

# Formelsammlung

## Grundbegriffe der Wahrscheinlichkeitsrechnung

### Theoretische Wahrscheinlichkeit

$$p(A) = \frac{\text{Anzahl günstiger Ereignisse}}{\text{Anzahl möglicher Ereignisse}}$$

### Empirische Wahrscheinlichkeit

(Relative Häufigkeit)

$$p(A) = \frac{f(A)}{n}$$

$f(A)$  = Häufigkeit des Ereignisses A  
 $n$  = Anzahl aller Ereignisse

## Deskriptive Statistik

### Skalenniveaus

Nominalskala

= ; ≠

Rangskala (Ordinal-)

= ; ≠ ; > ; <

Intervallskala

= ; ≠ ; > ; < ; + ; -

Verhältnisskala

= ; ≠ ; > ; < ; + ; - ; · ; /

Zulässige Transformationen:

- jede, die Gleichheit und Unterschiedlichkeit erhält
- positive streng monotone Transformationen
- positive lineare Transformationen der Form  $y = a \cdot x + b$  mit  $m > 0$
- positive Ähnlichkeitstransformationen der Form  $y = m \cdot x$  mit  $m > 0$

### Prozentwert und Prozentrang

Prozentwert

$$\%_k = \frac{f_k}{n} \cdot 100\%$$

Prozentrang

$$PR = \frac{f_{\text{kum}}(k)}{n} \cdot 100\%$$

$f_k$  = Häufigkeit in der Kategorie k  
 $\%_k$  = Prozentwert in der Kategorie k  
 $n$  = Anzahl Beobachtungen

$f_{\text{kum}}(k)$  = Kumulierte Häufigkeit  
 $\%_{\text{kum}}(k)$  = Kumulierter Prozentwert

### Maße der zentralen Tendenz

Modalwert (Modus)

Wert, der am häufigsten besetzt ist

Median

Wert, der eine Verteilung halbiert

<p>Arithmetisches Mittel</p>	$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}$	<p>n = Anzahl der Vpn  <math>x_i</math> = Messwert  i = Index der Versuchspersonen</p>
<p>Gewogenes AM</p>	$\bar{\bar{x}} = \frac{\sum_{k=1}^p n_k \cdot \bar{x}_k}{\sum_{k=1}^p n_k}$	<p><math>\bar{\bar{x}}</math> = Mittelwert der Mittelwerte  p = Anzahl der Mittelwerte  <math>n_k</math> = Anzahl der Vpn in Gruppe k</p>
<p>Mittelwert nach einer linearen Transformation <math>y = a \cdot x + b</math></p>	$\bar{y} = a \cdot \bar{x} + b$	<p><math>\bar{y}</math> = transformierter Mittelwert</p>
<p><b>Dispersionsmaße</b></p>		
<p>Varianz (als Populationsschätzer)</p>	$\hat{\sigma}_x^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n - 1}$	<p>n = Anzahl der Vpn  <math>x_i</math> = Messwert  i = Messwertindex</p>
<p>Standardabweichung (als Populationsschätzer)</p>	$\hat{\sigma}_x = \sqrt{\hat{\sigma}_x^2}$	
<p>Varianz nach einer linearen Transformation <math>y = a \cdot x + b</math></p>	$\hat{\sigma}_y^2 = a^2 \cdot \hat{\sigma}_x^2$	<p><math>\hat{\sigma}_x^2</math> = zu transformierende Varianz</p>
<p><b>z-Standardisierung (z-Wert)</b></p>	$z_x = \frac{x_i - \mu}{\sigma}$	<p><math>\mu</math> = Populationsmittelwert  <math>\sigma</math> = Streuung</p>

## Inferenzstatistik

<p><b>Standardfehler des Mittelwertes</b></p>	$\hat{\sigma}_{\bar{x}} = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_x^2}{n}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n \cdot (n - 1)}}$	<p><math>\hat{\sigma}_x^2</math> = Varianz der Variable x  <math>x_i</math> = Wert der Person i auf Variable x  <math>\bar{x}</math> = Mittelwert der Variable x  n = Stichprobenumfang</p>
---	--	---

