Datenanalyse – Sitzung 7

Varianzanalyse

Institut für Kommunikationswissenschaft und Medienforschung
Ludwig-Maximilians-Universität München

Ablauf der Sitzung

1. Wiederholung Varianzanalyse & Quadratsummenzerlegung
2. Übungsblatt: Aufgabe 1 (Hausaufgabe)
3. Quadratsummenzerlegung
4. Übungsblatt: Aufgabe 2
5. Berechnung der Effektstärke
6. Varianzanalyse in R
7. Übungsblatt: Aufgabe 3 (mit R)

Wiederholung:

Varianzanalyse & Quadratsummenzerlegung

Varianzanalyse

- Die Varianzanalyse untersucht den Einfluss einer oder mehrerer gestufter unabhängiger Variablen (UV) auf eine oder mehrere abhängige Variablen (AV)
- Terminologie:
  - Faktor = UV (manchmal auch: Treatment)
  - Faktorstufen = Ausprägungen der UV
- Eine Varianzanalyse wird nur bei mehr als zwei Faktorstufen durchgeführt
- Arten von Varianzanalysen:

Eine UV +	eine AV:	**Einfaktorielle ANOVA**	(= (Univariate) Analysis of Variance)
Mehrere UVs +	eine AV:	**Mehrfaktorielle ANOVA**	
Eine UV +	mehrere AVs:	**Einfaktorielle MANOVA**	(= Multivariate Analysis of Variance)
Mehrere UVs +	mehrere AVS:	**Mehrfaktorielle MANOVA**	

Varianzanalyse

- Funktion: Signifikanztest, ob die (Teil-)Stichproben aus Grundgesamtheiten stammen, deren Parameter μ_1, μ_2, … , μ_k identisch sind
  das heißt: ob sich die Mittelwerte mehrerer Gruppen systematisch voneinander unterscheiden.
- Hypothesen (zweiseitige Problem):
  - H0: $\mu\_1 = \mu\_2 = \ldots = \mu\_k$
  - H1: ¬ H0 (mindestens ein Unterschied bei den Mittelwerten)
- Gemeinsamkeit mit dem *t*-Test: Gruppen werden anhand ihrer Mittelwerte verglichen
- Unterschiede zum *t*-Test
  - Mehr als zwei Gruppen werden verglichen
  - Mehrfaktorielle Designs möglich (mehrere UVs)
  - *F*-Test statt *t*-Test

Voraussetzungen für die Varianzanalyse

- Die Fehlerkomponenten entstammen normalverteilten Grundgesamtheiten. Dafür ist nach dem zentralen Grenzwertsatz ein Stichprobenumfang größer 30 hinreichend.
- Die Messwerte sind in allen Bedingungen voneinander unabhängig.
- Die Abhängige Variable ist (quasi-)metrisch skaliert.
- Die Varianzen der Populationen der untersuchten Faktorstufen müssen gleich sein. Die Varianzhomogenität wird mit dem Levene-Test ermittelt (Details folgen).

ÜBUNGSBLATT: AUFGABE 1 (HAUSAUFGABE)

Aufgabe 1

Bestimmen Sie für folgende Fragestellungen jeweils die Freiheitsgrade und den kritischen *F*-Wert.

a) Es wurde ein Experiment zur Werbewirkung durchgeführt. Die Versuchspersonen sahen unterschiedliche Versionen eines Werbespots. Insgesamt gab es vier Gruppen: Werbespot mit Humor, mit Erotik, mit Prominenten und mit Tieren. In jeder Gruppe waren 31 Versuchspersonen (Signifikanzniveau von 1%).

b) Eine Studie hat die durchschnittliche Vor- und Nachbereitungszeit von Studierenden an der LMU untersucht. Untersucht wurden 50 Studierende der BWL, 40 der KW, 60 der Medizin, 40 der Soziologie und 40 der Rechtswissenschaften (Signifikanzniveau von 5%).

Lösung: Aufgabe 1

$df_X = k - 1$

$df_e = N - k$

a. $\mathrm{k} = 4; \mathrm{N} = 124$

$\text{Zähler–df} = k - 1 = \mathbf{3}$

$\text{Nenner–df} = N - k = \mathbf{120}$

$df_e = 120$ liegt dazwischen

Tabelle: Kritische Werte der F-Verteilung

α = 1%

***df*2**						***df*1 (Zähler)**	
(Nenner)	1	2	3	4	5	6	7
100	6,90	4,82	3,98	3,51	3,21	2,99	2,82
125	6,84	4,78	3,94	3,47	3,17	2,95	2,79

Wir nehmen den konservativeren Wert

$$F_{krit} = \mathbf{3,98} \quad (\alpha = 1\%)$$

α = 5%

***df*2**						***df*1 (Zähler)**	
(Nenner)	1	2	3	4	5	6	7
200	3,89	3,04	2,65	2,42	2,26	2,14	2,06
250	3,88	3,03	2,64	2,41	2,25	2,13	2,05

b. $\mathrm{k} = 5; \mathrm{N} = 230$

$\text{Zähler–df} = k - 1 = \mathbf{4}$

$\text{Nenner–df} = N - k = \mathbf{225}$

$$F_{krit} = \mathbf{2,42} \quad (\alpha = 5\%)$$

QUADRATSUMMENZERLEGUNG

Quadratsummenzerlegung

- Totale Quadratsumme (QS_{tot}):
  Gesamte Variabilität der Messwerte
  (wie Varianz, nur ohne Division durch den Stichprobenumfang)

$$QS_{tot} = \sum_j \sum_i (y_{ij} - \bar{y})^2$$
mit $df_{tot} = N - 1$

- Treatmentquadratsumme (QS_X):
  Variabilität, die durch Treatment erklärt wird
  (wie oben, aber mit Gruppenmittelwerten statt allen Messwerten)

$$QS_X = \sum_j n_j (\bar{y}_j - \bar{y})^2$$
mit $df_x = k - 1$

- Fehlerquadratsumme (QS_e):
  Variabilität durch zufällige oder nicht untersuchte Einflüsse
  (Abweichungen der Gruppenmesswerte vom Gruppenmittelwert)

