Gast-Test für den Mittelwert 7.1 7 Tests für Mittelwert 7.1 7 Tests für Mittelwert und Varianz

Zusammenfassung: Gauß-Test für den Mittelwert

Anwendungs- voraussetzungen	exakt: $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ mit $\mu \in \mathbb{R}$ unbekannt, σ^2 bekannt approximativ: $E(Y) = \mu \in \mathbb{R}$ unbekannt, $Var(Y) = \sigma^2$ bekannt X_1, \dots, X_n einfache Stichprobe zu Y		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0 : \mu = \mu_0$ $H_1 : \mu \neq \mu_0$	$H_0: \mu \le \mu_0$ $H_1: \mu > \mu_0$	$H_0: \mu \ge \mu_0$ $H_1: \mu < \mu_0$
Teststatistik	$N = \frac{\overline{X} - \mu_0}{\sigma} \sqrt{n}$		
Verteilung (H ₀)	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	$2 \cdot (1 - \Phi(N))$	1 - Φ(N)	Φ(<i>N</i>)

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

Anwendungs- voraussetzungen	approximativ: $Y \sim B(1,p)$ mit $p \in [0,1]$ unbekannt X_1, \ldots, X_n einfache Stichprobe zu Y		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: p = p_0$ $H_1: p \neq p_0$	$H_0: p \le p_0$ $H_1: p > p_0$	$H_0: p \ge p_0$ $H_1: p < p_0$
Teststatistik	$N = \frac{\widehat{p} - p_0}{\sqrt{p_0 \cdot (1 - p_0)}} \sqrt{n}$		
Verteilung (H ₀)	N für $p = p_0$ näherungsweise $N(0,1)$ -verteilt		
Benötigte Größen	$\widehat{p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$		
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	$2 \cdot (1 - \Phi(N))$	1 - Φ(N)	Φ(N)

Zusammenfassung: χ^2 -Test für die Varianz

Zusammenfassung: t-Differenzentest

 $H_0: \mu_A = \mu_B$

 $2 \cdot (1 - F_{t(n-1)}(|t|))$

Anwendungs-

Nullhypothese

Gegenhypothes

Verteilung (H₀)

Benötigte Größen

Kritischer Bereich

zum Niveau α

n-Wert

Teststatistik

Anwendungs- voraussetzungen	exakt: $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$, $\mu \in \mathbb{R}$ unbekannt, $\sigma^2 \in \mathbb{R}_{++}$ unbekannt X_1, \ldots, X_n einfache Stichprobe zu Y		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$ $H_1 : \sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$H_0: \sigma^2 \le \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$	$H_0: \sigma^2 \ge \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$
Teststatistik	;	$\chi^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$	
Verteilung (H_0)	χ^2 (für σ^2	$=\sigma_0^2$) $\chi^2(n-1)$ -v	erteilt
Benötigte Größen	$S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \left(\sum_{i=1}^{n} X_i^2 - n \overline{X}^2 \right)}$		
	$mit \ \overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$		
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	$2 \cdot \min \{F_{\chi^2(n-1)}(\chi^2), \\ 1 - F_{\chi^2(n-1)}(\chi^2)\}$	$1 - F_{\chi^2(n-1)}(\chi^2)$	$F_{\chi^2(n-1)}(\chi^2)$
Bende Statistik (WS 2013/14)			Feli

exakt: (Y^A, Y^B) gemeinsam (zweidimensional) normalverteilt, $E(Y^A) = \mu_A, E(Y^B) = \mu_B$ sowie Varianzen/Kovarianz unbekann

approx.: $E(Y^A) = \mu_A, E(Y^B) = \mu_B, Var(Y^A), Var(Y^B)$ unbek. $(X_1^A, X_1^B), \dots, (X_n^A, X_n^B)$ einfache Stichprobe zu (Y^A, Y^B)

 $H_0: \mu_A \leq \mu_B$

t für $\mu_A=\mu_B$ (näherungsweise) t(n-1)-verteilt

 $H_0: \mu_A \ge \mu_B$

Zusammenfassung: Chi-Quadrat-Anpassungstest zur Anpassung an eine vorgegebene Verteilung

