

# Zusammenfassung Statistik 1 - FS17

v1

Gleb Ebert

6. Juli 2017

## Vorwort

Diese Zusammenfassung soll den gesamten Stoff der Vorlesung Statistik 1 (Stand Frühjahrssemester 2017) in kompakter Form enthalten und soll an der Basisprüfung verwendet werden können. Ich kann leider weder Vollständigkeit noch die Abwesenheit von Fehlern garantieren. Für Fragen, Anregungen oder Verbesserungsvorschlägen kann ich unter **[glebert@student.ethz.ch](mailto:glebert@student.ethz.ch)** erreicht werden.

Die Instruktionen für die TI-83/84 Taschenrechner befinden sich auf der letzten Seite und können somit einfach weggelassen werden.

# 1 Hypothesentest

- 1) Modell
- 2) Nullhypothese und Alternative
- 3) Teststatistik
- 4) Signifikanzniveau  $\alpha$
- 5) Verwerfungsbereich der Teststatistik  $K$
- 6) Testentscheid

# 2 Modelle für Zähldaten

## 2.1 Wahrscheinlichkeitsmodelle

- Grundraum  $\Omega$ , Elementarereignisse  $w$
- Ereignis: Teilmenge von  $\Omega$
- Wahrscheinlichkeit für jedes Ereignis

$A \cup B$  (oder);  $A \cap B$  (und);  $A^c, \bar{A}$  (nicht A)

Zwei Mengen sind disjunkt, wenn sie kein gemeinsames Element besitzen.

Axiome:

- 1)  $P(A) \geq 0$
- 2)  $P(\Omega) = 1$
- 3)  $P(A \cup B) = P(A) + P(B) \iff A \cap B = \{\} = \emptyset$

### 2.1.1 Wahrscheinlichkeit berechnen

- 1) Summe von Elementarereignissen

$$P(A) = \sum_{i=1}^i P(w_i) = 1$$

- 2) Laplace Modell: El.ereignisse gleich wa.

$$P(A) = \frac{\text{\# günstiger El.ereignisse}}{\text{\# möglicher El.ereignisse}}$$

- 3) Mengenoperationen / Venn-Diagramme:  
z.B. Gegenereignis ( $A$  und  $A^C$ )

## 2.2 Unabhängigkeit

$A, B$  sind unabhängig, wenn das Auftreten von  $A$  die Wa. von  $B$  nicht beeinflusst  $\iff P(A \cap B) = P(A) * P(B)$

# 2.3 Bedingte Wahrscheinlichkeit

Die bedingte Wahrscheinlichkeit von Ereignis  $A$  wenn  $B$  eingetreten ist, wird mit  $P(A|B)$  bezeichnet. Es gilt:

$$P(A^c|B) = 1 - P(A|B)$$

Satz von Bayes: 
$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{P(B|A) * P(A)}{P(B)}$$

$$\Delta P(A|B) \neq P(B|A)$$

Satz der totalen Wahrscheinlichkeiten:

$$P(X) = P(X|K) * P(K) + P(X|K^c) * P(K^c)$$

- $odds(E) = \frac{P(E)}{1 - P(E)}$
- $log - odds(E) = \ln(odds(E))$
- $odds - Ratio = \frac{odds(E|G=1)}{odds(E|G=2)}$   
mit Ereignisgruppen  $G = 1$  und  $G = 2$

## 2.4 Zufallsvariable

Funktion  $\Omega \hookrightarrow \mathbb{R}; X : A \longrightarrow X(A) = x$

- Grossbuchstabe:  $X$  = Funktion
- Kleinbuchstabe:  $x$  = konkreter Wert

$$P(X = x) = P(\{w|X(w) = x\}); \sum_{alle\ x} P(X = x) = 1$$

## 2.5 Binomialverteilung

Allgemein gilt:

$n$  = #Lose;  $x$  = #Gewinne;  $\pi$  = #Wa. Gewinn

- Binomialkoeffizient:  $\binom{n}{x} = \frac{n!}{x!(n-x)!}$
- Binomialverteilung:  $\binom{n}{x} * \pi^x * (1 - \pi)^{n-x}$

## 2.6 Kennzahlen einer Verteilung

- Erwartungswert:  $E(X) = \sum P(X = x) * x$   
Sind  $X, Y$  unabhängig so gilt:  
 $E(aX + bY + c) = a * E(X) + b * E(Y) + c$
- Varianz:  $Var(X) = E[(X - E(X))^2]$   
 $= \sum P(X = x) * [x - E(x)]^2$

$$Var(aX + bY + c) = a^2 Var(X) + b^2 Var(Y) + 2ab * Cov(X, Y)$$

- Standardabweichung:  $\sigma_X = \sqrt{Var(X)}$

# 2.7 Diskrete Verteilung

- Binomialverteilung:  $X \sim Bin(n, \pi)$  ( $\rightarrow$  siehe 2.5)
- Uniforme Verteilung: alle Ereignisse gleiche Wa.
  - $X \sim Unif(n)$
  - $P(X = x) = \frac{1}{n}, \{1, 2, \dots, n\}$
  - $E(X) = \frac{n+1}{2}, Var(X) = \frac{(n+1)(n-1)}{12}$
- Poissonverteilung:  
vergleichsweise seltene Ereignisse während eines bestimmten Zeitraums.
  - $X \sim Pois(x)$
  - $P(X = x) = \frac{\lambda^x e^{-\lambda}}{x!} (x = 0, 1, 2, \dots)$
  - $E(X) = \lambda, Var(X) = \lambda$

Die Summe zwei voneinander unabhängigen und poisson-verteilten Zufallsvariablen ist ebenfalls poisson-verteilt:

$$X \sim Poisson(\lambda_X), Y \sim Poisson(\lambda_Y)$$

$$\rightarrow X + Y \sim Pois(\lambda_X + \lambda_Y)$$

- Hypergeometrischer Verteilung: Urne,  $N$  Kugeln,  $m$  markiert,  $n$  ziehen ohne zurücklegen, wieviele markierte? Die Chance eine Markierte Kugel zu ziehen verändert sich nach jedem Zug. Bei sehr grossen  $N$  ist dies aber vernachlässigbar und die Binomialverteilung ist eine gute Approximation.

