

Stichprobenerhebung, Vollerhebung, Population

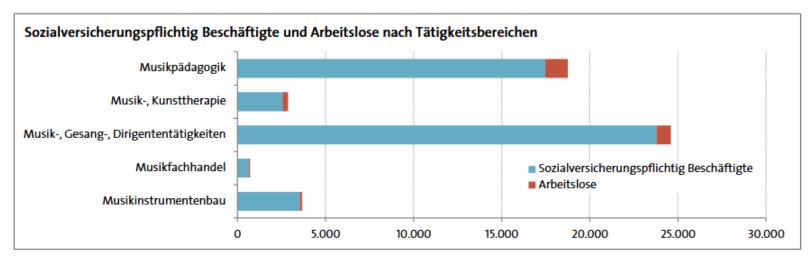
Vgl. Bortz & Döring 2006, S. 394ff., Mendl 2011, S. 131ff.

- Population (oder Grundgesamtheit):
 Gesamtmenge aller N Beobachtungseinheiten, über die eine Aussage getroffen werden soll
- Vollerhebung:
 Alle Objekte einer Population werden untersucht





Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte und Arbeitslose in Musikberufen 2016



Beispiel: Ergebnisse einer Vollerhebung

Basierend auf der Beschäftigungsstatistik 2016 der Bundesagentur für Arbeit

Quelle: Deutsches Musikinformationszentrum 2017

- Vollerhebungen sind allerdings oftmas nicht möglich, da
 - Population unendlich groß ist
 - Population nur teilweise bekannt ist
 - Art der Untersuchungen der Population diese beeinträchtigen oder zerstören würde
 - Untersuchungen der gesamten Population zu aufwändig wären

Stichprobe, Vollerhebung, Population

- Stichprobenerhebung:
 Ein Ausschnitt / eine Teilmenge der Population wird untersucht
- Beschreibung der n untersuchten Objekte durch
 Stichprobenparameter, wie die bereits bekannten
 - Lageparameter oder Maße der zentralen Tendenz: Modus, Median, Arithmetisches Mittel, ...
 - Streuungsparameter oder Maße für die Dispersion: Spannweite, IQR, empirische Varianz u. Standardabweichung, ...

$$\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2$$

Stichprobe und Population

- Populationen werden statistisch durch Populationsparameter beschrieben, deren Ausprägung durch statistische Stichprobenkennwerte → geschätzt werden
- Stichproben werden nicht nur für die Schätzung von Populationsparameter, sondern auch für hypothesenüberprüfende Untersuchungen benötigt
- Voraussetzung: die Stichprobe ist **repräsentativ**, d.h. sie muss in ihrer Zusammensetzung der Population stark ähneln
- "Repräsentative Stichproben sind Voraussetzungen dafür, dass die Prinzipien der Stichprobentheorie sinnvoll angewenet bzw. Vollerhebungen durch Stichprobenuntersuchungen ersetzt werden können." (Bortz & Döring 2006, S. 395)

Repräsentativität

- Was bedeutet: die Stichprobe ist repräsentativ? Was unterscheidet eine repräsentative von einer nicht-repräsentativen Stichprobe?
- → Gleiche oder vergleichbare Merkmale / Merkmalsausprägungen in Stichprobe und Population!
 - Bei der Stichprobenziehung u.a. zu beachten:
 - mit welchen anderen Merkmalen könnten die zu untersuchenden Merkmale kovariieren?
- Achtung:
 Der Stichprobenumfang sagt nichts darüber aus, ob die Stichprobe repräsentativ ist!
 - Beispiel: demoskopische Studie der Literary Digest 1936
 - vgl. Bortz & Döring 2006, S. 398

Repräsentativität (Negativbeispiel)

- Präsidentschaftswahlprognose der Zeitschrift Literary Digest 1936 (Franklin Roosevelt (Demokraten), Alfred London (Rep.):
 - Franklin Roosevelt deutlich unterlegen mit 43% der Stimmen
- Stichprobenziehung:
 - Fragebogen verteilt an 10.000.000 AmerikanerInnen
 - Ermittlung der Adressen über: Telefonbuch und Mitgliedskarten von Clubs und Vereinen
 - Rücklaufquote: 24%, d.h. 2.400.000 Fragebogen
 - → größte Stichprobe der Geschilder Meinungs Wahlergebnis:

Franklin Roosevelt mit 62% der Stimmen deutlich wiedergewählt

Fehlerquellen:

Auswahlwahrscheinlichkeit für Angehörige der Mittel- u. Oberschicht unverhältnismäßig groß (oversampling), bzw.

undersampling niedrigerer Einkommensklassen

Nonresonse (Ausfallrate) 7ist allgemein bei höheren Einkommensklassen niedriger

→ verzerrte Auswahl der Stichprobe

Fehler wird durch großen Stichprobenumfang nicht behoben: er wiederholt sich entsprechend oft

- Merkmalsspezifische / Spezifische Stichprobe:
 - Stichprobe entspricht bzgl. einiger relevanter Merkmale der Population
- Globale Stichprobe
 - Zusammensetzung der Stichprobe entspricht (nahezu) allen Merkmalen der Populationszusammensetzung

- Probabilistische Stichproben
 Auswahlwahrscheinlichkeit ist f
 ür alle Elemente der Population gleich bzw. bekannt
 - einfache Zufallsstichprobe (random sample)
 - alle Untersuchungsobjekte sind identifizierbar
 (→ vollständige Liste der Population)
 - Stichprobenziehung: *alle* Untersuchungsobjekte haben die gleiche Auswahlwahrscheinlichkeit
 - Beispielpopulation: Pflegekräfte im Krankenhaus (Deutschland)
 - vollständige Liste aller Pflegekräfte liegt vor
 - Zufallsziehung der Stichprobe aus der Gesamtpopulation

- Probabilistische Stichproben Auswahlwahrscheinlichkeit ist für alle Elemente der Population gleich bzw. bekannt
 - einfache Zufallsstichprobe (random sample)
 - geschichtete Stichprobe (stratified sample)
 - Bildung von merkmalsspezifischen Schichten, d.h. kleineren Gruppierungen der Grundgesamtheit

 - Beispielpopulation: Pflegekräfte im Krankenhaus (Deutschland)
 - Merkmalsanteile biol. Geschlecht: 86% weiblich, 14% männlich
 - gem. Statistisches Bundesamt 2012
 - Zufallsziehung innerhalb beider Geschlechtergruppen (weibl. u. männl. Pflegepersonal deutschlandweit) mit den Ziehungsanteilen 86% weiblich, 14% männlich
 - es können auch mehrere Schichten kombiniert werden, soweit Populationsanteile bekannt sind, z.B. Merkmale: Geschlecht, Altersgruppe, Rechts-Linkshänder, höchster erreichter Schulabschluss, ...

