Hilfszettel zur Klausur
von **JD.**, Seite 1 von 4

1 BeschreibendeStatistik

1.1 Beschreibende/Deskriptive Statistik

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

1.2 Schließende/Induktive Statistik

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

1.3 Grundgesamtheit

Ω: Grundgesamtheit ω:Element oder Objekt der Grundgesamtheit diskret(<30 Ausprägungen), stetig(≥30 Ausprägungen), univariat(p=1), mulivariat(p>1); Diskrete Merkmale haben eine abzählbare Anzahl möglicher Ausprägungen. Stetige Merkmale habne eine nicht abzählbare (=überabzählbar) Anzahl möglicher Ausprägungen.

Lagemaße

1.4 Modalwerte x_{mod}

Am häufigsten auftretende Ausprägungen (insbesondere bei **qualitativen** Merkmalen)

1.5 Mittelwert, quantitativ

R:$mean(x)$
Schwerpunkt der Daten.**Empfindlich**gegenüber Ausreißern.
$\overline{X} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i$

1.6 Median, quantitativ

R:$median(x)$
Liegt in der Mitt der sortierten Daten x_i. **Unempfindlich** gegenüber Ausreißern.

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

Streuungsmaße

1.7 Stichprobenvarianz s^2

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

1.8 Stichpr.standardabw.

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

1.9 p-Quantile

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

$$x_p \begin{cases} x_{floor(np)+1}, np \in \mathbb{N} \\ \frac{1}{2}(x_{np} + x_{np+1}, np \notin \mathbb{N}) \end{cases}$$

1.10 Boxplot

Interquartilsabstand$I = x_{0.75} - x_{0.25}$. Innerhalb der Box 50% aller Stichproben; $1/4$ je zu $I_{min} \& zu I_{max}$ Whiskers zeigen die Spannweite = max x_i - min x_i

1.11 Chebyshev

$\frac{N(S_k)}{n} > 1 - \frac{1}{k^2}$, für alle k ≥ 1; $\overline{x}$ der Durchschnitt, s > 0 die Stichproben-Standardabweichung von Beobachtungswerten $x_1,...,x_n$. Sei $S_k = \{i, 1 \leq i \leq n : |x_i - \overline{x}| < k \cdot s\}$; Für eine beliebige Zahl k ≥ 1 liegen mehr als $100 \cdot (1 - \frac{1}{k^2})$ Prozent der Daten im Intervall von $\overline{x} - ks$ bis $\overline{x} + ks$. **Speziell:**Für k = 2 liegen mehr als 75% der Daten im 2s-Bereich um $\overline{x}$. Für k=3 liegen mehr als 89% der Daten im 3s-Bereich um $\overline{x}$. **Komplement Formulierung:** $\overline{S}_k = \{i \| x_i - \overline{x}| \geq k \cdot s\}$; $\frac{N(\overline{S}_k)}{n} \leq \frac{1}{k^2}$;
Die Ungleichheit lifert nur eine **sehr grobe Abschätzung**, ist aber unabhängig von der Verteilung der Daten. **Empirische Regeln** 68% der Daten im Bereich um $\overline{x} \pm s$. 95% um $\overline{x} \pm 2s$. 99.7% um $\overline{x} \pm 3s$.

1.12 Korrelation

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

1.13 Empirische Kovarianz

R:$cov(x,y)$; $s_{xy} = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y}) = \frac{1}{n-1}(\sum_{i=1}^{n}(x_i y_i) - n\overline{xy})$; $S_{xy} > 0$ steigend; $S_{xy} < 0$ fallend;

1.14 Empir. Korrelk.koeff. r

R:$cor(x,y)$; $r = \frac{s_{xy}}{s_x s_y}$; Näherungsweise lin. Zusammenhang zw. x und y, falls |r| ≈1; **Bemerkung**: -Der Korrelationskoeffizient kann nur einen statistischen Zusammenhang beschreiben, keinen Kausalen; -Den Korrelationskoeffizient immer im Zusammenhang mit den Streudiagramm sehen (Anscombe-Quartett).

1.15 Regressionsgerade y

$y = mx + t$ mit $m = r \cdot \frac{s_y}{s_x}$ und $t = \overline{y} - m \cdot \overline{x}$;
Für den Bereich $|\pm 0{,}7| bis$ bis $\pm 1 \Rightarrow$ linearer Zusammenhang.

2 Wahrscheinlichkeitsrechnung

2.1 Begriffe

Ergebnisraum Ω: Menge aller möglichen Ergebnisse eines Experiments
Elementarereignis $\omega \in \Omega$: einzelnes Element von Ω
Ereignis$E \subseteq \Omega$: beliebige Teilmenge des Ergebnisraums Ω heißt sicheres Ereignis, $\emptyset$ heißt unmögliches Ereignis
Vereinigung $E \cup F$: 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. **Gegenereignis** $\overline{E} = \Omega / E$: Ereignis E tritt nicht ein (Komplement von E)
Disjunkte EreignisseE und F: $E \cap F = \emptyset$