- $X \sim Hyper(N, n, m)$
- $P(X = x) = \frac{\binom{m}{x} \binom{N-m}{n-x}}{\binom{N}{n}}, \{0, 1, \dots, \min(n, m)\}$
- $E(X) = \frac{nm}{N}, Var(X) = \frac{nm(N-m)(N-n)}{N^2(N-1)}$

# 3 Statistik für Zähldaten

## 3.1 Drei Grundfragen

- Bester Schätzwert für Parameter  
 $\rightarrow$  Punktschätzung
- Sind Beobachtungen und gewisse Parameterwerte kompatibel?  $\rightarrow$  Hypothesentest
- In welchem Bereich liegt Parameter?  
 $\rightarrow$  Vertrauensintervall (VI)

3.2 Schätzung, Test und VI bei Binomialtest

3.2.1 Punktschätzung

- **Momentenmethode** (MM)
- **Maximum-Likelihood Methode / M-L Estimate** (MLE)

**MM, Bsp 1**  
100 Patienten bekommen neues Medikament. 54 davon werden gesund. Was ist die Wirkwahrscheinlichkeit des Medikaments?

$X$ : gesund gewordene Patienten ( $x = 54$ )  
 $X \sim Bin(n = 100, \pi = ?)$

Momentenmethode um  $\pi$  zu schätzen:  
 $E(X) = n * \pi$   
 $E(X) \approx x = 54 \rightarrow x \approx N * \pi \rightarrow \pi \approx \frac{x}{n} = 0.54$

**MM, Bsp 2: Capture-Recapture**  
Gesucht: Grösse unbekannter Population. **Lincoln-Peterson Methode**:

- $m$  zufällige Tiere fangen, markieren, freilassen
- $n$  zufällige Tiere fangen
- ZV  $X$ : Anzahl markierter Tiere in 2. Fang

$X \sim Hyper(N, n, m)$  mit  $N$  als Populationsgrösse  
 $x$  Markierte in 2. Fang  
 $E(X) = \frac{n*m}{N} \approx x \rightarrow N \approx \frac{n*m}{x}$   
Ungenau aber richtige Grössenordnung

**MLE, Bsp 1**  
 $n = 600$  Personen erhalten Medikament;  $x = 30$  haben Nebenwirkung. Wie oft treten diese auf?  
 $X$ : Anzahl Personen mit Nebenwirkung  
 $X \sim Bin(n = 600, \pi)$ ;  $P(X = 30) = \binom{600}{30} \pi^{30} (1 - \pi)^{570}$   
MLE  $\hat{\pi}$  für  $\pi$ , ist der Wert, der  $P(X = 30)$  maximiert.  
 $P(X = x) = \binom{n}{x} \pi^x (1 - \pi)^{n-x} := f(\pi)$  'likelihood'  
 $\hat{\pi} = \frac{x}{n} = \frac{30}{600} = 0.05$

3.2.2 Statistischer Test (Einseitiger Binomialtest)

- 1) **Modell**:  $X$ : Anzahl Erfolge bei  $n$  Versuchen  
 $X \sim Bin(n, \pi)$
- 2) **Nullhypothese**  $H_0: \pi = \pi_0$   
**Alternative**  $H_A$ :
  - $\pi \neq \pi_0$  (zweiseitig)
  - $\pi > \pi_0$  (einseitig nach oben)
  - $\pi < \pi_0$  (einseitig nach unten)
- 3) **Teststatistik**  $T$ : Anzahl Treffer bei  $n$  Versuchen  
Verteilung von  $T$  falls  $H_0$  stimmt:  $T \sim Bin(n, \pi_0)$
- 4) **Signifikanzniveau**  $\alpha$ : Konvention; meist  $\alpha = 0.05$
- 5) **Verwerfungsbereich von  $T$** :  
Form des Verwerfungsbereiches
  - $\pi \neq \pi_0$ :  $K = [0, c_u] \cup [c_o, n]$
  - $\pi > \pi_0$ :  $K = [c, n]$
  - $\pi < \pi_0$ :  $K = [0, c]$ $c$  für  $n\pi > 0$ ,  $n(1 - \pi) > 5$  und  $\alpha = 0.05$  mit **Normalapproximation** berechnet:  
$$c \approx \frac{x}{n} + z \sqrt{\frac{x}{n^2} \left(1 - \frac{x}{n}\right)} \approx n\pi_0 + z \sqrt{n\pi_0(1 - \pi_0)}$$
  - $\pi > \pi_0$ :  $z = 1.64$   
 $c$  aufgerundet auf die nächste ganze Zahl
  - $\pi < \pi_0$ :  $z = -1.64$   
 $c$  abgerundet auf die nächste ganze Zahl
  - $\pi \neq \pi_0$ :  $z = \pm 1.96$   
 $c$  analog gerundet
- 6) **Testentscheid**

**Beispiel Panini-Bilder**

- 1) Ziehen 500 aus 661 Bildern mit Zurücklegen
- 2)  $H_0$ : zufällig eingepackt  
 $H_A$ : weniger Doppelte eingepackt
- 3)  $T$ : Anzahl einzigartiger Bilder  
Verteilung wenn Nullhypothese stimmt:  
Simulation
- 4)  $\alpha = 1/1'000'000$
- 5) Verwerfungsbereich von  $T$ : Bei 1 Mio Simulationen nie mehr als 387 einzigartige Bilder  
 $\rightarrow K = \{388, 389, \dots, 500\}$
- 6) Beobachteter Wert (477) liegt in  $K$ .  $H_0$  wird auf  $\alpha$  daher verworfen.

**Fehler:**  
**1. Art:** Fälschliches Verwerfen von  $H_0$ , obwohl richtig  
**2. Art:** Fälschliches Behalten, obwohl  $H_A$  stimmt

Per Definition ist der Fehler 1. Art höchstens  $\alpha$ . Der Fehler 2. Art wird grösser mit kleinerem  $\alpha$ . Da man primär Fehler 1. Art vermeiden will, wählt man  $\alpha$  klein.  
Statt der Wa. des Fehlers 2. Art wird oft die **Macht** angegeben. **Macht** =  $1 - P(\text{Fehler 2. Art}) = P_{H_A}(X \in K)$   
Sie gibt Wa. an  $H_A$  zu bestätigen, falls diese richtig ist.

