

### Zusammenfassung: Gauß-Test für den Mittelwert

bei bekannter Varianz

Anwendungs-voraussetzungen	exakt: $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ mit $\mu \in \mathbb{R}$ unbekannt, $\sigma^2$ bekannt approximativ: $E(Y) = \mu \in \mathbb{R}$ unbekannt, $\text{Var}(Y) = \sigma^2$ bekannt $X_1, \dots, X_n$ einfache Stichprobe zu $Y$		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: \mu = \mu_0$ $H_1: \mu \neq \mu_0$	$H_0: \mu \leq \mu_0$ $H_1: \mu > \mu_0$	$H_0: \mu \geq \mu_0$ $H_1: \mu < \mu_0$
Teststatistik	$N = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma} \sqrt{n}$		
Verteilung ( $H_0$ )	$N$ für $\mu = \mu_0$ (näherungsweise) $N(0, 1)$ -verteilt		
Benötigte Größen	$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$		
Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha$	$(-\infty, -N_{1-\frac{\alpha}{2}}) \cup (N_{1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(N_{1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -N_{1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - \Phi( N ))$	$1 - \Phi(N)$	$\Phi(N)$

### Zusammenfassung: t-Test für den Mittelwert

bei unbekannter Varianz

Anwendungs-voraussetzungen	exakt: $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ mit $\mu \in \mathbb{R}$ , $\sigma^2 \in \mathbb{R}_{++}$ unbekannt approximativ: $E(Y) = \mu \in \mathbb{R}$ , $\text{Var}(Y) = \sigma^2 \in \mathbb{R}_{++}$ unbekannt $X_1, \dots, X_n$ einfache Stichprobe zu $Y$		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: \mu = \mu_0$ $H_1: \mu \neq \mu_0$	$H_0: \mu \leq \mu_0$ $H_1: \mu > \mu_0$	$H_0: \mu \geq \mu_0$ $H_1: \mu < \mu_0$
Teststatistik	$t = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S} \sqrt{n}$		
Verteilung ( $H_0$ )	$t$ für $\mu = \mu_0$ (näherungsweise) $t(n-1)$ -verteilt		
Benötigte Größen	$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ $S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \left( \sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 \right)}$		
Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha$	$(-\infty, -t_{n-1; 1-\frac{\alpha}{2}}) \cup (t_{n-1; 1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(t_{n-1; 1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -t_{n-1; 1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - F_{t(n-1)}( t ))$	$1 - F_{t(n-1)}(t)$	$F_{t(n-1)}(t)$

### Zusammenfassung: $\chi^2$ -Test für die Varianz

einer normalverteilten Zufallsvariablen mit unbekanntem Erwartungswert

Anwendungs-voraussetzungen	exakt: $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ , $\mu \in \mathbb{R}$ unbekannt, $\sigma^2 \in \mathbb{R}_{++}$ unbekannt $X_1, \dots, X_n$ einfache Stichprobe zu $Y$		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$	$H_0: \sigma^2 \geq \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$
Teststatistik	$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$		
Verteilung ( $H_0$ )	$\chi^2$ (für $\sigma^2 = \sigma_0^2$ ) $\chi^2(n-1)$ -verteilt		
Benötigte Größen	$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n-1} \left( \sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 \right)$ mit $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$		
Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha$	$[0, \chi_{n-1; \frac{\alpha}{2}}^2) \cup (\chi_{n-1; 1-\frac{\alpha}{2}}^2, \infty)$	$(\chi_{n-1; 1-\alpha}^2, \infty)$	$[0, \chi_{n-1; \alpha}^2)$
p-Wert	$2 \cdot \min \{ F_{\chi^2(n-1)}(\chi^2), 1 - F_{\chi^2(n-1)}(\chi^2) \}$	$1 - F_{\chi^2(n-1)}(\chi^2)$	$F_{\chi^2(n-1)}(\chi^2)$

