

## 1.2 Skalentyp [S. 6]

Nominalskala	(qualitative Daten)	=, ≠	z.B. Geschlecht, Haarfarbe
Ordinalskala	(quantitative Daten)	=, ≠, <, >	z.B. Rangplatz auf der Schwachweltbestenliste, Windstärkeskala
Intervallskala	(quantitative Daten)	=, ≠, <, >, +, -	z.B. Temperatur in Celisiusgrad
Verhältnisskala	(quantitative Daten)	=, ≠, <, >, +, -, ·, ÷	z.B. Länge (in m), Temperatur in Kelvingrad

## 2.1 Häufigkeitsverteilung [A2 S.10 L121]

- $x_i$  Messwert
- $N$  Anzahl aller Messwerte  $x_i$
- $h_i$ : absolute Häufigkeit des  $i$ -ten Messwertes [S.8]
- $S_i$  kumulierte oder Summenhäufigkeit [S.8]
- $r_i$  relative Häufigkeit  $r_i = \frac{h_i}{N}$  [S.9]
- relative Summenhäufigkeit [S.9]

## 2.2 Graphische Darstellung [S.9 ff] [A3 S.11 L121]

- Histogramm (Balkendiagramm)
- Polygonzug (Punkte mit Linien verbunden)  
gut um zwei verschiedene Messungen zu vergleichen
- (relative) Summenhäufigkeitskurve
- Streifendiagramm
- Kreisdiagramm
- Histogramm (Balkendiagramm)

### 2.3.1 Maße der zentralen Tendenz

- $\bar{x}$  Arithmetisches Mittel oder Mittelwert (Ausreißer haben mittlerer Wirkung)  $\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i$  (2.1) [S.13]
- $\tilde{x}$  Median: Der Wert, unter dem genau so viele Werte wie darüber liegen (immun gegen Ausreißer) [S.14]
- Modalwert: Der Wert, der am häufigsten vorkommt. (immun gegen Ausreißer) [S.14]

### 2.3.2 Dispersionsmaße

- $s^2$  Varianz (Ausreißer haben ein wenig Wirkung)  $s^2 = \frac{\sum_{i=1}^N x_i^2 - \frac{\left(\sum_{i=1}^N x_i\right)^2}{N}}{N-1}$  (2.5) [S.15]
- $s$  Standardabweichung (Ausreißer haben ein wenig Wirkung) [S.15]
- $v_p$  Perzentile: Der Wert, für den  $p$  Prozent aller Werte kleiner sind. (immun gegen Ausreißer)  $v_p = \frac{p \cdot (N+1)}{100}$  für  $0 < p < 100$  (2.7) [S.16] [A11 S.20 L123]
- $Q$  Mittlerer Quartilabstand: Streuungsmaß (immun gegen Ausreißer)  $Q = \frac{C_{75} - C_{25}}{2}$  (2.8) [S.16]
- $R$  Range: Spannweite oder Varianzbreite (Ausreißer wirken sich zu 100% aus!)  $R = \max\{x_1, \dots, x_N\} - \min\{x_1, \dots, x_N\}$  (2.10) [S.17]

### 2.3.4 Transformation

- z-Transformation:  $x_i \mapsto z_i := \frac{1}{s}(x_i - \bar{x})$  D.h.:  $\bar{z} = 0$  und  $s_z = 1$  [S.19]
- IQ-Transformation:  $x_i \mapsto q_i := 100 + 15z_i$  D.h.:  $\bar{q} = 100$  und  $s_q = 15$  [S.19]
- und T-Transformation:  $x_i \mapsto t_i := 50 + 10z_i$  D.h.:  $\bar{t} = 50$  und  $s_t = 10$  [S.19]

## 2.4 Zusammenhangsmaße

- $s_{xy}$  Kovarianz:  $s_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^N ((x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}))}{N-1}$  (2.12) [S.22]

- $r$  Produkt-Moment-Korrelation (**invariant** gegenüber zulässigen Transformationen):  $r = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i y_i) - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i \sum_{i=1}^N y_i}{\sqrt{\left(\sum_{i=1}^N x_i^2 - \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N x_i\right)^2\right) \left(\sum_{i=1}^N y_i^2 - \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N y_i\right)^2\right)}}$

