

1 Beschreibende Statistik  
1.1 Begriffe  
1.1.1 Beschreibende/Deskriptive Statistik

Beobachtete Daten werden durch geeignete statistische Kennzahlen charakterisiert und durch geeignete Grafiken anschaulich gemacht.

1.1.2 Schließende/Induktive Statistik

Aus beobachtete Daten werden Schlüsse gezogen und diese im Rahmen vorgegebener Modelle der Wahrscheinlichkeitstheorie bewertet.

1.1.3 Grundgesamtheit

$\Omega$ : Grundgesamtheit  $\omega$ : Element oder Objekt der Grundgesamtheit diskret ( $<30$  Ausprägungen), stetig ( $\geq 30$  Ausprägungen), univariat ( $p=1$ ), multivariat ( $p>1$ )

1.2 Lagemaße

1.2.1 Modalwerte  $x_{mod}$

Am häufigsten auftretende Ausprägungen (insbesondere bei qualitativen Merkmalen)

1.2.2 Mittelwert

R:  $mean(x)$   
Schwerpunkt der Daten. Empfindlich gegenüber Ausreißern.

$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$

1.3 Median

R:  $median(x)$

Liegt in der Mitt der sortierten Daten  $x_i$ . Unempfindlich gegenüber Ausreißern.

$$x_{0.5} = \begin{cases} x_{\frac{n+1}{2}}, & \text{falls } n \text{ ungerade} \\ \frac{1}{2}(x_{\frac{n}{2}} + x_{\frac{n}{2}+1}), & \text{falls } n \text{ gerade} \end{cases}$$

1.4 Streuungsmaße

1.4.1 Spannweite

$\max x_i - \min x_i$

1.4.2 Stichprobenvarianz  $s^2$

R:  $var(x)$   
Verschiebungssatz:

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{n-1} (\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2)$$
 Gemittelte Summe der quadratischen Abweichung vom Mittelwert

1.4.3 Stichprobenstandardabweichung

R:  $sd(x)$   
 $s = \sqrt{s^2}$  Streuungsmaß mit gleicher Einheit wie beobachteten Daten  $x_i$ .  $\bar{x}$  minimiert die "quadratische Verlustfunktion" oder die Varianz gibt das Minimum der Fehlerquadrate an.

1.5 p-Quantile

R:  $quantile(x, p)$ . Teilt die sortierten Daten  $x_i$  ca. im Verhältnis  $p$ :  $(1-p)$  d.h.  $\hat{F}(x_p) \approx p$ ; 1. Quartil = 0.25-Quantil; Median = 0.5-Quantil; 3. Quartil = 0.75-Quantil;

1.6 Interquartilsabstand I

$I = x_{0.75} - x_{0.25}$ . Ist ein weiterer Streuungsparameter.

1.7 Chebyshev

$\frac{N(S_k)}{n} > 1 - \frac{1}{k^2}$ , für alle  $k \geq 1$   $\bar{x}$  der Durchschnitt,  $s > 0$  die Stichproben-Standardabweichung von Beobachtungswerten  $x_1, \dots, x_n$ . Sei  $S_k = \{i, 1 \leq i \leq n : |x_i - \bar{x}| < k \cdot s\}$ . Für eine beliebige Zahl  $k \geq 1$  liegen mehr als  $100 \cdot (1 - \frac{1}{k^2})$  Prozent der Daten im Intervall von  $\bar{x} - ks$  bis  $\bar{x} + ks$ . **Speziell:** Für  $k = 2$  liegen mehr als 75% der Daten im 2s-Bereich um  $\bar{x}$ . Für  $k = 3$  liegen mehr als 89% der Daten im 3s-Bereich um  $\bar{x}$ . **Komplement Formulierung:**  $\bar{S}_k = \{i | |x_i - \bar{x}| \geq k \cdot s\}$ ;  $\frac{N(\bar{S}_k)}{n} \leq \frac{1}{k^2}$ ;

Die Ungleichheit liefert nur eine sehr grobe Abschätzung, ist aber unabhängig von der Verteilung der Daten. **Empirische Regeln** 68% der Daten im Bereich um  $\bar{x} \pm s$ . 95% um  $\bar{x} \pm 2s$ . 99.7% um  $\bar{x} \pm 3s$ .

1.8 Korrelation

Grafische Zusammenhang zwischen multivariaten Daten  $x$  und  $y$  durch ein Streudiagramm. Kennzahlen zur Untersuchung des Zusammenhangs:

1.8.1 Empirische Kovarians

R:  $cov(x, y)$ ;  $s_{xy} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$   
 $\frac{1}{n-1} (\sum_{i=1}^n x_i y_i - n\bar{x}\bar{y})$

1.8.2 Empirische Korrelationskoeffizient r

R:  $cor(x, x)$ ;  $r = \frac{s_{xy}}{s_x s_y}$ ; Näherungsweise lin. Zusammenhang zw.  $x$  und  $y$ , falls  $|r| \approx 1$ .

1.8.3 Regressionsgerade y

$y = mx + t$  mit  $m = r \cdot \frac{s_y}{s_x}$  und  $t = \bar{y} - m \cdot \bar{x}$ ;  
Für den Bereich  $[-0.7, 0.7]$  bis  $\pm 1 \Rightarrow$  linearer Zusammenhang.

2 Wahrscheinlichkeitsrechnung  
2.1 Begriffe

Ergebnisraum  $\Omega$ : Menge aller möglichen Ergebnisse eines Experiments  
Elementarereignis  $\omega \in \Omega$ : einzelnes Element von  $\Omega$

Ereignis  $E \subseteq \Omega$ : beliebige Teilmenge des Ergebnisraums  $\Omega$  heißt sicheres Ereignis,  $\emptyset$  heißt unmögliches Ereignis  
Vereinigung  $\bar{E} \cup F$ : Ereignis E oder Ereignis F treten ein.  $\bigcup_{i=1}^n E_i$ : mindestens ein Ereignis  $E_i$  tritt ein.