### Zusammenfassung: Chi-Quadrat-Anpassungstest

zur Anpassung an parametrische Verteilungsfamilie

Anwendungs-voraussetzungen	approx.: $Y$ beliebig verteilt, $X_1, \dots, X_n$ einf. Stichprobe zu $Y$ Familie von Verteilungsfunktionen $F_\theta$ für $\theta \in \Theta$ vorgegeben $k-1$ Klassengrenzen $a_1 < a_2 < \dots < a_{k-1}$ vorgegeben		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: F_Y = F_\theta$ für ein $\theta \in \Theta$ $H_1: F_Y \neq F_\theta$ (für alle $\theta \in \Theta$ )		
Teststatistik	$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - np_i^0)^2}{np_i^0} = n \sum_{i=1}^k \frac{(n_i/n - p_i^0)^2}{p_i^0} = \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k \frac{n_i^2}{p_i^0} \right) - n$		
Verteilung ( $H_0$ )	$\chi^2$ ist unter $H_0$ näherungsweise $\chi^2(k-r-1)$ -verteilt, wenn $\hat{\theta}$ ML-Schätzer des $r$ -dim. Verteilungsparameters $\theta$ auf Basis klassierter Daten ist (Verwendung von $\hat{\theta}$ siehe unten). (Näherung nur vernünftig, falls $np_i^0 \geq 5$ für $i \in \{1, \dots, k\}$ )		
Benötigte Größen	$p_i^0 = F_\theta(a_k) - F_\theta(a_{k-1})$ mit $a_0 := -\infty, a_k := \infty$ , $n_i = \#\{j \in \{1, \dots, n\} \mid x_j \in (a_{i-1}, a_i]\}$ , $i \in \{1, \dots, k\}$		
Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha$	$(\chi_{k-r-1; 1-\alpha}^2, \infty)$		
p-Wert	$1 - F_{\chi^2(k-r-1)}(\chi^2)$		

### Zusammenfassung: (Approx.) Gauß-Test für Anteilswert p

Anwendungs-voraussetzungen	approximativ: $Y \sim B(1, p)$ mit $p \in [0, 1]$ unbekannt $X_1, \dots, X_n$ einfache Stichprobe zu $Y$		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: p = p_0$ $H_1: p \neq p_0$	$H_0: p \leq p_0$ $H_1: p > p_0$	$H_0: p \geq p_0$ $H_1: p < p_0$
Teststatistik	$N = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{p_0 \cdot (1-p_0)}} \sqrt{n}$		
Verteilung ( $H_0$ )	$N$ für $p = p_0$ näherungsweise $N(0, 1)$ -verteilt		
Benötigte Größen	$\hat{p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$		
Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha$	$(-\infty, -N_{1-\frac{\alpha}{2}}) \cup (N_{1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(N_{1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -N_{1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - \Phi( N ))$	$1 - \Phi(N)$	$\Phi(N)$

### Zusammenfassung: $\chi^2$ -Test für die Varianz

einer normalverteilten Zufallsvariablen mit bekanntem Erwartungswert

Anwendungs-voraussetzungen	exakt: $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ , $\mu \in \mathbb{R}$ bekannt, $\sigma^2 \in \mathbb{R}_{++}$ unbekannt $X_1, \dots, X_n$ einfache Stichprobe zu $Y$		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$H_0: \sigma^2 \leq \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$	$H_0: \sigma^2 \geq \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$
Teststatistik	$\chi^2 = \frac{n \cdot S^2}{\sigma_0^2}$		
Verteilung ( $H_0$ )	$\chi^2$ (für $\sigma^2 = \sigma_0^2$ ) $\chi^2(n)$ -verteilt		
Benötigte Größen	$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2$		
Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha$	$[0, \chi_{n; \frac{\alpha}{2}}^2) \cup (\chi_{n; 1-\frac{\alpha}{2}}^2, \infty)$	$(\chi_{n; 1-\alpha}^2, \infty)$	$[0, \chi_{n; \alpha}^2)$
p-Wert	$2 \cdot \min \{ F_{\chi^2(n)}(\chi^2), 1 - F_{\chi^2(n)}(\chi^2) \}$	$1 - F_{\chi^2(n)}(\chi^2)$	$F_{\chi^2(n)}(\chi^2)$

### Zusammenfassung: Chi-Quadrat-Anpassungstest

zur Anpassung an eine vorgegebene Verteilung

Anwendungs-voraussetzungen	approximativ: $Y$ beliebig verteilt $X_1, \dots, X_n$ einfache Stichprobe zu $Y$ $k-1$ Klassengrenzen $a_1 < a_2 < \dots < a_{k-1}$ vorgegeben		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: F_Y = F_0$ $H_1: F_Y \neq F_0$		
Teststatistik	$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - np_i^0)^2}{np_i^0} = n \sum_{i=1}^k \frac{(n_i/n - p_i^0)^2}{p_i^0} = \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k \frac{n_i^2}{p_i^0} \right) - n$		
Verteilung ( $H_0$ )	$\chi^2$ ist näherungsweise $\chi^2(k-1)$ -verteilt, falls $F_Y = F_0$ (Näherung nur vernünftig, falls $np_i^0 \geq 5$ für $i \in \{1, \dots, k\}$ )		
Benötigte Größen	$p_i^0 = F_0(a_i) - F_0(a_{i-1})$ mit $a_0 := -\infty, a_k := \infty$ , $n_i = \#\{j \in \{1, \dots, n\} \mid x_j \in (a_{i-1}, a_i]\}$ , $i \in \{1, \dots, k\}$		
Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha$	$(\chi_{k-1; 1-\alpha}^2, \infty)$		
p-Wert	$1 - F_{\chi^2(k-1)}(\chi^2)$		