(2.14) [S.23] [A16 S.29 L125]

- $r_s$  Rangkorrelation nach Spearman:  $r_i$  ist der Rangplatz von  $x_i$ ,  $s_i$  ist der Rangplatz von  $y_i$ .  $r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^N (r_i - s_i)^2}{N(N^2 - 1)}$  (2.15) [S.24]   
  $\updownarrow$  [A18 S.30 L127]
- $r_\tau$  Rangkorrelation nach Kendall:  $K$  ist die Anzahl der konkordanten,  $D$  die der diskordanten Paare  $r_\tau = \frac{2(K - D)}{N(N - 1)}$  (2.16) [S.25]

- $r_\phi$   $\phi$ -Koeffizient: Vierfeldertafel  $r_\phi = \frac{|ad - bc|}{\sqrt{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}}$  (2.17) [S.25] [A19 S.30 L128]

	$y_1$	$y_2$	Randsumme
$x_1$	a	b	a+b
$x_2$	c	d	c+d
Randsumme	a+c	b+d	a+b+c+d

- $C$  Kontingenzkoeffizient: Kontingenztafel [S.26]

## 2.5 Regression

Regressionsgeraden:  $y = b_{yx}x + a_{yx}$  (2.21) mit  $b_{yx} = r \frac{s_y}{s_x}$  (2.22) und  $a_{yx} = \bar{y} - b_{yx}\bar{x}$  (2.23)

$$x = b_{xy}y + a_{xy} \quad (2.24) \quad \text{mit} \quad b_{xy} = r \frac{s_x}{s_y} \quad (2.25) \quad \text{und} \quad a_{xy} = \bar{x} - b_{xy}\bar{y} \quad (2.26)$$

Die Regressionsgeraden schneiden sich im Punkt  $(\bar{x}, \bar{y})$ . [S.34] [A21,22,23 S.37 L129]

*bedingte* Verteilung: Man teilt die  $Y$ -Werte in eine Klasse ein, die zu einem festen  $X$ -Wert gehören. [S.35]

*Linearität* ist erfüllt, wenn die Mittelwerte der bedingten Verteilungen (der Klassen) auf einer Geraden liegen. [S.36]

*Homoskedastizität* ist erfüllt, wenn die Varianzen der bedingten Verteilungen gleich sind. [S.36]

$\Rightarrow$  *Standartschätzfehler*: (konstante Standartabweichung)  $s_{y/x} = s_y \sqrt{1 - r^2}$  (2.27) und  $s_{x/y} = s_x \sqrt{1 - r^2}$  (2.28) [S.36]

Regressionseffekt: Tendenz zur Mitte [S.36] [A24 S.37 L129]

## 3.1 Der Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ [S.40]

- $\Omega$  Zufallsergebnis: Menge aller möglichen Ergebnisse oder Ausgänge eines Vorgangs. [S.39]
- $\omega$  Elementarereignis:  $\omega \in \Omega$  [S.39]
- $\mathcal{A}$  Zufallsereignis:  $\mathcal{A} \subseteq 2^\Omega$  ( $2^\Omega$  ist die Menge aller Teilmengen von  $\Omega$ )  $\emptyset \in \mathcal{A}$ : unmögliches Ergebnis  $\Omega \in \mathcal{A}$ : sicheres Ergebnis [S.39]
- $A$  Ereignis:  $A \subseteq \Omega$   $\bar{A}$  Gegenereignis:  $\bar{A} = \Omega - A$  ( $\bar{A}$  gleich  $\Omega$  ohne  $A$ )
- $P(A)$  Wahrscheinlichkeit des Ereignisses  $A$   $P(\bar{A})$  Wahrscheinlichkeit des Gegenereignisses  $\bar{A}$ :  $P(\bar{A}) = 1 - P(A)$  [S.41]
- **Laplace-Experiment**:  $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n\}$ ,  $P(\omega_i) = \frac{1}{n}$  (alle Elementarereignisse  $\omega \in \Omega$  sind gleichwahrscheinlich!)

