Korrekturen zu Heft 2, 1. und 2. Auflage **(ohne Schreibfehler)**

Seite 51 oben

$$\mathbf{u} = (\bar{\mathbf{x}} - \mu_0)\frac{\sqrt{n}}{\sigma} \qquad \text{statt:} \qquad \mathbf{u} = (\mathbf{x} - \mu)\frac{\sqrt{n}}{\sigma}$$

Seite 54 1. Absatz

Für das Beispiel 8 war die *Sicherheitswahrscheinlichkeit* 1 - α = 0.98, d.h. das *Signifikanzniveau* α = 0.02. Die Testentscheidung für die *einseitige Fragestellung* ergibt sich also aus der Relation zwischen (Pr > |t|)/2 = 0.0222/2 = 0.0111 (s. Ausgabe 4) und α = 0.02. Da 0.0111 < 0.02, muss die *Nullhypothese* abgelehnt werden. Grafisch betrachtet liegt die berechnete *Überschreitungswahrscheinlichkeit* innerhalb des Bereichs des *Signifikanzniveaus* α, der in der Abb. 18 gestrichelt gezeichnet ist, und damit außerhalb des *Annahmebereichs der Nullhypothese*. Auch das realisierte einseitige 0.98-Konfidenzintervall für μ_0 = 7.64 (Ausgabe 4 liefert das realisierte zweiseitige 0.95-Konfidenzintervall des Erwartungswertes) analog zu (1.18) beinhaltet den Mittelwert 7.4238 nicht, so dass auch auf diesem Weg die Nullhypothese abzulehnen ist.
Die Beziehung (3.8) beschreibt die Testentscheidung auf der Grundlage der von SAS berechneten Überschreitungswahrscheinlichkeit für einen zweiseitigen Test. Die Überschreitungswahrscheinlichkeit für einen einseitigen Test muss die Lage des geschätzten Parameters berücksichtigen. Sie ist für die einseitige Nullhypothese H_A: $\mu < \mu_0$ t = -2.30 (Beispiel 8) 0.0222/2 = 0.0111. [Wäre in einem anderen Beispiel die einseitige Nullhypothese $\mu > \mu_0$ heranzuziehen und folglich der berechnete t-Wert positiv, dann hätte die Überschreitungswahrscheinlichkeit den Wert 1 – (Pr > |t|)/2].

Seite 57 unten

$$\rightarrow \qquad t_{1-\beta;\, n-1} \approx \frac{d}{s} \bullet \sqrt{n} - t_{1-\alpha;\, n-1} \;. \tag{3.9}$$

statt:

$$\rightarrow \qquad t^2_{1-\beta;\, n-1} \approx n\,\frac{d^2}{s^2} - t^2_{1-\alpha;\, n-1} - t_{1-\alpha;\, n-1} \bullet t_{1-\beta;\, n-1} \;. \tag{3.9}$$

Seite 58

wird bis auf den letzten Satz komplett ersetzt (auch unter Wegfall der Abb. 21) durch:

Aus (3.9) kann die Zielgröße β bzw. 1-β mit Hilfe des t-Quantils berechnet werden (Programm 5). Das Risiko 2. Art β ist etwa 0.37 (Ausgabe 5).

Programm 5

```
DATA beta;
  s2   = 2.12;
  d    = 0.226;
  n    = 240;
  FG   = 239;
  alpha= 0.02;                  * einseitig ;
  Tbeta = SQRT(n)*d/SQRT(s2)  - TINV(1-alpha,FG);
  beta  = 1 - PROBT(Tbeta,FG);
RUN;
PROC PRINT DATA=beta NOOBS;
  VAR alpha beta s2 d n;
RUN;
```

Ausgabe 5

```
alpha      beta      s2       d       n
 0.02    0.36723    2.12    0.226    240
```