- Probabilistische Stichproben Auswahlwahrscheinlichkeit ist für alle Elemente der Population gleich bzw. bekannt
 - einfache Zufallsstichprobe (random sample)
 - geschichtete Stichprobe (stratified sample)
 - Klumpenstichprobe (cluster sample)
 - Wenn sich Population aus Teilpolulationen oder natürlichen Gruppen zusammensetzt
 - → vollständige Liste der Cluster liegt vor
 - Zufallsziehung eines Clusters, der dann vollständig erhoben wird
 - Beispiel: Pflegekräfte im Krankenhaus (Deutschland)
 - vollständige Liste aller Kankenhäuser in Deutschland liegt vor
 - Zufallsziehung eines Krankenhauses, innerhalb dessen das Pflegepersonal vollständig erhoben wird

- <u>Nicht-probabilistische Stichproben:</u> Auswahlwahrscheinlichkeit unbekannt!
 - Quotenstichtprobe
 - Auswahl z.B. 100 "Musiker", 100 "Nichtmusiker", davon insgesamt mindestens 15 Linkshänder, ...
 - Ziehung solange, bis die Quote erreicht wird

- <u>Nicht-probabilistische Stichproben:</u> Auswahlwahrscheinlichkeit unbekannt!
 - Quotenstichtprobe
 - Ad-hoc-Stichprobe
 - Zur Verfügung stehende Personen werden ausgewählt, wie
 - Familienmitglieder
 - KommilitonInnen
 - auf dem Albertus-Magnus-Platz befindliche Menschen in einem bestimmten Zeitraum

- <u>Nicht-probabilistische Stichproben:</u> Auswahlwahrscheinlichkeit unbekannt!
 - Quotenstichtprobe
 - Ad-hoc-Stichprobe
 - Theoretische Stichprobe
 - in qualitativer Forschung der grounded theory, Vorgehen (grob):
 - zunächst Basisinterviews
 - dann theoriegeleitet Suche nach weiteren Befragten

- <u>Nicht-probabilistische Stichproben:</u> Auswahlwahrscheinlichkeit unbekannt!
- Gefahr einer verzerrten Auswahl der Stichprobe, d.h. ggf. entspricht die Verteilung der Merkmale / Merkmalsausprägungen der Stichprobe nicht der der intendierten, zu untersuchenden Population
 - Gefahr einer nicht-repräsentativen Stichprobe
 - Rückschlüsse von statistischen Stichprobenkennwerten auf die Parameter der definierten Population sind ggf. nur eingeschränkt oder nicht möglich

Eine weitere Unterscheidung:

Abhängigkeit und Unabhängigkeit von mehreren Stichproben

- Unabhängige Stichproben
 Die durch Ziehung in die Stichprobe A aufgenommenen Objekte haben keinen Einfluss auf die Ziehung der Objekte in anderen Stichproben
- Abhängige Stichproben
 Die durch Ziehung in die Stichprobe A aufgenommenen Objekte haben
 <u>Einfluss</u> auf die Ziehung der Objekte in anderen Stichproben
 - z.B. bei Messwiederholungen (indentische Stichprobe bei Messwiederholung)
 - z.B. bei parallelisierten Stichproben (Entsprechung von Merkmalen / Merkmalsausprägungen zwischen mehreren Stichproben, wie z.B. bei einer von den Merkmalsausprägungen der Testgruppe abhängig erstellten Kontrollgruppe)

Schätzung: Populationsparameter

- Populationsparameter werden (außer im Falle einer Vollerhebung)
 <u>geschätzt</u>
 - auf Basis der statistischen Stichprobenkennerwerte
- Schätzung: mit einer *Wahrscheinlichkeit* der Ausprägung innerhalb der definierten Population
- Wir verlassen den Bereich der deskriptiven Statistik (Beschreibung der statistischen Stichprobenkennwerte) und begeben uns nun in den Bereich der schließenden Statistik (Inferenzstatistik)

deren Aufgaben Meindl 2011:132 definiert als

- Schätzung unbekannter Parameter der Grundgesamtheit
- Prüfung von Hypothesen über diese Parameter

(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

Zufallsexperiment

- "Vorgang, dessen Ergebnis in einer Weise vom Zufall abhängt, dass man vor dem Experiment nicht weiß, zu welchen der möglichen Ergebnisse das Experiment führen wird"
- "läuft unter definierten, gleichbleibenden Bedingungen ab, die eine beliebige Wiederholung gleichartiger Experimente gestatten"

(Bortz + Döring 2006:403)

- Elementarereignisse (elementary outcomes): potenziell beobachtbare Merkmalsausprägungen eines Zufallsexperiments: e_i
- Merkmalsraum (sample space) (Meindl: Ergebnisraum): Menge aller Elementarereignisse $\{e_1, e_2, ..., e_n\}$

(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

- Zufallsvariable
 - Schreibweise: Großbuchstaben
- Jedem Elementarereignis e wird nach einer eindeutigen Regel eine reelle Zahl x(e) zugeordnet
- ihre Zuordnungsvorschrift: **Zufallsvariable X**
 - Beispiel Würfel: X(e=1) = 1; X(e=2) = 2
 - Beispiel biol. Geschlecht: $X(e=m\ddot{a}nnl.) = 1$; X(e=weibl.) = 2
- Wahrscheinlichkeit, dass Zufallsvariable X den Wert x annimmt: $P(X(e_i=x)=x)$ bzw. P(X=x)