$$P(A) = \frac{\text{Anzahl der günstigen Ergebnisse}}{\text{Anzahl der möglichen Ergebnisse}} = \frac{|A|}{n} \quad [S.41]$$

## 3.2 Bedingte Wahrscheinlichkeit und Unabhängigkeit

- Die Wahrscheinlichkeit von  $A$  unter der Bedingung  $B$ :  $P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$  (3.11) [S.43]
- **Satz von Bayes**:  $P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)} = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B|A)P(A) + P(B|\bar{A})P(\bar{A})}$  (3.12-13) [S.43] [A26 S.45 L131]
- Anwendung bedingter Wahrscheinlichkeiten: [S.43 f.] [A27 S.46 L131]

	$A$	$\bar{A}$	Randsumme
$B$	$P(A \cap B)$	$P(\bar{A} \cap B)$	$P(B)$
$\bar{B}$	$P(A \cap \bar{B})$	$P(\bar{A} \cap \bar{B})$	$P(\bar{B})$
Randsumme	$P(A)$	$P(\bar{A})$	

- $A$  ist unabhängig von  $B$ :  $P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = P(A)$  (3.14)  $\Leftrightarrow P(A \cap B) = P(A)P(B)$  (3.15) [S.45]

### 3.4 Verteilungen von Zufallsvariablen

- $X$  Zufallsvariable: Eine Abbildung  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  die jedem Elementarereignis  $\omega$  eine Zahl zuordnet.

#### Diskrete Verteilung [S.49] [A32 S.56 L135]

$f_X$  Wahrscheinlichkeitsfunktion von  $X$ :  $f_X(x) = P(X = x)$

$F_X$  Verteilungsfunktion von  $X$ :  $F_X(x) = P(X \leq x) = \sum_{x_i \leq x} f(x_i)$

#### Stetige Verteilung [S.49]

$f_X$  Dichtefunktion

$F_X$  Verteilungsfunktion von  $X$ :  $F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$

- Die Verteilungsfunktion  $F_X$  ist für diskrete und für stetige  $X$  monoton steigend.

### 3.4.3 Parameter von Zufallsvariablen

#### Formeln für diskrete $X$

#### Formeln für Laplace-Experiment

- $\mu = EX$  Erwartungswert von  $X$ :  $\mu = EX = \sum_{i=1}^n (x_i P(X = x_i)) = \sum_{i=1}^n (x_i f_X(x_i))$  (3.27) [S.53]  $\mu = EX = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$  [S.53]
- $\sigma^2 = VarX$  Varianz von  $X$ :  $\sigma^2 = VarX = \sum_{i=1}^n ((x_i - EX)^2 P(X = x_i))$  (3.28) [S.53]  $\sigma^2 = VarX = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - EX)^2$  [S.54]
- **Tschebyscheffsche Ungleichung:**  $P(|X - \mu| \geq k\sigma) \leq \frac{1}{k^2}$  für  $k \in \mathbb{R}_+^*$  (3.30) [S.54]
- **Cov(X, Y) Kovarianz:** Maß für Zusammenhang von zwei Zufallsvariablen  $Cov(X, Y) = E(X \cdot Y) - EX \cdot EY$  (3.40) [S.55]
- **$p$  Korellationskoeffizient:**  $p = p_{XY} = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{VarX \cdot VarY}}$  (3.41) [S.56]

allgemein gilt: Unabhängigkeit  $\Rightarrow$  Unkorreliertheit für Normalverteilung gilt: Unabhängigkeit  $\Leftrightarrow$  Unkorreliertheit

### 5.4 Grundaufgaben der Kombinatorik

- Fundamentalprinzip [S.57]