2.2 De Morgan'schen Regeln

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

2.3 Wahrscheinlichkeit

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

2.4 Satz 2.1

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

2.5 Laplace-Experiment

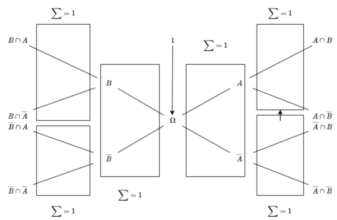
Zufallsexperimente mit n gleich wahrscheinlichen Elementarereignissen. Dann berechnet sich die Wahrscheinlichkeit P(E) für $E \subseteq \Omega$ aus:
P(E) = $\frac{\text{Anzahl der für E günstigen Ereignisse}}{\text{Anzahl der möglichen Ereignisse}} = \frac{\text{Mächtigkeit von E}}{\text{Mächtigkeit von }\Omega} = \frac{|E|}{n}$

2.6 Bedingte Wahrscheinlichkeit

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

2.7 Satz 2.2

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



2.8 Satz der totalen Wahrscheinlichkeit

Sei $\Omega = \bigcup_{i=1}^{n} E_i$ mit $E_i \cap E_j = \varnothing$ für $i \neq j$ d.h. die Ereignisse bilde eine disjunkte Zerlegung bzw. eine Partition von Ω. Somit 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 $F \cap E_i$

2.9 Vierfeldertafel

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

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

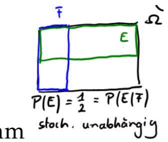
Satz 2.2 oben: $P(E \cap F) = P(E) \cdot P(F|E) = P(F) \cdot P(E|F)$ **Tafel** $= P(F) - P(F \cap \overline{E}) = P(E) - P(\overline{F} \cap E)$; $P(\overline{F}|E) = 1 - P(F|E)$

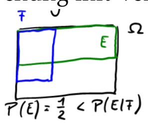
2.10 Formel von Bayes

Hilfreich, wenn man man $P(F|E_i)$ kennt, aber nicht $P(E_k|F)$ **Satz 2.4** $P(E_k|F) = \frac{P(F|E_k) \cdot P(E_k)}{\underbrace{\sum_{i=1}^{n} P(F|E_i) \cdot P(E_i)}}$
Nur Nenner!P(F) aus dem Satz der totalen Wahrscheinlichkeit.

2.11 Stochastische Unabhängigkeit

Übung 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
$\underbrace{P(E|F) = P(E)}$ or $P(E \cap F) = P(E) \cdot P(F)$
$= \frac{P(E \cap F)}{P(F)}$
Es gilt Falls die Ereignisse E, F unabhängig sind, dann sind auch: ∘$E, \overline{F}$; ∘$\overline{E}, F$; ∘$\overline{E}, \overline{F}$ unabhängig
Bemerkung
∘ Stochastische Unabhängigkeit bedeutet nicht notwendigerweise eine kausale Abhängigkeit; ∘ Veranschaulichung mit Venn Diagramm





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

3 Zufallsvariable

Abbildung des **abstrakte** Ergebnisraums Ω auf $\mathbb{R}$. Eine Abbildung $X : \Omega \to \mathbb{R}$, $\omega \mapsto X(\omega)$ = heißt Zufallsvariable (ZV). x ∈ R. heißt Realisation der ZV X.
∘ Diskrete ZV: $X(\Omega) = x_1, ..., x_2 (n \in \mathbb{N})$; 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 Ω. Für jedes $X \in \mathbb{R}$ ist die Verteilungsfunktion F: $\mathbb{R} \to [0,1]$ einer ZV X definiert durch:
F(x) = P(X ≤ x)
∘ $0 \leq F(x) \leq 1$
∘ $\lim_{x \to -\infty} F(X) = 0$ $\lim_{x \to \infty} F(x) = 1$
∘ 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 $X(\Omega) = x_1, ..., x_n$ (n endlich oder abzählbar unendlich) ist die Wahrscheinlichkeitsfunktion definiert durch:

$$p(x) = \begin{cases} P(X = x_i), \text{falls } x_i \in X(\Omega) \\ 0, sonst \end{cases} \quad (1)$$

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 $f : \mathbb{R} \to [0, \infty[$ 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 & $P(a < X \leq b) = P(a \leq X \leq b)$ wegen $P(X = a) = 0$

3.4 Verteilungsfunktion

$\int_{\textbf{Untergrenze}}^{x}$ Es wird normal mit - Integriert.

3.5 Zusammenfassung

3.6 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:**$P(X = x_i) = F(x_i) - \lim_{x \to x_i-} F(x) \neq 0$
∘ $P(a < X \leq b) = F(b) - F(a) \neq P(a \leq X \leq b)$

3.7 Stetige ZV

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

3.8 Erwartungswert

Der Erwartungswert $E[X] = \mu$ einer ZV X ist der **Schwerpunkt** ihrer Verteilung or 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 $E[X]$:
∘ $E[b] = b$
∘ $E[aX + b] = aE[X] + b$
∘ $E[\underbrace{X_i + ... + X_n}] = \sum_{i=1}^{n} E[X_i]$
∘ $\sum_{i=1}^{n} x_i$

3.9 Satz 3.1

Sei Y = g(X) eine Funktion der ZV X. Dann gilt:
∘ für diskrete ZV:$E[g(X)] = \sum_{i=1}^{n} g(x) \cdot p(x_i)$
∘ 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. ⇒ g(E[X])

