel 4, S. 225: Fehler in der Pearson-Statistik:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^G \frac{(\bar{y}_i - \hat{\mu}_i)^2}{v(\hat{\mu}_i)/n_i}$$

- Kapitel 4, S. 225: Fehlerhafte Freiheitsgrade in der asymptotischen  $\chi^2$ -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...

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

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

- 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  $\beta_{rj}$ .
- 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:

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

- 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 (6.36), (6.37) und (6.38) fehlen teilweise die Varianzparameter  $\boldsymbol{\vartheta}$  in der Bedingung:

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

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

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

- 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  $\gamma_3$ .
- 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. 304: Fehlerhafte Indizierung:

$$B_j^0(z) = \mathbb{1}_{[\kappa_j, \kappa_{j+1})}(z) = \begin{cases} 1 & \kappa_j \leq z < \kappa_{j+1}, \\ 0 & \text{sonst,} \end{cases} \quad j = 1, \dots, d,$$

- 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. 343: Fehlendes „Dach“ für die geschätzten Funktionswerte:  
3. Simultanes Konfidenzband für  $\{z_1, \dots, z_j, \dots, z_r\}$  basierend auf der gemeinsamen Verteilung von  $(\hat{f}(z_1), \dots, \hat{f}(z_r))'$ :

$$\hat{f}(z_j) \pm \sigma \cdot m_{1-\alpha} \sqrt{\mathbf{s}(z_j)' \mathbf{s}(z_j)}.$$

- Kapitel 7, S. 347: Fehler in der varianzbasierten Definition der äquivalenten Freiheitsgrade:

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

- 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 Reparametrisierung in  $\boldsymbol{\beta}$  und  $\tilde{\boldsymbol{\gamma}}$  eindeutig ist.
- Kapitel 7, Seite 380: Das penalisierte KQ-Kriterium muss minimiert werden und nicht maximiert, also

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

- Kapitel 7, Seite 383: Fehlerhafte Transponiertzeichen in der gemeinsamen Normalverteilung:

$$\begin{pmatrix} \mathbf{y} \\ \eta_0 \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{bmatrix} \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} \\ \mu_0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \tau^2 \mathbf{Z}\mathbf{R}\mathbf{Z}' + \sigma^2 \mathbf{I}_n & \tau^2 \mathbf{r}' \\ \tau^2 \mathbf{r}' & \tau^2 \end{bmatrix} \right)$$

- 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 459: Fehler in der Definition von links bzw. rechts trunkierter Normalverteilung:

Für  $a = -\infty$  bzw.  $b = \infty$  spricht auch von der rechts bzw. links trunkierten Normalverteilung.

- Anhang B, Seite 460: Fehler in der Dichte der Gammaverteilung:

In Abhängigkeit vom Erwartungswert  $\mu$  und dem Skalenparameter  $\nu$  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

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