Der **einseitige Test** erkennt kleinere Abweichungen in eine Richtung von  $H_0$ . Seine Macht ist also gross.  
Der **zweiseitige Test** erkennt nur grössere Abweichungen in beide Richtungen von  $H_0$ . Seine Macht ist also klein. Man rechnet mit zwei Verwerfungsbereichen an beiden Seiten des Spektrums. Dabei rechnet man jeweils mit dem **halben Signifikanzniveau**  $\frac{\alpha}{2}$  und nimmt anschliessend die Vereinigung der beiden Verwerfungsbereiche.

**P-Wert:**  
**Def. 1:** Kleinstes  $\alpha$  bei dem  $H_0$  gerade noch verworfen wird.  
**Def. 2:** Wa. die Beobachtung oder einen extremeren Fall zu beobachten, falls  $H_0$  wahr ist.

3.2.3 Vertrauensintervall (VI, engl. CJ)

**Def. 1:** Die Werte von  $\pi_0$  bei denen  $H_0$  nicht verworfen wird auf  $\alpha$ , sind  $(1 - \alpha)$ -VI für  $\pi$   
**Def. 2:** Ein  $(1 - \alpha)$ -VI enthält den wahren Parameter mit Wahrscheinlichkeit  $1 - \alpha$ .

**$\sqrt{n}$ -Gesetz:**  $n$ -mal mehr Beobachtungen  
 $\rightarrow$  Vertrauensintervall um  $\sqrt{n}$  kleiner

# 4 Modelle und Statistik für Messdaten

## 4.1 Deskriptive Statistik

### 4.1.1 Kennzahlen

Das  **$\alpha$ -Quantil** ist der Wert  $q_\alpha$ , bei dem  $\alpha * 100\%$  der Datenpunkte kleiner als  $q_\alpha$  sind.  
 $q_{0.5}$  = "Median",  $q_{0.25}$  = "1. Quartil",  $q_{0.75}$  = "3. Quartil"

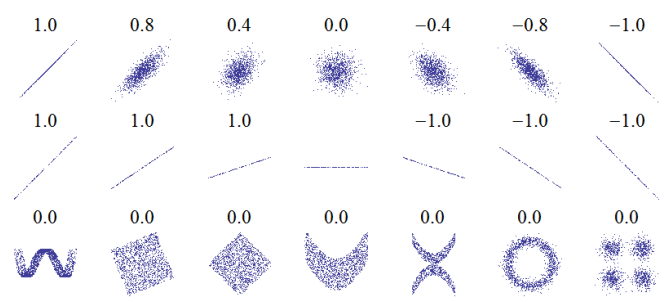
**Kennzahlen für die Lage**  
**arithmethische Mittel:**  $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$   
**Median:**  $q_{0.5}$  (robust)

**Kennzahlen für die Streuung**  
**empirische Standardabweichung:**

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

**Inter-Quartile Range (IQR):**  
 $IQR = q_{0.75} - q_{0.25}$  (robust)

**Kennzahlen für linearen Zusammenhang**  
 $Var(X) = E((X - \mu_x)^2)$  wobei  $\mu_x = E(X)$   
**Kovarianz:**  $Cov(X, Y) = E((X - \mu_x) * (Y - \mu_y))$  mit  $Cov(X, X) = Var(X)$   
**Korrelation** = "skalierte Kovarianz"  
Misst Stärke und Richtung von linearer Abhängigkeit.  
Korrelation  $\in [-1, 1]$   
 $\rho_{XY} = Corr(X, Y) = \frac{Cov(X, Y)}{\sigma_x * \sigma_y}$   
 $Corr(X, Y) = 1 \iff Y = a + b * X, b > 0$   
 $Corr(X, Y) = -1 \iff Y = a + b * X, b < 0$   
 $X, Y$  unabhängig  $\implies Corr(X, Y) = 0$



### empirische Korrelation:

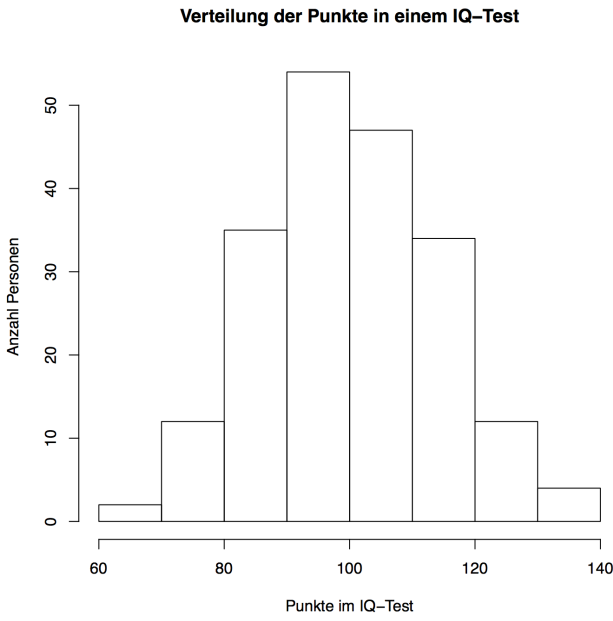
$$r_{XY} = \frac{s_{XY}}{s_X * s_Y}, s_{XY} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) * (y_i - \bar{y})}{n - 1}$$

**Standardisierung:** Ein Datensatz kann standardisiert werden, so dass arithmetisches Mittel gleich Null und Standardabweichung gleich 1 sind.