Schnitt  $E \cap F$ : Ereignis E und Ereignis F treten ein.  
 $\bigcap_{i=1}^n E_i$  alle Ereignisse  $E_i$  treten ein. **Generereignis**  $\bar{E} = \Omega \setminus E$ : Ereignis E tritt nicht ein (Komplement von E)

Disjunkte Ereignisse E und F:  $E \cap F = \emptyset$

2.2 De Morgan'schen Regeln

$\overline{E_1 \cup E_2} = \bar{E}_1 \cap \bar{E}_2$   
 $\overline{E_1 \cap E_2} = \bar{E}_1 \cup \bar{E}_2$

2.3 Wahrscheinlichkeit

$0 \leq P(E) \leq 1$ ;  $P(\Omega) = 1$ ;  
 $P(\bigcup_{i=1}^{\infty} E_i) = \sum_{i=1}^{\infty} P(E_i)$ , falls  $E_i \cap E_j = \emptyset$  für  $i \neq j$

2.3.1 Satz 2.1

$P(\bar{E}) = 1 - P(E)$   
 $P(E \cup F) = P(E) + P(F) - P(E \cap F)$  (Übungsaufgabe!!! Ergänzen)

2.4 Laplace-Experiment

Zufallsexperimente mit  $n$  gleich wahrscheinlichen Elementarereignissen. Dann berechnet sich die Wahrscheinlichkeit  $P(E)$  für  $E \subseteq \Omega$  aus:

$$P(E) = \frac{\text{Anzahl der für E günstigen Ereignisse}}{\text{Anzahl der möglichen Ereignisse}} = \frac{\text{Mächtigkeit von } E}{\text{Mächtigkeit von } \Omega} = \frac{|E|}{|\Omega|} \text{ text}$$

2.5 Kombinatorik

2.5.1 Allgemeines Zählprinzip

Anzahl der Möglichkeiten für ein k-stufiges Zufallsexperiment mit  $n_i$  Varianten im i-ten Schritt:  $n_1 \cdot n_2 \cdot \dots \cdot n_k$

2.5.2 Permutationen

Anzahl einer n-elementigen Menge n-maliges Ziehen ohne Zurücklegen mit Beachtung der Reihenfolge: **n unterscheidbare Elemente:**  $n! = n \cdot (n-1) \cdot \dots \cdot 2 \cdot 1$   
**k Klassen mit je  $n_i$  nicht unterscheidbaren Elementen**  $n = \sum_{i=1}^k n_i$ ;  $\frac{n!}{n_1! \cdot n_2! \cdot \dots \cdot n_k!}$

2.5.3 k-elementiges Teil-mengen einer n-elementigen Menge k-maliges Ziehen aus einer n-elementigen Menge

ohne Zurücklegen =  $k \leq n$ .  
mit Zurücklegen =  $k > n$  möglich.

**mit Beachtung der Reihenfolge, ohne Zurücklegen:**  $\frac{n!}{(n-k)!}$

**ohne Beachtung der Reihenfolge, ohne Zurücklegen:**  $\binom{n}{k} = \frac{n!}{(n-k)! \cdot k!}$

**mit Beachtung der Reihenfolge, mit Zurücklegen:**  $n^k$

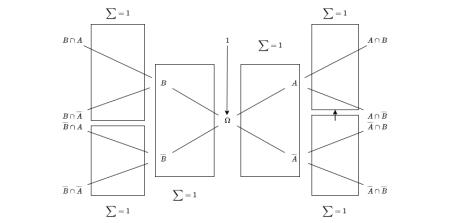
**ohne Beachtung der Reihenfolge, mit Zurücklegen:**  $\binom{n+k-1}{k}$

2.6 Bedingte Wahrscheinlichkeit

$P(E|F) = P_F(E) = \frac{|E \cap F|}{|F|} = \frac{P(E \cap F)}{P(F)}$

2.6.1 Satz 2.2

$P(E \cap F) = P(E|F) \cdot P(F)$   
 $P(E \cap F) = P(F|E) \cdot P(E)$

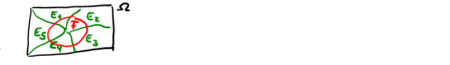


2.6.2 Satz der totalen Wahrscheinlichkeit

Sei  $\Omega = \bigcup_{i=1}^n E_i$  mit  $E_i \cap E_j = \emptyset$  für  $i \neq j$  d.h. die Ereignisse bilde eine disjunkte Zerlegung bzw. eine Partition von  $\Omega$ . So mit gilt:

$$P(F) = \sum_{i=1}^n P(F \cap E_i) = \sum_{i=1}^n P(F|E_i) \cdot P(E_i)$$

Summe der Äste des Wahrscheinlichkeitsbaums zu allen Schnitten  $F \cap E_i$



2.6.3 Vierfeldertafel

$P(F) = P(F \cap E) + P(F \cap \bar{E})$   
 $P(\bar{F}) = P(\bar{F} \cap E) + P(\bar{F} \cap \bar{E})$

	E	$\bar{E}$	
F	$P(F \cap E)$	$P(F \cap \bar{E})$	$P(F)$
$\bar{F}$	$P(\bar{F} \cap E)$	$P(\bar{F} \cap \bar{E})$	$P(\bar{F})$
	$P(E)$	$P(\bar{E})$	1

**Satz 2.2 oben:**  $P(E \cap F) = P(E) \cdot P(F|E) = P(F) \cdot P(E|F)$  **Tafel**

$$= P(F) - P(F \cap \bar{E}) = P(E) - P(\bar{F} \cap E); P(\bar{F}|E) = 1 - P(F|E)$$

2.6.4 Formel von Bayes

Hilfreich, wenn man man  $P(F|E_i)$  kennt, aber nicht  $P(E_k|F)$  **Satz 2.4**  $P(E_k|F) = \frac{P(F|E_k) \cdot P(E_k)}{\sum_{i=1}^n P(F|E_i) \cdot P(E_i)}$

Nur Nenner!  $P(F)$  aus dem Satz der totalen Wahrscheinlichkeit.