(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

- Erste Regeln (Axiome nach Kolmogorov), nach Meindl 2011,
 - Positivitätsaxiom: $0 \le P(E) \le 1$ für jedes Ereignis E
 - Normierungsaxiom: $P(\Omega) = 1$
 - Additionsregel: $P(E_1 \cup E_2) = P(E_1) \vee P(E_2)$ = $P(E_1) + P(E_2)$, wenn die zwei Ereignisse E_1 und E_2 sich einander ausschließen (Sonderfall)
 - Unmögliches Ereignis $E_u: P(Eu) = 0$
 - Gegenereignis: $P(E_x) + P(\neg E_x) = 1$
 - Monotoniegesetz: $E_1 \subseteq E_2 \to P(E_1) \le P(E_2)$

(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

• Diskrete Zufallsvariable: endlich viele oder abzählbar unendlich viele Werte

Beispiel: Zufallsexperiment mit einem Würfel

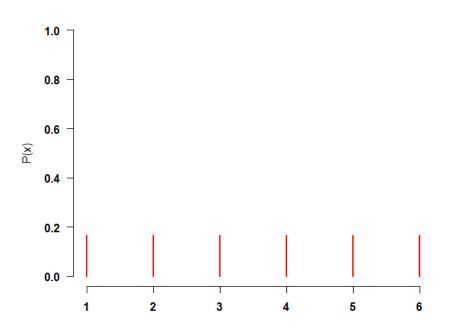
- Merkmalsraum $\Omega = \{ \bullet \mid \bullet \mid \bullet \mid \bullet \mid \bullet \}$
- Zufallsvariablen: $X(e_1 = \boxed{\cdot}) = 1, ..., X(e_6 = \boxed{\cdot}) = 6$
- Wahrscheinlichkeit: $P(X=1)=\frac{1}{6}$, ..., $P(X=6)=\frac{1}{6}$

(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

Wahrscheinlichkeitsfunktion

Alle möglichen Werte einer diskreten Zufallsvariable zusammen mit ihren zugeordneten Wahrscheinlichkeiten





Summe der Einzelwahrscheinlichkeiten ist 1

(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

• Simulation des Zufallsexperiments in R!

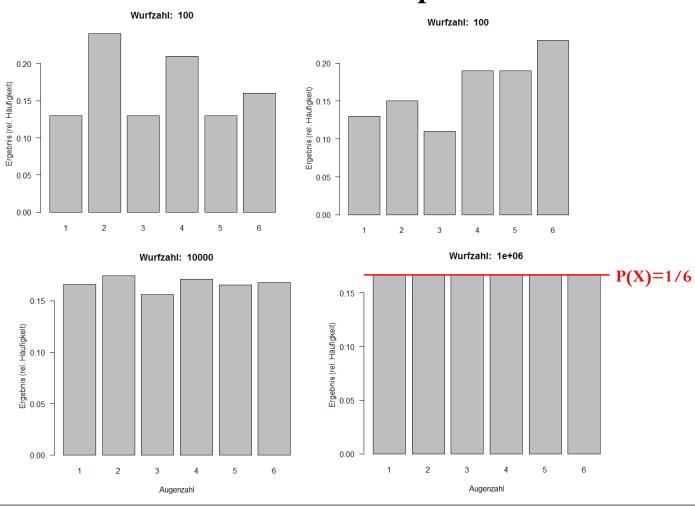


(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

- Simulation eines Zufallsexperiments in R
 - Funktion sample() mit den Argumenten
 - x Merkmalsraum, Menge der Elementarereignisse, hier: x = c(1,2,3,4,5,6) oder x=1:6 oder x=seq(1,6,1)
 - **size** gibt die Häufigkeit der Ereignisse eines Zufallsexperiments an hier z.B.: size = 100 bei 100 Würfen
 - replace Zurücklegen ja oder nein?
 hier: replace = TRUE, wird bspw. eine 5 gewürfelt, so kann die 5 auch im nächsten Würf gewürfelt werden können
 - **prob** Wahrscheinlichkeit P(X=x)
 hier: keine Angabe (default ist prob=NULL): die Wahrscheinlichkeit,
 dass die Zufallsvariable den Wert x annimmt, ist bei 6
 Elementarereignissen automatisch 1/6.
 Bei einer Simulation mit einem *gezinkten* Würfel mit P(X=6) = 0,5 wäre anzugeben: prob = c(0.1,0.1,0.1,0.1,0.1,0.5)

(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

Simulation des Zufallsexperiments in R!

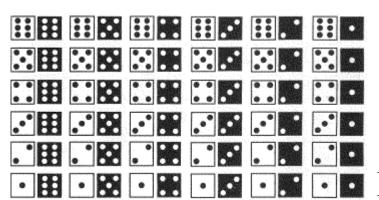




(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

Zufallsexperimente mit Würfel

- Zufallsexperiment mit zwei Würfeln
 - Merkmalsraum $\Omega = \{$
 - Menge der 36Elementarereigbisse



• Zufallsvariable $X(e_1 = \bigcirc \bigcirc) = 2$ Zufallsvariable $X(e_2 = \bigcirc \bigcirc \bigcirc) = 3, ...$ Zufallsvariable $X(e_7 = \bigcirc \bigcirc \bigcirc \bigcirc) = 3, ...$

(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

Zufallsexperimente mit Würfel

Zufallsexperiment mit zwei Würfeln

•
$$P(X = 12) = \frac{1}{36}$$

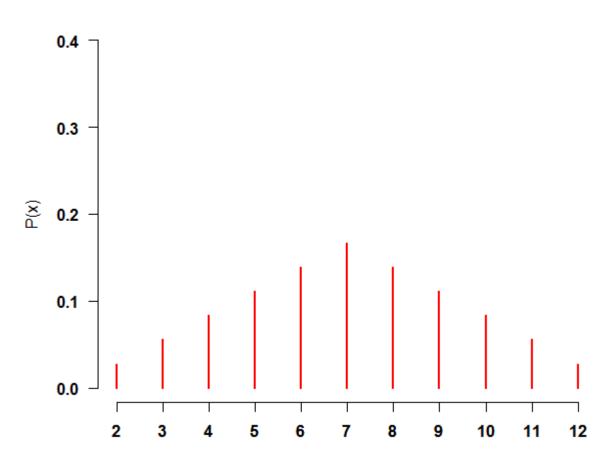
•
$$P(X = 11)$$

= $P(X(e = 11) \cup P(X(e = 11) = 1/36 + 1/36 = 2/36)$

 \rightarrow Additionsgesetz, $P(X(e = \square \square \square) = 11)$ und $P(X(e = \square \square \square = 11)$ schließen einander aus

