Zusammenfassung: Gauß-Test für den Mittelwert

bei bekannter Varianz

Anwendungsvoraussetzungen	exakt: $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ mit $\mu \in \mathbb{R}$ unbekannt, σ^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 Verteilung (H_0)	$N = \frac{\overline{X} - \mu_0}{\sigma}\sqrt{n}$ N für $\mu = \mu_0$ (näherungsweise) $N(0,1)$-verteilt		
Benötigte Größen	$\overline{X} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i$		
Kritischer Bereich zum Niveau α	$(-\infty, -N_{1-\frac{\alpha}{2}}) \cup (N_{1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(N_{1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -N_{1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - \Phi(\lvert N \rvert))$	$1 - \Phi(N)$	$\Phi(N)$

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

Anwendungsvoraussetzungen	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 Verteilung (H_0)	$N = \frac{\widehat{p} - p_0}{\sqrt{p_0 \cdot (1 - p_0)}}\sqrt{n}$ N für $p = p_0$ näherungsweise $N(0,1)$-verteilt		
Benötigte Größen	$\widehat{p} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i$		
Kritischer Bereich zum Niveau α	$(-\infty, -N_{1-\frac{\alpha}{2}}) \cup (N_{1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(N_{1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -N_{1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - \Phi(\lvert N \rvert))$	$1 - \Phi(N)$	$\Phi(N)$

Zusammenfassung: t-Test für den Mittelwert

bei unbekannter Varianz

Anwendungsvoraussetzungen	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 Verteilung (H_0)	$t = \frac{\overline{X} - \mu_0}{S}\sqrt{n}$ t für $\mu = \mu_0$ (näherungsweise) $t(n-1)$-verteilt		
Benötigte Größen	$\overline{X} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i$ $S = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1}\left(\sum_{i=1}^{n} X_i^2 - n\overline{X}^2\right)}$		
Kritischer Bereich zum Niveau α	$(-\infty, -t_{n-1;1-\frac{\alpha}{2}}) \cup (t_{n-1;1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(t_{n-1;1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -t_{n-1;1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - F_{t(n-1)}(\lvert t \rvert))$	$1 - F_{t(n-1)}(t)$	$F_{t(n-1)}(t)$

Zusammenfassung: χ^2-Test für die Varianz

einer normalverteilten Zufallsvariablen mit **bekanntem** Erwartungswert

Anwendungsvoraussetzungen	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 Verteilung (H_0)	$\chi^2 = \frac{n \cdot \widetilde{S}^2}{\sigma_0^2}$ χ^2 (für $\sigma^2 = \sigma_0^2$) $\chi^2(n)$-verteilt		
Benötigte Größen	$\widetilde{S}^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(X_i - \mu)^2$		
Kritischer Bereich zum Niveau α	$[0, \chi^2_{n;\frac{\alpha}{2}}) \cup (\chi^2_{n;1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(\chi^2_{n;1-\alpha}, \infty)$	$[0, \chi^2_{n;\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot \min\left\{F_{\chi^2(n)}(\chi^2), 1 - F_{\chi^2(n)}(\chi^2)\right\}$	$1 - F_{\chi^2(n)}(\chi^2)$	$F_{\chi^2(n)}(\chi^2)$

Zusammenfassung: χ^2-Test für die Varianz

einer normalverteilten Zufallsvariablen mit **unbekanntem** Erwartungswert

Anwendungsvoraussetzungen	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 Verteilung (H_0)	$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$ χ^2 (für $\sigma^2 = \sigma_0^2$) $\chi^2(n-1)$-verteilt		
Benötigte Größen	$S^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2 = \frac{1}{n-1}\left(\sum_{i=1}^{n} X_i^2 - n\overline{X}^2\right)$ mit $\overline{X} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i$		
Kritischer Bereich zum Niveau α	$[0, \chi^2_{n-1;\frac{\alpha}{2}}) \cup (\chi^2_{n-1;1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(\chi^2_{n-1;1-\alpha}, \infty)$	$[0, \chi^2_{n-1;\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot \min\left\{F_{\chi^2(n-1)}(\chi^2), 1 - F_{\chi^2(n-1)}(\chi^2)\right\}$	$1 - F_{\chi^2(n-1)}(\chi^2)$	$F_{\chi^2(n-1)}(\chi^2)$