## Regression und Korrelation

<p><b>Kovarianz</b></p> <p style="padding-left: 20px;">empirische Kovarianz</p> <p style="padding-left: 20px;">maximale Kovarianz</p>	$\text{cov}(x, y) = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y})}{n - 1}$ $\text{cov}_{\max} = \hat{\sigma}_x \cdot \hat{\sigma}_y$	<p><math>x_i</math> = Wert der Person i auf Variable x  <math>z_i</math> = Wert der Person i auf Variable y  <math>\bar{x}</math> = Mittelwert der Variable x  <math>\bar{y}</math> = Mittelwert der Variable y  n = Stichprobenumfang</p>
<b>Produkt-Moment-Korrelation</b>	$r_{xy} = \frac{\text{cov}(x, y)}{\hat{\sigma}_x \cdot \hat{\sigma}_y}$	<p><math>r_{xy}</math> = Korrelation nullter Ordnung der beiden interessierenden Merkmale</p>
<b>Partialkorrelation</b>	$r_{xy z} = \frac{r_{xy} - r_{yz} \cdot r_{xz}}{\sqrt{(1 - r_{yz}^2) \cdot (1 - r_{xz}^2)}}$	<p><math>r_{xy z}</math> = Partialkorrelation der beiden interessierenden Merkmale  <math>r_{xz}, r_{yz}</math> = Korrelation von x und y mit der Drittvariable z</p>
<b>Fisher Z -Transformation</b>	$Z = \frac{1}{2} \ln \left( \frac{1+r}{1-r} \right)$ $r = \frac{e^{2Z} - 1}{e^{2Z} + 1}$	<p>Z = Z-transformierte Korrelation  ln = natürlicher Logarithmus  r = Korrelationskoeffizient  e <math>\approx</math> 2,7183 (Eulersche Zahl)</p>
<b>Punktseriale Korrelation</b>	$r_{pb} = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_0}{\hat{\sigma}_y} \cdot \sqrt{\frac{n_0 \cdot n_1}{N^2}}$	<p>y = intervallskalierte Variable  x = dichotome Variable (x = 0; x = 1)  <math>\bar{y}_0</math> = Mittelwert von y bei x = 0  <math>\bar{y}_1</math> = Mittelwert von y bei x = 1  <math>\hat{\sigma}_y</math> = Streuung der y-Variablen  n<sub>0</sub> = Anzahl Beobachtungen bei x = 0  n<sub>1</sub> = Anzahl Beobachtungen bei x = 1  N = n<sub>0</sub> + n<sub>1</sub></p>
<b>Rangkorrelation</b>	$r_s = 1 - \frac{6 \cdot \sum_{i=1}^n d_i^2}{n \cdot (n^2 - 1)}$	<p><math>d_i</math> = Differenz der laufenden Nr. der Untersuchungseinheit i auf einem Rangplatz  n = Anzahl der Rangplätze</p>

## Lineare Regression

Vorhersage von y durch x

Vorhersage von x durch y

Regressionsgewicht  
(Steigung der Gerade)

Höhenlage:  
(Schnittpunkt mit y bei x = 0)

$$\hat{y}_i = b_{yx}x_i + a_{yx}$$

$$\hat{x}_i = b_{xy}y_i + a_{xy}$$

$$b_{yx} = \frac{\text{cov}(x, y)}{\hat{\sigma}_x^2}$$

bzw. 
$$b_{xy} = \frac{\text{cov}(x, y)}{\hat{\sigma}_y^2}$$

$$a_{yx} = \bar{y} - b_{yx} \cdot \bar{x}$$

bzw. 
$$a_{xy} = \bar{x} - b_{xy} \cdot \bar{y}$$

$\hat{y}_i$  = vorhergesagte Werte

**b** = Regressionsgewicht

**a** = additive Konstante

cov(x,y) = Kovarianz von x und y

$\hat{\sigma}_x$  = Streuung der Variable x

$\hat{\sigma}_y$  = Streuung der Variable y

## t-Test für Korrelationen

t-Wert

$$t_{df} = \frac{r \cdot \sqrt{N-2}}{\sqrt{1-r^2}}$$

Effektstärken

$$r_{xy} = \frac{\text{COV}_{\text{emp}}}{\text{COV}_{\text{max}}} = \frac{\text{COV}(x, y)}{\hat{\sigma}_x \cdot \hat{\sigma}_y}$$

**r** = Korrelationskoeffizient

**n** = Anzahl der Versuchspersonen

**df** = N - 2

Konventionen nach Cohen (1988):

kleiner Effekt: **r** = 0,1

mittlerer Effekt: **r** = 0,3

großer Effekt: **r** = 0,5

## t-Test für unabhängige Stichproben

t-Wert

Empirischer t-Wert unter  $H_0$

Standardfehler der  
Mittelwertsdifferenz

$$t_{df} = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\hat{\sigma}_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}}$$

$$\hat{\sigma}_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_1^2}{n_1} + \frac{\hat{\sigma}_2^2}{n_2}}$$