2.6.5 Stochastische Unabhängigkeit

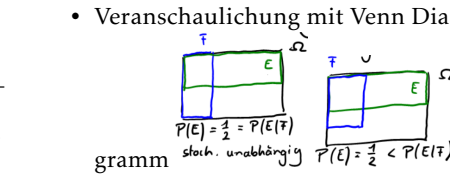
**Uebung** Die Ereignisse E und F heißen (stochastisch) unabhängig, wenn die Information über das Eintreten des einen Ereignisses die Wahrscheinlichkeit für das Eintreten des anderen Ereignisses nicht ändert, d.h. falls  $P(E|F) = P(E)$  oder  $P(E \cap F) = P(E) \cdot P(F)$

$$= \frac{P(E \cap F)}{P(F)} = P(E)$$

**Es gilt** Falls die Ereignisse E, F unabhängig sind, dann sind auch:

$E, \bar{F}$   
 $\bar{E}, F$   
 $\bar{E}, \bar{F}$  unabhängig **Bemerkung**

- Stochastische Unabhängigkeit bedeutet nicht notwendigerweise eine kausale Abhängigkeit
- Veranschaulichung mit Venn Diagramm



- $A, B \neq \emptyset$  und  $A \cap B = \emptyset$   
 $P(A \cap B) \stackrel{?}{=} P(A) \cdot P(B)$   
 $\emptyset \neq P(A) \cdot P(B)$  da  $P(A) > 0$  und  $P(B) > 0$   
 $\Rightarrow A, B$  stochastisch abhängig

3 Zufallsvariable

Abbildung des **abstrakte** Ergebnisraums  $\Omega$  auf  $\mathbb{R}$ . Eine Abbildung  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ ,  $\omega \mapsto X(\omega)$  heißt Zufallsvariable (ZV).  $x \in \mathbb{R}$  heißt Realisation der ZV  $X$ .

- Diskrete ZV:  $X(\Omega) = x_1, \dots, x_2 (n \in \mathbb{N})$ ; z.B.  $X$  = "Augensumme beim Würfeln"
- Stetige ZV:  $X(\Omega) \subseteq \mathbb{R}$ ; z.B. Körpergröße eines Menschen"

**3.1 Verteilungsfunktion-allg.**  
Die Wahrscheinlichkeit  $P(B)$  für ein Ereignis  $B$  in  $\mathbb{R}$  wird zurückgeführt auf die Wahrscheinlichkeit der entsprechenden Ereignisse in  $\Omega$ . Für jedes  $X \in \mathbb{R}$  ist die Verteilungsfunktion  $F: \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$  einer ZV  $X$  definiert durch:  
 $F(x) = P(X \leq x)$

- $0 \leq F(x) \leq 1$
- $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0 \quad \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$
- monoton wachsend
- $P(X > x) = 1 - F(x)$
- $P(a < X \leq b) = F(b) - F(a)$

**3.2 Diskrete ZVs**  
Für eine diskrete ZV  $X$  mit  $X(\Omega) = x_1, \dots, x_n$  (  $n$  endlich oder abzählbar unendlich) ist die Wahrscheinlichkeitsfunktion definiert durch:

$$p(x) = \begin{cases} P(X = x_i), & \text{falls } x_i \in X(\Omega) \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \quad (2)$$

Es gilt:

- $F(x) = (P(X \leq x) = \sum_{x_i \leq x} p(x_i))$
- $F(x)$  ist eine rechtseitig stetige Treppenfunktion mit Sprüngen bei der Realisation von  $x_i$ .

**3.3 Stetige ZVs**  
Stetige ZV  $X$  ist die Wahrscheinlichkeitsdichte  $f: \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty[$  definiert durch  
 $P(a < X < b) = \int_a^b f(x) dx$   
Es gilt:

- $F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$  und  $F'(x) = f(x)$
- $F(x)$  ist stetig &  $P(a < X \leq b) = P(a \leq X < b)$  wegen  $P(X = a) = 0$

**3.4 Verteilungsfunktion**  
 $\int_{\text{Untergrenze}}^x$  Es wird normal mit - integriert.

**3.5 Zusammenfassung**

**3.5.1 Diskrete ZV**

- Wahrscheinlichkeitsverteilung  $p(x) \sum_i^n p(x_i) = 1$   $x_i$  ist Realisation der ZV.
- Verteilungsfunktion  $F(x)$  ist rechtsseitig stetige Treppenfunktion. Sprunghöhen:  $P(X = x_i) = F(x_i) - \lim_{x \rightarrow x_i^-} F(x) \neq 0$
- $P(a < X \leq b) = F(b) - F(a) \neq P(a \leq X < b)$

**3.5.2 Stetige ZV**

- Dichtefunktion  $f_X: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$   $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$
- Verteilungsfunktion  $F(x)$  ist stetig mit  $F'(x) = f(x); P(X = x_i) = 0$
- $P(a < X \leq b) = F(b) - F(a) = P(a \leq X < b) = F(b) - F(a) = P(a < X < b)$

**3.6 Erwartungswert**

Der Erwartungswert  $E[X]$  einer ZV  $X$  ist der Schwerpunkt ihrer Verteilung oder der durchschnittliche zu erwartende Wert der ZV.