### Zusammenfassung: Chi-Quadrat-Unabhängigkeitstest

Anwendungs-voraussetzungen	approximativ: $(Y^A, Y^B)$ beliebig verteilt $(X_1^A, X_1^B), \dots, (X_n^A, X_n^B)$ einfache Stichprobe zu $(Y^A, Y^B)$ Ausprägungen $\{a_1, \dots, a_k\}$ von $Y^A$ , $\{b_1, \dots, b_l\}$ von $Y^B$ oder Klassengrenzen $a_1 < \dots < a_{k-1}$ zu $Y^A$ , $b_1 < \dots < b_{l-1}$ zu $Y^B$		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: Y^A, Y^B$ stochastisch unabhängig $H_1: Y^A, Y^B$ nicht stochastisch unabhängig		
Teststatistik	$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^l \frac{(n_{ij} - \tilde{n}_{ij})^2}{\tilde{n}_{ij}} = \left( \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^l \frac{n_{ij}^2}{\tilde{n}_{ij}} \right) - n$		
Verteilung ( $H_0$ )	$\chi^2$ ist näherungsweise $\chi^2((k-1) \cdot (l-1))$ -verteilt, falls $H_0$ gilt (Näherung nur vernünftig, falls $\tilde{n}_{ij} \geq 5$ für alle $i, j$ )		
Benötigte Größen	$n_{ij} = \#\{m \in \{1, \dots, n\} \mid (x_m^A, y_m^B) \in A_i \times B_j\}$ für alle $i, j$ mit $A_i = \{a_i\}$ , $B_j = \{b_j\}$ bzw. Klassen $A_i, B_j$ nach vorg. Grenzen, $\tilde{n}_{ij} = \frac{n_i \cdot n_j}{n}$ mit $n_i = \sum_{j=1}^l n_{ij}$ , $n_j = \sum_{i=1}^k n_{ij}$ .		
Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha$	$(\chi_{(k-1) \cdot (l-1); 1-\alpha}^2, \infty)$		
p-Wert	$1 - F_{\chi^2((k-1) \cdot (l-1))}(\chi^2)$		

### Zusammenfassung: t-Differenzentest

Anwendungs-voraussetzungen	exakt: $(Y^A, Y^B)$ gemeinsam (zweidimensional) normalverteilt, $E(Y^A) = \mu_A, E(Y^B) = \mu_B$ sowie Varianzen/Kovarianz unbekannt approx.: $E(Y^A) = \mu_A, E(Y^B) = \mu_B, \text{Var}(Y^A), \text{Var}(Y^B)$ unbek. $(X_1^A, X_1^B), \dots, (X_n^A, X_n^B)$ einfache Stichprobe zu $(Y^A, Y^B)$		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: \mu_A = \mu_B$ $H_1: \mu_A \neq \mu_B$	$H_0: \mu_A \leq \mu_B$ $H_1: \mu_A > \mu_B$	$H_0: \mu_A \geq \mu_B$ $H_1: \mu_A < \mu_B$
Teststatistik	$t = \frac{\bar{X}}{S} \sqrt{n}$		
Verteilung ( $H_0$ )	t für $\mu_A = \mu_B$ (näherungsweise) $t(n-1)$ -verteilt		
Benötigte Größen	$X_i = X_i^A - X_i^B$ für $i \in \{1, \dots, n\}, \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ $S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \left( \sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2 \right)}$		
Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha$	$(-\infty, -t_{n-1; 1-\frac{\alpha}{2}})$ $\cup (t_{n-1; 1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(t_{n-1; 1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -t_{n-1; 1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - F_{t(n-1)}( t ))$	$1 - F_{t(n-1)}(t)$	$F_{t(n-1)}(t)$