$\bar{x}_1$  = Mittelwert der 1. Gruppe

$\bar{x}_2$  = Mittelwert der 2. Gruppe

**df** =  $n_1 + n_2 - 2$

$\hat{\sigma}_1^2$  = geschätzte Populationsvarianz  
der 1. Gruppe

$\hat{\sigma}_2^2$  = geschätzte Populationsvarianz  
der 2. Gruppe

<p>Theoretische Effektstärkenmaße</p>	$d = \frac{\mu_1 - \mu_2}{\sigma_x}$ $\Phi^2 = \frac{\sigma_{sys}^2}{\sigma_x^2}$ $\Omega^2 = \frac{\sigma_{sys}^2}{\sigma_{Gesamt}^2} = \frac{\sigma_{sys}^2}{\sigma_{sys}^2 + \sigma_x^2}$ $\Phi^2 = \frac{\Omega^2}{1 - \Omega^2} \quad \Omega^2 = \frac{\Phi^2}{1 + \Phi^2}$ $\delta = 2 \cdot \Phi = 2 \cdot \sqrt{\frac{\Omega^2}{1 - \Omega^2}}$	<p><math>\mu_1, \mu_2</math> = Mittelwerte der Populationen, aus denen die Mittelwerte gezogen werden</p> <p><math>\sigma_x</math> = Streuung der Population innerhalb einer Bedingung</p> <p>Konventionen nach Cohen (1988):          kleiner Effekt: <math>d = 0,2</math>          mittlerer Effekt: <math>d = 0,5</math>          großer Effekt: <math>d = 0,8</math></p> <p>Konventionen nach Cohen (1988):          kleiner Effekt: <math>\Omega^2 = 0,01</math>          mittlerer Effekt: <math>\Omega^2 = 0,06</math>          großer Effekt: <math>\Omega^2 = 0,14</math></p>
<p>Empirische Effektstärkenmaße (Schätzungen für die Population)</p>	$d = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\hat{\sigma}_x} = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{x_1}^2 + \hat{\sigma}_{x_2}^2}{2}}}$ $f^2 = \frac{t^2 - 1}{N}$ $\omega^2 = \hat{\Omega}^2 = \frac{f^2}{1 + f^2}$ $f^2 = \hat{\Phi}^2 = \frac{\omega^2}{1 - \omega^2}$ $d = 2 \cdot f = 2 \cdot \sqrt{\frac{\omega^2}{1 - \omega^2}}$	<p><math>\bar{x}_1, \bar{x}_2</math> = Mittelwerte der Gruppen</p> <p><math>\hat{\sigma}_x</math> = geschätzte Populationsstreuung</p> <p><math>\hat{\sigma}_{x_1}^2</math> = geschätzte Varianz der Gruppe 1</p> <p><math>\hat{\sigma}_{x_2}^2</math> = geschätzte Varianz der Gruppe 2</p> <p><math>t</math> = empirischer t-Wert</p> <p><math>N = n_1 + n_2</math></p>
<p>Empirische Effektstärkenmaße (auf Stichprobenebene)</p>	$f_s^2 = \frac{QS_{sys}}{QS_x} = \frac{t^2}{df}$ $\eta^2 = \frac{QS_{sys}}{QS_{Gesamt}} = \frac{f_s^2}{1 + f_s^2}$	<p><math>f_s^2</math> = Effekt auf Stichprobenebene</p> <p><math>\eta^2</math> = Eta-Quadrat, Effekt auf Stichprobenebene</p>

Teststärkebestimmung (a posteriori)	$\lambda = \Phi^2 \cdot N$ $= \frac{\Omega^2}{1 - \Omega^2} \cdot N$	$\lambda$ = Nonzentralitätsparameter $\Omega^2$ = theoretischer Effekt
Stichprobenumfangsplanung (a priori)	$N = \frac{\lambda_{\alpha;1-\beta}}{\Phi^2} = \frac{\lambda_{\alpha;1-\beta}}{\left(\frac{\Omega^2}{1 - \Omega^2}\right)}$	$\lambda$ = Nonzentralitätsparameter (ermittelt bei gegebenem $\alpha$ und $\beta$ aus den TPF-Tabellen) $N$ = Anzahl Versuchspersonen

### t-Test für abhängige Stichproben

t-Wert		
Empirischer t-Wert unter $H_0$	$t_{df} = \frac{\bar{x}_d}{\hat{\sigma}_{\bar{x}_d}}$	$\bar{x}_d = \frac{\sum_{i=1}^N d_i}{N}$
Standardfehler des Mittelwerts der Differenzen	$\hat{\sigma}_{\bar{x}_d} = \frac{\hat{\sigma}_d}{\sqrt{N}}$	$\hat{\sigma}_d = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (d_i - \bar{x}_d)^2}{N - 1}}$ <p> <math>df</math> = <math>N - 1</math>  <math>N</math> = Anzahl Versuchspersonen  <math>x_{i1}</math> = Wert der Person <math>i</math> in Bed. 1  <math>x_{i2}</math> = Wert der Person <math>i</math> in Bed. 2  <math>d_i</math> = <math>x_{i1} - x_{i2}</math> (Differenzwert)           </p>
Empirische Effektstärkenmaße	$d_z = \frac{ \bar{x}_d }{\hat{\sigma}_d}$ $f_S^2(\text{abhängig}) = \frac{QS_{sys}}{QS_x} = \frac{t^2}{df}$ $\eta_p^2 = \frac{QS_{sys}}{QS_{sys} + QS_x} = \frac{f_S^2}{1 + f_S^2}$	$\bar{x}_d$ = Mittelwert der Differenzen $\hat{\sigma}_d$ = Streuung der Differenzen $f_S^2$ = Effekt auf Stichprobenebene $\eta_p^2$ = partielles Eta-Quadrat, Effekt auf Stichprobenebene
Teststärkebestimmung (auf Basis der Konventionen für unabhängige Stichproben)	$\lambda = \frac{2}{1 - r} \cdot \Phi_{\text{unabhängig}}^2 \cdot N = \frac{2}{1 - r} \cdot \frac{\Omega^2}{1 - \Omega^2} \cdot N$	$r$ = Korrelation zwischen den Messwertreihen

Teststärkebestimmung (für empirische Effekte)	$\lambda = f_{S(\text{abhängig})}^2 \cdot N$	$\lambda$ = Nonzentralitätsparameter
Stichprobenumfangsplanung (anhand der Konventionen für unabhängige Stichproben)	$N = \frac{\lambda_{\alpha;1-\beta}}{\Phi_{\text{unabhängig}}^2} \cdot \frac{(1-r)}{2}$	$r$ = Korrelation zwischen den Messwertreihen
Stichprobenumfangsplanung (bei vorhandener Effektgröße aus Literatur oder anderen Studien)	$N = \frac{\lambda_{\alpha;1-\beta}}{f_{\text{abhängig}}^2}$	$f_{\text{abhängig}}^2$ = aus der Literatur oder eigenen Studien abgeleitete anzunehmende Effektstärke