- diskrete ZV:  $E[X] = \sum_{i=1}^n x_i \cdot p(x_i)$
- stetige ZV:  $E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x) dx$

ZV ist konstant.  $E[X]$  verhält sich linear. Eigenschaften von  $E[X]$ :

- $E[b] = b$
- $E[aX + b] = aE[X] + b$
- $E[X_1 + \dots + X_n] = \sum_{i=1}^n E[X_i]$
- $\sum_{i=1}^n x_i$

**3.6.1 Satz 3.1**

Sei  $Y = g(X)$  eine Funktion der ZV  $X$ . Dann gilt:

- für diskrete ZV:  $E[g(X)] = \sum_{i=1}^n g(x_i) \cdot p(x_i)$
- für stetige ZV:  $E[g(X)] = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) \cdot f(x) dx$ . Das Vertauschen von  $E$  und  $g$  nur bei linearen Funktionen möglich.  $\Rightarrow g(E[X])$

**3.7 Varianz**

Die Varianz einer ZV  $X$  mit  $\mu$  ist ein quadratisches Streuungsmaß.  $\sigma^2 = Var[X] = E[(X - \mu)^2]$  falls  $x$  stetig  $\int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 \cdot f(x)$

$g(X)$

Die Standardabweichung  $\sigma = \sqrt{Var[X]}$  hat im Gegensatz zur Varianz die gleiche Dimension von die ZV  $X$ .

- $Var[b] = 0$
- $Var[aX + b] = a^2 Var[X]$

**3.7.1 Satz 3.2**

$Var[X] = E[X^2] - (E[X])^2$  Beim Minuend wird beim Erwartungswert nur das einfach stehende  $x$  quadriert nicht  $f(x)$ !!!

**3.8 Z-Transformation, Standardisierung**

Sei  $X$  eine ZV mit  $\mu$  und  $\sigma$ . Dann ist  $Z = \frac{X - \mu}{\sigma} = \frac{x - \mu}{\sigma}$   $\frac{\mu(\text{konstant})}{\sigma}$

**3.9 Kovarianz**  
Eigenschaften:

- $Cov[X, Y] = Cov[Y, X]$
- $Cov[X, X] = Var[X]$
- $Cov[aX, Y] = aCov[X, Y]$

Die Kovarianz zweier ZV ( $X, Y$ ) ist definiert durch  $Cov[X, Y] = E[(X - E[X])(Y - E[Y])]$  Die Kovarianz beschreibt die Abhängigkeit zweier ZV  $X$  und  $Y$ . Je stärker diese Korrelieren, desto (betragsmäßig) größer ist die Kovarianz. Falls  $X, Y$  stochastisch unabhängig  $\Rightarrow Cov[X, Y] = 0$

**3.10 Satz 3.3**

$$Cov[X, Y] = E[XY] - E[X] \cdot E[Y]$$

**3.10.1 Varianz einer Summe von ZV**

- $Var[X_1 + \dots + X_n] = \sum_{i=1}^n Var[X_i] + 2 \sum_{i < j} Cov[X_i, X_j]$
- Falls  $X_i, X_j$  paarweise unabhängig !!!:  $Var[X_1 + \dots + X_n] = \sum_{i=1}^n Var[X_i]$

**3.11 Overview  $\mu, \sigma$**

**3.11.1  $E[X]$**

$E[aX + b] = AE[X] + b; EX_1 + \dots + EX_n = \sum_{i=1}^n E[X_i];$   
Falls  $X_1, X_2$  unabhängig:  
 $E[X_i] = \mu \Rightarrow E[X] = E[\frac{1}{n}(X_1 + \dots + X_n)] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[X_i] = \frac{1}{n} \cdot n \cdot \mu = \mu$

**3.11.2 Varianz**

$Var[aX + b] = a^2 Var[X]$   
Falls  $X_i, X_j$  paarweise unabhängig:  
 $Var[X_1 + \dots + X_n] = \sum_{i=1}^n Var[X_i]$   
 $Var[X_i] = \sigma^2 \Rightarrow Var[X] = Var[\frac{1}{n}(X_1 + \dots + X_n)] = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n Var[X_i] = \frac{1}{n^2} \cdot n \cdot \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n}$

**3.12 Quantile**

Sei  $X$  eine ZV mit Verteilungsfunktion  $F(x)$  und  $0 < p < 1$ . Dann ist das  $p$ -Quantil definiert als der Wert  $x_p \in \mathbb{R}$  für den gilt:  
 $F(x_p) \geq p$ .  $p$ -Quantil einer stetigen ZV mit streng monoton wachsenden  $F(x): x_p = F^{-1}(p)$  d. h. umkehrbar.

**4 Spezielle Verteilung**  
**4.1 Diskrete Verteilung**

**4.1.1 Bernoulli-Verteilung**

Indikatorvariable mit den Werten 1 bei Erfolg und 0 bei Misserfolg; **Wahrscheinlichkeit:**  $P(X = 1) = p, P(X = 0) = 1 - p$ ; **Verteilung:**  $X \sim B_{1,p}$   $p$  ist Erfolgswahrscheinlichkeit;  $E[X] = p = \sum x_i \cdot p(x_i) = 1 \cdot p(1); Var[X] = p(1-p) = E[X^2] - (E[X])^2 = p - p^2 = p(1-p)$ ;