3.10 Varianz

Die Varianz einer ZV X mit μ ist ein quadratisches Streungsmaß. $\sigma^2 = Var[X] = \underbrace{E[(X-\mu)^2]}_{g(X)} \overset{\text{falls x stetig}}{=} \int_{-\infty}^{\infty} (x-\mu)^2 \cdot f(x)$
Die Standardabweichung $\sigma = \sqrt{Var[X]}$ hat im Gegensatz zur Varianz die gleiche Dimension von die ZV X.
∘ $Var[b] = 0$
∘ $Var[aX + b] = a^2 Var[X]$

3.11 Satz 3.2

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

3.12 Z-Transformation, Standardisierung

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

3.13 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 $X, Y (stochastisch)\ unabhängig \Rightarrow Cov[X,Y] = 0$

3.14 Satz 3.3

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

3.15 Varianz einer Summe von ZV

∘ $Var[X_i + ... + X_n] = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} Cov[X_i, X_j]$; $Var[X_1 + X_2] = Var[X_1] + Var[X_2] + 2Cov[X_1, X_2]$ ∘ Falls X_i, X_j paarweise unabhängig **!!!**: $Var[X_1 + ... + X_n] = \sum_{i=1}^{n} Var[X_i]$

3.16 Overview μ σ

3.17 E[X]

$E[aX + b] = aE[X] + b$; $E[X_1 + ... + E_n] = \sum_{i=1}^{n} E[X_i]$
Falls X_1, X_2 unabhängig:
$E[X_i] = \mu => E[\overline{X}] = E[\frac{1}{n}(X_1 + ... + X_n)] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \underbrace{E[x_i]}_{\mu} = \frac{1}{n} \cdot n \cdot \mu = \mu$;

3.18 Varianz

$Var[aX + b] = a^2 Var[X]$
Falls X_i, X_j paarweise unabhängig:
$Var[X_1 + ... + X_n] = \sum_{i=1}^{n} Var[X_i]$
$Var[X_i] = \sigma^2 => Var[\overline{X}] = Var[\frac{1}{n}(x_1 + ... + x_n)] = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^{n} Var[X_i] = \frac{1}{n^2} \cdot n \cdot \sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n}$

3.19 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. Zuerst p dann e^{xp}

4 Spezielle Verteilung

4.1 Diskrete Verteilung

4.2 Bernouilliverteilung

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; $E[X] = p = \sum x_i \cdot p(x_i) = 1 \cdot p(1)$; $Var[X] = p(1-p) = E[X^2] - (E[X])^2 = p - p^2 = p(1-p)$;

4.3 Binominalverteilung

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

4.4 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** $P(X = k) = \frac{\binom{M}{k} \cdot \binom{N}{n-k}}{\binom{M+N}{n}}, k \in \{0, 1, ..., min\{n, M\}\}$; **Verteilung** $X \sim H_{M,N,n}$; $E[X] = n\frac{M}{M+N}$; $\frac{M}{M+N} \hat{=} Trefferwahrscheinlichkeit$; $Var[X] = n\frac{M}{M+N}(1 - \frac{M}{M+N})\frac{M+N-n}{M+N-1}$; → 1 falls n klein im Verhältnis zu M+N; **R:** $dhyper(k,M,N,n) = P(X = k)$; $phyper(k,M,N,n) = F(k)$; Falls $20n \leq M + N \& M + N$ groß, Unterschied zw. SZiehen ohne bzw. mit Zurücklegenünwesentlich, es kann die Binomialverteilung mit $p = \frac{M}{M+N}$ als Approximation für die hypergeom. Vert. verwendet werden.

4.5 Poisson-Verteilung

Verteilung der seltenen Ereignisse Häufigkeit punktförmiger Ereignisse in einem Kontinuum. Die durchschnittlich zu erwartende Anzahl der Erfolge λ 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:** $dpois(k, \lambda) = P(X = k)$; $ppois(k, \lambda) = F(k)$; λ = np.

4.6 Gleichverteilung

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

4.7 Stet.Vert.

4.8 Gleichverteilung/Rechteck

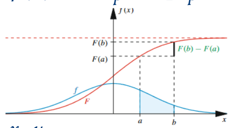
Zufallszahlen aus einem Intervall $[a, b]$; **Dichte:** $f(x) = \frac{1}{b-a}$ für $x \in [a, b]$; **Verteilung:** $X \sim U_{[a,b]}$; $E[X] = \frac{a+b}{2}$; $Var[X] = \frac{(b-a)^2}{12}$ **R:** $dunif(x,a,b) = f(x)$; $punif(x,a,b) = F(x)$; $runif(n)$≙ n Zufallszahlen zwischen 0 und 1; $runif(n,a,b)$≙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

4.9 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:** $dnorm(x,\mu,\sigma) = f(x)$; $pnorm(x,\mu,\sigma) = F(x)$; $qnorm(q,\mu,\sigma) : q - Quantil$; **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 <u>Z-Trafo:</u> $\frac{X-\mu}{\sigma} \sim N_{0,1}$; $X_1 \sim N_{\mu_1,\sigma_1^2}$ und $X_2 \sim \underbrace{N_{\mu_2,\sigma_2^2} \Rightarrow}_{} X_1 + X_2 \sim N_{\mu_1+\mu_2,\sigma_1^2+\sigma_2^2}$;
X_1, X_2 stochastisch unabhängig