## Varianzanalyse ohne Messwiederholung

<p><b>Einfaktorielle Varianzanalyse</b> (ohne Messwiederholung)</p> <p>Quadratsummen</p> <p>Freiheitsgrade</p>	$QS_{\text{zwischen}} = n \cdot \sum_{i=1}^p (\bar{A}_i - \bar{G})^2$ $QS_{\text{innerhalb}} = \sum_{i=1}^p \sum_{m=1}^n (x_{mi} - \bar{A}_i)^2$ $df_{\text{zwischen}} = p - 1$ $df_{\text{innerhalb}} = p \cdot (n - 1)$	<p><math>p</math> = Anzahl Faktorstufen</p> <p><math>n</math> = Anzahl Vpn pro Faktorstufe</p> <p><math>\bar{A}_i</math> = Mittelwert aus Faktorstufe <math>i</math></p> <p><math>\bar{G}</math> = Gesamtmittelwert</p>
<p>Stichprobenkennwerte</p>	$\hat{\sigma}_{\text{zwischen}}^2 = \frac{QS_{\text{zwischen}}}{df_{\text{zwischen}}}$ $\hat{\sigma}_{\text{innerhalb}}^2 = \frac{QS_{\text{innerhalb}}}{df_{\text{innerhalb}}}$	
<p>Empirischer F-Wert</p>	$F_{(df_{\text{Zähler}}, df_{\text{Nenner}})} = \frac{\hat{\sigma}_{\text{zwischen}}^2}{\hat{\sigma}_{\text{innerhalb}}^2}$	<p><math>df_{\text{Zähler}} = df_{\text{zwischen}}</math></p> <p><math>df_{\text{Nenner}} = df_{\text{innerhalb}}</math></p>

<p><b>Zweifaktorielle Varianzanalyse</b> (ohne Messwiederholung) Quadratsummen</p> <p>Freiheitsgrade</p>	$QS_A = \sum_{i=1}^p n \cdot q \cdot (\bar{A}_i - \bar{G})^2$ $QS_B = \sum_{j=1}^q n \cdot p \cdot (\bar{B}_j - \bar{G})^2$ $QS_{A \times B} = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^q n \cdot (\overline{AB}_{ij} - \bar{A}_i - \bar{B}_j + \bar{G})^2$ $QS_{Res} = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^q \sum_{m=1}^n (x_{mij} - \overline{AB}_{ij})^2$ <p> <math>df_A = p - 1</math>  <math>df_B = q - 1</math>  <math>df_{A \times B} = (p - 1) \cdot (q - 1)</math>  <math>df_{Res} = p \cdot q \cdot (n - 1)</math> </p>	<p> <math>p</math> = Anzahl Faktorstufen Faktor A  <math>q</math> = Anzahl Faktorstufen Faktor B  <math>n</math> = Anzahl Vpn in der Zelle <math>AB_{ij}</math>  <math>\bar{A}_i</math> = Mittelwert der Faktorstufe <math>A_i</math>  <math>\bar{B}_j</math> = Mittelwert der Faktorstufe <math>B_j</math>  <math>\overline{AB}_{ij}</math> = Zellmittelwert  <math>\bar{G}</math> = Gesamtmittelwert         </p>
<p>Stichprobenkennwerte</p>	$\hat{\sigma}_A^2 = \frac{QS_A}{df_A}$ $\hat{\sigma}_B^2 = \frac{QS_B}{df_B}$ $\hat{\sigma}_{A \times B}^2 = \frac{QS_{A \times B}}{df_{A \times B}}$ $\hat{\sigma}_{Res}^2 = \frac{QS_{Res}}{df_{Res}}$	
<p>Empirische F-Werte</p> <p>Haupteffekt A</p> <p>Haupteffekt B</p> <p>Wechselwirkung A×B</p>	$F_{df_A, df_{Res}} = \frac{\hat{\sigma}_A^2}{\hat{\sigma}_{Res}^2}$ $F_{df_B, df_{Res}} = \frac{\hat{\sigma}_B^2}{\hat{\sigma}_{Res}^2}$ $F_{df_{A \times B}, df_{Res}} = \frac{\hat{\sigma}_{A \times B}^2}{\hat{\sigma}_{Res}^2}$	