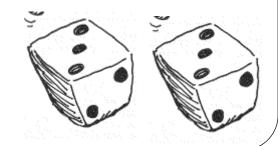
(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

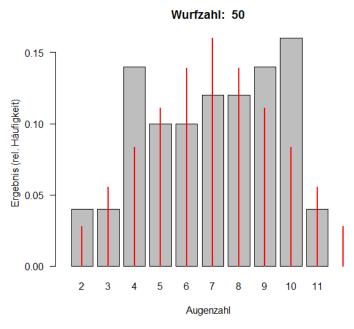
Diskrete Zufallsvariable, 2 Würfel

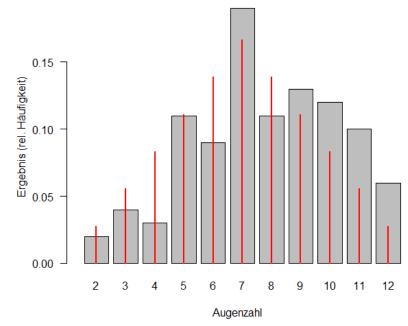


(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

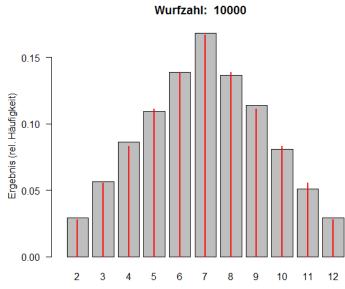
• Simulation des Zufallsexperiments in R!







Wurfzahl: 100



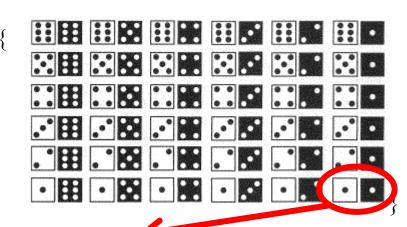
Augenzahl

(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

- Was ist die Wahrscheinlichkeit, dass
 - mit 2 Würfeln mindestens eine 1 gewürfelt wird?

•
$$P(X(e=)=1)=P(A)=6/36=1/6$$

•
$$P(A) + P(B) = 12/36$$
 (?)



Vorsicht: Ereignisse E und F schließen sich nicht einander aus!

Additionsregel

- $P(A) V P(B) = P(A) + P(B) P(A \wedge B)$
 - hier: 6/36 + 6/36 1/36 = 11/36

(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

Bedingte Wahrscheinlichkeit

(konditionale Wahrscheinlichkeit)

- Die Wahrscheinlichkeit, dass die summierte Augenzahl zweier Würfel bei jeweils einem Wurf pro Würfel 3 beträgt, ist ja 2/36.
 - Nennen wir dies die Wahrscheinlichkeit P(A)
- Jetzt sei bereits eine 1 gewürfelt worden durch den weißen Würfel (Ereignis B)
 - → Wie groß ist nun die Wahrscheinlichkeit P(A | B)

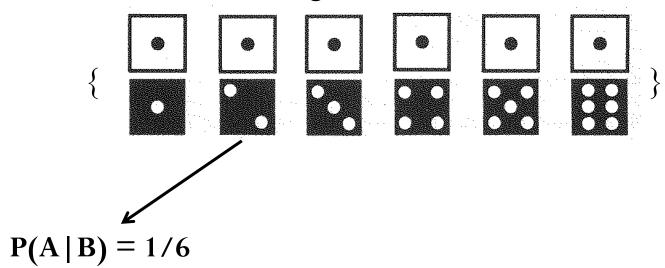
 Wahrscheinlichkeit des Ereignisses A unter der Bedingung B

(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

Bedingte Wahrscheinlichkeit

(konditionale Wahrscheinlichkeit)

• Der Merkmalsraum ist eingeschränkt, in diesem Fall:



(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

Bedingte Wahrscheinlichkeit

(konditionale Wahrscheinlichkeit)

• Regel:

$$P(A \mid B) = \frac{P(A \land B)}{P(B)}$$

• Daraus ableiten lässt sich die Multiplikationsregel:

$$P(A \land B) = P(A \mid B) P(B)$$
 $P(A \land B) = P(B \mid A) P(A)$

• $P(A \land B) = P(A)P(B)$, wenn sich Ereignisse A und B gegenseitig ausschließen

(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

- Bayes Theorem (vgl. Gonick & Smith 2005)
 - Beispiel S.46: the case of false positives
 - Beispiel
 - Eine Krankheit, die 1 von 1000 Personen befällt
 - Diagnostisches Testverfahren wurde entwickelt
 - Sensitivität: wenn eine Person erkrankt ist, ist das Testergebnis zu 99% positiv
 - Falsche Positive: wenn eine Person nicht erkrankt ist, wird das Testergebnis dennoch in 2% der Fälle positiv sein
 - Person wird positiv getestet: mit welcher Wahrscheinlichkeit ist sie erkrankt?

Ereignisse

A: Patient hat die Krankheit

B: Patient wird positiv getestet

$$P(A) = 0,001$$

$$P(B | A) = 0.99$$

$$P(B | \neg A) = 0.02$$

$$\rightarrow$$
 P(A | B) ?