Seite 78 unten / Seite 79 oben	Die Indizes der Größen $\mathbf{U_1}$ und $\mathbf{U_2}$ sind in (3.37) und (3.38) vertauscht. Die Formeln (3.37) und (3.38) lauten richtig:

$$\mathbf{U_1} = \mathbf{R_1} - \frac{n_1 \bullet (n_1+1)}{2} = n_1 \bullet n_2 + \frac{n_2 \bullet (n_2+1)}{2} - \mathbf{R_2} \qquad (3.37)$$

$$\mathbf{U_2} = \mathbf{R_2} - \frac{n_2 \bullet (n_2+1)}{2} = n_1 \bullet n_2 + \frac{n_1 \bullet (n_1+1)}{2} - \mathbf{R_1} \qquad (3.38)$$

...

Für die Daten des Beispiels 12 berechnen wir

$$U_1 = 93 - \frac{13 \bullet (13+1)}{2} = 2$$

$$U_2 = 285 - \frac{14 \bullet (14+1)}{2} = 180.$$

Zur Probe nutzen wir (3.36):

...

Seite 85 unten

... heranzuziehende P-Quantil der F-Verteilung lautet $F_{1-\alpha;\ n_1-1,\ n_2-1} = F_{0.95;\ 13,\ 12} = 2.6602$ (s. Tab. A4a, Anhang). Da $F = 1.954 < 2.6602 = F_{0.95;\ 13,\ 12}$ kann nach (3.50) die Nullhypothese nicht abgelehnt werden.

statt: $F_{0.95;\ 14,\ 13} = 2.5536$

Seite 92 Mitte

An die Stelle des falschen Verweises:

Die Realisierung T berechnen wir ... , so dass nach (3.61) die Nullhypothese nicht abgelehnt werden kann.

muss die folgende Testentscheidung gesetzt werden:

Die *Nullhypothese* wird abgelehnt, falls

$T < \alpha$ für H_A^1: $(p > p_0)$, H_A^2: $(p < p_0)$

$T < \alpha/2$ für H_A^3: $(p \neq p_0)$.

Korrekturen zu Heft 2, 1. Auflage **(ohne Schreibfehler)**

Seite 12 2. Zeile $F(x) = P(\mathbf{x} < x)$ statt: $F(x) = P(\mathbf{x} \leq x)$

Levene statt: Levené

Seite 25 oben

Wir wollen für das Beispiel 1 das zweiseitige 0.95-Konfidenzintervall für die Varianz schätzen. Die Quantile der χ^2-Verteilung werden mit Hilfe der SAS-Funktion `CINV` berechnet:

$$\chi^2_{\alpha/2;\, n-1} = \texttt{CINV(0.025,239)} = 198.073$$

$$\chi^2_{1-\alpha/2;\, n-1} = \texttt{CINV(0.975,239)} = 283.713\,.$$

Seite 32 unten

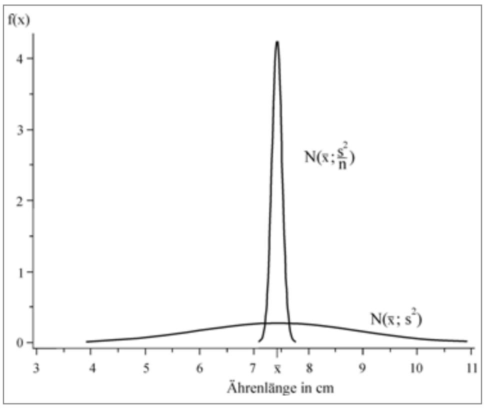

Abb. 6:
Normalverteilungen $N(\bar{x}\,; s^2)$
und $N(\bar{x}\,; s^2/n)$
(Beispiel 1)

Seite 53	Programm 4	statt:	Programm 8	
	Ausgabe 4	statt:	Ausgabe 8	
Seite 54	**Programm 4**	statt:	**Programm 8**	
	Ausgabe 4	statt:	**Ausgabe 8**	

Seite 56 Tab. 11 in der Formulierung der Alternativhypothesen (1. Spalte) ist die Größe d durch den Parameter δ zu ersetzen

Seite 58	Programm 5	statt:	Programm 9	(zweimal)
	Ausgabe 5	statt:	Ausgabe 9	(zweimal)

Seite 61 Tab. 13 in der Formulierung der Alternativhypothesen (1. Spalte) ist die Größe d durch den Parameter δ zu ersetzen

Seite 61 Mitte Die Hypothesen werden ~~für ein diskretes Merkmal~~ mit Hilfe des *Medians* $\tilde{\mu}$ ...