### Zusammenfassung: 2-Stichproben-t-Test

bei unbekanntem, aber übereinstimmenden Varianzen

Anwendungs-voraussetzungen	exakt: $Y^A \sim N(\mu_A, \sigma_A^2), Y^B \sim N(\mu_B, \sigma_B^2), \mu_A, \mu_B, \sigma_A^2 = \sigma_B^2$ unbek. approx.: $E(Y^A) = \mu_A, E(Y^B) = \mu_B, \text{Var}(Y^A) = \text{Var}(Y^B)$ unbekannt $X_1^A, \dots, X_{n_A}^A$ einfache Stichprobe zu $Y^A$ , unabhängig von einfacher Stichprobe $X_1^B, \dots, X_{n_B}^B$ zu $Y^B$ .		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: \mu_A = \mu_B$ $H_1: \mu_A \neq \mu_B$	$H_0: \mu_A \leq \mu_B$ $H_1: \mu_A > \mu_B$	$H_0: \mu_A \geq \mu_B$ $H_1: \mu_A < \mu_B$
Teststatistik	$t = \frac{\bar{X}^A - \bar{X}^B}{S} \sqrt{\frac{n_A \cdot n_B}{n_A + n_B}}$		
Verteilung ( $H_0$ )	t für $\mu_A = \mu_B$ (näherungsweise) $t(n_A + n_B - 2)$ -verteilt		
Benötigte Größen	$\bar{X}^A = \frac{1}{n_A} \sum_{i=1}^{n_A} X_i^A, \bar{X}^B = \frac{1}{n_B} \sum_{i=1}^{n_B} X_i^B,$ $S = \sqrt{\frac{(n_A-1)S_{Y^A}^2 + (n_B-1)S_{Y^B}^2}{n_A+n_B-2}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n_A} (X_i^A - \bar{X}^A)^2 + \sum_{i=1}^{n_B} (X_i^B - \bar{X}^B)^2}{n_A+n_B-2}}$		
Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha$	$(-\infty, -t_{n_A+n_B-2; 1-\frac{\alpha}{2}})$ $\cup (t_{n_A+n_B-2; 1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(t_{n_A+n_B-2; 1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -t_{n_A+n_B-2; 1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - F_{t(n_A+n_B-2)}( t ))$	$1 - F_{t(n_A+n_B-2)}(t)$	$F_{t(n_A+n_B-2)}(t)$

### Zusammenfassung: F-Test zum Vergleich der Varianzen

zweier normalverteilter Zufallsvariablen

Anwendungs-voraussetzungen	exakt: $Y^A \sim N(\mu_A, \sigma_A^2), Y^B \sim N(\mu_B, \sigma_B^2), \mu_A, \mu_B, \sigma_A^2, \sigma_B^2$ unbek. $X_1^A, \dots, X_{n_A}^A$ einfache Stichprobe zu $Y^A$ , unabhängig von einfacher Stichprobe $X_1^B, \dots, X_{n_B}^B$ zu $Y^B$ .		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: \sigma_A^2 = \sigma_B^2$ $H_1: \sigma_A^2 \neq \sigma_B^2$	$H_0: \sigma_A^2 \leq \sigma_B^2$ $H_1: \sigma_A^2 > \sigma_B^2$	$H_0: \sigma_A^2 \geq \sigma_B^2$ $H_1: \sigma_A^2 < \sigma_B^2$
Teststatistik	$F = \frac{S_{Y^A}^2}{S_{Y^B}^2}$		
Verteilung ( $H_0$ )	F unter $H_0$ für $\sigma_A^2 = \sigma_B^2$ $F(n_A - 1, n_B - 1)$ -verteilt		
Benötigte Größen	$\bar{X}^A = \frac{1}{n_A} \sum_{i=1}^{n_A} X_i^A, \bar{X}^B = \frac{1}{n_B} \sum_{i=1}^{n_B} X_i^B,$ $S_{Y^A}^2 = \frac{1}{n_A-1} \sum_{i=1}^{n_A} (X_i^A - \bar{X}^A)^2 = \frac{1}{n_A-1} \left( \sum_{i=1}^{n_A} (X_i^A)^2 - n_A \bar{X}^A{}^2 \right)$ $S_{Y^B}^2 = \frac{1}{n_B-1} \sum_{i=1}^{n_B} (X_i^B - \bar{X}^B)^2 = \frac{1}{n_B-1} \left( \sum_{i=1}^{n_B} (X_i^B)^2 - n_B \bar{X}^B{}^2 \right)$		
Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha$	$[0, F_{n_A-1, n_B-1; 1-\frac{\alpha}{2}})$ $\cup (F_{n_A-1, n_B-1; 1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(F_{n_A-1, n_B-1; 1-\alpha}, \infty)$	$[0, F_{n_A-1, n_B-1; \alpha})$
p-Wert	$2 \cdot \min \{ F_{F(n_A-1, n_B-1)}(F), 1 - F_{F(n_A-1, n_B-1)}(F) \}$	$1 - F_{F(n_A-1, n_B-1)}(F)$	$F_{F(n_A-1, n_B-1)}(F)$