<p>Empirische Effektstärkenmaße</p> <p>Umrechnung <math>f^2 \Rightarrow \omega^2</math></p> <p>Umrechnung <math>\omega^2 \Rightarrow f^2</math></p>	$f^2 = \frac{df_{\text{Zähler}} \cdot (F_{\text{emp}} - 1)}{N}$ $\omega^2 = \frac{f^2}{1 + f^2}$ $f^2 = \frac{\omega^2}{1 - \omega^2}$	<p><math>df_{\text{Zähler}}</math> = Freiheitsgrade des Zählers des F-Bruchs</p> <p><math>df_{\text{Nenner}}</math> = Freiheitsgrade des Nenners des F-Bruchs</p> <p><math>N = p \cdot q \cdot n</math> = Stichprobengröße</p>
<p>Teststärkebestimmung (a posteriori)</p> <p>Definition und Umrechnung der Effektstärkenmaße</p>	$\lambda = \Phi^2 \cdot N$ $\Omega_p^2 = \frac{\sigma_{\text{sys}}^2}{\sigma_{\text{sys}}^2 + \sigma_x^2} = \frac{\Phi^2}{1 + \Phi^2}$ $\Phi^2 = \frac{\sigma_{\text{sys}}^2}{\sigma_x^2} = \frac{\Omega^2}{1 - \Omega^2}$	<p><math>\lambda</math> = Nonzentralitätsparameter</p> <p>Konventionen nach Cohen (1988):</p> <p>kleiner Effekt: <math>\Omega^2 = 0,01</math></p> <p>mittlerer Effekt: <math>\Omega^2 = 0,06</math></p> <p>großer Effekt: <math>\Omega^2 = 0,14</math></p>
<p>Stichprobenumfangsplanung (a priori)</p>	$N = \frac{\lambda_{(df_{\text{Zähler}}, 1-\beta; \alpha)}}{\Phi^2}$	<p><math>\lambda</math> = Nonzentralitätsparameter (ermittelt bei gegebenem <math>\alpha</math>, <math>\beta</math>, und <math>df_{\text{Zähler}}</math> aus TPF-Tabellen)</p> <p>Bei gleicher Vpn-Anzahl in Zellen (unabhängige Stichproben):</p> <p><math>N = p \cdot n</math></p>
<p>Tukey HSD-Test</p> <p>einfaktorielle ANOVA</p> <p>zweifaktorielle ANOVA</p> <p>Haupteffekt A</p> <p>Haupteffekt B</p> <p>Wechselwirkung</p>	$HSD = q_{\text{krit}(\alpha, r, df_{\text{Res}})} \cdot \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{\text{Res}}^2}{n_{\text{HSD}}}}$ <p><math>n_{\text{HSD}} = n</math></p> <p><math>n_{\text{HSD}} = q \cdot n</math></p> <p><math>n_{\text{HSD}} = p \cdot n</math></p> <p><math>n_{\text{HSD}} = n</math></p>	<p>HSD = kritische Differenz eines Paarvergleichs</p> <p><math>q_{\text{krit}}</math> = krit. Wert aus der q-Tabelle</p> <p><math>\alpha</math> = kumuliertes Signifikanzniveau für alle Paarvergleiche</p> <p><math>r</math> = Anzahl der Mittelwerte</p> <p><math>n_{\text{HSD}}</math> = Anzahl der Vpn, aus denen die verglichenen Mittelwerte gebildet werden</p> <p><math>n</math> = Anzahl der Vpn pro Zelle</p> <p><math>p</math> = Stufenanzahl Faktor A</p> <p><math>q</math> = Stufenanzahl Faktor B</p>

## Varianzanalyse mit Messwiederholung

<p><b>Einfaktorielle Varianzanalyse</b> (mit Messwiederholung)</p> <p>- systematische Varianz</p> <p>- Residualvarianz</p>	$\hat{\sigma}_A^2 = \frac{QS_A}{df_A} = \frac{n \cdot \sum_{i=1}^p (\bar{A}_i - \bar{G})^2}{p-1}$ $\hat{\sigma}_{A \times Vpn}^2 = \frac{QS_{A \times Vpn}}{df_{A \times Vpn}} = \frac{\sum_{i=1}^p \sum_{m=1}^N [x_{im} - (\bar{A}_i + \bar{P}_m - \bar{G})]^2}{(p-1) \cdot (n-1)}$	<p><math>\bar{A}_i</math> = Mittelwert der Faktorstufe <math>A_i</math></p> <p><math>\bar{P}_m</math> = Mittelwert der Person <math>m</math></p> <p><math>\bar{G}</math> = Gesamtmittelwert</p> <p><math>p</math> = Anzahl Faktorstufen Faktor <math>A</math></p> <p><math>n</math> = Anzahl Vpn in einer Faktorstufe</p>
<p>F-Bruch</p>	$F_{A(df_A, df_{Res.})} = \frac{\hat{\sigma}_A^2}{\hat{\sigma}_{Res.}^2} = \frac{\hat{\sigma}_A^2}{\hat{\sigma}_{A \times Vpn}^2}$	<p><math>df_A = p - 1</math></p> <p><math>df_{Res} = (n - 1) \cdot (p - 1)</math></p>
<p>Empirische Effektstärkenmaße (auf Stichprobenebene)</p>	$\eta_p^2 = \frac{QS_A}{QS_A + QS_{A \times Vpn}}$ $f_{S(abh\u00e4ngig)}^2 = \frac{QS_A}{QS_{A \times Vpn}} =$ $f_{S(abh\u00e4ngig)}^2 \frac{F \cdot df_A}{df_{A \times Vpn}}$ $\eta_p^2 = \frac{f_S^2}{1 + f_S^2}$	<p><math>\eta_p^2</math>: partielles Eta-Quadrat, Effekt auf der Stichprobenebene</p>
<p>Testst\u00e4rkeanalyse - a priori auf Basis der Konventionen f\u00fcr unabh\u00e4ngige Stichproben</p>	<p>mit <math>\lambda_{df;\alpha} = \frac{p}{1 - \bar{r}} \cdot \Phi_{unabh\u00e4ngig}^2 \cdot N</math></p> <p><math>\Phi_{unabh\u00e4ngig}^2 = \frac{\Omega_{unabh\u00e4ngig}^2}{1 - \Omega_{unabh\u00e4ngig}^2}</math></p>	<p><math>p</math> = Anzahl Stufen des Faktors <math>A</math></p> <p><math>\bar{r}</math> = mittlere Korrelation zwischen den Messzeitpunkten</p> <p>Konventionen f\u00fcr Effekt bei unabh\u00e4ngigen Stichproben:</p> <p>kleiner Effekt: <math>\Omega^2 = 0,01</math></p> <p>mittlerer Effekt: <math>\Omega^2 = 0,06</math></p> <p>gro\u00dfer Effekt: <math>\Omega^2 = 0,14</math></p>
<p>Stichprobenumfangsplanung auf Basis der Konventionen f\u00fcr unabh\u00e4ngige Stichproben</p>	<p>mit <math>N = \frac{\lambda_{df;\alpha;1-\beta}}{\Phi_{unabh\u00e4ngig}^2} \cdot \frac{(1 - \bar{r})}{p}</math></p> <p><math>\Phi_{unabh\u00e4ngig}^2 = \frac{\Omega_{unabh\u00e4ngig}^2}{1 - \Omega_{unabh\u00e4ngig}^2}</math></p>	<p><math>p</math> = Anzahl Stufen des Faktors <math>A</math></p> <p><math>\bar{r}</math> = mittlere Korrelation zwischen den Messzeitpunkten</p>