$$QS_e = \sum_j \sum_i (y_{ij} - \bar{y}_j)^2$$
mit $df_e = N - k$

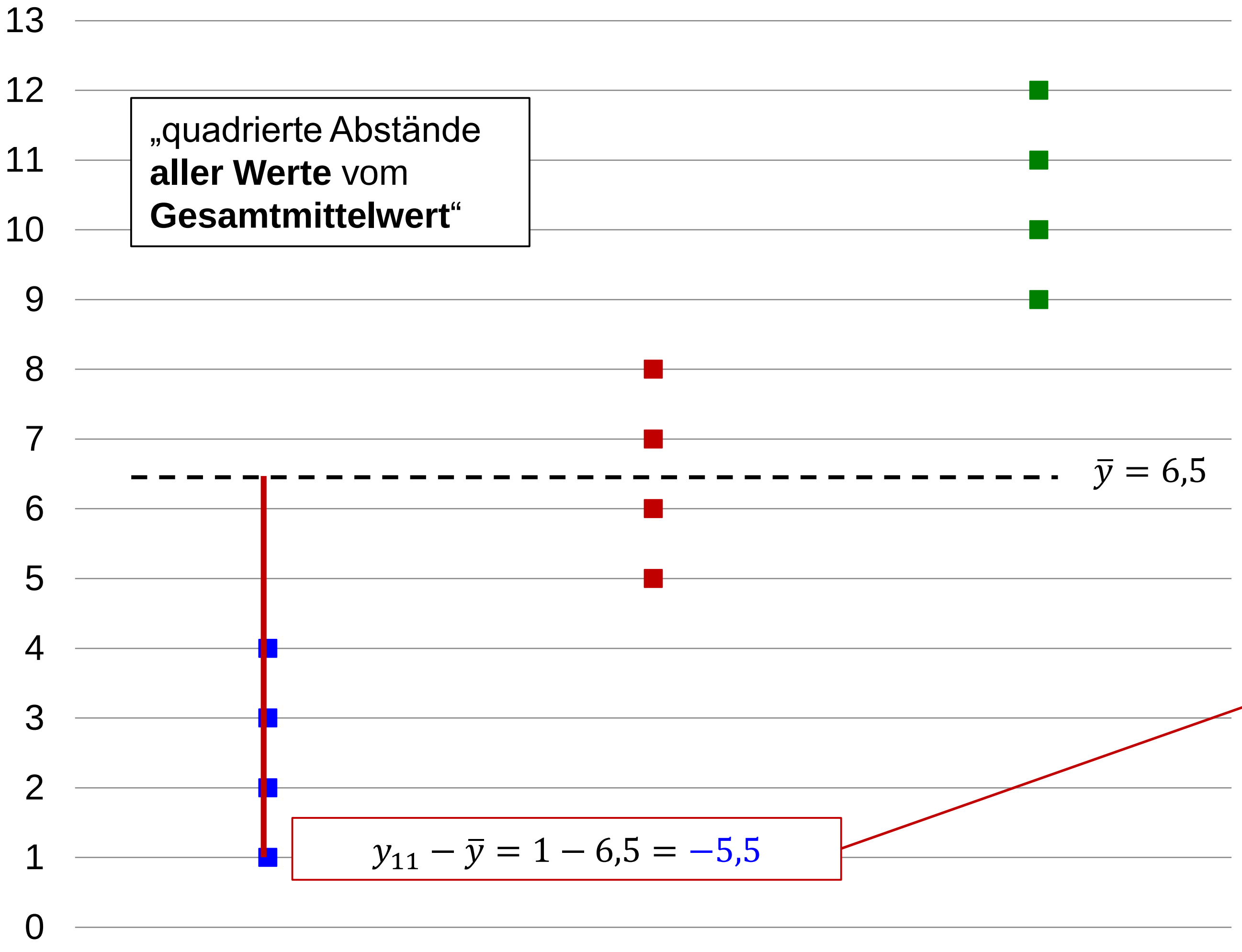
- Additivitätsprinzip:

