

# Korrekturen zu Heft 3, 1. Auflage (ohne Schreibfehler)

**Seite 10**  
**unter Verteilungen**  $F(\bar{x}) = P(\mathbf{x} < x)$  statt:  $F(x) = P(\mathbf{x} \leq x)$

Levene statt: Levené

**Seite 20 / Programm 1** guete\_v statt: guete v (zweimal)

**Seite 21**  
**oben**  $\frac{d^2}{2} \leq \sum_{i=1}^k (\mu_i - \bar{\mu})^2 \leq k \cdot \frac{d^2}{4}$ . (1.15)

statt:

$$\frac{d^2}{2} \leq \sum_{i=1}^k (\mu_i - \bar{\mu})^2 \leq k \cdot \frac{d^2}{2}$$

**Seite 23 / 2 Zeilen über (1.18)** ... und der Realisation W ...

statt: ... und der Realisation w ...

**Seite 34 / Programm 6** PLOT log\_gew\*Naerboden / hminor=0;

statt: PLOT log gew\*Naerboden / hminor=0;

**Seite 34 / Programm 7** MODEL log\_gew = Naerboden;

statt: MODEL log gew = Naerboden;

## Seite 37 / drittletzter Absatz

Würde man für eine Gesamtzahl  $m$  ( $m > 1$ ) von paarweisen Vergleichen jeweils einen t-Test zum selben Niveau  $\alpha^*$  durchführen, dann würde das multiple Niveau  $\alpha$  einen weit höheren Wert als  $\alpha^*$  annehmen. Dieses *multiple Niveau*  $\alpha$  ist definiert als die Wahrscheinlichkeit, mit der mindestens eine der  $m$  Nullhypothesen irrtümlich abgelehnt wird. Eine Abschätzung (nach MILLER 1981, WESTFALL und YOUNG 1993) für das multiple Niveau  $\alpha$  ist unter sehr allgemeinen, hier erfüllten Voraussetzungen:

$$\alpha^* \leq \alpha \leq 1 - (1 - \alpha^*)^m \leq m \cdot \alpha^* \quad \text{für } m > 1. \quad (1.40)$$

**Seite 38 / Programm 8**

**Seite 45 / Programm 9** MODEL log\_gew = Naerboden;

**Seite 48 / Programm 10** statt: MODEL log gew = Naerboden;

**Seite 51**  
**Tab. 9**

Test	$\xi_{1-\alpha}$	statt:	$\xi_{1-\alpha}$
...	...		...
zweiseitiger Dunnett-Test	$ d _{1-\alpha; N-k, k-1, \lambda}$		$ d _{1-\alpha; N-k, k-1}$
einseitiger Dunnett-Test	$d_{1-\alpha; N-k, k-1, \lambda}$		$d_{1-\alpha; N-k, k-1}$

**Seite 70 / Programm 12**

MODEL Gew\_Zuwachs = A B A\*B;  
statt: MODEL Gew Zuwachs = A B A\*B;

**Seite 73 / zweiter Absatz**

Aus dem Teil 5 (Ausgabe 12) ...

... Außerdem entnimmt man den Wert von  $F_{\beta=2}$  (F Value) zu 10.29 und das zugehörige  $Pr > F$  von 0.0115, ...  
[statt: 0.015]

**Seite 70 / oben (Programm 13)**

MODEL Gew\_Zuwachs = A B;  
statt: MODEL Gew Zuwachs = A B;

**Seite 82**

**Programm 12a** statt: **Programm 14** (zweimal)  
**Ausgabe 12a** statt: **Ausgabe 14** (zweimal)

**Seite 82**  
**Programm 12a**

PROC VARCOMP DATA = beispiel5  
METHOD=TYPE1;  
CLASS A B;  
MODEL Gew\_Zuwachs = A B A\*B;  
statt: MODEL Gew Zuwachs = A B A\*B / TEST;

**Seite 83**

vorletzter Absatz

**Ausgabe 12a** statt: **Ausgabe 14**

**Seite 87 / Mitte**

In der Regel sollen folgende sieben Nullhypothesen getestet werden.

$H_{0\alpha}: \alpha_i = 0$  (für alle i),  $H_{0\beta}: \beta_j = 0$  (für alle j),  $H_{0\gamma}: \gamma_k = 0$  (für alle k),  
 $H_{0\alpha\beta}: (\alpha\beta)_{ij} = 0$  (für alle i, j),  $H_{0\alpha\gamma}: (\alpha\gamma)_{ik} = 0$  (für alle i, k),  
 $H_{0\beta\gamma}: (\beta\gamma)_{jk} = 0$  (für alle j, k),  $H_{0\alpha\beta\gamma}: (\alpha\beta\gamma)_{ijk} = 0$  (für alle i, j, k).  
statt:  $H_{0\alpha\gamma}$   $H_{0\beta\gamma}$

7 globale Hypothesen

**Seite 93 / Programm 14**

MODEL Ca\_Konz = A B(A);  
statt: MODEL Ca Konz = A B(A);

**Seite 96 / Programm 16**

MODEL Ca\_Konz = A B(A);  
statt: MODEL Ca Konz = A B(A);

**Seite 96 / letzten Absatz ersetzen durch:**

In Ausgabe 16 sind die F-Tests korrekt. Allerdings wird bei den erwarteten mittleren Quadraten irrtümlich derselbe Summand  $Q(B(A))$  verwendet. Richtig ist er für A:

$$Q(B(A)) = \frac{nb}{a-1} \sum_{i=1}^a (\bar{\beta}_{i\cdot} - \bar{\beta}_{\cdot\cdot})^2 \text{ und für } B(A): Q(B(A)) = \frac{n}{a(b-1)} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b (\beta_{ij} - \bar{\beta}_{i\cdot})^2.$$

**Seite 98**  
**oben** Ist  $F_A > F_{1-\alpha; a-1, ab(n-1)}$ , dann verwerfe die Nullhypothese  $H_{0\alpha}$ . (2.61)  
[statt:  $F_A > F_{1-\alpha; a-1, a(b-1), ab(n-1)}$  ]

Ist  $F_B(A) > F_{1-\alpha; a(b-1), ab(n-1)}$ , dann verwerfe die Nullhypothese  $H_{0\beta(\alpha)}$ . (2.62)

**Seite 102**  
**Mitte** (In der SAS-Prozedur GLM werden jedoch bei Verwendung der Option SOLUTION die Bedingungen  $\alpha_a = 0$ ,  $\eta_r = 0$  benutzt.)

[statt:  $\eta_m = 0$ ]

**Seite 108 / Modell** der zweifaktoriellen Spaltanlage (A/B) - Bl mit fixen Effekten (2.77)

als letzten Satz in der Modellbeschreibung (2.77) einfügen:

Die im Modell auftretenden Zufallsvariablen  $\mathbf{g}_{im}$  und  $\mathbf{e}_{ijm}$  sind unabhängig für alle  $i, j, m$ .

**Seite 108**  
**unten** 2. Die Beobachtungen  $y_{ijm}$  betrachten wir ...  
[statt:  $y_{ijk}$  ]

**Seite 134**  $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$  statt:  $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^-$  (mehrmals)

**Seite 164**  
**Literatur** Nachtrag: WESTFALL, P.H. und S.S. YOUNG (1993):  
Resampling-Based Multiple Testing  
John Wiley and Sons, Inc.