Anwendungs- voraussetzungen	approximativ: Y beliebig verteilt X_1,\ldots,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	$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - np_i^0)^2}{np_i^0} = n \sum_{i=1}^k \frac{\left(\frac{n_i}{n} - p_i^0\right)^2}{p_i^0} = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^k \frac{n_i^2}{p_i^0}\right) - n$
Verteilung (H ₀)	χ^2 ist näherungsweise $\chi^2(k-1)$ -verteilt, falls $F_Y = F_0$ (Näherung nur vernünftig, falls $np_i^0 \geq 5$ für $i \in \{1, \ldots, k\}$)
Benötigte Größen	$\begin{aligned} p_i^0 &= F_0(a_i) - F_0(a_{i-1}) \text{ mit } a_0 := -\infty, a_k := \infty, \\ n_i &= \#\{j \in \{1, \dots, n\} \mid x_j \in (a_{i-1}, a_i]\}, i \in \{1, \dots, k\} \end{aligned}$
Kritischer Bereich zum Niveau α	$(\chi^2_{k-1;1-lpha},\infty)$
p-Wert	$1 - F_{\chi^{2}(k-1)}(\chi^{2})$

Zusammenfassung: 2-Stichproben-Gauß-Test

Anwendungs- voraussetzungen	exakt: $Y^A \sim N(\mu_A, \sigma_A^2)$, $X_1^A, \dots, X_{n_A}^A$ einfache St einfacher Stichprobe X_1^I	ichprobe zu Y ^A , una	
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: \mu_A = \mu_B$ $H_1: \mu_A \neq \mu_B$	$H_0: \mu_A \le \mu_B$ $H_1: \mu_A > \mu_B$	$H_0: \mu_A \ge \mu_B$ $H_1: \mu_A < \mu_B$
Gegennypotnese	$n_1: \mu_A \neq \mu_B$	$H_1: \mu_A > \mu_B$	$H_1: \mu_A < \mu_B$
Teststatistik	$N = \frac{\overline{X^A} - \overline{X^B}}{\sqrt{\frac{\sigma_A^2}{\rho_A} + \frac{\sigma_B^2}{\rho_B}}}$		
Verteilung (H_0)	N für $\mu_A = \mu_B \stackrel{\sim}{N}(0, 1)$ -verteilt		
Benötigte Größen	$\overline{X^A} = rac{1}{n_A} \sum_{i=1}^{n_A} X_i^A, \overline{X^B} = rac{1}{n_B} \sum_{i=1}^{n_B} X_i^B$		
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	$2 \cdot (1 - \Phi(N))$	1 - Φ(N)	Φ(N)

Zusammenfassung: F-Test zum Vergleich der Varianzen

zweier normalverteilte	r 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	$H_0: \sigma_A^2 = \sigma_B^2$ $H_1: \sigma_A^2 \neq \sigma_B^2$	$H_0: \sigma_A^2 \le \sigma_B^2$ $H_1: \sigma_A^2 > \sigma_B^2$	$H_0: \sigma_A^2 \ge \sigma_B^2$ $H_1: \sigma_A^2 < \sigma_B^2$
Teststatistik	$F = rac{S_{YA}^2}{S_{oldsymbol{\omega}B}^2}$		
Verteilung (H ₀)	F unter H_0 für $\sigma_A^2 = \sigma_B^2 F(n_A - 1, n_B - 1)$ -verteilt		
Benötigte Größen	$\begin{split} \overline{X^A} &= \frac{1}{n_A} \sum_{i=1}^{n_B} X_i^A, \overline{X^B} &= \frac{1}{n_B} \sum_{i=1}^{n_B} X_i^B, \\ S_{p^A}^2 &= \frac{1}{n_A-1} \sum_{i=1}^{n_B} (X_i^A - \overline{X^A})^2 &= \frac{1}{n_A-1} \left(\left(\sum_{i=1}^{n_A} (X_i^A)^2 \right) - n_A \overline{X^A}^2 \right) \\ S_{p^B}^2 &= \frac{1}{n_B-1} \sum_{i=1}^{n_B} (X_i^B - \overline{X^B})^2 &= \frac{1}{n_B-1} \left(\left(\sum_{i=1}^{n_B} (X_i^B)^2 \right) - n_B \overline{X^B}^2 \right) \end{split}$		
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	$2 \cdot \min \{F_{F(n_A-1,n_B-1)}(F), \\ 1 - F_{F(n_A-1,n_B-1)}(F)\}$	$1 - F_{F(n_A-1,n_B-1)}(F)$	$F_{F(n_A-1,n_B-1)}(F)$