$$QS_{tot} = QS_X + QS_e$$
mit $df_{tot} = df_x + df_e$

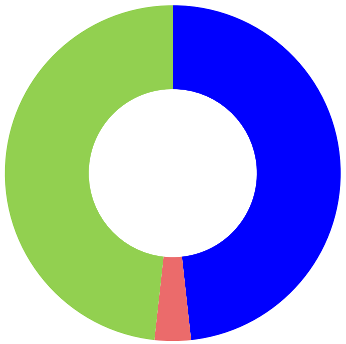
Quadratsummenzerlegung

$$QS_{tot} = \sum_j \sum_i (y_{ij} - \bar{y})^2$$

Totale Quadratsumme QS_{tot}



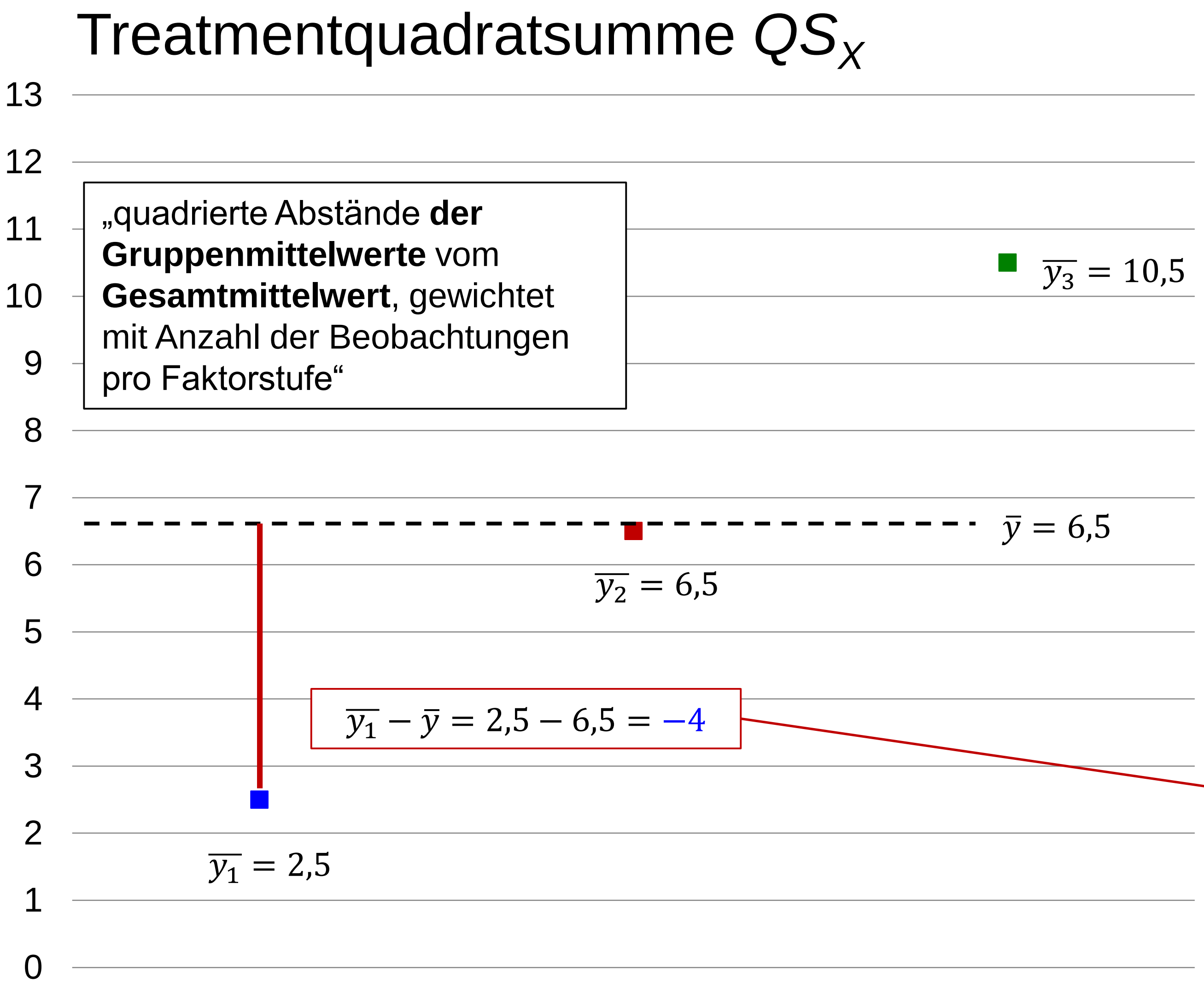
Anteil an QS_{tot}

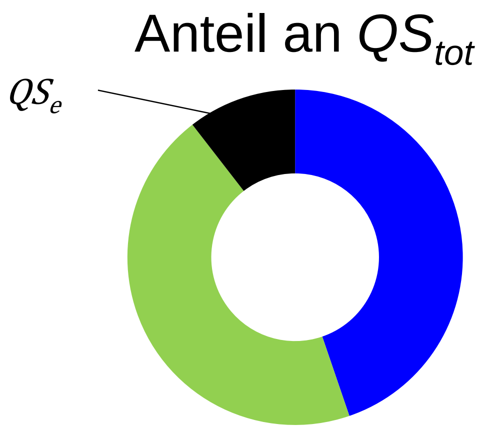


$QS_{tot} =$
$-5.5^2 + -4.5^2 + -3.5^2 + -2.5^2 +$
$-1.5^2 + -0.5^2 + 0.5^2 + 1.5^2 +$
$2.5^2 + 3.5^2 + 4.5^2 + 5.5^2$
$= 143$