	A	$\neg \mathbf{A}$	Summe
В	$P(A \wedge B)$	$P(\neg A \wedge B)$	
$\neg \mathbf{B}$	$P(A \land \neg B)$	$P(\neg A \wedge \neg B)$	
Summe			

$$P(A) = 0,001$$

 $P(B|A) = 0,99$
 $P(B|\neg A) = 0,02$

(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

	A	$\neg \mathbf{A}$	Summe
В	$P(A \wedge B)$	$P(\neg A \wedge B)$	P(B)
$\neg \mathbf{B}$	$P(A \land \neg B)$	$P(\neg A \wedge \neg B)$	P(¬B)
Summe	P(A)	P(¬ A)	1

 $P(A \wedge B)$

$$P(A) = 0,001$$

 $P(B | A) = 0,99$
 $P(B | \neg A) = 0,02$

	A	$\neg \mathbf{A}$	Summe
В	$P(A \wedge B)$	$P(\neg A \wedge B)$	P(B)
$\neg \mathbf{B}$	$P(A \land \neg B)$	$P(\neg A \wedge \neg B)$	P(¬B)
Summe	P(A)	P (¬ A)	1

$$P(A \land B) = P(B | A)P(A)$$

 $P(A \land B) = P(B | A)P(A) = 0.99 \cdot 0.001 = 0.00099$

$$P(A) = 0,001$$

 $P(B | A) = 0,99$
 $P(B | \neg A) = 0,02$

	A	$\neg \mathbf{A}$	Summe
В	0,00099	$P(\neg A \wedge B)$	P(B)
$\neg \mathbf{B}$	$P(A \land \neg B)$	$P(\neg A \wedge \neg B)$	P(¬B)
Summe	P(A)	P (¬ A)	1

$$P(\neg A)$$

$$P(A) = 0,001$$

 $P(B | A) = 0,99$
 $P(B | \neg A) = 0,02$

	A	$\neg \mathbf{A}$	Summe
В	0,00099	$P(\neg A \wedge B)$	P(B)
$\neg \mathbf{B}$	$P(A \land \neg B)$	$P(\neg A \wedge \neg B)$	P(¬B)
Summe	0,001	P (¬ A)	1

$$P(\neg A)$$

 $P(\neg A) = 1 - P(A) = 1 - 0,001 = 0,999$

$$P(A) = 0,001$$

 $P(B | A) = 0,99$
 $P(B | \neg A) = 0,02$

	A	$\neg \mathbf{A}$	Summe
В	0,00099	$P(\neg A \wedge B)$	P(B)
$\neg \mathbf{B}$	$P(A \land \neg B)$	$P(\neg A \land \neg B)$	P(¬B)
Summe	0,001	0,999	1

$$P(\neg A \land B)$$

 $P(\neg A \land B) = P(B | \neg A) P(\neg A) = 0.02 \cdot 0.999$
 $= 0.01998$

$$P(A) = 0,001$$

 $P(B | A) = 0,99$
 $P(B | \neg A) = 0,02$

	A	$\neg A$	Summe
В	0,00099	0,01998	0,02097
¬В	$P(A \land \neg B)$	$P(\neg A \land \neg B)$	P(¬B)
Summe	0,001	0,999	1

$$P(A) = 0,001$$

 $P(B | A) = 0,99$
 $P(B | \neg A) = 0,02$

(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

	A	$\neg \mathbf{A}$	Summe
В	0,00099	0,01998	0,02097
$\neg \mathbf{B}$	0,00001	0,97902	0,97903
Summe	0,001	0,999	1

Person wird positiv getestet: mit welcher

 $P(A \land B)$ Wahrscheinlichkeit ist sie erkrankt?

$$P(A \mid B) = \frac{P(A \wedge B)}{P(B)}$$

$$P(A \mid B) = \frac{P(A \land B)}{P(B)} = \frac{0,00099}{0.02097} = 0,0472$$

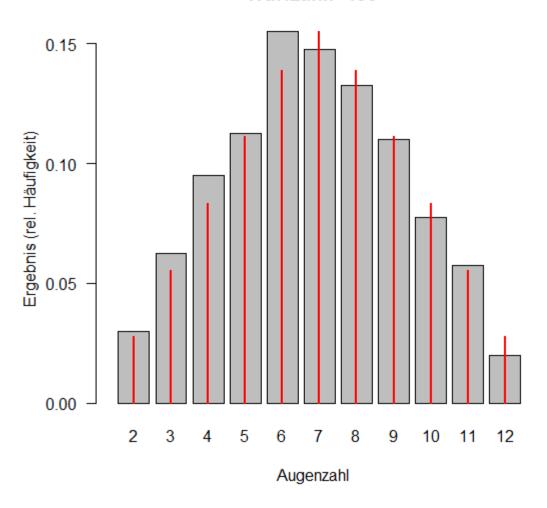
$$P(A) = 0,001$$

 $P(B|A) = 0,99$
 $P(B|\neg A) = 0,02$

•
$$P(A \mid B) = \frac{P(A \land B)}{P(B)} = \frac{P(A \land B)}{P(A \land B) + P(\neg A \land B)}$$

$$= \frac{P(A)P(B|A)}{P(A)P(B|A)+P(\neg A)P(B|\neg A)}$$

Wurfzahl: 400



(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

- Beispielstichprobe
 - Stichprobenumfang 400
 - Häufigkeitstabelle: > table(ergebnis)
 ergebnis
 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11 12
 12 25 38 45 62 59 53 44 31 23 8
 - Stichprobenmittelwert: | > mean(ergebnis) | [1] 6.85

•
$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i = \frac{12}{400} \cdot 2 + \frac{25}{400} \cdot 3 + \frac{38}{400} \cdot 4 + \dots + \frac{8}{400} \cdot 12 = \sum_{i \in I} h_i \cdot x_i$$
relative Häufigkeiten h