**4.1.2 Binominalverteilung**

Anzahl der Erfolge beim  $n$ -maligen Ziehen mit Zurücklegen; **Wahrscheinlichkeit**  $P(X = k) = \binom{n}{k} \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k}, k \in \{0, 1, \dots, n\}$ ; **Verteilung**  $X \sim B_{n,p}$ ;  $E[X] = np$ ;  $Var[X] = np(1-p)$ ; **R:**  $\text{dbinom}(k, n, p) = P(X = k) \triangleq$  Wahrscheinlichkeits-/Dichtefunktion;  $\text{pbinom}(k, n, p) = F(k) \triangleq$  Verteilungsfunktion;  $\text{qbinom}(q, n, p) \triangleq q$ -Quantil;  $\text{rbinom}(k, n, p) \triangleq$  binomialverteilte Zufallszahlen;

**4.1.3 Hypergeometrische Verteilung**

Anzahl der Erfolge beim  $n$ -maligen Ziehen ohne Zurücklegen aus einer Menge mit  $M$  Elementen, die Erfolg bedeuten, und  $N$  Elementen, die Misserfolg bedeuten. **Gesamtumfang**  $= M + N$ ; **Wahrscheinlichkeit**  $P(X = k) = \frac{\binom{M}{k} \cdot \binom{N}{n-k}}{\binom{M+N}{n}}, k \in \{0, 1, \dots, \min\{n, M\}\}$ ; **Verteilung**  $X \sim H_{M, N, n}$ ;  $E[X] = n \frac{M}{M+N}$ ;  $\frac{M}{M+N} \triangleq$  Trefferwahrscheinlichkeit;  $Var[X] = n \frac{M}{M+N} (1 - \frac{M}{M+N}) \frac{M+N-n}{M+N-1}$ ;  $\rightarrow 1$  falls  $n$  klein im Verhältnis zu  $M+N$ ; **R:**  $\text{dhyper}(k, M, N, n) = P(X = k)$ ;  $\text{phyper}(k, M, N, n) = F(k)$ ;

**4.1.4 Poisson-Verteilung**

**Verteilung der seltenen Ereignisse** Häufigkeit punktförmiger Ereignisse in einem Kontinuum. Die durchschnittlich zu erwartende Anzahl der Erfolge  $\lambda$  pro Maßeinheit (i. a. Zeiteinheit) sei bekannt.  $k \in \mathbb{N}_0 \rightarrow$  diskret **Wahrscheinlichkeit**  $P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$  mit  $\sum_{k=0}^{\infty} P(X = k) = 1$ , da  $\sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{\lambda}$ ; **Verteilung**  $X \sim P_{\lambda}$ ;  $E[X] = \lambda$ , da  $\sum_{k=0}^{\infty} k \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \sum_{k=1}^{\infty} \lambda \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!} = \lambda$ ;

$Var[X] = \lambda$  **R:**  $\text{dpois}(k, \lambda) = P(X = k)$ ;  $\text{ppois}(k, \lambda) = F(k)$ ;

**4.1.5 Gleichverteilung**

Alle Werte  $\{x_1, \dots, x_n\}$  einer ZV  $X$  sind gleich wahrscheinlich; **Wahrscheinlichkeit**  $P(X = x_k) = \frac{1}{n}$ ; **Verteilung**  $X \sim U_{\{x_1, \dots, x_n\}}$ ;  $E[X] = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n x_k = \bar{x}$ ;  $Var[X] = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n x_k^2 - \bar{x}^2$ ; **R:**  $\text{sample}(1, N, n) \triangleq n$  Zufallszahlen zwischen 1 und  $N$

**4.2 Gleichverteilung**

**4.2.1 Stetige Gleichverteilung**

Zufallszahlen aus einem Intervall  $[a, b]$ ; **Dichte:**  $f(x) = \frac{1}{b-a}$  für  $x \in [a, b]$ ; **Verteilung:**  $X \sim U_{[a, b]}$ ;  $E[X] = \frac{a+b}{2}$ ;  $Var[X] = \frac{(b-a)^2}{12}$  **R:**  $\text{dunif}(x, a, b) = f(x)$ ;  $\text{punif}(x, a, b) = F(x)$ ;  $\text{runif}(n) \triangleq n$  Zufallszahlen zwischen 0 und 1;  $\text{runif}(n, a, b) \triangleq n$  Zufallszahlen zwischen  $a$  und  $b$ ;

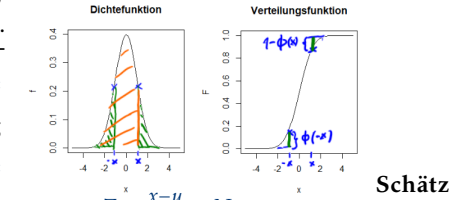
**4.2.2 Normalverteilung**

Beschreibt viele reale Situationen, ist insbesondere Grenzverteilung unabhängiger Summen; **Dichte:**

$f(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}(\frac{x-\mu}{\sigma})^2}$ ; **Verteilung:**  $X \sim N_{\mu, \sigma^2}$ ;  $E[X] = \mu$ ;  $Var[X] = \sigma^2$ ; **R:**  $\text{dnorm}(x, \mu, \sigma) = f(x)$ ;  $\text{pnorm}(x, \mu, \sigma) = F(x)$ ;  $\text{qnorm}(q, \mu, \sigma) : q$ -Quantil; **Maximalstelle** von  $f(x)$  bei  $x = \mu$ ; **Wendestelle** von  $f(x)$  bei  $x = \mu \pm \sigma$ ;  $E[aX + b] = aE[X] + b$ ;  $Var[aX + b] = a^2 Var[X]$ ;  $X \sim N_{\mu, \sigma^2} \Rightarrow aX + b \sim N_{a\mu + b, a^2 \sigma^2}$  und  $\frac{X - \mu}{\sigma} \sim N_{0, 1}$ ;  $X_1 \sim N_{\mu_1, \sigma_1^2}$  und  $X_2 \sim N_{\mu_2, \sigma_2^2} \Rightarrow X_1 + X_2 \sim N_{\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2}$ ;  $X_1, X_2$  stochastisch unabhängig