Zusammenfassung: Chi-Quadrat-Anpassungstest

zur Anpassung an **eine** vorgegebene Verteilung

Anwendungsvoraussetzungen	approximativ: Y beliebig verteilt $X_1, \dots, X_n$ einfache Stichprobe zu Y $k-1$ Klassengrenzen $a_1 < a_2 < \ldots < a_{k-1}$ vorgegeben
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0 : F_Y = F_0$ $H_1 : F_Y \neq F_0$
Teststatistik Verteilung (H_0)	$\chi^2 = \sum_{i=1}^{k}\frac{(n_i - np_i^0)^2}{np_i^0} = n\sum_{i=1}^{k}\frac{\left(\frac{n_i}{n} - p_i^0\right)^2}{p_i^0} = \left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{k}\frac{n_i^2}{p_i^0}\right) - n$ χ^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 α	$(\chi^2_{k-1;1-\alpha}, \infty)$
p-Wert	$1 - F_{\chi^2(k-1)}(\chi^2)$

Zusammenfassung: Chi-Quadrat-Anpassungstest

zur Anpassung an parametrische Verteilungs**familie**

Anwendungsvoraussetzungen	approx.: Y beliebig verteilt, $X_1, \dots, X_n$ einf. Stichprobe zu Y Familie von Verteilungsfunktionen F_θ für $\theta \in \Theta$ vorgegeben $k-1$ Klassengrenzen $a_1 < a_2 < \ldots < a_{k-1}$ 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 Verteilung (H_0)	$\chi^2 = \sum_{i=1}^{k}\frac{(n_i - np_i^0)^2}{np_i^0} = n\sum_{i=1}^{k}\frac{\left(\frac{n_i}{n} - p_i^0\right)^2}{p_i^0} = \left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{k}\frac{n_i^2}{p_i^0}\right) - n$ χ^2 ist unter H_0 näherungsweise $\chi^2(k-r-1)$-verteilt, wenn $\widehat{\theta}$ ML-Schätzer des r-dim. Verteilungsparameters θ auf Basis klassierter Daten ist (Verwendung von $\widehat{\theta}$ siehe unten). (Näherung nur vernünftig, falls $np_i^0 \geq 5$ für $i \in \{1, \dots, k\}$)
Benötigte Größen	$p_i^0 = F_{\widehat{\theta}}(a_k) - F_{\widehat{\theta}}(a_{k-1})$ 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 α	$(\chi^2_{k-r-1;1-\alpha}, \infty)$
p-Wert	$1 - F_{\chi^2(k-r-1)}(\chi^2)$