Quadratsummenzerlegung

$$QS_X = \sum_j n_j(\bar{y}_j - \bar{y})^2$$





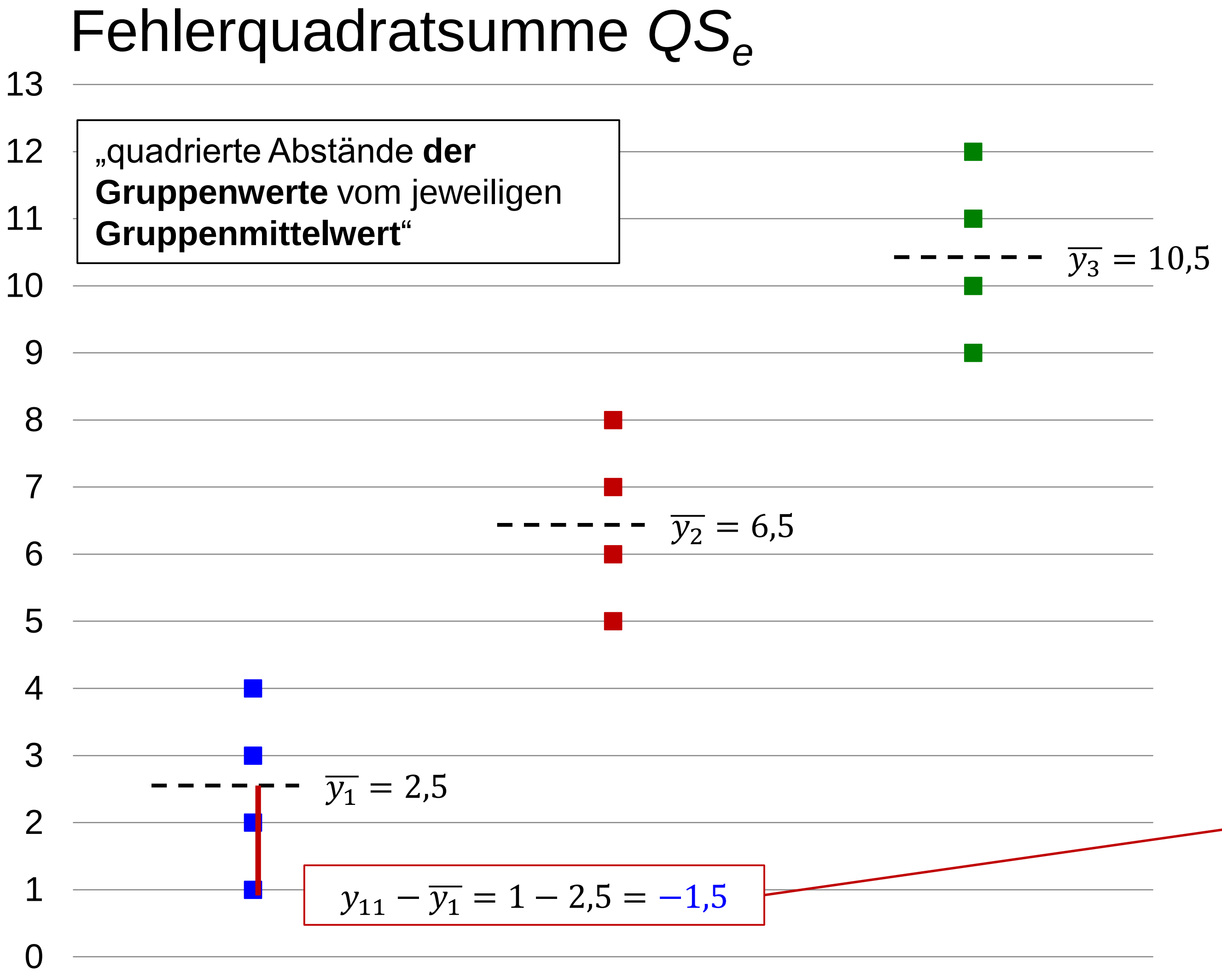
$QS_X =$

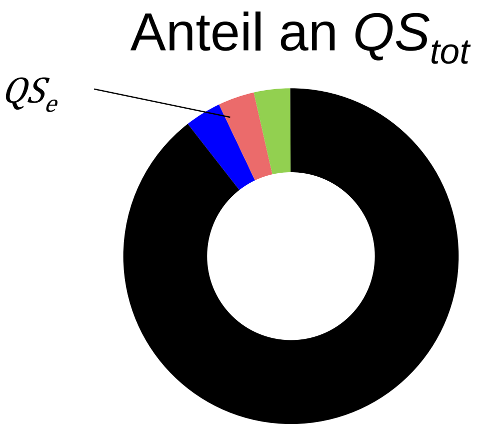
$$4 \times (-4^2 + 0^2 + 4^2) = 128$$

Gewichtung (Anzahl der Beobachtungen pro Faktorstufe)

Quadratsummenzerlegung

$$QS_e = \sum_j \sum_i (y_{ij} - \bar{y}_j)^2$$

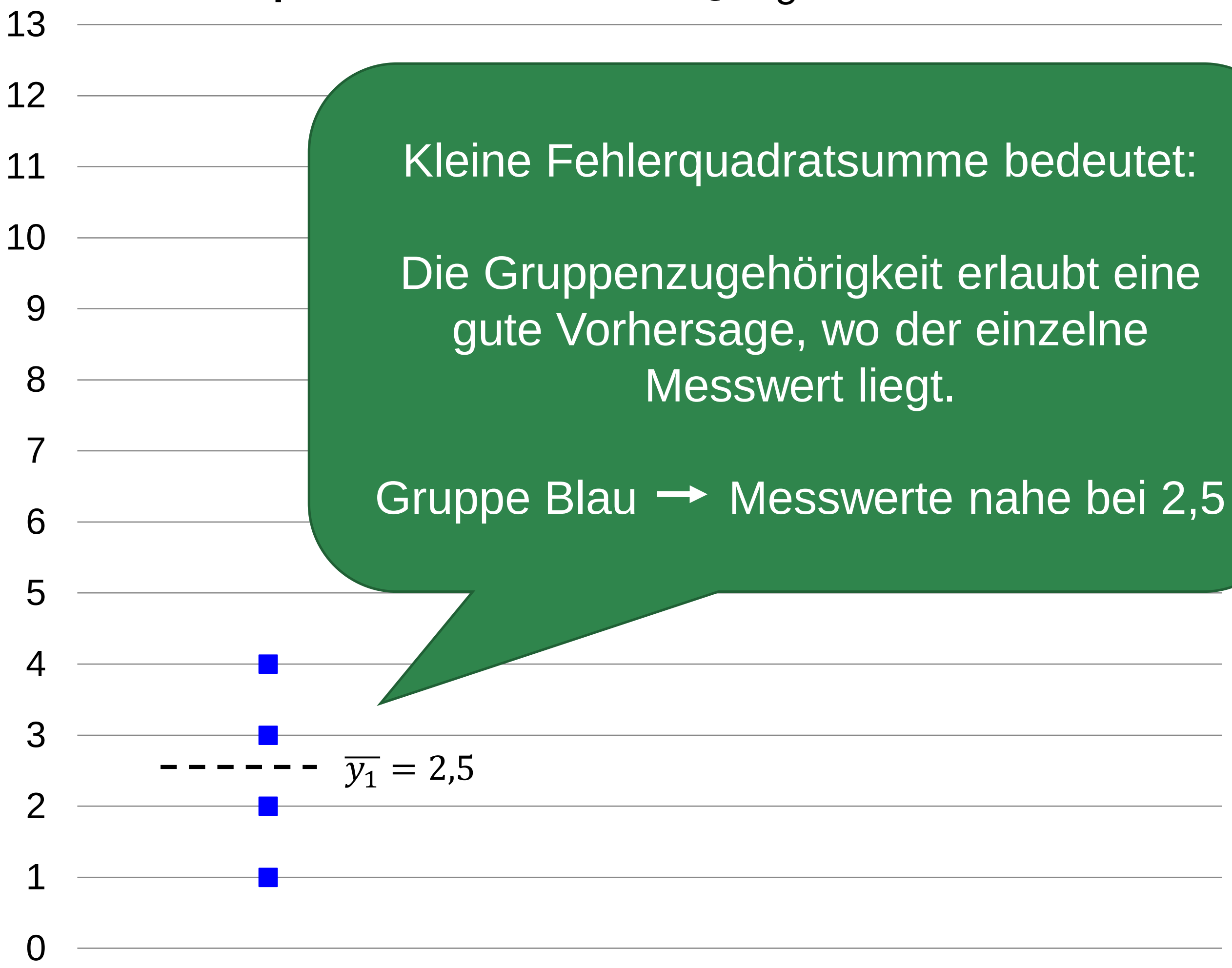




$QS_e =$
$-1.5^2 + -0.5^2 + 0.5^2 + 1.5^2 +$
$-1.5^2 + -0.5^2 + 0.5^2 + 1.5^2 +$
$-1.5^2 + -0.5^2 + 0.5^2 + 1.5^2 = 15$

Quadratsummenzerlegung

Fehlerquadratsumme QS_e

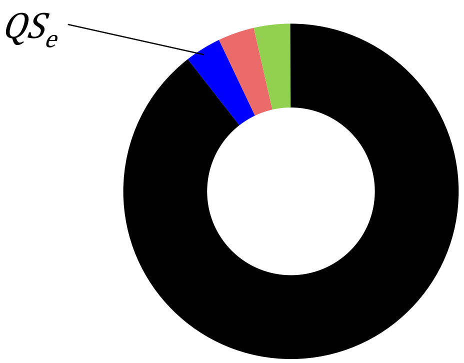


Kleine Fehlerquadratsumme bedeutet:

Die Gruppenzugehörigkeit erlaubt eine gute Vorhersage, wo der einzelne Messwert liegt.