Seite 63

Programm 6	statt:	Programm 10	(zweimal)
Ausgabe 6	statt:	**Ausgabe 11** , Ausgabe 10	

Seite 65
Absatz vor Kap. 3.3.2

... Ist das Merkmal ~~diskret~~ *nicht normalverteilt,* dann können die Hypothesen ...

Seite 68
Mitte

Das für den Test heranzuziehende *Quantil* der *t-Verteilung* ... . Da |-6.65| > 2.06 ist nach (3.29) die *Nullhypothese* ....

Programm 7	statt:	Programm 11	(zweimal)
Ausgabe 7	statt:	Ausgabe 11	

Seite 69

Ausgabe 7	statt:	**Ausgabe 12**

Seite 71

Programm 7	statt:	Programm 11	
Ausgabe 7	statt:	Ausgabe 11	(zweimal)

Seite 72
3. Zeile unter Tab. 17

H_0: $\mu_1 = \mu_2$ und H_A: $\mu_1 \neq \mu_2$ ... statt: H_0: $\mu_1 - \mu_2$ und H_A: $\mu_1 \neq \mu_2$ ...

Seite 76

$$\left[(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - t_{1-\alpha/2;\, 2n-2} \bullet s \bullet \sqrt{\frac{2}{n}}\,,\, (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) + t_{1-\alpha/2;\, 2n-1} \bullet s \bullet \sqrt{\frac{2}{n}}\right] \qquad (3.35)$$

statt:

$$\left[(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - t_{1-\alpha/2;\, 2n-2} \bullet s \bullet \sqrt{\frac{2}{2n}}\,,\, (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) + t_{1-\alpha/2;\, 2n-1} \bullet s \bullet \sqrt{\frac{2}{2n}}\right]$$

Seite 82

Programm 8	statt:	Programm 12	(zweimal)
Ausgabe 8	statt:	Ausgabe 12	(dreimal)

Seite 83
oben

Ausgabe 8	statt:	Ausgabe 12

Seite 86

1. Zeile und 11. Zeile: Ausgabe 7 (S. 69) statt: Ausgabe 12

in der Formel für **SQ_Fehler** muss der letzte Term den Index 2 haben:

$$\textbf{SQ\_Fehler} = \sum_{j=1}^{n_1} \mathbf{z}_{1j}^2 + \sum_{j=1}^{n_2} \mathbf{z}_{2j}^2 - \frac{\left(\sum_{j=1}^{n_1} \mathbf{z}_{1j}\right)^2}{n_1} - \frac{\left(\sum_{j=1}^{n_2} \mathbf{z}_{2j}\right)^2}{n_2} = s_{Z_1}^2 (n_1 - 1) + s_{Z_2}^2 (n_2 - 1) \;,$$

Seite 91
Mitte

... Die Anzahl $\mathbf{n}_1$ der Beobachtungen des Merkmalswertes A_1 in einer Zufallsstichprobe (mit Zurücklegen) vom Umfang n ...
[statt: Stichprobe]

Seite 92	Programm 9	statt:	Programm 13	(viermal)
	Ausgabe 9	statt:	Ausgabe 13	(zweimal)