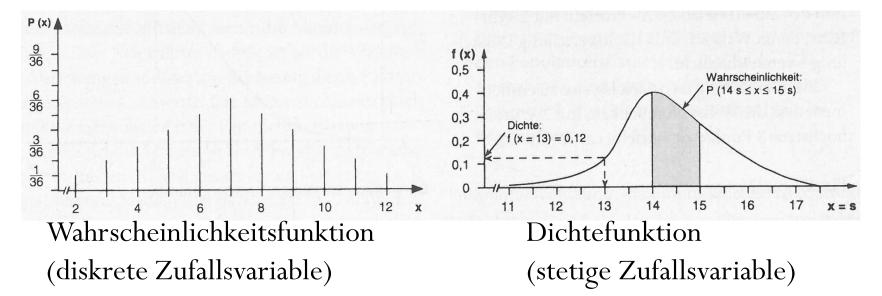
• Erwartungswert μ oder E(x) einer diskreten Zufallsvariable:

$$\sum_{i \in I} p_i \cdot x_i$$

- Stetige Zufallsvariable:
 nicht abzählbar unendlich viele Werte;
 können jeden Wert annehmen, der zwischen zwei beliebigen
 Werten der Zufallsvariablen liegt.
- Die Wahrscheinlichkeit eines Einzelereignisses P(X=x) ist gleich 0!
 - → Es können nur Wahrscheinlichkeiten bzgl. eines Intervalls an Zufallsvariablen berechnet werden!
- $P(a \le x \le b) = \int_b^a f(x) dx$
 - f(x) ist Dichtefunktion

(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

Wahrscheinlichkeitsfunktion und Dichtefunktion



Erwartungswert μ oder E(x) einer stetigen Zufallsvariable:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx \cdot x$$

Gesamtfläche unterhalb der Kurve:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$$

(Bortz + Döring 2006, Meindl 2011, Gonick & Smith 2005)

• Varianz einer Zufallsvariable:

• diskrete Zufallsvariable:

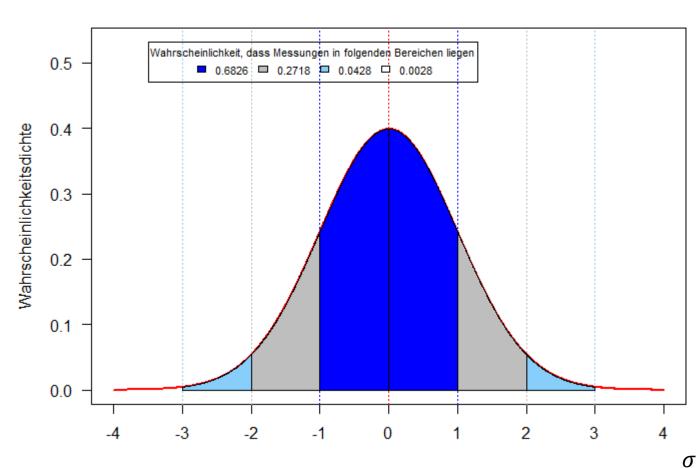
$$\sigma^2 = \sum_{i \in I} (x_i - \mu)^2 p_i$$

• stetige Zufallsvariable

$$\sigma^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (x_i - \mu)^2 f(x) dx$$

Standardnormalverteilung

Standardnormalverteilung



Standardnormalverteilung

Stichprobengröße und Standardnormalverteilung

- Zentraler Grenzwertsatz: Werden theoretisch unendlich viele, unabhängige Stichproben mit Umfang n aus einer Population gezogen, geht die Verteilung der unabhängigen Zufallsvariablen mit wachsendem Stichprobenumfang (n ≥ 30) in eine Normalverteilung über
 - Auch die Schätzung der Populationsparameter wird mit größerem Stichprobenumfang genauer

- Unbekannte Parameter der Population (K) werden geschätzt
 - → auf Basis der Stichprobenkennwerte (k) der Stichprobe(n)
- Kriterien der Parameterschätzung, u.a.
 - Konsistenz: Stichprobenparameter k schätzt Populationsparameter K konsistent, wenn k mit wachsendem Stichprobenumfang $(n \to \infty)$ gegen K konvergiert
 - \bar{x} , s², p sind konsistente Schätzer

- Unbekannte Parameter der Population (K) werden geschätzt
 - → auf Basis der Stichprobenkennwerte (k) der Stichprobe(n)
- Kriterien der Parameterschätzung, u.a.
 - **Suffizienz**: Schätzer k ist suffizient, wenn er alle in den Daten einer Stichprobe enthaltenden Informationen berücksichtigt
 - so gesehen ist z.B. das arithmetische Mittel suffizienter als der Median, da der Median nur auf Ordnungsrelationen basiert

- Unbekannte Parameter der Population (K) werden geschätzt
 auf Basis der Stichprobenkennwerte (k) der Stichprobe(n)
- Kriterien der Parameterschätzung, u.a.
 - Erwartungstreue: Stichprobenkennwert k schätzt Populationsparameter K erwartungstreu, wenn der Mittelwert der k-Werte für zufällig aus der Population gezogene Stichproben identisch ist mit dem Populationsparameter K.
 - Stichprobenmittelwert $ar{x}$ schätzt Erwartungswert μ erwartungstreu
 - Relative Häufigkeit in Stichprobe p schätzten relative Häufigkeit in Population π erwartungstreu
 - Empirische Varianz s 2 schätzt Populationsvarianz σ^2 nicht erwartungstreu
 - \rightarrow s² unterschätzt σ^2 (vgl. bspw. geringe Stichproben-Auswahlwahrscheinlichkeit von Merkmalsträgern mit extremen positiven oder negativen Merkmalsausprägungen bei Normalverteilung)
 - → Korrektur: kleinerer Nenner (Freiheitsgrad n − 1 statt n) bei der Populationsvarianz: erwartungstreuer Schätzer $\hat{\sigma}^2$ je kleiner der Stichprobenumfang, desto größer fällt die Korrektur aus (d.h. umso größer wird die Differenz zwischen empirischer Varianz (kleinerer Wert) und korrigierter Populationsvarianz)