Gruppe Blau → Messwerte nahe bei 2,5

Anteil an QS_{tot}



$QS_{tot} = QS_X + QS_e$

143 = 128 + 15

Übungsblatt: Aufgabe 2

Aufgabe 2

Wir wollen herausfinden, wie sich verschiedene Substanzen auf die Note (Statistik-Klausur) auswirken. Wir teilen 18 Studierende zufällig in drei Gruppen, je nach Gruppenzuordnung erhalten sie vor der Klausur Placebo, Traubenzucker oder Kaffee.

Prüfen Sie die Hypothese, dass die eingenommene Substanz einen Einfluss auf die Klausurnote hat ($\alpha = 0{,}05$).

Aufgabe 2

	$j = 1$ Placebo	$j = 2$ Traubenzucker	$j = 3$ Kaffee		$N = 18$ $n = 6$
$i = 1$	1,0	1,7	2,3		
$i = 2$	1,7	2,7	3,3		
$i = 3$	1,3	2,3	5,0		
$i = 4$	4,0	1,7	1,0		
$i = 5$	3,3	2,0	1,7		
$i = 6$	3,7	2,7	1,3		
SY_j	15,0	13,1	14,6	SY	42,7
$\bar{y}_j$	2,50	2,18	2,43	$\bar{y}$	2,37

Formeln (vereinfachte Berechnung)

- **Gleiche Stichprobengrößen (balanciertes Design)**

$$(1) = \frac{SY^2}{N} \qquad (2) = \sum_j \sum_i y_{ij}^2 \qquad (3) = \frac{\sum_j SY_j^2}{n}$$

- **Ungleiche Stichprobengrößen**

$$(1) = \frac{SY^2}{N} \qquad (2) = \sum_j \sum_i y_{ij}^2 \qquad (3) = \sum_j \left(\frac{SY_j^2}{n_j}\right)$$

- **Quadratsummen**

$QS_X = (3) - (1)$ mit $df_X = k - 1$ (Zähler)

$QS_e = (2) - (3)$ mit $df_e = N - k$ (Nenner)

- **Mittlere Quadrate und Prüfgröße**

$$MQ_X = \frac{QS_X}{df_X} \qquad MQ_e = \frac{QS_e}{df_e} \qquad F = \frac{MQ_X}{MQ_e}$$

Y	Abhängige Variable
X	Unabhängige Variable bzw. Faktor
k	Anzahl der Faktorstufen
j	Kennzeichnung der Faktorstufe
i	Beobachtung (z.B. „Person“) innerhalb einer Faktorstufe
N	Gesamtzahl der Beobachtungen
n_j	Anzahl der Beobachtungen der j-ten Faktorstufe
y_{ij}	i-te Beobachtung von Y in der j-ten Faktorstufe
$\bar{y}_j$	arithmetisches Mittel aller Messwerte unter der j-ten Faktorstufe
SY	Gesamtsumme aller Messwerte für Y
SY_j	Summe der beobachteten Werte unter der j-ten Faktorstufe
QS_x	Treatmentquadratsumme
QS_e	Fehlerquadratsumme
df_x	Freiheitsgrade (Treatment) (Zähler)
df_e	Freiheitsgrade (Fehler) (Nenner)
MQ_x	Mittlere Quadrate (Treatment)
MQ_e	Mittlere Quadrate (Fehler)
F	Prüfgröße F

Lösung: Aufgabe 2

Gleiche Stichprobengrößen

$$(1) = \frac{SY^2}{N} = \frac{42{,}7^2}{18} = 101{,}29$$

	$j = 1$ Placebo	$j = 2$ Traubenzucker	$j = 3$ Kaffee		$N = 18$ $n = 6$
$i = 1$	1,0	1,7	2,3		
$i = 2$	1,7	2,7	3,3		
$i = 3$	1,3	2,3	5,0		
$i = 4$	4,0	1,7	1,0		
$i = 5$	3,3	2,0	1,7		
$i = 6$	3,7	2,7	1,3		
SY_j	15,0	13,1	14,6	SY	42,7
$\bar{y}_j$	2,50	2,18	2,43	$\bar{y}$	2,37

Lösung: Aufgabe 2

Gleiche Stichprobengrößen

$$(1) = \frac{SY^2}{N} = \frac{42{,}7^2}{18} = 101{,}29$$

$$(2) = \sum_j \sum_i y_{ij}^2 = 1{,}0^2 + 1{,}7^2 + 1{,}3^2 + \ \dots + 1{,}3^2 = 122{,}57$$

	***j* = 1** **Placebo**	***j* = 2** **Traubenzucker**	***j* = 3** **Kaffee**		$N = 18$ $n = 6$
***i* = 1**	1,0	1,7	2,3		
***i* = 2**	1,7	2,7	3,3		
***i* = 3**	1,3	2,3	5,0		
***i* = 4**	4,0	1,7	1,0		
***i* = 5**	3,3	2,0	1,7		
***i* = 6**	3,7	2,7	1,3		
$\boldsymbol{SY_j}$	15,0	13,1	14,6	$\boldsymbol{SY}$	42,7
$\boldsymbol{\bar{y}_j}$	2,50	2,18	2,43	$\boldsymbol{\bar{y}}$	2,37

Lösung: Aufgabe 2

Gleiche Stichprobengrößen

$$(1) = \frac{SY^2}{N} = \frac{42{,}7^2}{18} = 101{,}29$$

$$(2) = \sum_j \sum_i y_{ij}^2 = 1{,}0^2 + 1{,}7^2 + 1{,}3^2 + \ \ldots + 1{,}3^2 = 122{,}57$$

$$(3) = \frac{\sum_j SY_j^2}{n} = \frac{15^2 + 13{,}1^2 + 14{,}6^2}{6} = 101{,}63$$

Lösung: Aufgabe 2

Gleiche Stichprobengrößen

$$(1) = \frac{SY^2}{N} = \frac{42{,}7^2}{18} = 101{,}29$$

$$(2) = \sum_j \sum_i y_{ij}^2 = 1{,}0^2 + 1{,}7^2 + 1{,}3^2 + \ \ldots + 1{,}3^2 = 122{,}57$$

$$(3) = \frac{\sum_j SY_j^2}{n} = \frac{15^2 + 13{,}1^2 + 14{,}6^2}{6} = 101{,}63$$