### Zusammenfassung: t-Test für den Parameter $\beta_1$

im einfachen linearen Regressionsmodell mit Normalverteilungsannahme

Anwendungs-voraussetzungen	exakt: $y_i = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_i + u_i$ mit $u_i \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2)$ für $i \in \{1, \dots, n\}, \sigma^2$ unbekannt, $x_1, \dots, x_n$ deterministisch und bekannt, Realisation $y_1, \dots, y_n$ beobachtet		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: \beta_1 = \beta_1^0$ $H_1: \beta_1 \neq \beta_1^0$	$H_0: \beta_1 \leq \beta_1^0$ $H_1: \beta_1 > \beta_1^0$	$H_0: \beta_1 \geq \beta_1^0$ $H_1: \beta_1 < \beta_1^0$
Teststatistik	$t = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1^0}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}}$		
Verteilung ( $H_0$ )	t für $\beta_1 = \beta_1^0$ $t(n-2)$ -verteilt		
Benötigte Größen	$\hat{\beta}_2 = \frac{S_{X,Y}}{S_X^2}, \hat{\beta}_1 = \bar{y} - \hat{\beta}_2 \cdot \bar{x}, \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1} = \sqrt{\frac{(S_Y^2 - \hat{\beta}_2 \cdot S_{X,Y}) \cdot \bar{x}^2}{(n-2) \cdot S_X^2}}$		
Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha$	$(-\infty, -t_{n-2; 1-\frac{\alpha}{2}})$ $\cup (t_{n-2; 1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(t_{n-2; 1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -t_{n-2; 1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - F_{t(n-2)}( t ))$	$1 - F_{t(n-2)}(t)$	$F_{t(n-2)}(t)$

### Zusammenfassung: 2-Stichproben-Gauß-Test

bei bekannten Varianzen

Anwendungs-voraussetzungen	exakt: $Y^A \sim N(\mu_A, \sigma_A^2), Y^B \sim N(\mu_B, \sigma_B^2), \sigma_A^2, \sigma_B^2$ bekannt $X_1^A, \dots, X_{n_A}^A$ einfache Stichprobe zu $Y^A$ , unabhängig von einfacher Stichprobe $X_1^B, \dots, X_{n_B}^B$ zu $Y^B$ .		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: \mu_A = \mu_B$ $H_1: \mu_A \neq \mu_B$	$H_0: \mu_A \leq \mu_B$ $H_1: \mu_A > \mu_B$	$H_0: \mu_A \geq \mu_B$ $H_1: \mu_A < \mu_B$
Teststatistik	$N = \frac{\bar{X}^A - \bar{X}^B}{\sqrt{\frac{\sigma_A^2}{n_A} + \frac{\sigma_B^2}{n_B}}}$		
Verteilung ( $H_0$ )	N für $\mu_A = \mu_B$ $N(0, 1)$ -verteilt		
Benötigte Größen	$\bar{X}^A = \frac{1}{n_A} \sum_{i=1}^{n_A} X_i^A, \bar{X}^B = \frac{1}{n_B} \sum_{i=1}^{n_B} X_i^B$		
Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha$	$(-\infty, -N_{1-\frac{\alpha}{2}})$ $\cup (N_{1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(N_{1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -N_{1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - \Phi( N ))$	$1 - \Phi(N)$	$\Phi(N)$