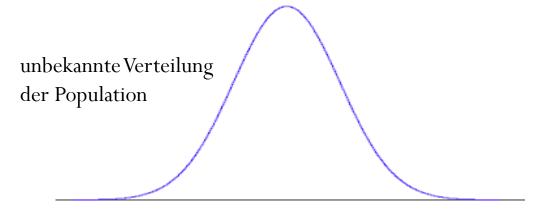
Mit dem Ergebnis meiner Stichprobe ... • z.B. - falls Variable mindestens

```
5 strong with film
                                       bt Adj.3.07
                  5 strong with film
                                       bt Adi.3.08
                                                        2po
                  5 strong with film
                                      bt Adj.3.09
                  5 strong with_film bt Adj.3.02
                 5 strong with_film bt Adj.3.04
5 strong with_film bt Adj.3.10
5 strong with_film bt Adj.3.05
5 strong with_film bt Adj.3.11
                  5 strong with film bt Adj.3.01
                  5 strong with film bt Adj.3.03
                                                        1ev
                 5 strong with film bt Adj.3.06
                 5 strong with_film st Adj.2.08
1084
                                                        2po
                 5 strong with film st Adj.2.03
1085
                                                        1ev
                 5 strong with film st Adj.2.07
1086
                                                        2po
                5 strong with_film st Adj.2.06
                                                        2po
                5 strong with film st Adj.2.09
1088
                                                        3ac
                5 strong with film st Adj.2.10
                                                        3ac
                5 strong with film st Adj.2.11
                                                        3ac
        YQ
                5 strong with film st Adj.2.04
                                                        1ev
                5 strong with_film st Adj.2.12
        YQ
                                                        3ac
                5 strong with film st Adj.2.05
                                                        2po
                5 strong with film st Adj.2.02
                5 strong with film st Adj.2.01
                                                        1ev
                5 strong with film sc Adj.1.03
                5 strong with film sc Adj.1.06
                5 strong with film sc Adj.1.08
                5 strong with film sc Adj.1.09
                5 strong with film sc Adj.1.02
                5 strong with film sc Adj.1.05
                5 strong with film sc Adj.1.12
                5 strong with film sc Adj.1.01
                5 strong with film sc Adj.1.10
                5 strong with film sc Adj.1.04
                5 strong with film sc Adj.1.11
                5 strong with film
```

- z.B. falls Variable mindestens intervallskaliert:
 - Arithmetisches Mittel \overline{x} schätzt Erwartungswert μ (und dies "besser" als der Median)
 - ullet erwartungstreuer Schätzer der Varianz der Population: $oldsymbol{\widehat{\sigma}^2}$

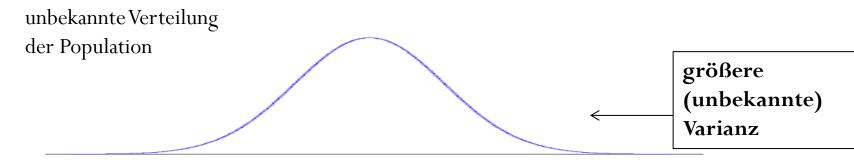
Was kann ich damit jetzt über die unbekannten Populationsparamer Mittelwert und Streuung aussagen?

• \bar{x} ist ein **Punktschätzer** des unbekannten Erwartungswerts

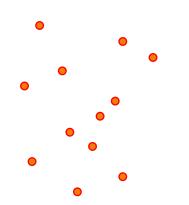


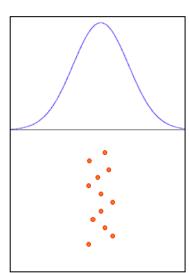
Mittelwerte von Zufallsstichproben

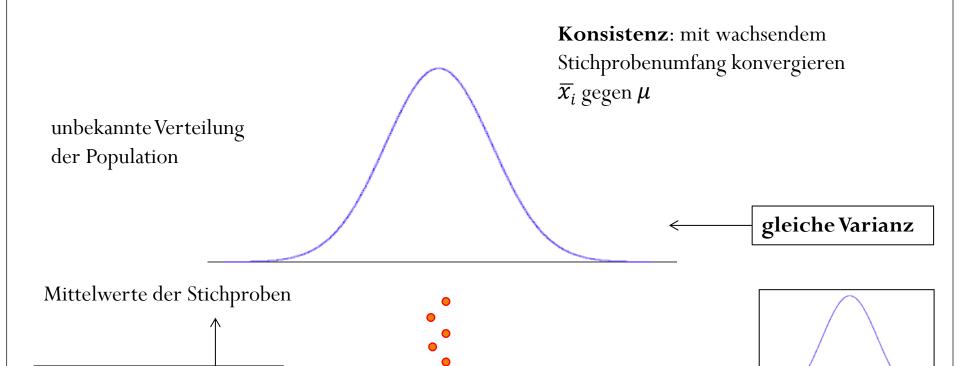




Mittelwerte von Zufallsstichproben

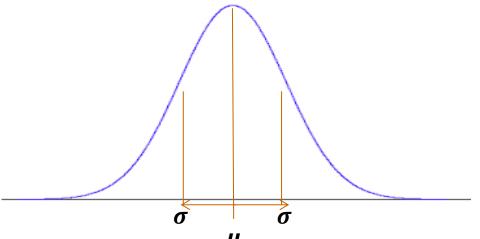






Stichprobenumfang

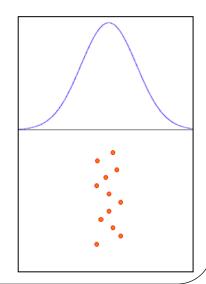
größer

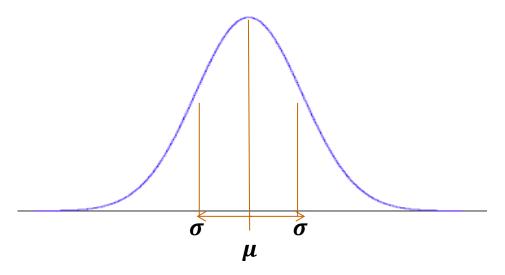


Einfluss auf die Streuung der Mittelwerte der Zufallsstichproben:

- Stichprobenumfang
- Streuung der Verteilung der Population







Auch die Mittelwerte der Zufallsstichproben sind Zufallsvariablen mit einer bestimmten Verteilung :

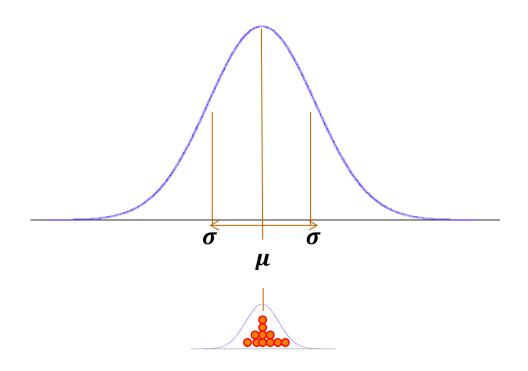
- Ihr Mittelwert ist μ
- Ihre Streuung wird durch den ndardfehler SE bestimmt