Quadratsummen

$QS_X = (3) - (1) = 101{,}63 - 101{,}29 = 0{,}34$ $\quad$ $df_X = k - 1 = \mathbf{2}$

$QS_e = (2) - (3) = 122{,}57 - 101{,}63 = 20{,}94$ $\quad$ $df_e = N - k = \mathbf{15}$

Lösung: Aufgabe 2

Gleiche Stichprobengrößen

$$(1) = \frac{SY^2}{N} = \frac{42{,}7^2}{18} = 101{,}29$$

$$(2) = \sum\nolimits_j \sum\nolimits_i y_{ij}^2 = 1{,}0^2 + 1{,}7^2 + 1{,}3^2 + \ \ldots + 1{,}3^2 = 122{,}57$$

$$(3) = \frac{\sum_j SY_j^2}{n} = \frac{15^2 + 13{,}1^2 + 14{,}6^2}{6} = 101{,}63$$

Quadratsummen

$$QS_X = (3) - (1) = 101{,}63 - 101{,}29 = 0{,}34$$

$$df_X = k - 1 = \mathbf{2}$$

$$QS_e = (2) - (3) = 122{,}57 - 101{,}63 = 20{,}94$$

$$df_e = N - k = \mathbf{15}$$

Mittlere Quadrate und Prüfgröße

$$MQ_X = \frac{QS_X}{df_X} = \frac{0{,}34}{2} = 0{,}17$$

$$MQ_e = \frac{QS_e}{df_e} = \frac{20{,}94}{15} = 1{,}39$$

$$F = \frac{MQ_X}{MQ_e} = \frac{0{,}17}{1{,}39} = \mathbf{0{,}12}$$

Zur Interpretation:
MQ_X viel kleiner als MQ_e → das Treatment erklärt nur einen geringen Anteil der Gesamtvariabilität, entsprechend gering ist auch der F -Wert

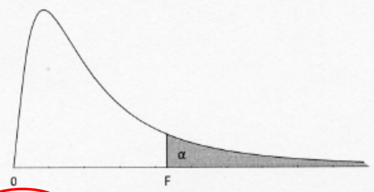
Lösung: Aufgabe 2

Kritischer *F*-Wert bei $\alpha = 0{,}05$
für $df_X = 2$ und $df_e = 15$
$\boldsymbol{F_{krit} = 3{,}68}$

H1 wird abgelehnt,
da $F = 0{,}12 < F_{krit} = 3{,}68$

Ergebnis: Die Hypothese wird abgelehnt, die eingenommene Substanz hat keinen Einfluss auf die Klausurnote. Zwar schneidet die Traubenzucker-Gruppe im Mittel (*M* = 2,18; *SD* = 0,46) besser ab als die Koffein-Gruppe (*M* = 2,43; *SD* = 1,50) und die Placebo-Gruppe (*M* = 2,50; *SD* = 1,32), der Unterschied ist allerdings nicht signifikant und damit nicht auf die Grundgesamtheit übertragbar ($F(2,15) = 0{,}12;\ p = n.s.$).

B4. Kritische Werte der F-Verteilung



$\alpha = 5\%$

*df*2	*df*1 (Zähler)											
(Nenner)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2	18,51	19,00	19,16	19,25	19,30	19,33	19,35	19,37	19,38	19,40	19,40	19,41
3	10,13	9,55	9,28	9,12	9,01	8,94	8,89	8,85	8,81	8,79	8,76	8,74
4	7,71	6,94	6,59	6,39	6,26	6,16	6,09	6,04	6,00	5,96	5,94	5,91
5	6,61	5,79	5,41	5,19	5,05	4,95	4,88	4,82	4,77	4,74	4,70	4,68
6	5,99	5,14	4,76	4,53	4,39	4,28	4,21	4,15	4,10	4,06	4,03	4,00
7	5,59	4,74	4,35	4,12	3,97	3,87	3,79	3,73	3,68	3,64	3,60	3,57
8	5,32	4,46	4,07	3,84	3,69	3,58	3,50	3,44	3,39	3,35	3,31	3,28
9	5,12	4,26	3,86	3,63	3,48	3,37	3,29	3,23	3,18	3,14	3,10	3,07
10	4,96	4,10	3,71	3,48	3,33	3,22	3,14	3,07	3,02	2,98	2,94	2,91
11	4,84	3,98	3,59	3,36	3,20	3,09	3,01	2,95	2,90	2,85	2,82	2,79
12	4,75	3,89	3,49	3,26	3,11	3,00	2,91	2,85	2,80	2,75	2,72	2,69
13	4,67	3,81	3,41	3,18	3,03	2,92	2,83	2,77	2,71	2,67	2,63	2,60
14	4,60	3,74	3,34	3,11	2,96	2,85	2,76	2,70	2,65	2,60	2,57	2,53
15	4,54	$\boxed{3{,}68}$	3,29	3,06	2,90	2,79	2,71	2,64	2,59	2,54	2,51	2,48
16	4,49	3,63	3,24	3,01	2,85	2,74	2,66	2,59	2,54	2,49	2,46	2,42
17	4,45	3,59	3,20	2,96	2,81	2,70	2,61	2,55	2,49	2,45	2,41	2,38
18	4,41	3,55	3,16	2,93	2,77	2,66	2,58	2,51	2,46	2,41	2,37	2,34
19	4,38	3,52	3,13	2,90	2,74	2,63	2,54	2,48	2,42	2,38	2,34	2,31
20	4,35	3,49	3,10	2,87	2,71	2,60	2,51	2,45	2,39	2,35	2,31	2,28
21	4,32	3,47	3,07	2,84	2,68	2,57	2,49	2,42	2,37	2,32	2,28	2,25
22	4,30	3,44	3,05	2,82	2,66	2,55	2,46	2,40	2,34	2,30	2,26	2,23
23	4,28	3,42	3,03	2,80	2,64	2,53	2,44	2,37	2,32	2,27	2,24	2,20
24	4,26	3,40	3,01	2,78	2,62	2,51	2,42	2,36	2,30	2,25	2,22	2,18
25	4,24	3,39	2,99	2,76	2,60	2,49	2,40	2,34	2,28	2,24	2,20	2,16
26	4,23	3,37	2,98	2,74	2,59	2,47	2,39	2,32	2,27	2,22	2,18	2,15
27	4,21	3,35	2,96	2,73	2,57	2,46	2,37	2,31	2,25	2,20	2,17	2,13
28	4,20	3,34	2,95	2,71	2,56	2,45	2,36	2,29	2,24	2,19	2,15	2,12
29	4,18	3,33	2,93	2,70	2,55	2,43	2,35	2,28	2,22	2,18	2,14	2,10
30	4,17	3,32	2,92	2,69	2,53	2,42	2,33	2,27	2,21	2,16	2,13	2,09
40	4,08	3,23	2,84	2,61	2,45	2,34	2,25	2,18	2,12	2,08	2,04	2,00
50	4,03	3,18	2,79	2,56	2,40	2,29	2,20	2,13	2,07	2,03	1,99	1,95
60	4,00	3,15	2,76	2,53	2,37	2,25	2,17	2,10	2,04	1,99	1,95	1,92
70	3,98	3,13	2,74	2,50	2,35	2,23	2,14	2,07	2,02	1,97	1,93	1,89