Zusammenfassung: Chi-Quadrat-Unabhängigkeitstest

Anwendungsvoraussetzungen	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 $a_1 < \ldots < a_{k-1}$ zu Y^A, $b_1 < \ldots < b_{l-1}$ zu Y^B
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0 : Y^A, Y^B$ stochastisch unabhängig $H_1 : Y^A, Y^B$ nicht stochastisch unabhängig
Teststatistik Verteilung (H_0)	$\chi^2 = \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{l}\frac{(n_{ij} - \widetilde{n}_{ij})^2}{\widetilde{n}_{ij}} = \left(\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{l}\frac{n_{ij}^2}{\widetilde{n}_{ij}}\right) - n$ χ^2 ist näherungsweise $\chi^2((k-1)\cdot(l-1))$-verteilt, falls H_0 gilt (Näherung nur vernünftig, falls $\widetilde{n}_{ij} \geq 5$ für alle i, j)
Benötigte Größen	$n_{ij} = \#\{m \in \{1, \dots, n\} \mid (x_m, y_m) \in A_i \times B_j\}$ für alle i, j mit $A_i = \{a_i\}$, $B_j = \{b_j\}$ bzw. Klassen A_i, B_j nach vorg. Grenzen, $\widetilde{n}_{ij} = \frac{n_{i\cdot} \cdot n_{\cdot j}}{n}$ mit $n_{i\cdot} = \sum_{j=1}^{l} n_{ij}$, $n_{\cdot j} = \sum_{i=1}^{k} n_{ij}$,
Kritischer Bereich zum Niveau α	$(\chi^2_{(k-1)\cdot(l-1);1-\alpha}, \infty)$
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, $\text{E}(Y^A) = \mu_A, \text{E}(Y^B) = \mu_B$ sowie Varianzen/Kovarianz unbekannt approx.: $\text{E}(Y^A) = \mu_A, \text{E}(Y^B) = \mu_B, \text{Var}(Y^A), \text{Var}(Y^B)$ unbek. $(X_1^A, X_1^B), \ldots, (X_n^A, X_n^B)$ 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 Verteilung (H_0)	$t = \frac{\overline{X}}{S}\sqrt{n}$ t für $\mu_A = \mu_B$ (näherungsweise) $t(n-1)$-verteilt		
Benötigte Größen	$X_i = X_i^A - X_i^B$ für $i \in \{1, \ldots, n\}$, $\quad \overline{X} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i$ $S = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(X_i - \overline{X})^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1}\left(\sum_{i=1}^{n} X_i^2 - n\overline{X}^2\right)}$		
Kritischer Bereich zum Niveau α	$(-\infty, -t_{n-1;1-\frac{\alpha}{2}})$ $\cup(t_{n-1;1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(t_{n-1;1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -t_{n-1;1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - F_{t(n-1)}(\lvert t\rvert))$	$1 - F_{t(n-1)}(t)$	$F_{t(n-1)}(t)$

Zusammenfassung: 2-Stichproben-Gauß-Test

bei bekannten Varianzen

Anwendungs- voraussetzungen	exakt: $Y^A \sim N(\mu_A, \sigma_A^2)$, $Y^B \sim N(\mu_B, \sigma_B^2)$, σ_A^2, σ_B^2 bekannt $X_1^A, \ldots, X_{n_A}^A$ einfache Stichprobe zu Y^A, unabhängig von einfacher Stichprobe $X_1^B, \ldots, X_{n_B}^B$ 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 Verteilung (H_0)	$N = \frac{\overline{X^A} - \overline{X^B}}{\sqrt{\frac{\sigma_A^2}{n_A} + \frac{\sigma_B^2}{n_B}}}$ N für $\mu_A = \mu_B$ $N(0,1)$-verteilt		
Benötigte Größen	$\overline{X^A} = \frac{1}{n_A}\sum_{i=1}^{n_A} X_i^A, \quad \overline{X^B} = \frac{1}{n_B}\sum_{i=1}^{n_B} X_i^B$		
Kritischer Bereich zum Niveau α	$(-\infty, -N_{1-\frac{\alpha}{2}})$ $\cup(N_{1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(N_{1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -N_{1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - \Phi(\lvert N\rvert))$	$1 - \Phi(N)$	$\Phi(N)$