<p>Post Hoc Tests</p>	$\text{HSD} = q_{\text{krit}(\alpha;p;df_{\text{Nenner}})} \cdot \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{\text{Res}}^2}{n}}$	<p>HSD = kritische Differenz eines Paarvergleichs  <math>q_{\text{krit}}</math> = krit. Wert aus der q-Tabelle  <math>\alpha</math> = kumuliertes Signifikanzniveau für alle Paarvergleiche  <math>p</math> = Anzahl der Mittelwerte  <math>n</math> = Anzahl der Vpn pro Zelle</p>
<p><b>Zweifaktorielle Varianzanalyse</b>          (mit MW auf einem Faktor)          - Faktor A ohne MW           - Faktor B mit MW           - Wechselwirkung A x B           - Prüfvarianz des Faktors A           - Prüfvarianz des Faktors B und der Wechselwirkung AxB</p>	$\hat{\sigma}_{A(\text{nicht mw})}^2 = \frac{QS_{A(\text{nicht mw})}}{df_{A(\text{nicht mw})}} = \frac{\sum_{i=1}^p n \cdot q \cdot (\bar{A}_i - \bar{G})^2}{p-1}$ $\hat{\sigma}_{B(\text{mw})}^2 = \frac{QS_{B(\text{mw})}}{df_{B(\text{mw})}} = \frac{\sum_{j=1}^q n \cdot p \cdot (\bar{B}_j - \bar{G})^2}{q-1}$ $\hat{\sigma}_{A \times B(\text{mw})}^2 = \frac{QS_{A \times B(\text{mw})}}{df_{A \times B(\text{mw})}} = \frac{\sum_{j=1}^q \sum_{i=1}^p n \cdot [\bar{A}B_{ij} - (\bar{A}_i + \bar{B}_j - \bar{G})]^2}{(p-1) \cdot (q-1)}$ $\hat{\sigma}_{\text{Prüf}(A)}^2 = \hat{\sigma}_{V_{pn \text{ in } S}}^2 = \frac{QS_{V_{pn \text{ in } S}}}{df_{V_{pn \text{ in } S}}} = \frac{\sum_{i=1}^p \sum_{m=1}^n q \cdot (\bar{A}P_{im} - \bar{A}_i)^2}{p \cdot (n-1)}$ $\hat{\sigma}_{B \times V_{pn}}^2 = \frac{QS_{B \times V_{pn}}}{df_{B \times V_{pn}}} = \frac{\sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^q \sum_{m=1}^n [x_{ijm} - (\bar{A}B_{ij} + \bar{A}P_{im} - \bar{A}_i)]^2}{p \cdot (q-1) \cdot (n-1)}$	
<p>F-Brüche          - Faktor A ohne MW           - Faktor B mit MW           - Wechselwirkung AxB</p>	$F_{A(df_A;df_{V_{pn \text{ in } S}})} = \frac{\hat{\sigma}_{A(\text{nicht mw})}^2}{\hat{\sigma}_{\text{Prüf}(A)}^2} = \frac{\hat{\sigma}_A^2}{\hat{\sigma}_{V_{pn \text{ in } S}}^2}$ $F_{B(df_B;df_{B \times V_{pn}})} = \frac{\hat{\sigma}_{B(\text{mw})}^2}{\hat{\sigma}_{\text{Prüf}(B)}^2} = \frac{\hat{\sigma}_B^2}{\hat{\sigma}_{B \times V_{pn}}^2}$ $F_{A \times B(df_{A \times B};df_{B \times V_{pn}})} = \frac{\hat{\sigma}_{A \times B(\text{mw})}^2}{\hat{\sigma}_{\text{Prüf}(B)}^2} = \frac{\hat{\sigma}_{A \times B(\text{mw})}^2}{\hat{\sigma}_{B \times V_{pn}}^2}$	<p><math>df_A = p - 1</math>  <math>df_{V_{pn \text{ in } S}} = p \cdot (n - 1)</math>   <math>df_B = q - 1</math>  <math>df_{B \times V_{pn}} = p \cdot (q - 1) \cdot (n - 1)</math>   <math>df_{A \times B(\text{mw})} = (p - 1) \cdot (q - 1)</math>  <math>df_{B \times V_{pn}} = p \cdot (q - 1) \cdot (n - 1)</math></p>