**4.2.3 Standardnormalverteilung**

**Dichte:**  $\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2}} e^{-\frac{1}{2}x^2}$ ; **Verteilung**  $\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \varphi(t) dt$ ; **Quantile:**  $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x) \Rightarrow -x_p = x_{1-p}$  z.B.  $-x_{0.25} = x_{0.75}$ ;



**Schätz-**  
werte:  $Z = \frac{x - \mu}{\sigma} \sim N_{0, 1}$



## 4.2.4 Exponentialverteilung

Modellierung von Lebensdauern, Wartezeiten Sei  $Y_t \sim P_{\lambda t}$  im Intervall  $[0, t]$  von  $t$  Zeiteinheiten, dann beschreibt die Exponentialverteilung die Wartezeit  $X$  bis zum Eintreten eines Ereignisses; **Dichte- und Verteilungsfunktion:**  $f(x) = \lambda e^{-\lambda x} (x \geq 0)$  und  $F(x) = 1 - e^{-\lambda x}$ ; **Verteilung:**  $X \sim \text{Exp}_{\lambda}$ ;  $E[X] = \frac{1}{\lambda} \Rightarrow$  Berechnung mit partieller Integration;  $\text{Var}[X] = \frac{1}{\lambda^2}$ ; **R:**  $\text{dexp}(x, \lambda) = f(x)$ ;  $\text{pexp}(x, \lambda) = F(x)$ ; **Eigenschaft:** Eine exponentialverteilte ZV  $X$  ist gedächtnislos, d.h.  $P(X > s + t) | X > t = P(X > s)$ ;



## 4.2.5 Chiquadrat-Verteilung

$Z_1, \dots, Z_n$  seien unabhängige, standard-normalverteilte ZV  $\Rightarrow X = Z_1^2 + \dots + Z_n^2$  hat Chiquadratverteilung mit  $n$  Freiheitsgraden; **Anwendungsmodell:** Summen unabhängiger, standardnormalverteilter ZV; **Verteilung:**  $X \sim \chi_n^2$ ;  $E[X] = n$ ;  $\text{Var}[X] = 2n$ ; **R:**  $\text{dchisq}(x, n) = f(x)$ ;  $\text{pchisq}(x, n) = F(x)$ ; **Eigenschaft:**  $X_1 \sim \chi_{n_1}^2$  und  $X_2 \sim \chi_{n_2}^2 \Rightarrow X_1 + X_2 \sim \chi_{n_1+n_2}^2$



## 4.2.6 t-Verteilung

$Z \sim N_{0,1}$  und  $X \sim \chi_n^2 \Rightarrow Y = \frac{Z}{\sqrt{X/n}}$  ist t-verteilt mit  $n$  Freiheitsgraden; **Anwendungsmodell:** Schätz- und Testverfahren bei unbekannter Varianz; **Verteilung:**  $Y \sim t_n$ ;  $E[Y] = 0$  für  $n > 1$ ;  $\text{Var}[Y] = \frac{n}{n-2}$  für  $n > 2$ ; **R:**  $\text{dt}(y, n) \hat{=} f(x)$ ;  $\text{pt}(y, n) \hat{=} F(x)$ ;  $\text{qt}(y, n) \hat{=} F^{-1}(x)$ ; **Eigenschaften:** Für  $n \rightarrow \infty$ :  $t_n \Rightarrow N_{0,1}$ ; Achsensymmetrie der Dichtefunktion  $\Rightarrow -y_p = x_{1-p}$



Abbildung Dichtefunktion

## 5 Zentraler Grenzwertsatz

$\mu, \sigma^2$  bekannt aber nicht die Verteilung

### 5.1 ZGWS

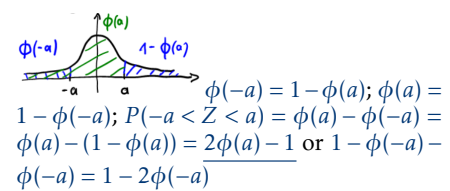
Seien  $X_i (i = 1, \dots, n)$  unabhängige identische verteilte (i.i.d) ZV mit Erwartungswert  $\mu$  und Varianz  $\sigma^2$ . Dann gilt für hinreichend große  $n$  ( $> 30$ ) und  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  näherungsweise:

$$\sum_{i=1}^n X_i \sim N_{n\mu, n\sigma^2} \text{ \& } \frac{\sum_{i=1}^n X_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \sim N_{0,1}$$

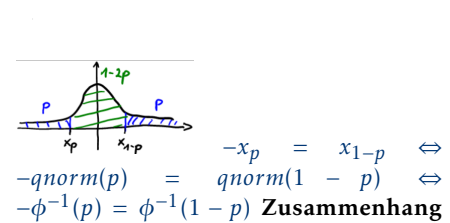
$\sum X_i$  bezieht sich auf  $Y$ ;  $\sum X_i - n\mu$  bezieht sich auf  $X_i$ ;  $\bar{X} \sim N_{\mu, \frac{\sigma^2}{n}}$  &  $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N_{0,1}$ ;