4.10 Standardnormalverteilung

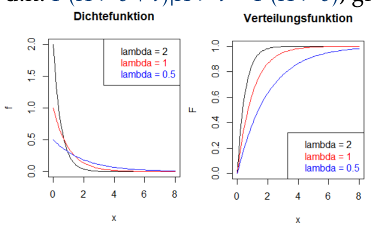
Dichte: $\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2}}e^{(-\frac{1}{2}x^2)}$; **Verteilung** $\phi(x) = \int_{-\infty}^{x} \varphi(t)dt$; **Quantile:** $\phi(-x) = 1 - \phi(x) \Rightarrow -x_p = x_{1-p}$ z.B. $-x_{0.25} = x_{0.75}$;



Schätzwerte: $Z = \frac{X-\mu}{\sigma} \sim N_{0,1}$; $P(\mu - \sigma \leq X \leq \mu + \sigma) = P(-1 \leq Z \leq 1) \approx 68\%$; $P(\mu - 2\sigma \leq X \leq \mu + 2\sigma) = P(-2 \leq Z \leq 2) \approx 95\%$; $P(\mu - 3\sigma \leq X \leq \mu + 3\sigma) = P(-3 \leq Z \leq 3) \approx 99.7\%$

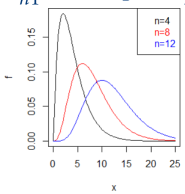
4.11 Exponentialverteilung

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:** $X \sim Exp_{\lambda}$; $E[X] = \frac{1}{\lambda} \Rightarrow$ Berechnung mit partieller Integration; $Var[X] = \frac{1}{\lambda^2}$; **R:** $dexp(x, \lambda) = f(x)$; $pexp(x, \lambda) = F(x)$; **Eigenschaft:** Eine exponentialverteile ZV X ist gedächtnislos, d.h. $P(X > s + t)|X > t = P(X > s)$; gl. Vert.



4.12 Chiquadrat-Verteilung

$Z_1, ..., Z_n$ seien unabhängige, standardnormalverteilte ZV $\Rightarrow X = Z_1^2 + + Z_n^2$ hat Chiquadratverteilung mit n Freiheitsgraden; **Anwendungsmodell:** Summen unabhängiger, standardnormalverteilter ZV; **Verteilung:** $X \sim \chi_n^2$; $E[X] = n$; $Var[X] = 2n$; **R:** $dchisq(x,n) = f(x)$; $ppchisq(x,n) = F(x)$; **Eigenschaft:** $X_1 \sim \chi_{n1}^2$ und $X_2 \sim \chi_2^2 \Rightarrow X_1 + X_2 \sim \chi_{n_1+n_2}$



4.13 t-Verteilung

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

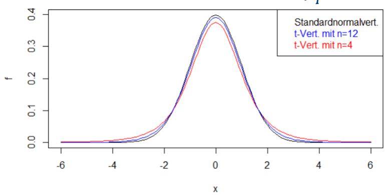


Abbildung Dichtefunktion

5 Zentraler Grenzwertsatz

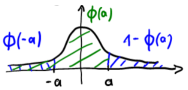
$\mu\sigma^2$ bekannt aber nicht die Verteilung

5.1 ZGWS

Seien $X_i (i = 1, ..., n)$ unabhängige identische verteilte **(i.i.d)** ZV mit Erwartungswert μ und Varianz σ^2. Dann gilt für hinreichend große n und $\overline{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n}$ näherungsweise:
$\sum_{i=1}^{n} X_i \sim N_{n\mu,n\sigma^2}$ &
$\frac{\sum X_i - n\mu}{\sqrt{n} \cdot \sigma} \sim N_{0,1}$
$\sum X_i$ bezieht sich auf Y; $\sum X_i - n\mu$ bezieht sich auf X_i; $\overline{X} \sim N_{\mu,\frac{\sigma^2}{n}}$ & $\frac{\overline{X}-\mu}{\sigma}\sqrt{n} \sim N_{0,1}$;
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 $\overline{X}$ 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

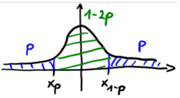
unbekannte Verteilung annähernd normalverteilt ist;

5.2 ϕ

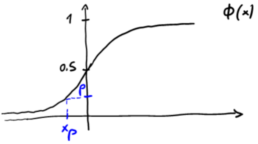


$\phi(-a) = 1-\phi(a)$; $\phi(a) = 1-\phi(-a)$; $P(-a < Z < a) = \phi(a)-\phi(-a) = \phi(a)-(1-\phi(a)) = \underline{2\phi(a)-1}$ or $1-\phi(-a)-\phi(-a) = 1-2\phi(-a)$

5.3 ϕ^{-1}



$-x_p = x_{1-p} \Leftrightarrow -qnorm(p) = qnorm(1-p) \Leftrightarrow -\phi^{-1}(p) = \phi^{-1}(1-p)$ **Zusammenhang**



$\phi^{-1}(p) = x_p$;

Aufgabentypen: Seien X_i i.i.d. ZV mit μ und σ^2, aber unbekannter Verteilung. Dann sind $Z_1 = \frac{\sum X_i - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}$ und $Z_2 = \frac{\overline{X}-\mu}{\sigma}$ näherungsweise standardnormalverteilt.
∘ Es lassen sich Wahrscheinlichkeiten für $\sum X_i, \overline{X}, Z_1$ 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 Stichprobenvert.normalvert. Grundgesamt.