Zusammenfassung: 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 $E(Y_j) = \mu_j$, $Var(Y_j) = \sigma^2$ 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 $\mu_1 = \ldots = \mu_k$	
Benötigte Größen	$\begin{split} \overline{x}_j &= \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^n x_{j,i} \ \text{for} \ j \in \{1, \dots, k\}, \ \overline{x} = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^n n_j \cdot \overline{x}_j, \\ SB &= \sum_{j=1}^k n_j \cdot (\overline{x}_j - \overline{x})^2, SW = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (x_{j,i} - \overline{x}_j)^2 \end{split}$	
Kritischer Bereich zum Niveau α	$(F_{k-1,n-k;1-lpha},\infty)$	
p-Wert	$1 - F_{F(k-1,n-k)}(F)$	

Zusammenfassung: t-Test für den Mittelwert

i unbekannter Varianz

Anwendungs- voraussetzungen	exakt: $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ mit $\mu \in \mathbb{R}, \sigma^2 \in \mathbb{R}_{++}$ unbekannt approximativ: $E(Y) = \mu \in \mathbb{R}, \operatorname{Var}(Y) = \sigma^2 \in \mathbb{R}_{++}$ unbekannt X_1, \dots, X_n einfache Stichprobe zu Y		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0 : \mu = \mu_0$ $H_1 : \mu \neq \mu_0$	$H_0 : \mu \le \mu_0$ $H_1 : \mu > \mu_0$	$H_0: \mu \ge \mu_0$ $H_1: \mu < \mu_0$
Teststatistik	$t = \frac{\overline{X} - \mu_0}{S} \sqrt{n}$		
Verteilung (H ₀)	t für $\mu=\mu_0$ (nä	herungsweise) $t(n - \frac{1}{2})$	– 1)-verteilt
Benötigte Größen	$\overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$		
	$S = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(X_i - X_i)}$	$(7)^2 = \sqrt{\frac{1}{n-1}} \left(\sum_{i=1}^{n} \frac{1}{n-i} \right)$	$\sum_{i=1}^{n} X_i^2 - n\overline{X}^2$
Kritischer Bereich zum Niveau α	$(-\infty, -t_{n-1;1-\frac{\alpha}{2}})$ $\cup(t_{n-1;1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(t_{n-1;1-lpha},\infty)$	$(-\infty, -t_{n-1;1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - F_{t(n-1)}(t))$	$1 - F_{t(n-1)}(t)$	$F_{t(n-1)}(t)$
ießende Statistik (WS 2013/14)			Folia

Zusammenfassung: Chi-Quadrat-Anpassungstest

Anwendungs- voraussetzungen	approx.: Y beliebig verteilt, X_1,\ldots,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	$\chi^{2} = \sum_{i=1}^{k} \frac{(n_{i} - np_{i}^{0})^{2}}{np_{i}^{0}} = n \sum_{i=1}^{k} \frac{\left(\frac{n_{i}}{n} - p_{i}^{0}\right)^{2}}{p_{i}^{0}} = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{k} \frac{n_{i}^{2}}{p_{i}^{0}}\right) - n$
Verteilung (H ₀)	χ^2 ist unter H_0 näherungsweise $\chi^2(k-r-1)$ -verteilt, wenn $\hat{\theta}$ ML-Schätzer des r -dim. Verteilungsparameters θ auf Basis klassierter Daten ist (Verwendung von $\hat{\theta}$ siehe unten). (Näherung nur vernünftig, falls $np_i^p \ge 5$ für $i \in \{1,\dots,k\}$
Benötigte Größen	$\begin{array}{l} p_i^0 = F_{\bar{\theta}}(a_k) - F_{\bar{\theta}}(a_{k-1}) \text{ mit } a_0 := -\infty, a_k := \infty, \\ n_i = \#\{j \in \{1, \dots, n\} x_j \in (a_{i-1}, a_i] \}, i \in \{1, \dots, k\} \end{array}$
Kritischer Bereich zum Niveau α	$(\chi^2_{k-r-1;1-lpha},\infty)$
p-Wert	$1 - F_{\chi^2(k-r-1)}(\chi^2)$