Der Satz gilt sogar allgemeiner, wenn die  $X_i$  abhängig und nicht identisch verteilt sind, vorausgesetzt kein  $X_i$  ist deutlich dominanter?! als die anderen. Für die Voraussetzung des ZGW ist, dass die  $X_i$  nicht normalverteilt sein müssen., damit  $\sum_{i=1}^n X_i$  oder  $\bar{X}$  bei **hinreichend großem**  $n$  normalverteilt sind. Faustregel: Je schiefer die Verteilung der  $X_i$ , desto größer muss  $n$  sein:  $n > 30$ : falls die unbekannte Verteilung ohne markanten Ausreißer, aber schief ist (Exponentialverteilung);  $n > 15$ : falls die unbekannte Verteilung annähernd symmetrisch ist (Binomialverteilung);  $n \leq 15$ : falls die unbekannte Verteilung annähernd normalverteilt ist;

### 5.2 $\phi$



### 5.3 $\phi^{-1}$



$\phi^{-1}(p) = x_p$ ;  
**Aufgabentypen:** Seien  $X_i$  i.i.d. ZV mit  $\mu$  und  $\sigma^2$ , aber unbekannter Verteilung. Dann sind  $Z_1 = \frac{\sum X_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}$  und  $Z_2 = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}$  näherungsweise standardnormalverteilt.

- Es lassen sich Wahrscheinlichkeiten für  $\sum X_i, \bar{X}, Z_1$  oder  $Z_2$  berechnen.
- Es lässt sich  $n$  bestimmen, so dass, zu vorgegebener Schranke  $k$  und Wahrscheinlichkeit  $p$  gilt:  $P(Z_i > k) \geq p$  or  $P(-k \leq Z_i \leq k) \geq p$

## 5.4 Stichprobenverteilungen für normalverteilte Grundgesamtheiten

### 5.4.1 Stichprobenmittel

Die Stichprobenfunktion  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$  ist eine erwartungstreue Schätzfunktion für Erwartungswert  $\mu$ , d. h.  $E[\bar{X}] = \mu$

### 5.4.2 Stichprobenvarianz

Die Stichprobenfunktion  $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n-1} (\sum_{i=1}^n X_i^2 - n\bar{X}^2)$  ist eine erwartungstreue Schätzfunktion für die Varianz  $\sigma^2$ , d. h.  $E[S^2] = \sigma^2$ ;  $E[\bar{X}] = E[\frac{1}{n} \sum X_i] = \frac{1}{n} E[\sum X_i] = \frac{1}{n} n\mu = \mu$ ;  $\text{Var}[\bar{X}] = \text{Var}[\frac{1}{n} \sum X_i] = \frac{1}{n^2} \text{Var}[\sum X_i] = \frac{1}{n^2} n\sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n}$ ; Seien  $X_i (i = 1, \dots, n)$  unabhängige normalverteilte ZV mit Erwartungswert  $\mu$  und Varianz  $\sigma^2$ . Dann gilt: **bei unbekannter Varianz:**  $\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N_{0,1}$ ;  $\frac{(n-1)S^2 = \sum (x_i - \bar{x})^2}{\sigma^2 \Rightarrow \text{Standardisierung}} \sim \chi_{n-1}^2$ ; Bei

**unbekannter Varianz:**  $\frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$ ;

## 6 Konfidenzintervall

### 6.1 Begriffe

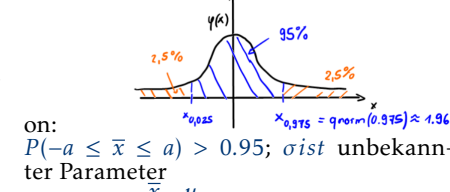
Irrtumswahrscheinlichkeit =  $\alpha$ ; Konfidenzniveau =  $1 - \alpha$ ; Konfidenzintervall =  $I$

### 6.2 Punktschätzer

$E[X]$ : Stichprobenmittel:  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ ; Varianz: Stichprobenvarianz:  $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ ; Schätzwert für wahren Parameter, aber keine Aussage über Unsicherheit der Schätzung, Geringe Sicherheit für wahren Parameter;

## 6.3 Punktschätzer

Intervall für wahren Parameter, mit vorgegebener Sicherheit; Vorgabe (95% or 99%); Dichtefunktion

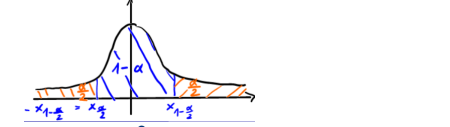


on:  $P(-a \leq \bar{x} \leq a) > 0.95$ ;  $\sigma$  ist unbekannter Parameter  
 $P(x_{0.025} < \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} < x_{0.975}) \geq 0.95$   
 $-1.96; N_{0,1}; 1.96$ ;

## 6.4 $\mu$ , unbekannt, $\sigma^2$ , bekannt

$$I = \left[ \bar{X} - \phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + \phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right]$$

$1-\alpha$	$\frac{\alpha}{2}$	$\phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)$
90%	5%	$\phi^{-1}(0.95) \approx 1.645$
95%	2.5%	$\phi^{-1}(0.975) \approx 1.96$
99%	0.5%	$\phi^{-1}(0.995) \approx 2.576$



## 6.5 $\mu$ & $\sigma^2$ , unbekannt

$$I = \left[ \bar{X} - t_{n-1}^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{X} + t_{n-1}^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \frac{S}{\sqrt{n}} \right]$$

## 6.6 Zusammenfassung

Wie verändert sich das  $(1 - \alpha)$ -Konfidenzintervall,  $n$ -größer  $\Rightarrow$  I kürzer;  $1 - \alpha$  größer  $\Rightarrow$  I länger; Für  $\frac{1}{2} = 2\phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \frac{1}{2} = 2\phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \frac{\sigma}{\sqrt{4n}}$

## 6.7 Aufgabentypen

**Geg:**  $n, 1 - \alpha$ ; **Ges:** I s.o. **Geg:**  $\bar{X}, \sigma, 1 - \alpha, L$ ;  $L = 2\phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$ ; **Ges:**  $n; \sqrt{n} > 2\phi^{-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \frac{\sigma}{L}$  **Geg:**  $n, I, L$ ; **Ges:**  $1 - \alpha; 1 - \frac{\alpha}{2} = \phi\left(\frac{L\sqrt{n}}{2\sigma}\right)$

## 7 Hypothesentests

Basierend auf  $n$  unabhängig und identisch Verteilte (i.i.d) Zufallsvariablen  $X_1, \dots, X_n$  (Messungen) soll eine Entscheidung getroffen werden, ob eine Hypothese für einen unbekannten Erwartungswert  $\mu$  gültig ist oder nicht.