Der Standardfehler berücksichtigt:

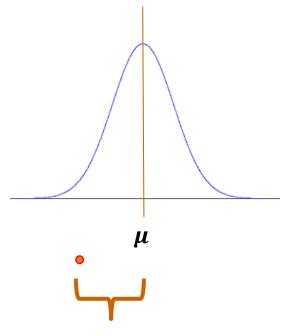
σ → Standardabweichung der Population

→ Stichprobenumfang



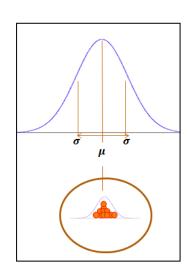


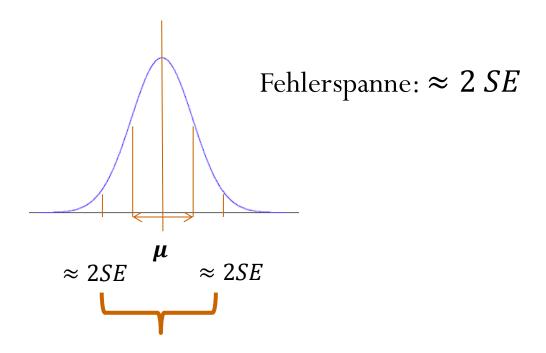
"The standard error is the standard deviation of the sampling distribution of the sample mean" Cumming 2012:59



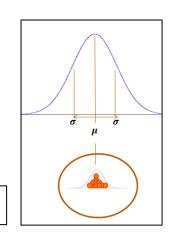
Schätzfehler (estimation error):

$$\bar{x} - \mu$$

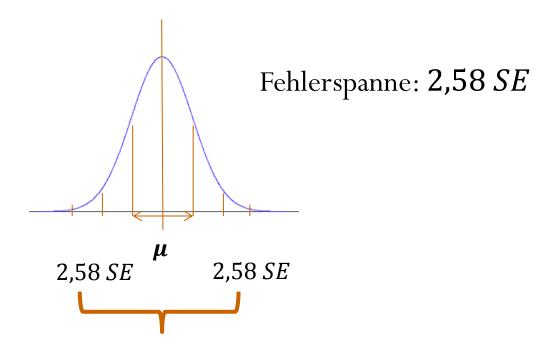




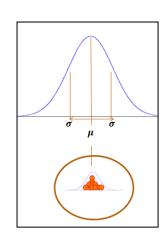
→ Wahrscheinlichkeit ist 0.95, dass Schätzfehler in der Fehlerspanne μ +/- $\approx 2SE$ liegt



genauer: 1,96 SE



 \rightarrow Wahrscheinlichkeit ist 0.99, dass Schätzfehler in der Fehlerspanne μ +/- \approx 2,58 SE liegt



• Es stellt sich nun die Frage, wie gut unser Arithmetisches Mittel (ein Punktschätzer) den unbekannten Populationsmittelwert schätzt:
Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass ein rechts und links von dem Punktschätzer liegendes Intervall die unbekannte Größe überdeckt?



- Konfidenzintervall (CI) <u>bei Stichproben mit n>30</u>: $[\bar{x} Fehlerspanne, \bar{x} + Fehlerspanne]$
- Ist die Fehlerspanne z.B. 1,96 SE, können wir mit 95%iger Wahrscheinlichkeit davon ausgehen, dass der unbekannte Populationsmittelwert innerhalb dieser Spanne liegt



- 95% CI: $[\bar{x} 1.96 SE, \bar{x} + 1.96 SE]$
 - Hinweis: bei kleinerem Stichprobenumfang ist nicht von einer Standardnormalverteilung auszugehen, hier müssen in der Berechnung der CI t-Werte einer t-Verteilung berücksichtigt werden (auf die wir im Rahmen dieses Seminars nicht mehr eingehen werden)

- Zurück zur Messung:
 Es seien Parameter einer Zufallsstichprobe (n=50) bestimmt worden:
 - Arithmetisches Mittel \bar{x}
 - Varianz s²und Standardabweichung s
- Auf Basis dieser Werte können wir nun die Populationsparameter schätzen:
 - ullet Populationsmittelwert μ auf Basis des Arithmetischen Mittels $ar{x}$
 - Populationsstreuung auf Basis der erwartungstreuen Schätzer (mit Nenner n-1) Varianz $\hat{\sigma}^2$ und Standardabweichung $\hat{\sigma}$
 - den Standardfehler (SE) durch $\frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}$
 - Konfidenzintervall für den Populationsmittelwert, z.B. 95%-CI:

$$[\bar{x} - 1.96 \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}, \ \bar{x} + 1.96 \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{n}}]$$

R Implementation

Random sample generation for the normal distribution:

- 1000 sample data
- mean: 20
- standard deviation: 2

```
random_norm_data <- rnorm(1000, mean=20, sd=2)
```

Define function for standard error $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$

```
SE <- function(x) {
    sd(x)/sqrt(length(x))
}</pre>
```

```
SE(a)
```

0.0642116001725348

```
Define 95%-CI function (sample \geq 30) \bar{x} - margin\ error\ 1.96SE\ ; \bar{x} + margin\ error\ 1.96SE
```

```
CI95 <- function(x) {
    c(mean(x)-1.96*SE(x),mean(x)+1.96*SE(x))
}</pre>
```

```
CI95(a)
```

- 1.19.8624545629745
- 2. 20.1141640356508

Literatur

- Bortz, Jürgen & Nicola Döring (2006). Forschungsmethoden und Evaluation für Human- und Sozialwissenschaftler (4. Aufl.). Heidelberg: Springer Medizin Verlag.
- Gonick, Larry & Woollcot Smith (2005). The Cartoon Guide to Statistics. New York: Collins.
- Meindl, Claudia (2011). Methoden für Linguisten. Eine Einführung in die Versuchsplanung. Tübingen: Narr Verlag.