5.5 Stichprobenmittel

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

5.6 Stichprobenvarianz

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

6 Konfidenzintervall

kl. Stichpr.umf. (n<30) ist die Grundgesamtheit näherungsweise normalverteilt or Stichpr.umf. ist hinreichend groß ($n \geq 30$), die Sum. or. der Mittelwert der X_i nach dem ZGWS näherungsweise norm.vert. ist

6.1 Begriffe

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

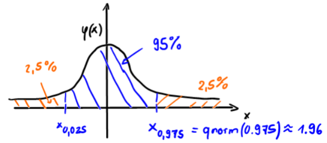
6.2 Punkschätzer

E[X]: Stichprobenmittel: $\overline{X} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i$;

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

6.3 Intervallschätzer

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



$P(-a \leq \overline{x} \leq a) > 0.95$; σist unbekannter Parameter

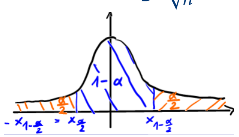
$P(\underbrace{x_{0.025}}_{-1.96} < \underbrace{\frac{\overline{x}-\mu}{\sigma}\sqrt{n}}_{N_{0,1}} < \underbrace{x_{0.975}}_{1.96}) \geq 0.95$

$-1.96; N_{0,1}; 1.96$;

6.4 μ, unbekannt, σ^2, bekannt

$I =]\overline{X}\text{-}\underbrace{\phi^{-1}(1-\frac{\alpha}{2})}_{qnorm(1-\frac{\alpha}{2})}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \overline{X}+\phi^{-1}(1-\frac{\alpha}{2})\frac{\sigma}{\sqrt{n}}[$;

$1-\alpha$	$\frac{\alpha}{2}$	$\phi^{-1}(1-\frac{\alpha}{2})$
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 μ & σ^2, unbekannt

$I =]\overline{X}-t^{-1}_{n-1}(1-\frac{\alpha}{2})\frac{S}{\sqrt{n}}, \overline{X}+t^{-1}_{n-1}(1-\frac{\alpha}{2})\frac{S}{\sqrt{n}}[$

6.6 Zusammenfassung

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

6.7 Aufgabentypen

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

7 Hypothesentests

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

7.1 Def

α = Signifikanzniveau/ Fehlerwahrscheinlichkeit TG = Prüfgröße; TG* = standardisierte Prüfgröße; siginifikante Schlussfolgerung = H_0 verworfen → klassischer Parametertest; schwache Schlussfolgerung = H_0 wird nicht verworfen → klassischer Parametertest. p-Wert = beobachtetes Signifikanzniveau; H_0 = angezweifelten Aussage

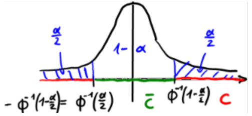
7.2 Null- und Gegenhypothese

Modell: Verteilung der Grundgesamtheit or Testgröße **TG** (häufig $\overline{x}$) ist bekannt bis auf einen Parameter, z.B. μ, 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 $\{x_1,...,x_n\}$; Berechnung der Realisation $tg = TG(x_1,...,_x n)$ der Prüfgröße TG; **Ablehnungsbereich / Kritischer Bereich C**: Werte der Testgröße, die für H1, sprechen & bei Gültigkeit von H_0 mit Wahrscheinlichkeit $\leq \alpha$ (meist 0.1, 0.05, or 0.01) auftreten.**Fehler 1. Art:**α ist die Wahrscheinlichkeit, dass H_0 verworfen wird, obwohl sie richtig ist. **Annahmebereich:** Komplement $\overline{C}$ des Ablehnungsbereichs. H_0 kann nicht abgeleht werden, falls $tg \in \overline{C}(P(tg \in \overline{C}) \geq 1-\alpha)$.**Fehler 2. Art:** Die Wahrscheinlichkeit, dass H_0 nicht abgelehnt wird, obwohl sie falsch ist.

	Testentscheidung	
Realität	H_0 wird (nicht abgelehnt) angenommen	H_0 wird abgelehnt.
H_0 ist wahr.	richtig	falsch $(\underbrace{\text{Wsk: Fehler 1. Art}}_{\alpha \text{ wird vorgeg.}})$
H_0 ist falsch.	falsch (Wsk: Fehler 2. Art)	richtig