Seite 93 unten H_0: $p_1 = p_2$ statt: H_0: $p_1 = p_0$

Seite 95 oben, Seite 96 unten H_A^2: $p - p_0 < -d$ statt: H_A^2: $p - p_0 < d$

Seite 102	Programm 10	statt:	Programm 14	
	Ausgabe 10	statt:	Ausgabe 14	
Seite 103	Programm 10	statt:	Programm 14	
	Ausgabe 10	statt:	Ausgabe 14	(dreimal)
	Programm 11	statt:	Programm 15	
	Ausgabe 11	statt:	Ausgabe 15	
Seite 104	**Programm 11**	statt:	**Programm 15**	
	Ausgabe 11	statt:	**Ausgabe 15**	

im Programm 11 sind bei den Macro-Aufrufen *%mc_norm( )*
die „verschwundenen“ Unterstriche nachzutragen

Seite 109 / Lösung 1.3, letzter Satz

Das ist ein realisiertes Intervall. Erst wenn aus unabhängigen Versuchswiederholungen viele derartige Intervalle berechnet werden, kann man sagen, dass sie mit einer Wahrscheinlichkeit von 0.95 den unbekannten Erwartungswert überdecken.

statt:

Das Intervall [183.15 , 215.05] überdeckt mit einer Wahrscheinlichkeit von 0.95 den unbekannten Erwartungswert.

Seite 110
1. Absatz

Varianz
$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - \frac{1}{n}\left(\sum_{i=1}^{n} x_i\right)^2}{n-1} = \frac{267.06 - \frac{76.04^2}{22}}{21} = 0.20$$

geschätztes 0.95-Konfidenzintervall des Erwartungswertes nach (1.17) mit

$t_{0.975;\,21} = 2.080$ (s. Tab. A2, Anhang): [3.26 ; 3.66]

geschätztes 0.95-Konfidenzintervall der Varianz nach (1.20) mit

$\chi^2_{0.975;\,21} = 35.479$ und $\chi^2_{0.975;\,21} = 10.283$ (s. Tab. A3, Anhang): [0.12 , 0.41]

Das geschätzte Konfidenzintervall des Erwartungswertes ist symmetrisch, das der Varianz nicht.

Seite 110 / Programm L1	`DATA aufg1_4;`	statt:	`DATA aufg1 4;`
Seite 112 / Programm L2	`DATA aufg3_2;`	statt:	`DATA aufg3 2;`

Seite 113 / 1. Absatz

b) → Vorzeichen-Rangsummentest nach Wilcoxon

												Summe
Gewicht	64	60	63	69	68	73	82	72	74	69	65	
Gewicht - 70	-6	-10	-7	-1	-2	+3	+12	+2	+4	-1	-5	
|Gewicht - 70|	6	10	7	1	2	3	12	2	4	1	5	
Rang	8	10	9	1.5	3.5	5	11	3.5	6	1.5	7	
R_+						5	11	3.5	6			25.5
R_-	8	10	9	1.5	3.5					1.5	7	40.5

Die Teststatistik (3.11) ist das Minimum der beiden Rangsummen. Ihre Realisierung in unserem Beispiel ist $T = \min(R_+ , R_-) = \min(25.5 , 40.5) = 25.5$. Da $T > T_{0.95;\,11} = 10$ (s. Tab. 15), kann die Nullhypothese nicht abgelehnt werden, d.h. es gibt zum Signifikanzniveau $\alpha = 0.05$ keinen signifikanten Unterschied zwischen dem Erwartungswert und der Konstanten.

Seite 113 / Programm L3 `DATA=aufg3_3;` statt: `DATA=aufg3 3;`
Seite 118 / Programm L5 `DATA aufg1_4;` statt: `DATA aufg1 4;`
Seite 119 / Programm L6 `DATA aufg3_1;` statt: `DATA aufg3 1;`

Seite 129/ 130/ 131 - Tab. A4a
Seite 129/ 130/ 131 - Tab. A4a
die Bezeichnung der Freiheitsgrade in den Tabellen ist:

	FG_1		
FG_2	*1*	*2*	**...**
2	18.5128	19.0000	...