Zusammenfassung: 2-Stichproben-t-Test

bei unbekannten, 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.: $\text{E}(Y^A) = \mu_A, \text{E}(Y^B) = \mu_B, \text{Var}(Y^A) = \text{Var}(Y^B)$ unbekannt $X_1^A, \ldots, X_{n_A}^A$ einfache Stichprobe zu Y^A, unabhängig von einfacher Stichprobe $X_1^B, \ldots, X_{n_B}^B$ 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 Verteilung (H_0)	$t = \frac{\overline{X^A} - \overline{X^B}}{\sqrt{\frac{S^2}{n_A} + \frac{S^2}{n_B}}} = \frac{\overline{X^A} - \overline{X^B}}{S}\sqrt{\frac{n_A \cdot n_B}{n_A + n_B}}$ t für $\mu_A = \mu_B$ (näherungsweise) $t(n_A + n_B - 2)$-verteilt		
Benötigte Größen	$\overline{X^A} = \frac{1}{n_A}\sum_{i=1}^{n_A} X_i^A, \quad \overline{X^B} = \frac{1}{n_B}\sum_{i=1}^{n_B} X_i^B,$ $S = \sqrt{\frac{(n_A-1)S_{Y^A}^2 + (n_B-1)S_{Y^B}^2}{n_A+n_B-2}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n_A}(X_i^A - \overline{X^A})^2 + \sum_{i=1}^{n_B}(X_i^B - \overline{X^B})^2}{n_A+n_B-2}}$		
Kritischer Bereich zum Niveau α	$(-\infty, -t_{n_A+n_B-2;1-\frac{\alpha}{2}})$ $\cup(t_{n_A+n_B-2;1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(t_{n_A+n_B-2;1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -t_{n_A+n_B-2;1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - F_{t(n_A+n_B-2)}(\lvert t\rvert))$	$1 - F_{t(n_A+n_B-2)}(t)$	$F_{t(n_A+n_B-2)}(t)$

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 $X_1^A, \ldots, X_{n_A}^A$ einfache Stichprobe zu Y^A, unabhängig von einfacher Stichprobe $X_1^B, \ldots, X_{n_B}^B$ 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 Verteilung (H_0)	$t = \frac{\widehat{p}_A - \widehat{p}_B}{\sqrt{\frac{S^2}{n_A} + \frac{S^2}{n_B}}} = \frac{\widehat{p}_A - \widehat{p}_B}{S}\sqrt{\frac{n_A \cdot n_B}{n_A + n_B}}$ t für $p_A = p_B$ näherungsweise $t(n_A + n_B - 2)$-verteilt (Näherung ok, falls $5 \leq n_A\widehat{p}_A \leq n_A - 5$ und $5 \leq n_B\widehat{p}_B \leq n_B - 5$)		
Benötigte Größen	$\widehat{p}_A = \frac{1}{n_A}\sum_{i=1}^{n_A} X_i^A, \quad \widehat{p}_B = \frac{1}{n_B}\sum_{i=1}^{n_B} X_i^B,$ $S = \sqrt{\frac{n_A \cdot \widehat{p}_A \cdot (1-\widehat{p}_A) + n_B \cdot \widehat{p}_B \cdot (1-\widehat{p}_B)}{n_A+n_B-2}}$		
Kritischer Bereich zum Niveau α	$(-\infty, -t_{n_A+n_B-2;1-\frac{\alpha}{2}})$ $\cup(t_{n_A+n_B-2;1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(t_{n_A+n_B-2;1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -t_{n_A+n_B-2;1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - F_{t(n_A+n_B-2)}(\lvert t\rvert))$	$1 - F_{t(n_A+n_B-2)}(t)$	$F_{t(n_A+n_B-2)}(t)$

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. $X_1^A, \ldots, X_{n_A}^A$ einfache Stichprobe zu Y^A, unabhängig von einfacher Stichprobe $X_1^B, \ldots, X_{n_B}^B$ 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 Verteilung (H_0)	$F = \frac{S_{Y^A}^2}{S_{Y^B}^2}$ F unter H_0 für $\sigma_A^2 = \sigma_B^2$ $F(n_A - 1, n_B - 1)$-verteilt		
Benötigte Größen	$\overline{X^A} = \frac{1}{n_A}\sum_{i=1}^{n_A} X_i^A, \quad \overline{X^B} = \frac{1}{n_B}\sum_{i=1}^{n_B} X_i^B,$ $S_{Y^A}^2 = \frac{1}{n_A-1}\sum_{i=1}^{n_A}(X_i^A - \overline{X^A})^2 = \frac{1}{n_A-1}\left(\left(\sum_{i=1}^{n_A}(X_i^A)^2\right) - n_A\overline{X^A}^2\right)$ $S_{Y^B}^2 = \frac{1}{n_B-1}\sum_{i=1}^{n_B}(X_i^B - \overline{X^B})^2 = \frac{1}{n_B-1}\left(\left(\sum_{i=1}^{n_B}(X_i^B)^2\right) - n_B\overline{X^B}^2\right)$		
Kritischer Bereich zum Niveau α	$[0, F_{n_A-1,n_B-1;\frac{\alpha}{2}})$ $\cup(F_{n_A-1,n_B-1;1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(F_{n_A-1,n_B-1;1-\alpha}, \infty)$	$[0, F_{n_A-1,n_B-1;\alpha})$
p-Wert	$2\cdot\min\left\{F_{F(n_A-1,n_B-1)}(F),\right.$ $\left.1 - F_{F(n_A-1,n_B-1)}(F)\right\}$	$1 - F_{F(n_A-1,n_B-1)}(F)$	$F_{F(n_A-1,n_B-1)}(F)$