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

7.4 Klassischer Parametertest

H_0 wird abgelehnt, falls $tg = TG(x_1,...,x_n) \in C$; H_0 wird angenommen falls $tg = TG(x_1,...,x_n) \in \overline{C}$; Der kritische Bereich ergibt sich analog zu den Konfidenzintervallen durch die Vorgabe eines kleinen Signifikanzniveau α d.h. max. Wahrscheinlichkeit für Fehler 1. Art, mit standardisierter Prüfgröße TG* gilt: $P(TG \in C) \leq \alpha \Leftrightarrow TG^* \in]-\infty; \phi^{-1}(1-\frac{\alpha}{2})[\cup]\phi^{-1}(1-\frac{\alpha}{2}); \infty[$; $P(TG \in \overline{C}) \geq 1-\alpha \Leftrightarrow TG^* \in [\phi^{-1}(\frac{\alpha}{2}), \phi^{-1}(1-\frac{\alpha}{2})]$; 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 $H_1: \mu \neq \mu_0$; $\overline{X} \sim N_{\mu_0,\sigma_0^2/n} \Rightarrow \frac{\overline{X}-\mu_0}{\sigma_0}\sqrt{n} \sim N_{0,1}$; $P_{\mu 0}(\overline{X} \in C) \leq \alpha \Leftrightarrow |TG| = \frac{|\overline{X}-\mu_0|}{\sigma_0}\sqrt{n} > \phi^{-1}(1-\frac{\alpha}{2})$;
Testentscheidung: H_0 wird abgelehnt, falls $|TG| > \phi^{-1}(1-\frac{\alpha}{2})$; H_0 wird angenommen, falls $|TG| \leq \phi^{-1}(1-\frac{\alpha}{2})$

7.6 Einseitiger Gauß Test

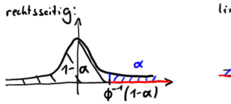
7.7 linksseitig

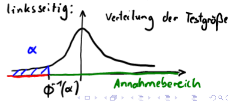
$H_0: \mu \geq \mu_0$ gegen $H_1: \mu < \mu_0$

7.8 rechtsseitig

$H_0: \mu \leq \mu_0$ gegen $H_1: \mu > \mu_0$

Hier nur linksseitig!:$P_{\mu 0}(\overline{X} \in C) \leq \alpha \Leftrightarrow TG = \frac{\overline{X}-\mu_0}{\sigma_0}\sqrt{n} < \phi^{-1}(\alpha)$; **Testentscheidung:** H_0 wird abgelehnt falls, $TG < \phi^{-1}(\alpha)$; H_0 wird angenommen, falls $TG \geq \phi^{-1}(\alpha)$;





7.9 Varianten Gauß Test, σ^2 bekannt, μ unbekannt

Prüfgröße$tg = \frac{\overline{X}-\mu_0}{\sigma_0}\sqrt{n}$;

H_0	H_1	H_0 ablehnen, falls	p-Wert	
$\mu = \mu_0$	$\mu \neq \mu_0$	$\lvert tg\rvert > \Phi^{-1}(1-\frac{\alpha}{2})$	$2(1-\Phi(\lvert tg\rvert))$	zweiseitiger Test
$\mu \leq \mu_0$	$\mu > \mu_0$	$tg > \Phi^{-1}(1-\alpha)$	$1-\Phi(tg)$	rechtsseitiger Test
$\mu \geq \mu_0$	$\mu < \mu_0$	$tg < \Phi^{-1}(\alpha)$	$\Phi(tg)$	linksseitiger Test

7.10 t-Test, $\mu, \sigma^2 unbekannt$

Prüfgröße $tg = \frac{\overline{X}-\mu_0}{S}\sqrt{n} \sim t_{n-1}$

H_0	H_1	H_0 ablehnen, falls	p-Wert
$\mu = \mu_0$	$\mu \neq \mu_0$	$\lvert tg\rvert > t^{-1}_{n-1}(1-\frac{\alpha}{2})$	$2(1-t_{n-1}(\lvert tg\rvert))$
$\mu \leq \mu_0$	$\mu > \mu_0$	$tg > t^{-1}_{n-1}(1-\alpha)$	$1-t_{n-1}(tg)$
$\mu \geq \mu_0$	$\mu < \mu_0$	$tg < t^{-1}_{n-1}(\alpha)$	$t_{n-1}(tg)$

7.11 p-Wert

Wahrscheinlichkeit, bei Zutreffen von H_0 den beobachteten Wert tg der Prüfgröße or einen noch stärker von μ_0 abweichenden Wert zu bekommen. Der p-Wert zu einer Hypothese H_0 ist der kleinste Wert von α, für den H_0 noch abgelehnt werden kann. **Je kleiner** der Wert, **desto kleiner** ist der Fehler 1. Art & umso signifikanter ist die Testentscheidung. **Nice to know** Anhand des p-Werts kann man für beliebige Werte von α eine Testentscheidung treffen;
Falls $p-Wert < 1\%$: sehr hohe Signifikanz
Falls $1\% \leq p-Wert < 5\%$: hohe Signifikanz
Falls $5\% \leq p-Wert \leq 10\%$: Signifikanz
Falls $p-Wert > 10\%$: keine Signifikanz

7.12 Zusammenhang I & Hypothesentests zweiseitig

zum Konfidenzniveau $1-\alpha$; H_0 wird abgelehnt, falls $\mu_0 \notin I$; H_0 wird angenommen, falls $\mu_0 \in I$; Das Konfidenzniveau ist der Annahmebereich von H_0 zum Signifikanzniveau α;

7.13 Zusammenfassung klass. Hypo.test

Signifikanzniveau α wird vorgegeben;
α & Verteilung der Testgröße unter H_0 wir der Ablehnungsbereich ermittelt. **Je kleiner (größer)** α **, desto kleiner (größer)** ist der Ablehnungsbereich;
!: α&C hängen **nicht von** der konkreten Stichprobe ab;
H_0 wird abgelehnt, falls der ermittelte Wert der Testgröße (beobachteter Wert) in C liegt. **!:** Die tg hängt von der konkreten Stichprobe ab. Sie ist eine ZV.