<p>Empirische Effektstärkenmaße (auf Stichprobenebene)</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- Faktor A ohne MW</li> <li>- Faktor B mit MW</li> <li>- Wechselwirkung A×B</li> </ul> <p>Berechnung aus F-Werten</p>	$\eta_{p(A)}^2 = \frac{QS_A}{QS_A + QS_{Vpn \text{ in } S}}$ $\eta_{p(B)}^2 = \frac{QS_B}{QS_B + QS_{B \times Vpn}}$ $\eta_{p(A \times B)}^2 = \frac{QS_{A \times B}}{QS_{A \times B} + QS_{B \times Vpn}}$ $f_{S(\text{abhängig})}^2 = \frac{F \cdot df_{\text{Effekt}}}{df_{\text{Prüf}}}$ $\eta_p^2 = \frac{f_S^2}{1 + f_S^2}$	
<p>Teststärkeanalyse</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- Für Faktor A ohne MW</li> <li>- Für Faktor B mit MW und die Wechselwirkung A×B</li> </ul>	$\lambda_{A(\text{nicht mw});df;\alpha} = \frac{q}{1 + (q-1) \cdot \bar{r}} \cdot \Phi_{\text{unabhängig}}^2 \cdot N$ $\lambda_{B(\text{mw});df;\alpha} = \lambda_{A \times B(\text{mw});df;\alpha} = \frac{q}{1 - \bar{r}} \cdot \Phi_{\text{unabhängig}}^2 \cdot N$	
<p>Stichprobenumfangsplanung</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- für Faktor A ohne MW</li> <li>- für Faktor B und WW siehe einfaktorielle VA mit MW</li> </ul>	$N = p \cdot n_{A(\text{nicht mw})} = \frac{\lambda_{df;\alpha;1-\beta}}{\Phi_{\text{unabhängig}}^2} \cdot \frac{1 + (q-1) \cdot \bar{r}}{q}$	
<p><b>Zweifaktorielle Varianzanalyse</b> (mit MW auf beiden Faktoren) F-Brüche</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- HE Faktor A mit p Stufen</li> <li>- HE Faktor B mit q Stufen</li> <li>- WW A×B</li> </ul>	$F_{A(df_A, df_{\text{Prüf}(A)})} = \frac{\hat{\sigma}_A^2}{\hat{\sigma}_{\text{Prüf}(A)}^2} = \frac{\hat{\sigma}_A^2}{\hat{\sigma}_{A \times Vpn}^2}$ $F_{B(df_B, df_{\text{Prüf}(B)})} = \frac{\hat{\sigma}_B^2}{\hat{\sigma}_{\text{Prüf}(B)}^2} = \frac{\hat{\sigma}_B^2}{\hat{\sigma}_{B \times Vpn}^2}$ $F_{A \times B(df_{A \times B}, df_{\text{Prüf}(A \times B)})} = \frac{\hat{\sigma}_{A \times B}^2}{\hat{\sigma}_{\text{Prüf}(A \times B)}^2} = \frac{\hat{\sigma}_{A \times B}^2}{\hat{\sigma}_{A \times B \times Vpn}^2}$	$df_A = p - 1$ $df_{A \times Vpn} = (p - 1) \cdot (n - 1)$ $df_B = q - 1$ $df_{B \times Vpn} = (q - 1) \cdot (n - 1)$ $df_{A \times B} = (p - 1) \cdot (q - 1)$ $df_{A \times B \times Vpn} = (p - 1) \cdot (q - 1) \cdot (n - 1)$

<p>Empirische Effektstärkenmaße (auf Stichprobenebene)</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- Faktor A ohne MW</li> <li>- Faktor B mit MW</li> <li>- Wechselwirkung A×B</li> <li>- Berechnung aus F-Werten</li> </ul>	$\eta_{p(A)}^2 = \frac{QS_A}{QS_A + QS_{\text{Prüf(A)}}}$ $\eta_{p(B)}^2 = \frac{QS_B}{QS_B + QS_{\text{Prüf(B)}}}$ $\eta_{p(A \times B)}^2 = \frac{QS_{A \times B}}{QS_{A \times B} + QS_{\text{Prüf(A \times B)}}}$ $f_{S(\text{abhängig})}^2 = \frac{F \cdot df_{\text{Effekt}}}{df_{\text{Prüf}}}$ $\eta_p^2 = \frac{f_S^2}{1 + f_S^2}$	
<p>Teststärkeanalyse</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- auf Basis der Konventionen für unabhängige Stichproben</li> </ul>	$\lambda_{df;\alpha} = \frac{p \cdot q}{1 - \bar{r}} \cdot \Phi_{\text{unabhängig}}^2 \cdot n$ <p>mit</p> $\Phi_{\text{unabhängig}}^2 = \frac{\Omega_{\text{unabhängig}}^2}{1 - \Omega_{\text{unabhängig}}^2}$	
<p>Stichprobenumfangsplanung</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- analog zur einfaktoriellen VA mit MW auf einem Faktor</li> <li>- getrennt vorzunehmen für Faktor A, Faktor B und WW</li> </ul>	$N = \frac{\lambda_{df;\alpha;1-\beta}}{\Phi_{\text{unabhängig}}^2} \cdot \frac{(1 - \bar{r})}{p}$ <p>mit</p> $\Phi_{\text{unabhängig}}^2 = \frac{\Omega_{\text{unabhängig}}^2}{1 - \Omega_{\text{unabhängig}}^2}$	