Zusammenfassung: Einfache Varianzanalyse

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

Zusammenfassung: t-Test für den Parameter β_1

im einfachen linearen Regressionsmodell mit Normalverteilungsannahme

Anwendungs- voraussetzungen	exakt: $y_i = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_i + u_i$ mit $u_i \stackrel{\text{iid}}{\sim} N(0, \sigma^2)$ für $i \in \{1, \ldots, n\}$, σ^2 unbekannt, $x_1, \ldots, x_n$ deterministisch und bekannt, Realisation $y_1, \ldots, y_n$ 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 Verteilung (H_0)	$t = \frac{\widehat{\beta}_1 - \beta_1^0}{\widehat{\sigma}_{\widehat{\beta}_1}}$ t für $\beta_1 = \beta_1^0$ $t(n-2)$-verteilt		
Benötigte Größen	$\widehat{\beta}_2 = \frac{s_{X,Y}}{s_X^2}, \widehat{\beta}_1 = \overline{y} - \widehat{\beta}_2 \cdot \overline{x}, \widehat{\sigma}_{\widehat{\beta}_1} = \sqrt{\frac{(s_Y^2 - \widehat{\beta}_2 \cdot s_{X,Y}) \cdot \overline{x^2}}{(n-2) \cdot s_X^2}}$		
Kritischer Bereich zum Niveau α	$(-\infty, -t_{n-2;1-\frac{\alpha}{2}})$ $\cup(t_{n-2;1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(t_{n-2;1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -t_{n-2;1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - F_{t(n-2)}(\lvert t\rvert))$	$1 - F_{t(n-2)}(t)$	$F_{t(n-2)}(t)$

Zusammenfassung: t-Test für den Parameter β_2

im einfachen linearen Regressionsmodell mit Normalverteilungsannahme

Anwendungs- voraussetzungen	exakt: $y_i = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_i + u_i$ mit $u_i \stackrel{\text{iid}}{\sim} N(0, \sigma^2)$ für $i \in \{1, \ldots, n\}$, σ^2 unbekannt, $x_1, \ldots, x_n$ deterministisch und bekannt, Realisation $y_1, \ldots, y_n$ 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 Verteilung (H_0)	$t = \frac{\widehat{\beta}_2 - \beta_2^0}{\widehat{\sigma}_{\widehat{\beta}_2}}$ t für $\beta_2 = \beta_2^0$ $t(n-2)$-verteilt		
Benötigte Größen	$\widehat{\beta}_2 = \frac{s_{X,Y}}{s_X^2}, \widehat{\sigma}_{\widehat{\beta}_2} = \sqrt{\frac{s_Y^2 - \widehat{\beta}_2 \cdot s_{X,Y}}{(n-2) \cdot s_X^2}}$		
Kritischer Bereich zum Niveau α	$(-\infty, -t_{n-2;1-\frac{\alpha}{2}})$ $\cup(t_{n-2;1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(t_{n-2;1-\alpha}, \infty)$	$(-\infty, -t_{n-2;1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - F_{t(n-2)}(\lvert t\rvert))$	$1 - F_{t(n-2)}(t)$	$F_{t(n-2)}(t)$