7.14 Test mittels p-Wert

α wird vorgegeben.
Berechnung des p-Werts anhand der konkreten Stichprobe mit der Verteilung der Tg unter H_0.
!:Der p-Wert hängt von der konkreten Stichprobe ab, ist eine ZV.
H_0 wird abgelehnt, falls $p-Wert \leq \alpha$.;

8 Fehleranalyse

8.1 Auslöschung

wenn ungefähr gleich große, bereits mit Fehlern behaftete Zahlen voneinander abgezogen werden & signifikante Mantissenstellen wörtlich ausgelöscht werden.

8.2 Addition
große signifikante Stellen schlucken kleine signifikante Stellen.

8.3 Horner
Ohne: Runden bei jeder Rechenoperation. Mit: Vermeidung der Rundungsfehler nach jeder Rechenoperation.

8.4 Abc-Formel
$x_{1,2} = \frac{-b\pm\sqrt{b^2-4ac}}{2a}$; $x_{1,2} = \frac{2a}{-b\mp\sqrt{b^2-4ac}}$; b>0, dann (2), für x_1 &(1) für x_2 or b<0, (1) für x_1 & (2) für x_2

9 Interpolation
Zu gegebenen Punkten $(x_i, y_i), i = 0,...,n$ mit $x_i \neq x_j$ für $i \neq j$ eine Funktion G (dies ist nicht eindeutig! Abhängig von der Funktionsklasse), so dass $G(x_i) = y_i, i = 0,...,n$ (Interpolationsbedingung). Interpolation ist **ungeeignet** für verrauschte Daten. Lösung: Approximation der kleinsten Quadrate.

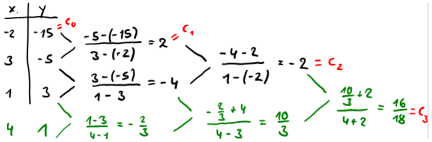
9.1 Begriffe
Extrapolation ≙ Näherungwerte für x-Werte außerhalb der Stützstellen; Dividierende Differenzen ≙ Koeffizienten c_i lassen sich rekursiv durch wiederholte Bildung von "Differenzquotienten"berechnen

9.2 Lagrange, quer
2 Formeln; $p_n(x) = y_0L_0(x)+y_1L_1(x)+...+y_nL_n(x)$; $L_k(x)\prod_{j=0;j\neq k}^{n}\frac{x-x_j}{x_k-x_j}$; Jede Basisfunktion $L_k(x)$ ist ein Polynom vom Grad $\leq n$; **Bemerkung:** Findet Anwendung bei Numerischer Integration; Wenn Stützstellen x_i gleich bleiben & nur y_i ändern $\Rightarrow$ keine Neuberechnung; Rechenaufwand $\mathcal{O}((n+1)^2)$; Kommen neue Stützpunkte hinzu $\Rightarrow$ Neuberechnung!; Die Interpolationspolynome liefern nur sinnvolle **Näherungswerte** für x-Werte, die zwischen den gegebenen Stützstellen liegen; Extrapolation (Näherungwerte für x-Werte außerhalb der Stützstellen) kann zu großen Abweichungen führen.

9.3 Newton
Darstellung des Interpolanten, die auf ein gestaffeltes LGS führt & einfache Hinzunahme weiterer Punkte erlaubt. $\underbrace{p_n(x) = c_0 + c_1(x-x_0) + ... + c_n(x-x_0)(x-x_1)...(x-x_{n-1})}_{\text{Polynom vom Grad n}}$

Das Resultierende LGS für die Koeffizienten c_i hat gestaffelte Form. **Interpolationsbedingungen?**

Vorteile: Rechenaufwand $\mathcal{O}(n^2)$ Gleitpunktoperationen; Hinzufügen weiterer Stützstellen ohne großen Aufwand. Andere Koeffizienten bleiben unverändert.

9.4 Dividierende Differenzen


9.5 Quiz
Newton & Lagrage ermöglichen ohne großen Berechnungsaufwand die Änderung der Werte y_i für gleichbleibende Stützstellen x_i.; Newton ergmöglicht ohne großen zusätzlichen Berechnungsaufwand diei Hinzuname weiter Stützstellen, zur Verbesserung der Genauigkeit

9.6 Effizienz

9.7 klasisch
$p_n(x) = a_nx^n + ... + a_0$; **Aufwand:** 2n-1 Mult.

9.8 Horner Schema
$p_3(x) = a_3x^3+a_2x^2+a_1+a_0 = ((a_3+a_2)x+a_1)x+a_0$; Allg.: $p_n(x) = (...(a_nx+a_{n-1})x+...+a_1)x+a_0$; **Aufwand:** n Mult.