$n$ ist die Anzahl der Kugeln	mit Zurücklegen/Wiederholung ( $k \in \mathbb{N}^*$ )	ohne Zurücklegen/Wiederholung ( $k \leq n$ )
Geordnete Stichprobe (mit Reihenfolge) mit Ziehen von $k$ Kugeln:	$n^k$ [S.59]	$\frac{n!}{(n-k)!}$ [S.59]
Geordnete Stichprobe (mit Reihenfolge) mit Ziehen von $n$ Kugel:	$\frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_r!}$ [S.60]	$n!$ [S.60] (Permutation von $n$ )
Ungeordnete Stichprobe (ohne Reihenfolge) mit Ziehen von $k$ Kugeln:	$\binom{n}{k}$ [S.59]	$\binom{n+k-1}{k}$ [S.59]

[A33, A34 S.61 L137]

### Spezielle diskrete Verteilungen

- **Diskrete Gleichverteilung:**  $X$  hat endlich viele Werte  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ , die alle gleichwahrscheinlich sind.

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{n} \forall x \in \{x_1, x_2, \dots, x_n\} \\ 0 \forall x \notin \{x_1, x_2, \dots, x_n\} \end{cases} \quad (3.48) \quad \mu = EX = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (3.49) \quad \sigma^2 = VarX = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \frac{1}{n^2} \left( \sum_{i=1}^n x_i \right)^2 \quad (3.50) [S.62]$$

- **Bernoulliexperiment und Binomialverteilung** [S.63 f.]

Ein Zufallsvorgang mit Zurücklegen wird  $n$ -mal wiederholt:  $k$  ist die Anzahl des Ereignis  $A$  mit  $P(A) = p$  und  $P(\bar{A}) = 1 - p$ .

Die Wahrscheinlichkeit, dass  $A$   $k$ -mal eintritt: **TABELLE A** oder  $f_X(x) = P(X = x) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$  für  $k=0, 1, \dots, n$  (3.51) [S.63]

$$\mu = EX = n \cdot p \quad (3.54) \quad \sigma^2 = VarX = n \cdot p(1-p) \quad (3.55) [S.64] \quad [A38 S.67 L139]$$

- **Hypergeometrische Verteilung** (wie Binomialverteilung, nur ohne Zurücklegen) [S.64 f.]

Es wird  $n$ -mal aus einer Urne mit  $N$  Kugeln - davon  $M$  weiße - gezogen:  $m$  gibt die Zahl der weißen Kugeln an, die gezogen wurden.

Wahrscheinlichkeit, dass  $m$  weiße Kugeln gezogen wurden:  $f_X(x) = P(X = x) = \frac{\binom{M}{m} \binom{N-M}{n-m}}{\binom{N}{n}}$  für  $m=0, 1, \dots, n$  (3.56) [S.64]

$$\mu = EX = n \cdot \frac{M}{N} \quad (3.57) \quad \sigma^2 = VarX = n \cdot \frac{M}{N} \cdot \frac{N-M}{N} \cdot \frac{N-n}{N-1} \quad (3.58)$$

- **Poissonverteilung** [S.65 ff.]

### 3.7 Normalverteilung

- $X$  ist **normalverteilt**, wenn die Messwerte eine Glockenkurve bilden:  $X$  ist in  $\mathcal{N}(\mu, \sigma)$
- $X$  ist **standardnormalverteilt**, wenn  $X$  **normalverteilt** ist,  $\mu = EX = 0$  und  $\sigma^2 = VarX = 1$  **TABELLE B**
- Ist  $X$  **normalverteilt**, dann ist  $Z$  **standardnormalverteilt**:  $Z = \frac{X - EX}{\sqrt{VarX}} = \frac{X - \mu}{\sigma}$  (3.66) [S.68]
- Ist  $X$  **normalverteilt**, dann sind  $P(|X - \mu| \leq \sigma) = 0,682$ ,  $P(|X - \mu| \leq 2\sigma) = 0,955$  und  $P(|X - \mu| \leq 3\sigma) = 0,997$  (3.67-69) [S.69]
- **Zentraler Grenzwertsatz**: für  $N > 20$  Normalverteilungsannahme [S.69 f.]
- **Gesetz der großen Zahlen**: „Gambler’s fallacy“ [S.70 f.]