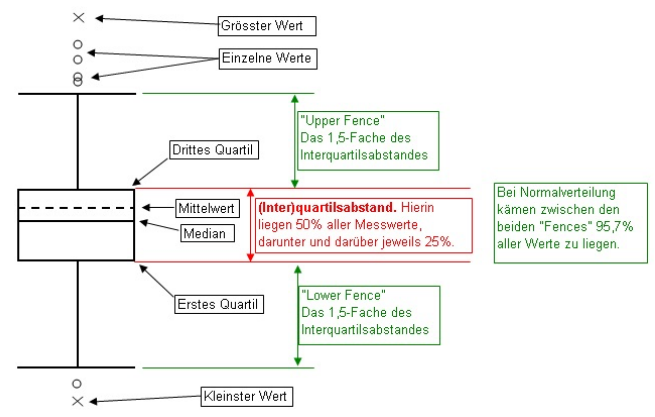
$$z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{s_X}, (i = 1, \dots, n)$$

### 4.1.2 Grafische Methoden

**Histogramm:** Klassen konstanter Breite; Anzahl Beobachtungen pro Klasse; Balken proportional zur Anzahl Beobachtungen in der jeweiligen Klasse

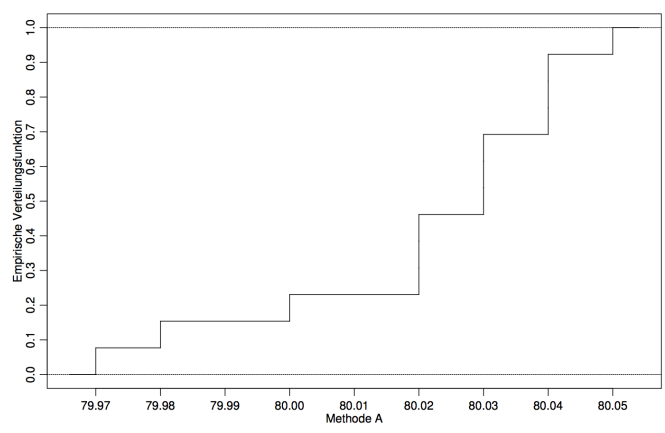


**Boxplot:** Rechteck, dass von den empirischen 25%- und 75%-Quantilen begrenzt wird; Linien, welche von dem Rechteck bis zum kleinsten bzw grössten Wert reichen, der höchstens 1.5 mal die Quartilsdifferenz von einem der beiden Quartile entfernt ist; Ausreisser sind als Sterne aufgeführt; ein Strich, welcher den Median anzeigt

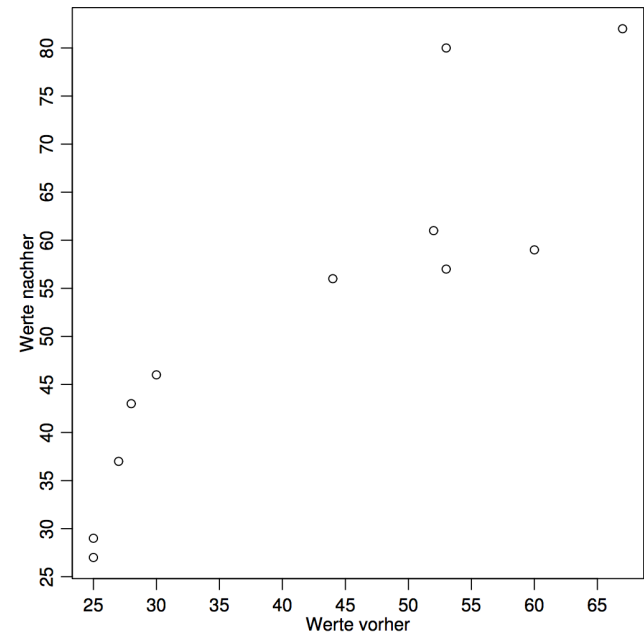


**empirische kumulative Verteilungsfunktion  $F_n(\cdot)$ :** Treppenfunktion, die bei jedem  $x_{(i)}$  einen Sprung der Höhe  $\frac{1}{n}$  oder eines Vielfachen bei mehrfachem Auftreten des jeweiligen Wertes macht

$$F_n(x) = \frac{1}{n} \text{Anzahl}\{i | x_i \geq x\}$$



**Streudiagramm:** Datenpunkte  $i$  mit Koordinaten  $(x_i, y_i)$  werden in einer Ebene dargestellt



4.2 Stetige Zufallsvariablen und Wahrscheinlichkeitsverteilung

Wertebereich stetig  $\rightarrow P(X = x) = 0$  für alle  $x$  ⚡

4.2.1 Wahrscheinlichkeitsdichte

$P(X \leq x) =: F(x)$  kumulative Verteilungsfunktion  
 $f(x) = \frac{d}{dx}F(x)$  Wahrscheinlichkeitsdichte

$\Rightarrow F(x) = \int_{-\infty}^x f(x') dx'$

4.2.2 Kennzahlen

$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$ ;  $Var(X) = E((X - E(X))^2)$   
 $\sigma_x = \sqrt{Var(X)}$ ; Quantil:  $q_\alpha = F^{-1}(\alpha)$

4.3 Wichtige stetige Verteilung

4.3.1 Uniforme Verteilung

$X \sim Uniform([a, b])$

Jeder Wert im Intervall  $[a, b]$  ist gleich wahrscheinlich.

$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & a \leq x \leq b \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$

$F(x) = \begin{cases} 0 & x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & a \leq x \leq b \\ 1 & x > b \end{cases}$

$E(X) = \frac{a+b}{2}$ ,  $Var(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$ ,  $\sigma_X = \frac{b-a}{\sqrt{12}}$

4.3.2 Exponentialverteilung

$X \sim Exp(\lambda)$

“Wartezeit auf Ausfälle”  
 $X$  mit Wertebereich  $W_x = \mathbb{R}^+ = [0, \infty)$  ist exponentiell verteilt mit Parameter  $\lambda \in \mathbb{R}^+$  ( $X \sim e^\lambda$ ), falls

$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$

$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$

$E(X) = \frac{1}{\lambda}$ ,  $Var(X) = \frac{1}{\lambda^2}$ ,  $\sigma_X = \frac{1}{\lambda}$

4.3.3 Normal- oder Gauss-Verteilung

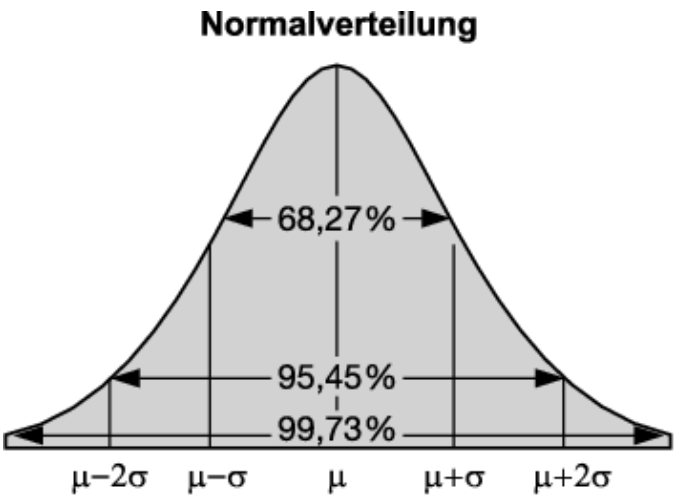
$X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$