Berechnung der Effektstärke

Effektstärke: η^2

- Maß der „Varianzaufklärung" in den beobachteten Werten:
  → beziffert den Anteil der beobachteten Variation in der abhängigen Variable, die auf den Einfluss der unabhängigen Variable (d.h. dem Faktor) zurückzuführen ist
- Wertebereich: 0,0 bis 1,0 (bzw. 0% bis 100%)

$$\eta^2 = \frac{QS_X}{QS_{tot}} = \frac{QS_X}{QS_X + QS_e}$$

Beispiel aus Aufgabe 2: $\eta^2 = \frac{QS_X}{QS_{tot}} = \frac{0{,}34}{21{,}28} = \mathbf{0{,}016}$

→ Die eingenommene Substanz erklärt 1,6 Prozent der Varianz der Klausurnote.

Wichtige Take-Aways

- **Varianzanalyse/Anova**: Prüft, ob sich drei oder mehr Gruppen in einem (metrischen) Merkmal unterscheiden
- Effektstärke: η^2 (Anteil der Varianzaufklärung)

Varianzanalyse in R

Varianzanalyse berechnen mittels `tidycomm`

Sie können die Varianzanalyse mit dem `tidycomm` Package berechnen. Dafür können Sie die folgende Funktion nutzen:

`unianova()`

Struktur:

```
data %>%
unianova(independent_variable,
         dependent_variable,
         post_hoc = TRUE)
```

Varianzanalyse in R

Beispielhypothese: Journalist*innen nehmen je nach Beschäftigungsverhältnis (Vollzeit, Teilzeit, selbstständig) ihre Autonomie unterschiedlich war

Schritt 1:
- Mithilfe der Funktion `dplyr::group_by()` die zu vergleichenden Gruppen/unabhängige Variable definieren
  Einsetzen: unabhängige Variable/Gruppen (employment)
- Dann mit `tidycomm::describe` die Voraussetzungen prüfen
  Einsetzen: abhängige Variable (autonomy_emphasis)

Befehl:

```
WoJ %>%
  dplyr::group_by(employment) %>%
  describe(autonomy_emphasis)
```

Varianzanalyse in R

Ausgabe (Schritt 1):

```
# A tibble: 3 × 16
# Groups:   employment [3]
  employment Variable              N Missing     M    SD   Min   Q25   Mdn   Q75   Max Range CI_95_LL CI_95_UL Skewness Kurtosi
* <chr>      <chr>             <int>   <int> <dbl> <dbl> <dbl> <dbl> <dbl> <dbl> <dbl> <dbl>    <dbl>    <dbl>    <dbl>    <dbl
1 Freelancer autonomy_emphasis   171       1  3.90 0.852     1     4     4     4     5     4     3.77     4.03   -0.956     4.3
2 Full-time  autonomy_emphasis   898       4  4.12 0.781     1     4     4     5     5     4     4.07     4.17   -0.827     3.9
3 Part-time  autonomy_emphasis   126       0  4.02 0.759     1     4     4     4     5     4     3.88     4.15   -1.35      7.1
```

✓ Alle Teilstichproben > 30
✓ Drei (> 2) Faktorstufen, die voneinander unabhängig sind
✓ Abhängige Variable (autonomy_emphasis) = quasimetrisch
? (Varianzhomogenität: siehe nächste Folie)

Varianzanalyse in R

Schritt 2: Mithilfe der Funktion Funktion `tidycomm::unianova()` die Varianzanalyse berechnen
Einsetzen: unabhängige Variable/Gruppen (employment), abhängige Variable (autonomy_emphasis)

Befehl:

```
WoJ %>% unianova(employment, autonomy_emphasis)
```

Ausgabe:

```
# A tibble: 1 × 8
  Variable                F df_num df_denom         p eta_squared Levene_p var_equa
* <chr>             <num:.3!>  <dbl>    <dbl> <num:.3!>   <num:.3!>    <dbl> <chr>
1 autonomy_emphasis   5.861      2     1192     0.003       0.010    0.175 TRUE
```

Ist der Levene-Test signifikant (d.h. es liegt keine **Varianzhomogenität** vor) muss eine Korrektur der Freiheitsgrade vorgenommen werden. Die unianova()-Funktion rechnet dann automatisch den Welch-Test und gibt als Effektstärke das konservativere Omega-Quadrat aus.

Ergebnis, Teil 1: Das Beschäftigungsverhältnis hat einen signifikanten Effekt auf die Wahrnehmung der Autonomie durch Journalist*innen. Es erklärt jedoch nur 1,0 Prozent der Varianz der abhängigen Variable ($F(2,1192) = 5{,}86$; $p = {,}003$; $\eta^2 = {,}010$)

Varianzanalyse in R

Der F-Test ist ein globaler Test. Ein signifikantes Testergebnis belegt Unterschiede zwischen mindestens zwei Faktorstufen, aber nicht, *welche* Faktorstufen sich signifikant voneinander unterscheiden. Um das zu prüfen, wird bei einem signifikanten Ergebnis ein Post hoc-Test durchgeführt.