### 3.8 Testverteilungen

- $\chi^2(n, \alpha)$   $\chi^2$ -Verteilung mit  $n$  Freiheitsgraden:  $P(X \leq \chi^2_{n,\alpha}) = 1 - \alpha$  (3.77)  $\mu = EX = n$  (3.78)  $\sigma^2 = VarX = 2n$  (3.79) [S.73]  
 $n := df$  **TABELLE C**
- $t(n, \alpha)$   $t$ -Verteilung mit  $n$  Freiheitsgraden:  $P(Y \leq t_{n,\alpha}) = 1 - \alpha$  (3.80)  $\mu = EY = 0 \quad \forall n > 1$  (3.81) [S.73]  
 $\sigma^2 = VarY = \frac{n}{n-2} \quad \forall n > 2$  (3.82)  $P(-t_{n,\alpha/2} \leq Y \leq t_{n,\alpha/2}) = 1 - \alpha$  (3.83) [S. 73 f.]  $n := df$  **TABELLE D**
- $F((n, m), \alpha)$   $F$ -Verteilung mit  $m$  Zählerfreiheitsgraden und  $n$  Nennerfreiheitsgraden:  $P(X \leq F_{m,n,\alpha}) = 1 - \alpha$  (3.84)  
 $\mu = EX = \frac{n}{n-2} \quad \forall n > 2$  (3.85)  $\sigma^2 = VarX = \frac{2n^2(m+n-2)}{m(n-2)^2(n-4)} \quad \forall n > 4$  (3.86) [S.74]  $m := df_{Zähler}$  und  $n := df_{Nenner}$  **TABELLE E**

## 4.1 Inferenzstatistik: Die Brücke zur Anwendung der Wahrscheinlichkeitsrechnung

Population	Kennwert	Stichprobe
$ \Omega $	Größe/Anzahl der Messwerte	$N$
$\mu = EX$	Erwartungswert/Mittelwert	$\bar{x}$
$\tilde{\mu}$	Median	$\tilde{x}$
$\sigma$	Standartabweichung	$s$
$\sigma^2 = VarX$	Varianz	$s^2$
$p$	Korrelation	$r$
Wahrscheinlichkeitsfunktion/Dichte	$\leftrightarrow$	relative Häufigkeitsverteilung
Verteilungsfunktion	$\leftrightarrow$	relative Summenhäufigkeit

[S.78]

- $s_{\bar{x}}$  **Standartfehler des Mittelwerts**:  $s_{\bar{x}} = \frac{s}{\sqrt{N}}$  (4.2) S.80 (bei Stichproben ohne Zurücklegen mit  $\sqrt{\frac{|\Omega| - N}{|\Omega| - 1}}$  multiplizieren [S.81])
- Verschiedene Typen von Fragestellungen: **Parameterschätzung, Hypothesenprüfung und Anpassungstest** [S.81 ff.]
- **abhängige Stichproben und Messwiederholungen**: [A 46 S.87 L142]

### 4.2 Parameterschätzung

- **Erwartungswert einer Zufallsvariable** [S.88]  
*Vorgehen*: wähle Irrtumswahrscheinlichkeit z.B.  $\alpha = 0,05$ ; berechne Stichprobenmittelwert  $\bar{x}$ , Stichprobenvarianz  $s^2$  und  $s_{\bar{x}}$   
Standartfehler des Mittelwerts; Freiheitsgrade  $df = N - 1$ ;  $t_{N-1,\alpha/2}$ : **TABELLE D** (Bei Stichprobengröße  $N > 30$   $z_{\alpha/2}$ : **TABELLE B**)  
Mit Wahrscheinlichkeit  $1 - \alpha$  gilt:  $\bar{x} - t_{N-1,\alpha/2} s_{\bar{x}} \leq \mu \leq \bar{x} + t_{N-1,\alpha/2} s_{\bar{x}}$  (4.3) [S.88] [A 48a S.90 L140]
- **Vertrauensintervall für Parameter  $p$  einer Binomialverteilung** [S.88 f.]