### 7.1 Def

$\alpha$  = Signifikanzniveau/ Fehlerwahrscheinlichkeit  $TG$  = Prüfgröße;  $TG^*$  = standardisierte Prüfgröße; signifikante Schlussfolgerung =  $H_0$  verworfen  $\rightarrow$  klassischer Parametertest; schwache Schlussfolgerung =  $H_0$  wird nicht verworfen  $\rightarrow$  klassischer Parametertest.  $p$ -Wert = beobachtetes Signifikanzniveau

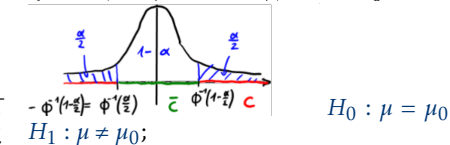
## 7.2 Null- und Gegenhypothese

**Modell:** Verteilung der Grundgesamtheit or Testgröße  $TG$  (häufig  $\bar{x}$ ) ist bekannt bis auf einen Parameter, z.B.  $\mu$ , für den eine Hypothese aufgestellt wird.  $TG \sim N_{\mu, \sigma^2}$ ; **Nullhypothese:**  $H_0$ : Angezweifelte Aussage, der widersprochen werden kann, wenn die Stichprobe einen Gegenbeweis liefert.  $H_0 : \mu = \mu_0$ ; **Gegenhypothese**  $H_1$ : Gegenteil von  $H_0$  z.B.  $H_1 \neq \mu_0$ ;

## 7.3 Ablehnungsbereich, Fehler 1. & 2.

Treffen der Testentscheidung, basierend auf einer konkreten Stichprobe  $\{x_1, \dots, x_n\}$ ; Berechnung der Realisation  $tg = TG(x_1, \dots, x_n)$  der Prüfgröße  $TG$ ; **Ablehnungsbereich / Kritischer Bereich C:** Werte der Testgröße, die für  $H_1$  sprechen & bei Gültigkeit von  $H_0$  mit Wahrscheinlichkeit  $\leq \alpha$  (meist 0.1, 0.05, or 0.01) auftreten. **Fehler 1. Art:**  $\alpha$  ist die Wahrscheinlichkeit, dass  $H_0$  verworfen wird, obwohl sie richtig ist. **Annahmebereich:** Komplement  $\bar{C}$  des Ablehnungsbereichs.  $H_0$  kann nicht abgelehnt werden, falls  $tg \in \bar{C} (P(tg \in \bar{C}) \geq 1 - \alpha)$ . **Fehler 2. Art:** Die Wahrscheinlichkeit, dass  $H_0$  nicht abgelehnt wird, obwohl sie falsch ist.

Realität	Testentscheidung $H_0$ wird nicht abgelehnt $\bar{C}$	$H_0$ wird abgelehnt. $C$
$H_0$ ist wahr.	richtig	falsch (Wsk: Fehler 1. Art) $\alpha$ wird verringert
$H_0$ ist falsch.	falsch (Wsk: Fehler 2. Art) $\beta$	richtig



$H_0 : \mu = \mu_0$ ;  
 $H_1 : \mu \neq \mu_0$ ;

## 7.4 Klassischer Parametertest

$H_0$  wird abgelehnt, falls  $tg = TG(x_1, \dots, x_n) \in C$ ;  $H_0$  wird angenommen falls  $tg = TG(x_1, \dots, x_n) \in \bar{C}$ ; Der kritische Bereich ergibt sich analog zu den Konfidenzintervallen durch die Vorgabe eines kleinen Signifikanzniveaus  $\alpha$  d.h. max. Wahrscheinlichkeit für Fehler 1. Art, mit standardisierter Prüfgröße  $TG^*$  gilt:  $P(TG \in C) \leq \alpha \Leftrightarrow TG^* \in [-\infty; \phi^{-1}(1 - \frac{\alpha}{2})] \cup [\phi^{-1}(1 - \frac{\alpha}{2}); \infty]$ ;  $P(TG \in \bar{C}) \geq 1 - \alpha \Leftrightarrow TG^* \in [\phi^{-1}(\frac{\alpha}{2}), \phi^{-1}(1 - \frac{\alpha}{2})]$ ; Wird dann  $H_0$  verworfen, spricht man von einer signifikanten Schlussfolgerung. Kann  $H_0$  nicht verworfen werden, dann lässt sich keine Aussage über den Fehler 2. Art treffen & man spricht von einer schwachen Schlussfolgerung.

## 7.5 Zweiseitiger Gauß Test

$H_0 : \mu = \mu_0$  gegen  $H_1 : \mu \neq \mu_0$ ;  $\bar{X} \sim N_{\mu_0, \sigma_0^2/n} \Rightarrow \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma_0/\sqrt{n}} \sim N_{0,1}$ ;  $P_{\mu_0}(\bar{X} \in C) \leq \alpha \Leftrightarrow |TG| = \frac{|\bar{X} - \mu_0|}{\sigma_0/\sqrt{n}} > \phi^{-1}(1 - \frac{\alpha}{2})$ ;

- Beim Runden mind. eine Nachkommastelle.