### Nichtparametrische Verfahren: U-Test

<p><b>U-Test</b></p> <p>Prüfung der Korrektheit der Rangzuweisung</p> <p>Rangplatzüberschreitungen von Gruppe 1 gegenüber Gruppe 2</p> <p>Rangplatzunterschreitungen von Gruppe 1 gegenüber Gruppe 2</p> <p>Kontrolle</p>	$T_1 + T_2 = \frac{N \cdot (N + 1)}{2}$ $U = n_1 \cdot n_2 + \frac{n_1 \cdot (n_1 + 1)}{2} - T_1$ $U' = n_1 \cdot n_2 + \frac{n_2 \cdot (n_2 + 1)}{2} - T_2$ $U = n_1 \cdot n_2 - U'$	$N = n_1 + n_2$ $T_1 = \text{Rangplatzsumme Gruppe 1}$ $T_2 = \text{Rangplatzsumme Gruppe 2}$
---	---	---

Bei $n_1$ oder $n_2 > 20$	$z = \frac{U - \mu_U}{\sigma_U}$	$\mu_U$ = erwarteter mittlerer U-Wert $\sigma_U$ = Streuung der U-Werte $n_1$ = Anzahl Vpn in Gruppe 1 $n_2$ = Anzahl Vpn in Gruppe 2
Streuung bei unverbundenen Rängen	$\sigma_U = \sqrt{\frac{n_1 \cdot n_2 \cdot (n_1 + n_2 + 1)}{12}}$	$N$ = $n_1 + n_2$ $t_i$ = Anzahl der Personen, die sich Rangplatz $i$ teilen
korrigierte Streuung bei verbundenen Rängen	$\sigma_{U_{\text{corr}}} = \sqrt{\frac{n_1 \cdot n_2}{N \cdot (N-1)} \cdot \left( \frac{N^3 - N}{12} - \sum_{i=1}^k \frac{t_i^3 - t_i}{12} \right)}$	$k$ = Anzahl der verbundenen Ränge
Stichprobenumfangsplanung Berechnung über t-Test	$N_{(t\text{-Test})} = \frac{\lambda}{\Phi^2}$	

### Nichtparametrische Verfahren: Chi<sup>2</sup>-Test

<b>Eindimensionaler chi<sup>2</sup>-Test</b>	$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(f_{bi} - f_{ei})^2}{f_{ei}}$	$k$ = Anzahl Kategorien $f_{bi}$ = beobachtete Häufigkeit in Kat. $i$ $f_{ei}$ = erwartete Häufigkeit in Kat. $i$ $df$ = $k - 1$				
<b>Zweidimensionaler chi<sup>2</sup>-Test</b> allgemein	$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^l \frac{(f_{bij} - f_{eij})^2}{f_{eij}}$	$k$ = Anzahl Kategorien $i$ $l$ = Anzahl Kategorien $j$ $f_{bij}$ = beobachtete Zelhäufigkeit $f_{eij}$ = erwartete Zelhäufigkeit $df$ = $(k - 1) \cdot (l - 1)$				
erwartete Häufigkeit	$f_{eij} = \frac{\text{Zeilensumme}_i \times \text{Spaltensumme}_j}{N}$					
<b>Vierfelder-chi<sup>2</sup>-Test</b> (zwei dichotome Merkmale)	$\chi^2 = \frac{N \cdot (a \cdot d - b \cdot c)^2}{(a + c) \cdot (b + d) \cdot (a + b) \cdot (c + d)}$	<table border="1" style="margin-left: auto; margin-right: auto;"> <tr> <td style="padding: 5px;">a</td> <td style="padding: 5px;">b</td> </tr> <tr> <td style="padding: 5px;">c</td> <td style="padding: 5px;">d</td> </tr> </table>	a	b	c	d
a	b					
c	d					

<p>Empirische Effektstärkenmaße</p> <p>- Vierfelder Test auch</p>	$\hat{w}^2 = \frac{\chi^2}{N}$ $\hat{w}^2 = \Phi^2 = \frac{\chi^2}{N}$	<p>N = Anzahl Beobachtungen</p> <p><math>\Phi</math> = Phi - Koeffizient (gleichbedeutend mit Korrelation zweier dichotomer Variablen)</p>
<p>Annahme einer Effektstärke a priori</p> <p>- eindimensional</p> <p>- zweidimensional</p>	$w^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(p_{bi} - p_{ei})^2}{p_{ei}}$ $w^2 = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^i \frac{(p_{bij} - p_{eij})^2}{p_{eij}}$	<p>k = Anzahl der Kategorien</p> <p><math>p_{bi}</math> = rel. Häufigkeit unter der <math>H_1</math></p> <p><math>p_{ei}</math> = rel. Häufigkeit unter der <math>H_0</math></p> <p>k = Anzahl der Kategorien i</p> <p>l = Anzahl der Kategorien j</p> <p><math>p_{bij}</math> = rel. Häufigkeit unter der <math>H_1</math></p> <p><math>p_{eij}</math> = rel. Häufigkeit unter der <math>H_0</math></p> <p>Konventionen</p> <p>kleiner Effekt: <math>w^2 = 0,01</math></p> <p>mittlerer Effekt <math>w^2 = 0,09</math></p> <p>großer Effekt: <math>w^2 = 0,25</math></p>
<p>Teststärkebestimmung</p>	$\lambda = w^2 \cdot N$	<p><math>\lambda</math> = Nonzentralitätsparameter</p>
<p>Stichprobenumfangsplanung</p>	$N = \frac{\lambda}{w^2}$	