*Vorgehen*: wähle Irrtumswahrscheinlichkeit z.B.  $\alpha = 0,05$ ; relative Häufigkeit des Eintretens von  $A$   $\frac{k}{N}$  berechnen;  $z_{\alpha/2}$ : **TABELLE B**

Mit Wahrscheinlichkeit  $1 - \alpha$  gilt:  $\frac{k}{N} - z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\frac{k}{N} \left(1 - \frac{k}{N}\right)}{N}} \leq p \leq \frac{k}{N} + z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\frac{k}{N} \left(1 - \frac{k}{N}\right)}{N}}$  (4.4) [S.89] [A 49 S.90 L141]

- **Bestimmung der Stichprobengröße** [S.89 f.]

*Vorgehen*: Irrtumswahrscheinlichkeit z.B.  $\alpha = 0,05$ , Länge des Vertrauensintervalls  $\Delta$  wählen

- für  $\mu$  (irgendeine Information über die Varianz ist notwendig):  $N = \frac{4z_{\alpha/2}^2 \sigma^2}{\Delta^2} \approx \frac{4z_{\alpha/2}^2 s^2}{\Delta^2}$  (4.6) [S.89] [A 48b S.90 L141]

- für  $p$  ( $\hat{p}$  ist eine Schätzung für  $p$ ):  $N = \frac{4z_{\alpha/2}^2 \hat{p}(1 - \hat{p})}{\Delta^2}$  (4.7) [S.89]

### 4.3 Testen von Unterschiedshypothesen

Skalenniveau	$H_0$ Hypothese	unabhängige Stichprobe	abhängig Stichprobe
Nominal	gewisse Häufigkeitsverhältnisse in den Populationen sind gleich	Vierfelder $\chi^2$ -Test	McNemar-Test
Ordinal	Die Wahrscheinlichkeit ist $1/2$ , dass Werte aus einer Population größer sind als aus einer andern	U-Test	Wilcoxon-Test
Intervall	Erwartungswerte in beiden Populationen sind gleich	$t_{\text{hom}}$ oder U-Test	$t_{\text{cor}}$ oder Wilcoxon-Test
Intervall	Varianzen in beiden Populationen sind gleich	F-Test	$t_{\text{cor}}$

[S.104]

- $t_{\text{hom}}$  Test für unabhängige Stichproben [S.92]**

Man vergleicht die Erwartungswerte von zwei unabhängigen Stichproben mit den Stichprobengrößen  $N_1, N_2$

*Voraussetzung:* Normalverteilung, Varianzhomogenität (Anpassungstest: F-Test mit großem Signifikanzniveau z.B.  $\alpha = 0,25$  um den  $\beta$ -Fehler klein zu halten. Wenn die Varianzen nicht homogen sind: U-Test)

*Vorgehen:*  $H_0: \mu_1 = \mu_2; H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ ; wähle z.B.  $\alpha = 0,05$ ; berechne Mittelwerte  $\bar{x}_1, \bar{x}_2$  und Varianzen  $s_1^2, s_2^2$

$$s_g^2 = \frac{(N_1 - 1)s_1^2 + (N_2 - 1)s_2^2}{N_1 + N_2 - 2} \quad \text{Teststatistik: } t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s_g \sqrt{\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2}}} \quad \text{mit } df = N_1 + N_2 - 2 \quad (4.8) \quad t_{\text{crit}} := t_{N_1 + N_2 - 2, \alpha/2} \quad \text{TABELLE D}$$

*Entscheidung(zweiseitig):*  $|t| \geq t_{\text{crit}} \Rightarrow H_0$  verwerfen;  $|t| < t_{\text{crit}} \Rightarrow H_0$  beibehalten [A50 S.96 L144]

- $t_{\text{cor}}$  Test für abhängige Stichproben [S.93]**

Man vergleicht die Erwartungswerte von zwei abhängigen Stichproben mit der Stichprobengröße  $N$ . Die Daten liegen paarweise vor.