Häufigste Verteilung für Messwerte  
 $X$  mit Wertebereich  $W_x = \mathbb{R}$  ist normalverteilt mit Parameter  $\mu \in \mathbb{R}$  und  $\sigma^2 \in \mathbb{R}^+$  falls

$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$

Die kumulative Verteilungsfunktion ist nicht explizit darstellbar und wird deswegen tabelliert. Dabei reicht eine Tabelle für die Standard-Normalverteilung da jede Normalverteilung immer in eine Standard-Normalverteilung transformiert werden kann (siehe **Standartisierung einer Zufallsvariablen** weiter unten).

$E(X) = \mu, Var(X) = \sigma^2, \sigma_X = \sigma$



**Standard-Normalverteilung** Die Normalverteilung mit  $\mu = 0$  und  $\sigma^2 = 1$  heisst Standard-Normalverteilung. Dichte und kumulative Verteilungsfunktion sehen wie folgt aus:

$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right)$ ,  $\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \phi(y) dy$

4.3.4 Funktion einer Zufallsvariable

Ist  $X$  eine Zufallsvariable, dann ist es  $Y = g(X)$  ebenfalls. Es gilt stets

$E(Y) = E(g(X)) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_X(x) dx$

**Lineare Transformation**

Ist  $g(x) = a + bx$  so gilt für  $Y = a + bX$ :

$E(Y) = E(a + bX) = a + bE(X)$

$Var(Y) = Var(a + bX) = b^2 Var(x)$ ,  $\sigma_Y = |b| \sigma_X$

$q_Y = a + bq_X$

Standardisierung einer Zufallsvariablen

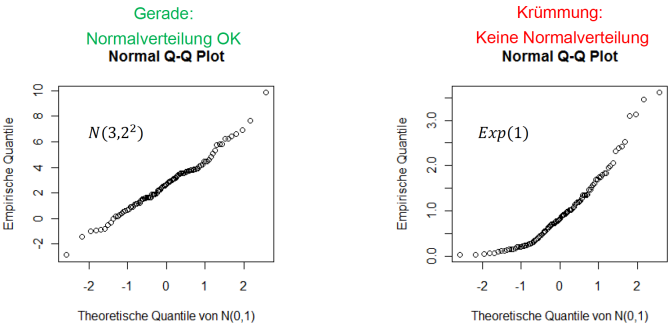
Z = (X - μ) / σ ~ N(0, 1)

Bsp: X ~ N(μ, σ²) mit μ = 2, σ² = 4. Berechne P(X ≥ 5)

P(X ≥ 5) = P((X - μ) / σ ≥ (5 - μ) / σ) = P(Z ≥ (5 - 2) / 2) = P(Z ≥ 1.5) = 1 - P(Z ≤ 1.5) = 1 - Φ(1.5) = 1 - 0.933 = 0.067

4.3.5 Überprüfen der Normalverteilungs-Annahme

Der Q-Q Plot vergleicht die empirischen mit den theoretischen Quantilen der Modell-Verteilung. Entsprechen die empirischen Quantile also den theoretischen, hat der Plot in etwa die Form der Winkelhalbierenden y = x.



4.4 Funktionen von mehreren Zufallsvar.

Haben wir mehrere Zufallsvariablen, treffen wir die Annahme X1, ..., Xn ~ F iid. Dies bedeutet, dass X1, ..., Xn unabhängig voneinander und dabei gleich verteilt sind (iid steht für "independent & identically distributet"). Somit gilt folgendes:

E(X1 + ... + Xn) = E(X1) + ... + E(Xn)

Var(X1 + ... + Xn) = Var(X1) + ... + Var(Xn)

Gesetz der grossen Zahlen (GGZ)

E(X̄n) = μ, Var(X̄n) = σ²X / n, σ(X̄n) = σX / √n

Wurzel-n-Gesetz: Für doppelte Genauigkeit braucht

man viermal so viele Daten.

Zentraler Grenzwertsatz (ZGS)

Sind X1, ..., Xn iid, dann gilt

X̄n ≈ N(μ, σ²X / n), Sn ≈ N(nμ, nσ²X)

4.5 Statistik für eine Stichprobe

4.5.1 Punkt-Schätzung

μ̂ = 1/n ∑ Xi, σ̂²X = 1/(n-1) ∑ (Xi - X̄n)²

4.5.2 Tests für μ

Die in diesem Teil aufgeführten Test sind wie folgt nach der Anzahl Annahmen und gleichzeitig der Macht einzuordnen.

z > t > Wilcoxon > VZ

z-Test: σX bekannt

- 1) Modell: Xi kontinuierliche Messgrösse, X1, ..., Xn iid N(μ, σ²X), σX bekannt.
- 2) Nullhypothese H0: μ = μ0
- Alternative HA: μ ≠ μ0 (oder < oder >)

3) Teststatistik T: Z = (X̄n - μ0) / (σX / √n) = √n(X̄n - μ0) / σX

Verteilung der Teststatistik unter H0: Z ~ N(0, 1)

- 4) Signifikanzniveau: α
- 5) Verwerfungsbereich von T:

- μ ≠ μ0: K = (-∞, -Φ⁻¹(1 - α/2)] ∪ [Φ⁻¹(1 - α/2), ∞)
- μ < μ0: K = (-∞, -Φ⁻¹(1 - α)]
- μ > μ0: K = (Φ⁻¹(1 - α), ∞)

- 6) Testentscheid: Überprüfen, ob Wert im Verwerfungsbereich liegt

t-Test: σX unbekannt

σ̂²X = 1/(n-1) ∑ (Xi - X̄n)²

- 1) Modell: Xi kontinuierliche Messgrösse, X1, ..., Xn iid N(μ, σ²X), σX wird durch σ̂X geschätzt.
- 2) Nullhypothese H0: μ = μ0
- Alternative HA: μ ≠ μ0 (oder < oder >)
- 3) Teststatistik T:

T = √n(X̄n - μ0) / σ̂X

Verteilung der Teststatistik unter H0: T ~ tn-1

- 4) Signifikanzniveau: α
- 5) Verwerfungsbereich von T:
  - μ ≠ μ0: K = (-∞, -tn-1; 1 - α/2] ∪ [tn-1; 1 - α/2, ∞)
  - μ < μ0: K = (-∞, -tn-1; 1 - α]
  - μ > μ0: K = (tn-1; 1 - α, ∞)
- 6) Testentscheid: Überprüfen, ob Wert im Verwerfungsbereich liegt

Vorzeichentest (Binomialtest)

- 1) Modell: X1, ..., Xn iid wobei X1 eine beliebige Verteilung hat.
- 2) Nullhypothese H0: μ = μ0 (μ ist der Median)
- Alternative HA: μ ≠ μ0 (oder < oder >)
- 3) Teststatistik V: Anzahl Xi mit Xi > μ0
- 4) Signifikanzniveau: α
- 5) Verwerfungsbereich von T:
  - μ ≠ μ0: K = [0, cu] ∪ [co, n]
  - cu und co müssen mit der Binomialverteilung oder der Normalapproximation berechnet werden.
- 6) Testentscheid: Überprüfen, ob Wert im Verwerfungsbereich liegt



Wilcoxon-Test

- Kompromiss, der Normalverteilung nicht voraussetzt (t-Test) aber die Information der Daten besser ausnützt als der Vorzeichentest.
- Annahme:  $X_i \sim F \quad iid$ ,  $F$  ist symmetrisch
- Teste Median  $\mu$ :  $H_0: \mu = \mu_0$
- Intuition der Teststatistik
  - Rangiere  $|x_i - \mu_0| \rightarrow r_i$
  - Gib Rängen ursprüngliches Vorzeichen von  $(x_i - \mu_0)$  ("signed ranks")
  - Teststatistik: Summe aller Ränge, bei denen  $(x_i - \mu_0)$  positiv ist.
- Falls  $H_0$  stimmt, sollte Summe weder zu gross noch zu klein sein.

4.6 Test bei zwei Stichproben

4.6.1 Gepaarte Stichproben

Sind Daten gepaart (z.B. Messung vor und nach der Einnahme eines Medikamentes), arbeitet man mit den Differenzen innerhalb der Paare (Test für eine Stichprobe).

$$u_i = x_i - y_i \quad (i = 1, \dots, n)$$

4.6.2 Ungepaarte Stichproben

Sind Daten ungepaart wendet man den **ungepaarten t-Test** an.

1) **Modell:**

$$\begin{aligned} X_1, \dots, X_n \quad iid &\sim \mathcal{N}(\mu_X, \sigma^2) \\ Y_1, \dots, Y_m \quad iid &\sim \mathcal{N}(\mu_Y, \sigma^2) \end{aligned}$$

2) **Nullhypothese**  $H_0: \mu_X = \mu_Y$   
**Alternative:**

- $H_A: \mu_X \neq \mu_Y$  (zweiseitig)
- $H_A: \mu_X > \mu_Y$  (einseitig)
- $H_A: \mu_X < \mu_Y$  (einseitig)

3) **Teststatistik**  $T$ :

$$T = \frac{\overline{X}_n - \overline{Y}_m}{S_{pool} \sqrt{1/n + 1/m}}$$

$$S_{pool} = \frac{1}{n+m-2} \left( (n-1)\hat{\sigma}_x^2 + (m-1)\hat{\sigma}_y^2 \right)$$

**Verteilung der Teststatistik unter**  $H_0: T \sim t_{n+m-2}$

- 4) **Signifikanzniveau:**  $\alpha$
- 5) **Verwerfungsbereich von**  $T$ :
- $\mu_X \neq \mu_Y$ :  
 $K = (-\infty, -t_{n+m-2; 1-\frac{\alpha}{2}}] \cup [t_{n+m-2; 1-\frac{\alpha}{2}}, \infty)$
  - $\mu_X > \mu_Y$ :  $K = [t_{n+m-2; 1-\alpha}, \infty)$
  - $\mu_X < \mu_Y$ :  $K = (-\infty, t_{n+m-2; 1-\alpha}]$
- 6) **Testentscheid:** Überprüfen, ob Wert im Verwerfungsbereich liegt

Zwei-Stichproben t-Test bei ungleichen Varianzen (Welch-Test)

In den meisten Fällen erhält man ähnliche P-Werte wie unter der Annahme von gleichen Varianzen.

$$\begin{aligned} X_1, \dots, X_n \quad iid &\sim \mathcal{N}(\mu_X, \sigma_X^2) \\ Y_1, \dots, Y_m \quad iid &\sim \mathcal{N}(\mu_Y, \sigma_Y^2) \end{aligned}$$

Zwei-Stichproben Wilcoxon-Test (Mann-Whitney-Test)

$$\begin{aligned} X_1, \dots, X_n \quad iid &\sim F_X \\ Y_1, \dots, Y_m \quad iid &\sim F_Y \end{aligned}$$

Wobei  $F_X$  eine beliebige Verteilungsfunktion und  $F_Y(x) = F_X(x - \delta)$  (d.h. Verteilungen sind identisch aber um  $\delta$  verschoben). Die Berechnung des P-Werts sollte mit dem Computer erfolgen.

4.7 Multiples Testen: Bonferroni Korrektur

Gesucht ist eine Liste mit der Eigenschaft  $P(\text{mindestens ein Fehler 1. Art}) \leq \alpha$ . Die Bonferroni Korrektur setzt das Signifikanzniveau auf  $\frac{\alpha}{m}$ , wobei  $m$  die Anzahl Tests ist. Der Nachteil besteht darin, dass die Liste zu "konservativ" sein kann und keine beobachteten Werte mehr enthält.

$$P\left(\bigcup_{i=1}^m F_i\right) \leq \sum_{i=1}^m P(F_i) = \sum_{i=1}^m \frac{\alpha}{m} = \alpha$$

5 Regression

5.1 Einfache Lineare Regression

Aus dem Datensatz soll ein linearer Zusammenhang gefunden werden. Dabei sind die Fehler um die Gerade herum normal verteilt. Das Modell kann die folgende Form haben:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i, \quad \epsilon_i \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2) \quad iid$$

Sind die  $\beta$ 's nicht wie oben linear (z.B. keine  $\exp(\beta x_i)$  oder  $\log(\beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i)$ ), so ist das Modell ebenfalls nicht linear.