Zusammenfassung: 2-Stichproben-*t*-Test bei unbekannten, aber übereinstimmenden Varianzen

exakt: $Y^A \sim N(\mu_A, \sigma_A^2)$, $Y^B \sim N(\mu_B, \sigma_B^2)$, μ_A , μ_B , $\sigma_A^2 = \sigma_B^2$ unbek. Anwendungsapprox. $E(Y^A) = \mu_A, E(Y^B) = \mu_B, Var(Y^A) = Var(Y^B)$ unbekannt $X_1^A, \dots, X_{A_n}^A$ einfache Stichprobe zu Y^A unabhängig von einfacher Stichprobe $X_1^B, \dots, X_{n_B}^B$ zu Y^B Nullhypothese $H_0: \mu_A = \mu_B$ $H_0: \mu_A \leq \mu_B$ $H_0: \mu_A \ge \mu_B$ $H_1: \mu_A > \mu_B$ Gegenhypothes $H_1: \mu_A < \mu_B$ $\overline{X^A} - \overline{X^B}$ $\overline{X^A} - \overline{X^B}$ $\int \underline{n_A \cdot n_B}$ $S = \sqrt{n_A + n_B}$ t für $\mu_A = \mu_B$ (näherungsweise) $t(n_A + n_B - 2)$ -verteilt $\frac{1}{n_A}\sum_{i=1}^{n_A}X_i^A$, $\overline{X}^B = \frac{1}{n_B}\sum_{i=1}^{n_B}X_i^B$, Kritischer Bereich $(t_{n_A+n_B-2;1-\alpha}, \infty)$ $-\infty, -t_{n_A+n_B-2:1-\frac{\alpha}{2}}$ zum Niveau α

Zusammenfassung: t-Test für den Parameter eta_1

p-Wert

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 $i \in \{1, \dots, n\}$, σ^2 unbekannt, x_1, \dots, x_n deterministisch und bekannt, Realisation y_1, \dots, y_n beobachtet		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0 : \beta_1 = \beta_1^0$ $H_1 : \beta_1 \neq \beta_1^0$	$H_0: \beta_1 \le \beta_1^0$ $H_1: \beta_1 > \beta_1^0$	$H_0: \beta_1 \ge \beta_1^0$ $H_1: \beta_1 < \beta_1^0$
Teststatistik	$t=rac{\widehat{eta}_1-eta_1^0}{\widehat{\sigma}_{\widehat{eta}_1}}$		
Verteilung (H ₀)	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	$(-\infty, -t_{n-2;1-\frac{\alpha}{2}})$ $\cup (t_{n-2;1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(t_{n-2;1-lpha},\infty)$	$(-\infty, -t_{n-2;1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - F_{t(n-2)}(t))$	$1 - F_{t(n-2)}(t)$	$F_{t(n-2)}(t)$

Zusammenfassung: χ^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, \ldots, X_n einfache Stichprobe zu Y		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0 : \sigma^2 = \sigma_0^2$ $H_1 : \sigma^2 \neq \sigma_0^2$	$H_0: \sigma^2 \le \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$	$H_0: \sigma^2 \ge \sigma_0^2$ $H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$
Teststatistik	$\chi^2 = \frac{n \cdot \tilde{S}^2}{\sigma_o^2}$		
Verteilung (H ₀)	χ^2 (für	$\sigma^2 = \sigma_0^2$) $\chi^2(n)$	verteilt
Benötigte Größen	$\widetilde{S} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \mu)^2}$		
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		$1 - F_{\chi^2(n)}(\chi^2)$	$F_{\chi^2(n)}(\chi^2)$

Anpassungs- und Unabhängigkeitstests Chi-Quadrat-Unabhängigkeitstest

Zusammenfassung: Chi-Quadrat-Unabhängigkeitstest

	0 , 00
Anwendungs- voraussetzungen	approximativ: (Y^A, Y^B) beliebig verteilt $(X_n^A, X_n^B), \ldots, (X_n^A, X_n^B)$ einfache Stichprobe zu (Y^A, Y^B) Ausprägungen $\{a_1, \ldots, a_k\}$ von $Y^A, \{b_1, \ldots, b_k\}$ von Y^B oder Klassengrenzen $a_1 < \ldots < a_{k-1}$ zu $Y^A, b_1 < \ldots < b_{k-1}$ zu Y^B
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: Y^A, Y^B$ stochastisch unabhängig $H_1: Y^A, Y^B$ nicht stochastisch unabhängig
Teststatistik Verteilung (<i>H</i> ₀)	$\chi^2 = \sum_{j=1}^k \sum_{j=1}^l \frac{(n_{ij} - \bar{n}_{ij})^2}{\bar{n}_{ij}} = \left(\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^l \frac{n_{ij}^2}{\bar{n}_{ij}}\right) - n$ $\chi^2 \text{ ist näherungsweis} \chi^2((k-1) \cdot (l-1)) \cdot \text{verteilt, falls } H_0 \text{ gilt}$ (Näherung nur verunürftig, falls $\bar{n}_{ij} \ge 5 \text{ für alle } i,j)$
Benötigte Größen	$\begin{array}{l} n_{ij} = \#\{m \in \{1,\dots,n\} (x_m,y_m) \in A_i \times B_j\} \text{ für alle } i,j \text{ mit} \\ A_i = \{a_i\}, B_j = \{b_j\} \text{ bzw. Klassen } A_i, B_j \text{ nach vorg. Grenzen,} \\ \widetilde{n}_{ij} = \frac{n_i \cdot n_j}{n} \text{ mit } n_i = \sum_{j=1}^l n_{ij}, n_j = \sum_{i=1}^k n_{ij}, \end{array}$
Kritischer Bereich zum Niveau α	$(\chi^2_{(k-1)\cdot (l-1);1-\alpha},\infty)$
p-Wert	$1 - F_{\chi^2((k-1)\cdot(l-1))}(\chi^2)$
Bende Statistik (WS 2013/14)	Folia