*Voraussetzung:* Normalverteilung der Differenzen der zusammengehörenden Messwertpaare

*Vorgehen:*  $H_0: \mu_1 = \mu_2; H_1: \mu_1 \neq \mu_2$ ; wähle z.B.  $\alpha = 0,05$ ; berechne Mittelwerte  $\bar{x}, \bar{y}$  und Differenzen  $d_i = x_i - y_i$  (für  $i=1, \dots, N$ )

$$s_d^2 = \frac{\sum_{i=1}^N d_i^2 - \frac{1}{N} \left( \sum_{i=1}^N d_i \right)^2}{N(N-1)} \quad \text{Teststatistik: } t = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{s_d} \quad \text{mit } df = N - 1 \quad (4.9) \quad t_{\text{crit}} := t_{N-1, \alpha/2} \quad \text{TABELLE D}$$

*Entscheidung(zweiseitig):*  $|t| \geq t_{\text{crit}} \Rightarrow H_0$  verwerfen;  $|t| < t_{\text{crit}} \Rightarrow H_0$  beibehalten [A51 S.96 L145]

- F-Test Varianzvergleich in unabhängigen Stichproben [S.94]**

Man vergleicht die Varianzen von zwei unabhängigen Stichproben mit den Stichprobengrößen  $N_1, N_2$

*Voraussetzung:* Normalverteilung, Normalverteilung in beiden Populationen

*Vorgehen:*  $H_0: \sigma_1 = \sigma_2; H_1: \sigma_1 \neq \sigma_2$ ; wähle  $\alpha$  (z.B. auf 0,25 bei Voraussetzung für  $t_{\text{hom}}$ ); berechne

$$\text{Teststatistik: } F = \frac{\max(s_1^2, s_2^2)}{\min(s_1^2, s_2^2)} \quad (4.10) \quad \text{für } s_1^2 \geq s_2^2: df_{\text{Zähler}} = N_1 - 1 \quad \text{und} \quad df_{\text{Nenner}} = N_2 - 1$$

für  $s_1^2 < s_2^2: df_{\text{Zähler}} = N_2 - 1 \quad \text{und} \quad df_{\text{Nenner}} = N_1 - 1 \quad F_{\text{crit}} := F_{df_{\text{Zähler}}, df_{\text{Nenner}}, \alpha} \quad \text{TABELLE E}$

*Entscheidung(zweiseitig):*  $F \geq F_{\text{crit}} \Rightarrow H_0$  verwerfen;  $F < F_{\text{crit}} \Rightarrow H_0$  beibehalten [A50 S.96 L144]

- U-Test von Mann-Whitney für unabhängige Stichproben [S.97 f.]**

*Voraussetzung:* stetige Verteilung in den Populationen, unabhängige Stichproben mit den Stichprobengrößen  $N_1, N_2$

*Vorgehen:*  $H_0: P(X \leq Y) = \frac{1}{2}; H_1: P(X \leq Y) \neq \frac{1}{2}$ ; wähle z.B.  $\alpha = 0,05$ ; bringe die Stichproben in eine gemeinsame(!) Rangreihe;

berechne  $R_1 :=$  Summe der Rangplätze der 1. Stichprobe und  $R_2 :=$  Summe der Rangplätze der 2. Stichprobe

$$\text{Teststatistik: } U = N_1 N_2 + \frac{N_1(N_1 + 1)}{2} - R_1 \quad (4.13) \quad U' = N_1 N_2 + \frac{N_2(N_2 + 1)}{2} - R_2 \quad (4.14) \quad U + U' = N_1 N_2 \quad U_{\text{crit}}: \text{TABELLE F}$$

*Entscheidung(zweiseitig):*  $\min(U, U') \leq U_{\text{crit}} \Rightarrow H_0$  verwerfen;  $\min(U, U') > U_{\text{crit}} \Rightarrow H_0$  beibehalten

wenn  $H_0$  verworfen wurde:  $U < U' \Rightarrow P(X \leq Y) < \frac{1}{2}; U > U' \Rightarrow P(X \leq Y) > \frac{1}{2}$  [A53 S.100 L146]

- **Wilcoxon-Test für unabhängige Stichproben** [S.99]

Voraussetzung: stetige Verteilung in den Populationen, abhängige Stichproben mit der Stichprobengrößen  $N$ , Messwertpaare

Vorgehen:  $H_0: P(X \leq Y) = \frac{1}{2}$ ;  $H_1: P(X \leq Y) \neq \frac{1}{2}$ ; wähle z.B.  $\alpha = 0,05$ ; berechne Differenzen  $d_i = x_i - y_i$  für  $i=1, \dots, N$ ;