**# Datenpunkte** = degrees of freedom (dof) + #  $\beta$ 's

**Koeffizienten:**  $\hat{\beta} = \sigma(\hat{\beta}) * t(\hat{\beta})$

**95%-VI**

genau:  $VI(\beta) = \beta \pm t_{df, 0.975} * \sigma(\beta)$

approximativ:  $VI(\beta) = \beta \pm 2 * \sigma(\beta)$

**Verwerfungsbereich:**

$$K(\beta) = \left(-\infty, -t_{n-2, 1-\frac{\alpha}{2}}\right] \cup \left[t_{n-2, 1-\frac{\alpha}{2}}, \infty\right)$$

**p-Wert:** Bsp:  $t(\beta_0) = \beta_0 / \sigma(\beta_0) = -0.419 / 0.246 = -1.7$   
 $-t_{47, 1-(p\text{-Wert}/2)} = -1.7 \rightarrow t_{47, 1-(p\text{-Wert}/2)} = 1.7 \rightarrow$  Tabelle  
 $t_{47, 0.95} = 1.7 \rightarrow p\text{-Wert}/2 = 0.05 \rightarrow p\text{-Wert} = 0.1$

**Erwartetes  $y_i$ :**  $x, \beta_0$  und  $\beta_1$  in  $y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i$  einsetzen

5.2 R-Output bei Linearer Regression

**Estimate:**  $\hat{\beta}_0$

**Std. Error:** Standardfehler  $\sigma(\hat{\beta})$

**t value:** t-Wert

**Pr(>|t|):** p-Wert

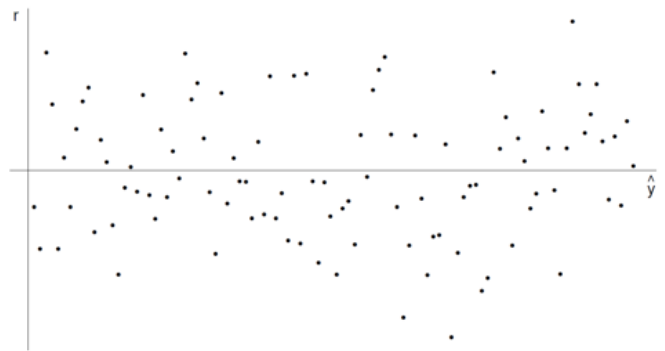
**(Intercept)**  $\beta_0$

**Zeile darunter:**  $\beta_1$

5.3 Tukey-Anscombe-Plot

Der Tukey-Anscombe-Plot zeigt die Fehlervarianz über die ganze Breite der Daten an.

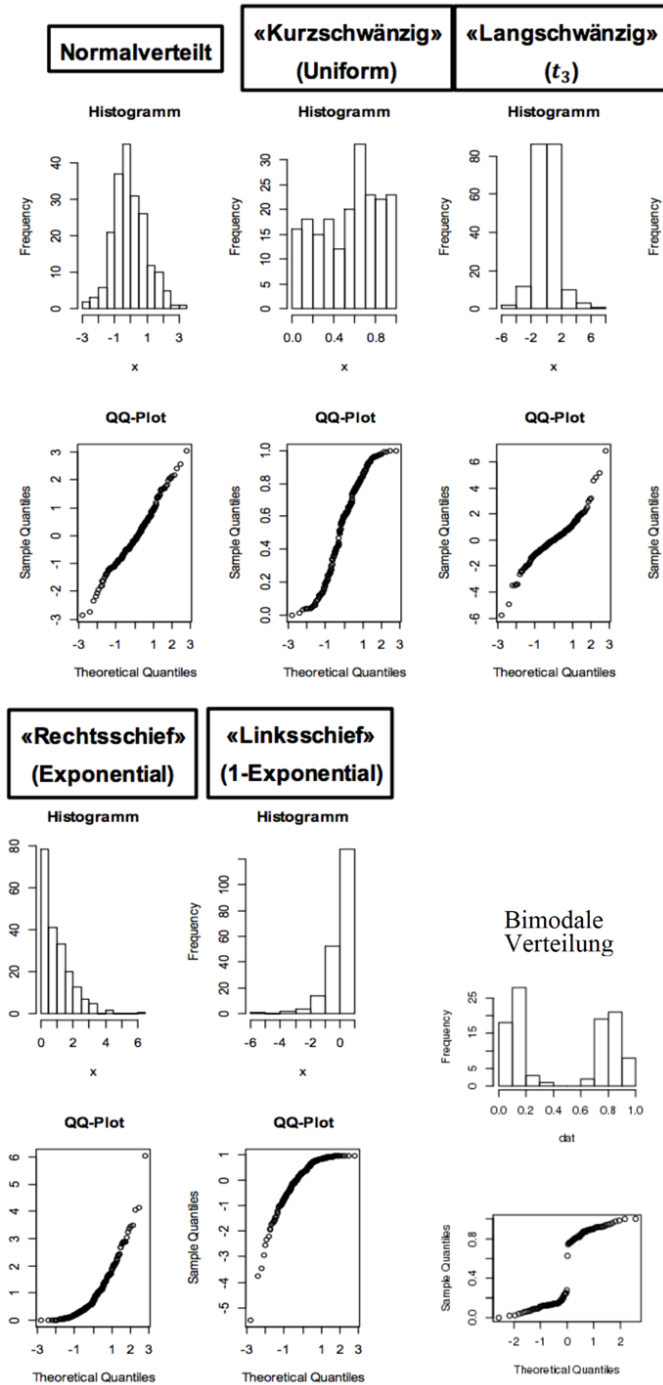
5.3.1 Konstante Fehlervarianz



5.3.2 Nicht Konstante Fehlervarianz



5.4 QQ-Plot und Histogramm: Verteilungen



Rechtsschief: Median < Erwartungswert, rechts flacher  
Linksschief: Median > Erwartungswert, links flacher



## 6 Beispielaufgaben

### 6.1 Vergleiche von $P(X)$ und $P(Z)$

Angenommen  $X \sim t_5$ ,  $Z \sim \mathcal{N}(0, 1)$ . Dann ist  $P(X \leq 2)$  grösser als  $P(Z \leq 2)$ .

t-Tabelle  $\rightarrow t_{5;0.95} \approx 2 \rightarrow P(X \leq 2) \approx 0.95$

z-Tabelle  $\rightarrow P(Z \leq 2) \approx 0.9772 \Rightarrow P(Z \leq 2) > P(X \leq 2)$ .