Schritt 3 (wenn Ergebnis signifikant)**:**

- Durch das zusätzliche Argument `post_hoc = TRUE` einen Post hoc-Tests durchführen
  (Es gibt verschiedene Post hoc-Tests. Standardmäßig wird **Tukey's HSD** gerechnet, sind die Varianzen zu verschieden (ablesbar am Levene-Test), wird automatisch **Games-Howell** angewendet)
- Die Analyse in einem separaten Modell (model2) speichern und dann mit `View()` anzeigen

```
model2<- WoJ %>% unianova(employment, autonomy_emphasis, post_hoc = TRUE)
View(model2)
```

Für das Ergebnis muss mit der Maus die kleine Tabelle in der Zelle unter post_hoc ausgewählt werden

model2

Filter

	Variable	F	df_num	df_denom	p	eta_squared	post_hoc	Levene_p	var_equal
1	autonomy_emphasis	5.861	2	1192	0.003	0.010	*1 variable*	0.175	TRUE

Varianzanalyse in R

Ausgabe:

	Group_Var	contrast	Delta_M	conf_lower	conf_upper	p	d
2	employment	Full-time-Part-time	-0.1021671	-0.2783892	0.07405504	0.362143840	-0.1326677
1	employment	Full-time-Freelancer	-0.2174553	-0.3720115	-0.06289907	0.002843092	-0.2660905
3	employment	Part-time-Freelancer	-0.1152882	-0.3327729	0.10219650	0.427505854	-0.1429371

→ Für jedes Faktorenpaar wird angegeben, ob ein signifikanter Unterschied vorliegt.

Ergebnis, Teil 2: Für den Post hoc_Test wurde Tukey's HSD gerechnet, da Varianzhomogenität angenommen werden darf. Hier zeigt sich, dass die freiberuflichen Journalist*innen signifikant weniger Autonomie wahrnehmen als ihre Kolleg*innen in Vollzeit. Es gibt jedoch keinen signifikanten Unterschied zwischen den freiberuflich Beschäftigten und Teilzeitbeschäftigten, die sich wiederum auch nicht von den Vollzeitbeschäftigten unterscheiden (n_V = 898; M_V = 4,12; SD_V = 0,78; n_T = 126; M_T = 4,02; SD_T = 0,76; n_S = 171; M_S = 3,90; SD_S = 0,85)

ÜBUNGSBLATT: AUFGABE 3 (MIT R)

Aufgabe 3

Rufen Sie den Datensatz „WoJ“ in R auf.

Prüfen Sie die Hypothese, dass Journalist*innen aus Dänemark, Deutschland und dem Vereinigten Königreich unterschiedlich stark der Aussage zustimmen, dass Ethik im Journalismus eine Frage der persönlichen Beurteilung ist (ethics_3).

Vorbereitung: Filtern Sie vorher mit der Funktion `dplyr::filter()` den Datensatz nach den entsprechenden Ländern:

```
WoJ_filtered <- WoJ %>%
  filter(country == "UK" | country == "Denmark" | country == "Germany")
```

Aufgabe 3

Schritt 1: Voraussetzungsprüfung

```
> WoJ_filtered %>%
+   dplyr::group_by(country) %>%
+   describe(ethics_3)
# A tibble: 3 × 16
# Groups:   country [3]
  country Variable     N Missing     M    SD   Min   Q25   Mdn   Q75   Max Range CI_95_LL CI_95_UL Skewness Kurtosis
* <fct>   <chr>    <int>   <int> <dbl> <dbl> <dbl> <dbl> <dbl> <dbl> <dbl> <dbl>    <dbl>    <dbl>    <dbl>    <dbl>
1 Denmark ethics_3   376       0  2.55 1.21      1     2     2     4     5     4     2.43     2.68    0.296     1.88
2 Germany ethics_3   173       0  2.01 0.961     1     1     2     3     5     4     1.86     2.15    0.579     2.47
3 UK      ethics_3   211       0  2.70 1.28      1     2     2     4     5     4     2.52     2.87    0.130     1.69
```

Schritt 2: Varianzanalyse

```
> WoJ_filtered %>%unianova(country, ethics_3)
The significant result from Levene's test suggests unequal variances among the groups, violating standard ANOVA
assumptions. This necessitates the use of Welch's ANOVA, which is robust against heteroscedasticity.
# A tibble: 1 × 8
  Variable        F df_num df_denom         p omega_squared Levene_p var_equal
* <chr>    <num:.3!>  <dbl>    <dbl> <num:.3!>     <num:.3!>    <dbl> <chr>
1 ethics_3   23.187      2      422     0.000         0.044        0 FALSE
```

Aufgabe 3

Schritt 3: Post hoc-Test

```
posthoc <- WoJ_filtered %>%
  unianova(country, ethics_3, post_hoc = TRUE)
View(posthoc)
```

Group_Var	contrast	Delta_M	conf_lower	conf_upper	p	d	se	t	df
country	Denmark-Germany	-0.5474111	-0.7731265	-0.3216957	6.677094e-08	-0.5020697	0.06785301	5.704657	411
country	Denmark-UK	0.1434910	-0.1103003	0.3972823	3.793634e-01	0.1153654	0.07629398	1.329901	413
country	Germany-UK	0.6909021	0.4213886	0.9604156	1.154186e-08	0.6100483	0.08099387	6.031834	379

Ergebnis: Das Land hat einen signifikanten Effekt auf die Wahrnehmung journalistischer Ethik als Frage der persönlichen Beurteilung. Es erklärt aber nur 4,4 Prozent der Varianz der abhängigen Variable. Da keine Varianzhomogenität vorlag, wurde der Games-Howell Post hoc-Test gerechnet. Er zeigte, sich alle Länder signifikant voneinander unterscheiden. In Deutschland wird Ethik am wenigsten als persönliche Frage wahrgenommen, im Vereinigten Königreich am meisten ($n_{Dä}$ = 376; $M_{Dä}$ = 2,55; $SD_{Dä}$ = 1,21; n_{De} = 173; M_{De} = 2,01; SD_{De} = 0,96; n_{VK} = 211; M_{VK} = 2,70; SD_{VK} = 1,28; $F(2,422) = 23,19$; $p = < ,001$; $\eta^2 = ,044$)

Wichtige Take-Aways

- **Varianzanalyse in R**: berechnen mit
  - `dplyr::group_by()` und `tidycomm::describe()` für die Voraussetzungsprüfung und
  - `tidycomm::unianova` mit dem Argument `posthoc = TRUE` für den Post hoc-Test (testet bei einem signifikanten Ergebnis, *welche* Faktorstufen sich signifikant voneinander unterscheiden)

Danke für Ihre Aufmerksamkeit!