Beträge von  $d_i$  in eine Rangreihe bringen;  $R_1 :=$  Summe der Rangplätze der positiven  $d_i$ ;  $R_2 :=$  Summe der Rangplätze negativen  $d_i$

Teststatistik:  $R = \min(R_+, R_-)$   $R_{crit}$ : TABELLE G

Entscheidung(zweiseitig):  $R \leq R_{crit} \Rightarrow H_0$  verwerfen;  $R > R_{crit} \Rightarrow H_0$  beibehalten

wenn  $H_0$  verworfen wurde:  $R_- < R_+ \Rightarrow P(X \leq Y) < \frac{1}{2}$ ;  $R_+ < R_- \Rightarrow P(X \leq Y) > \frac{1}{2}$  [A54 S.100 L146]

- **Vierfelder  $\chi^2$ -Test für unabhängige Stichproben** [S.101]

Voraussetzung: zwei Klassen  $K_1, K_2$ , zwei alternative Reaktionskategorien  $R, \bar{R}$ , unabhängige Stichproben, weiteres siehe Anmerkung.

$p_1 / p_2$  seien die Wahrscheinlichkeiten, mit der in der ersten/zweiten Klasse das Ereignis  $R$  eintritt.

Vorgehen:  $H_0: p_1 = p_2$ ;  $H_1: p_1 \neq p_2$ ; wähle z.B.  $\alpha = 0,05$ ; Vierfeldertafel berechnen:

	$K_1$	$K_2$	
$R$	$a$	$b$	$a+b$
$\bar{R}$	$c$	$d$	$c+d$
	$a+c$	$b+d$	$N$

Teststatistik:  $\chi^2 = N \frac{(ad - bc)^2}{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}$  (4.16) [S.101]  $\chi_{crit} := \chi^2_{1,\alpha}$  TABELLE C

Entscheidung:  $\chi^2 \geq \chi_{crit} \Rightarrow H_0$  verwerfen;  $\chi^2 < \chi_{crit} \Rightarrow H_0$  beibehalten [A55 S.103 L147]

Anmerkung: Stichprobengröße sollte  $N \geq 20$  (besser  $N \geq 40$ ) und folgende vier Werte  $\geq 1$  (besser  $\geq 5$ ) sein:

	$K_1$	$K_2$
$R$	$\frac{(a+b)(a+c)}{N}$	$\frac{(a+b)(a+c)}{N}$
$\bar{R}$	$\frac{(a+b)(a+c)}{N}$	$\frac{(a+b)(a+c)}{N}$

- **McNemar-Test für unabhängige Stichproben** [S.101]

Voraussetzung: abhängige Stichproben, d.h. in der Klasse  $K_1$  und  $K_2$  wird von den gleichen Versuchspersonen festgestellt, ob sie zur

gleichen Reaktionsklasse  $R$  oder  $\bar{R}$  gehören; es sollte  $\frac{b+c}{2} \geq 5$  gelten

		$K_2$		
		$R$	$\bar{R}$	
$K_1$	$R$	$a$	$b$	$a+b$
	$\bar{R}$	$c$	$d$	$c+d$
		$a+c$	$b+d$	$N$

$b, c$  sind die Wechsler, d.h. die Personen, die sich unter  $K_1$  und  $K_2$  verschieden verhalten.

$p$  sei die Wahrscheinlichkeit, dass ein Wechsler zu  $b$  gehört. Vorgehen:  $H_0: p = \frac{1}{2}$ ;  $H_1: p \neq \frac{1}{2}$ ;

Teststatistik:  $\chi^2 = \frac{(b-c)^2}{b+c}$  (4.17)  $\chi_{crit} := \chi^2_{1,\alpha}$  TABELLE C

Entscheidung:  $\chi^2 \geq \chi_{crit} \Rightarrow H_0$  verwerfen;  $\chi^2 < \chi_{crit} \Rightarrow H_0$  beibehalten [A56 S.103 L148]