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 $X^A_1, \ldots, X^A_{p_A}$ einfache Stichprobe zu Y^A , unabhängig von einfacher Stichprobe $X^B_1, \ldots, X^B_{n_B}$ zu Y^B .		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: p_A = p_B$ $H_1: p_A \neq p_B$	$H_0: p_A \le p_B$ $H_1: p_A > p_B$	$H_0: p_A \ge p_B$ $H_1: p_A < p_B$
Teststatistik	$t = \frac{\widehat{p}_A - \widehat{p}_B}{\sqrt{\frac{5^2}{n_A} + \frac{5^2}{n_B}}} = \frac{\widehat{p}_A - \widehat{p}_B}{S} \sqrt{\frac{n_A \cdot n_B}{n_A + n_B}}$		
Verteilung (H ₀)	t für $p_A = p_B^V$ näherungsweise $t(n_A + n_B - 2)$ -verteilt		
	(Näherung ok, falls $5 \le n_A \widehat{p}_A \le n_A - 5$ und $5 \le n_B \widehat{p}_B \le n_B - 5$)		
Benötigte Größen	$\hat{p}_A = \frac{1}{n_A} \sum_{i=1}^{n_A} X_i^A, \hat{p}_B = \frac{1}{n_B} \sum_{i=1}^{n_B} X_i^B,$		
	$S = \sqrt{\frac{n_A \cdot \bar{\rho}_A \cdot (1 - \bar{\rho}_A) + n_B \cdot \bar{\rho}_B \cdot (1 - \bar{\rho}_B)}{n_A + n_B - 2}}$		
Kritischer Bereich	$(-\infty, -t_{n_A+n_B-2;1-\frac{\alpha}{2}})$	$(t_{nA+nB-2;1-\alpha},\infty)$	$(-\infty, -t_{n_A+n_B-2;1-\alpha})$
zum Niveau α	$\cup (t_{n_A+n_B-2;1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$		
p-Wert	$2 \cdot (1 - F_{t(n_A+n_B-2)}(t))$	$1 - F_{t(n_A+n_B-2)}(t)$	$F_{t(n_A+n_B-2)}(t)$

SchlinBerde Statistik (WS 2013/14) Folie 10; 10 Lineare Regression Konfidenzintervalle und Tests 10.4

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 $i \in \{1, \dots, n\}$, σ^2 unbekannt, x_1, \dots, x_n deterministisch und bekannt, Realisation y_1, \dots, y_n beobachtet		
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0: \beta_2 = \beta_2^0$ $H_1: \beta_2 \neq \beta_2^0$	$H_0: \beta_2 \le \beta_2^0$ $H_1: \beta_2 > \beta_2^0$	$H_0: \beta_2 \ge \beta_2^0$ $H_1: \beta_2 < \beta_2^0$
Teststatistik	$t = rac{\widehat{eta}_2 - eta_2^0}{\widehat{\sigma}_{\widehat{eta}_2}}$		
Verteilung (H ₀)	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	$(-\infty, -t_{n-2;1-\frac{\alpha}{2}})$ $\cup (t_{n-2;1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$	$(t_{n-2;1-lpha},\infty)$	$(-\infty, -t_{n-2;1-\alpha})$
p-Wert	$2 \cdot (1 - F_{t(n-2)}(t))$	$1 - F_{t(n-2)}(t)$	$F_{t(n-2)}(t)$