

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

Seite 51
oben

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

Seite 54
1. Absatz

Für das Beispiel 8 war die *Sicherheitswahrscheinlichkeit* $1 - \alpha = 0.98$, d.h. das *Signifikanzniveau* $\alpha = 0.02$. 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 $\alpha = 0.02$. 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 $\mu_0 = 7.64$ (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

$$\rightarrow t_{1-\beta; n-1} \approx \frac{d}{s} \cdot \sqrt{n} - t_{1-\alpha; n-1} \quad (3.9)$$

statt:

$$\rightarrow t_{1-\beta; n-1}^2 \approx n \frac{d^2}{s^2} - t_{1-\alpha; n-1}^2 - t_{1-\alpha; n-1} \cdot t_{1-\beta; n-1} \quad (3.9)$$

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. $1-\beta$ 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 / Die Indizes der Größen U_1 und U_2 sind in (3.37) und (3.38) vertauscht. Die Formeln
Seite 79 oben (3.37) und (3.38) lauten richtig:

$$U_1 = R_1 - \frac{n_1 \cdot (n_1 + 1)}{2} = n_1 \cdot n_2 + \frac{n_2 \cdot (n_2 + 1)}{2} - R_2 \quad (3.37)$$

$$U_2 = R_2 - \frac{n_2 \cdot (n_2 + 1)}{2} = n_1 \cdot n_2 + \frac{n_1 \cdot (n_1 + 1)}{2} - R_1 \quad (3.38)$$

...

Für die Daten des Beispiels 12 berechnen wir

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

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

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

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

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

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:

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

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

Seite 32
unten

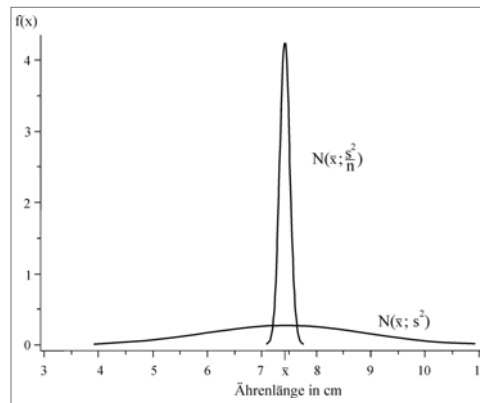


Abb. 6:
Normalverteilungen $N(\bar{x}; s^2)$
und $N(\bar{x}; s^2/n)$
(Beispiel 1)

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 ... Ist das Merkmal ~~diskret~~ *nicht normalverteilt*, dann können die Hypothesen ...
 Absatz vor Kap. 3.3.2

Seite 68 Das für den Test heranzuziehende *Quantil* der *t-Verteilung* Da $|-6.65| > 2.06$ ist
Mitte 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 $H_0: \mu_1 = \mu_2$ und $H_A: \mu_1 \neq \mu_2$... statt: $H_0: \mu_1 - \mu_2$ und $H_A: \mu_1 \neq \mu_2$...
 3. Zeile unter Tab. 17

Seite 76
$$\left[(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - t_{1-\alpha/2; 2n-2} \cdot s \cdot \sqrt{\frac{2}{n}}, (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) + t_{1-\alpha/2; 2n-1} \cdot s \cdot \sqrt{\frac{2}{n}} \right] \quad (3.35)$$

 statt:

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

Seite 82 Programm 8 statt: Programm 12 (zweimal)
 Ausgabe 8 statt: Ausgabe 12 (dreimal)

Seite 83 Ausgabe 8 statt: Ausgabe 12
oben

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:

$$\text{SQ_Fehler} = \sum_{j=1}^{n_1} z_{1j}^2 + \sum_{j=1}^{n_2} z_{2j}^2 - \frac{\left(\sum_{j=1}^{n_1} z_{1j} \right)^2}{n_1} - \frac{\left(\sum_{j=1}^{n_2} z_{2j} \right)^2}{n_2} = s_{z_1}^2 (n_1 - 1) + s_{z_2}^2 (n_2 - 1) ,$$

Seite 91 ... Die Anzahl n_1 der Beobachtungen des Merkmalswertes A_1 in einer
Mitte 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 unbekanntem Erwartungswert überdecken.

statt:

Das Intervall [183.15 , 215.05] überdeckt mit einer Wahrscheinlichkeit von 0.95 den unbekanntem 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
 $\chi_{0.975; 21}^2 = 35.479$ und $\chi_{0.025; 21}^2 = 10.283$ (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

Gewicht	64	60	63	69	68	73	82	72	74	69	65	Summe
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

die Bezeichnung der Freiheitsgrade in den Tabellen ist:

Seite 129/ 130/ 131 - Tab. A4a

FG ₂	FG ₁		
	1	2	...
2	18.5128	19.0000	...