### Zusammenfassung: 2-Stichproben-t-Test für Anteilswerte

Anwendungs-voraussetzungen	approx.: $Y^A \sim B(1, p_A), Y^B \sim B(1, p_B), p_A, p_B$ unbekannt $X_1^A, \dots, X_{n_A}^A$ einfache Stichprobe zu $Y^A$ , unabhängig von einfacher Stichprobe $X_1^B, \dots, X_{n_B}^B$ zu $Y^B$ .		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: p_A = p_B$ $H_1: p_A \neq p_B$	$H_0: p_A \leq p_B$ $H_1: p_A > p_B$	$H_0: p_A \geq p_B$ $H_1: p_A < p_B$
Teststatistik	$t = \frac{\hat{p}_A - \hat{p}_B}{S} \sqrt{\frac{n_A \cdot n_B}{n_A + n_B}}$		
Verteilung ( $H_0$ )	t für $p_A = p_B$ näherungsweise $t(n_A + n_B - 2)$ -verteilt (Näherung ok, falls $5 \leq n_A \hat{p}_A \leq n_A - 5$ und $5 \leq n_B \hat{p}_B \leq n_B - 5$ )		
Benötigte Größen	$\hat{p}_A = \frac{1}{n_A} \sum_{i=1}^{n_A} X_i^A, \hat{p}_B = \frac{1}{n_B} \sum_{i=1}^{n_B} X_i^B,$ $S = \sqrt{\frac{n_A \cdot \hat{p}_A (1 - \hat{p}_A) + n_B \cdot \hat{p}_B (1 - \hat{p}_B)}{n_A + n_B - 2}}$		
Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha$	$(-\infty, -t_{n_A+n_B-2; 1-\frac{\alpha}{2}})$ $\cup (t_{n_A+n_B-2; 1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(t_{n_A+n_B-2; 1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -t_{n_A+n_B-2; 1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - F_{t(n_A+n_B-2)}( t ))$	$1 - F_{t(n_A+n_B-2)}(t)$	$F_{t(n_A+n_B-2)}(t)$

### Zusammenfassung: Einfache Varianzanalyse

Anwendungs-voraussetzungen	exakt: $Y_j \sim N(\mu_j, \sigma^2)$ für $j \in \{1, \dots, k\}$ approximativ: $Y_j$ beliebig verteilt mit $E(Y_j) = \mu_j, \text{Var}(Y_j) = \sigma^2$ k unabhängige einfache Stichproben $X_{j,1}, \dots, X_{j,n_j}$ vom Umfang $n_j$ zu $Y_j$ für $j \in \{1, \dots, k\}, n = \sum_{j=1}^k n_j$		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: \mu_1 = \mu_j$ für alle $j \in \{2, \dots, k\}$ $H_1: \mu_1 \neq \mu_j$ für (mindestens) ein $j \in \{2, \dots, k\}$		
Teststatistik	$F = \frac{SB/(k-1)}{SW/(n-k)}$		
Verteilung ( $H_0$ )	F ist (approx.) $F(k-1, n-k)$ -verteilt, falls $\mu_1 = \dots = \mu_k$		
Benötigte Größen	$\bar{x}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} x_{j,i}$ für $j \in \{1, \dots, k\}, \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^k n_j \cdot \bar{x}_j,$ $SB = \sum_{j=1}^k n_j \cdot (\bar{x}_j - \bar{x})^2, SW = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (x_{j,i} - \bar{x}_j)^2$		
Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha$	$(F_{k-1, n-k; 1-\alpha}, \infty)$		
p-Wert	$1 - F_{F(k-1, n-k)}(F)$		

### Zusammenfassung: t-Test für den Parameter $\beta_2$

im einfachen linearen Regressionsmodell mit Normalverteilungsannahme

Anwendungs-voraussetzungen	exakt: $y_i = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_i + u_i$ mit $u_i \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2)$ für $i \in \{1, \dots, n\}, \sigma^2$ unbekannt, $x_1, \dots, x_n$ deterministisch und bekannt, Realisation $y_1, \dots, y_n$ beobachtet		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: \beta_2 = \beta_2^0$ $H_1: \beta_2 \neq \beta_2^0$	$H_0: \beta_2 \leq \beta_2^0$ $H_1: \beta_2 > \beta_2^0$	$H_0: \beta_2 \geq \beta_2^0$ $H_1: \beta_2 < \beta_2^0$
Teststatistik	$t = \frac{\hat{\beta}_2 - \beta_2^0}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_2}}$		
Verteilung ( $H_0$ )	t für $\beta_2 = \beta_2^0$ $t(n-2)$ -verteilt		
Benötigte Größen	$\hat{\beta}_2 = \frac{S_{X,Y}}{S_X^2}, \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_2} = \sqrt{\frac{S_Y^2 - \hat{\beta}_2 \cdot S_{X,Y}}{(n-2) \cdot S_X^2}}$		
Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha$	$(-\infty, -t_{n-2; 1-\frac{\alpha}{2}})$ $\cup (t_{n-2; 1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(t_{n-2; 1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -t_{n-2; 1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - F_{t(n-2)}( t ))$	$1 - F_{t(n-2)}(t)$	$F_{t(n-2)}(t)$