Damit ist die Aussage **falsch**.

### 6.2 p-Wert bei t-Test berechnen

#### 6.2.1 Bsp 1

Bei einem zweiseitigen t-Test mit  $n = 20$  Beobachtungen ist der Wert der Teststatistik 1.729. Der P-Wert ist dann etwa 0.1.

Verteilung der Teststatistik:  $T \sim t_{n-1} = t_{19}$

Wert von T:  $t = 1.729 \rightarrow$  t-Tabelle  $\rightarrow P(T \leq 1.729) \approx 0.95$

p-Wert:  $p = P(T \geq t) + P(T \leq -t) = 2 * P(T \geq t)$

Es gilt:  $P(T \geq t) = 1 - P(T \leq t)$

$\Rightarrow p = 2 * P(T \geq t) = 2 * (1 - P(T \leq t)) = 2 * (1 - 0.95) \approx 0.1$

Somit ist die Aussage **richtig**.

#### 6.2.2 Bsp 2

Angenommen bei einem zweiseitigen Zwei-Stichproben t-Test mit  $n_1 = 10$  und  $n_2 = 6$  Beobachtungen ist der beobachtete Wert der Teststatistik  $t = 2.624$ . Der P-Wert ist dann 0.1.

Freiheitsgrade  $df = n_1 + n_2 - 2 = 14$

Verteilung:  $T \sim t_{14} \rightarrow$  t-Tabelle  $\rightarrow t_{14;0.99} = 2.624$

p-Wert bei **zweiseitigem Test**:  $p = 2 * 0.01 = 0.02$

Die Aussage ist also **falsch**.

## 6.3 Textaufgaben zur Normalverteilung

### 6.3.1 Bsp 1

Eine Gaskartusche hält im Schnitt für 1h mit Standardabweichung 0.1h. Die Brennzeit der Kartuschen ist unabhängig voneinander. Die Wahrscheinlichkeit, dass 21 Kartuschen genug sind für 20h Brennzeit, ist grösser als 95%.

Gesamtbrennzeit  $S = \sum_{i=1}^{21} S_i$

Erwartungswert  $E(S_i) = 1h$  und Varianz  $Var(S_i) = 0.1^2$

ZGS:  $S \sim \mathcal{N}(n * 1, n * 0.1^2) = \mathcal{N}(21, 0.21)$

Wahrscheinlichkeit:

$$\begin{aligned} P(S > 20h) &= P\left(\frac{S - 21}{\sqrt{0.21}} > \frac{20 - 21}{\sqrt{0.21}}\right) \\ &= P(Z > -2.1822) = P(Z \leq 2.1822) \\ &\approx 0.985 > 0.95 \end{aligned}$$

Die Aussage ist **richtig**.

### 6.3.2 Bsp 2

Ein durchschnittlicher Lachs ist 10 kg schwer mit einer Standardabweichung von 2 kg. Das Gewicht der Fische ist unabhängig voneinander. Ein Fischerboot fängt 30 Lachse an einem Tag. Die Wahrscheinlichkeit, dass der Fang mehr als 330 kg wiegt, ist kleiner als 1%.

Gesamtgewicht  $Z = \sum_{i=1}^{30} X_i$

Erwartungswert  $E(X_i) = 10$  kg und Varianz  $Var(X_i) = 2^2$

ZGS:  $X \sim \mathcal{N}(n * 10, n * 2^2) = \mathcal{N}(300, 120)$

Wahrscheinlichkeit:

$$\begin{aligned} P(X > 330) &= P\left(\frac{Z - 300}{\sqrt{120}} > \frac{330 - 300}{\sqrt{120}}\right) \\ &= P\left(\frac{Z - 300}{\sqrt{120}} > 2.74\right) = P(Z^* \leq 2.74) \\ &= 1 - 0.9969 = 0.0031 < 0.01 \end{aligned}$$

$Z^* \sim \mathcal{N}(0, 1)$  ist das standardisierte Gesamtgewicht

Die Aussage ist **richtig**.

## 7 TI-83/84

### 7.1 binompdf und binomcdf

DISTR: 2nd → VARS

- **binompdf**:  
Wahrscheinlichkeitsfkt. der Binomialverteilung
- **binomcdf**:  
Verteilungsfkt. der Binomialverteilung

$X \sim \text{Binom}(n, \pi)$

- $P[X = x] \Rightarrow \text{binompdf}(n, \pi, x)$
- $P[X \leq x] \Rightarrow \text{binomcdf}(n, \pi, x)$
- $P[X < x] \Rightarrow \text{binomcdf}(n, \pi, x - 1)$
- $P[X \geq x] \Rightarrow 1 - \text{binomcdf}(n, \pi, x - 1)$
- $P[X > x] \Rightarrow 1 - \text{binomcdf}(n, \pi, x)$

### 7.2 Binomialkoeffizient und Fakultät

MATH → PRB

$\binom{n}{x} \Rightarrow n \text{ nCr } x$  **oder**  $\frac{n!}{x!(n-x)!}$

### 7.3 Tests

Daten müssen in Listen gespeichert werden.

z.B.:  $\{15, 8, -1, 2\} \rightarrow L_1$

{: 2nd → (       ): 2nd → )

→: STO>        $L_x$ : 2nd → STAT (LIST)

Freq<sub>(1/2)</sub> immer = 1

STAT → TESTS

- **z-Test**...
- **t-Test**...
- **2-SampTTest**...: ungepaarter t-Test  
(immer mit **Pooled: Yes**)