9.9 Interpolationsfehler
Falls f hinreichend glatt ist & p_n das eindeutige Interpolationspolynom von Grad n, dann gilt fürn den Interpolationsfehler:

$$f(x)-p_n(x) = \underbrace{\frac{f^{(n+1)}(\theta)}{(n+1)!}(x-x_0)...(x-x_n)}$$

mit $\theta \in [x_0;x_n]$ Vergleichbar zum Restglied bei der Taylorreihenentwicklung; **Bemerkung:** θ unbekannt, daher nur Fehlerabschätzung; Fehler ist Abhängig von der Verteilung der Stützstellen; Der Fehler ist bei großen n an den Intervallrändern deutlich größer, als in der Intervallmitte

9.10 Wahl der Stützstellen
Mit äquidistante Stützstellen konvergiert das Interpolationspolynom nicht immer gegen die zugrundeliegende stetige Funktion, wenn die Anzahl der Stützstellen & damit der Grad des Polynoms wächst.**Lösung:** Nicht-aquidistante Verteilung der Stützstellen, dichter an den Intervallgrenzen.

9.11 Chebyshev-Punkte
haben die Eigenschaft; senkrechte Projektion von gleichverteilten Punkten auf dem Einheitskreis. $t_k = cos\frac{(2k-1)\pi}{2n}, k = 1,...,n, auf f]-1,1[$; Invtervall: $]a,b[: x_k = \frac{a+b}{2}+\frac{b-a}{2}t_k$. $\Rightarrow$ Fehler wird gleichmäßiger verteiltund Konvergenz erreicht.

9.12 Schwächen der Polynominterpolation
Hoher Rechenaufwand bei meist keiner hoher Differenzierbarkeitsgrad benötigt wird; RB kann Interpolationsfehler sehr groß sein; Bei wachsenden n ist es unmöglich eine Konvergenz gegen die zu interpolierenden Funktion sicherzustellen; **R:** approx ≙ lin Interpolation; Spline ≙ Spline interpolation; Bibliotheken für Polynominterpolation;

9.13 Spline
Jede Funktion S_i ist ein Polynom vom Grad $n \leq k$; $S(x)$ ist $(k-1)$ - mal stetig differenzierbar, d.h. für alle $x_i (i = 1,...,n-1)$ gilt: $S_{i-1}(x_i) = S_i(x_i)$;

9.14 Kubisch
Ansatz: $S_i = a_i+b_i(x-x_i)+c_i(x-x_i)^2+d_i(x-x_i)^3$; **Gleichungssystem:** 4n Parameter $a_i,b_i,c_i,d_i (i = 0,...,n-1)$; **2n Interpolationsbedingungen:** am Rand je nur eine. $S_ix_i = y_i$; $S_i(x_{i+1}) = y_{i+1}$ für $(i = 0,1,...,n-1) \Rightarrow$ Stetigkeit; **Stetigkeit der 1. Abl:** $S'_i(x_{i+1}) = S'_{i+1}(x_{i+1})$; $\Leftrightarrow$ $S'_i(x_{i+1})-S'_{i+1}(x_{i+1}) = 0$; für $i = 0,1,...,n-2$; **Stetigkeit der 2. Abl.:** $S''_i(x_{i+1}) = S''_{i+1}(x_{i+1})$; $S''_i(x_{i+1}) - S''_{i+1}(x_i+1) = 0$; für $i = 0,1,...,n-2$); **natürlicher Randbedingungen:** $S''_0(x_0) = 0$; $S''_{n-1}(x_n) = 0$; nach geschickter Umformung der Gleichungen hat das LGS Tridiagonalform. **Rechenaufwand** $\mathcal{O}(n)$ Gleitpunktoperationen.

10 NumInt
Verbesserung der Näherung: Aufteilung in kleine Teilintervalle & Summe von Rechtecksflächen bilden; Interpolation mit Polynom höheren Grades durch diskrete Punkte.

10.1 Ansatz[a,b]
$\int_a^b f(x)dx \approx (b-a)\sum_{j=0}^{i}\alpha_jf(x_j)$

10.2 Def
p_k≙ Interpolationspolynom; I_n≙ Quadraturformel; K≙ Fehlerkonstante des Verfahrens.; Singularität ≙ isolierter Punkt, der ungewöhnliches Verhalten zeigt;

10.3 Newton-Cotes
Das Intergral des p_k dient als Appr. für das Int. von f(x); $\int_0^1 f(t)dt \approx \int_0^1 p_k(t)dt = \sum_{j=0}^k\alpha_jf(t_j)$ Das Interpolationspolynom muss nicht explizit aufgestellt werden, es dient vorab der Bestimmung der Gewichte α_j; $\int_0^1 p_k(t) = \int_0^1 \sum f(t_j)L_j(t)dt = \sum f(t_j)\int_0^1 L_j(t)dt$

10.4 Trapezregel
$T_1 : \int_0^1 f(t)dt \approx \frac{1}{2}(f(0)+f(1))$; $\int_a^b f(x)dx \approx \frac{(b-a)}{1}\frac{1}{2}(f(a)+f(b))$;
T_n : Für Teilintervalle mit gleicher Länge: $h = \frac{b-a}{n}$; $T_n = h(\frac{f(x_0)}{2}+f(x_1)+...+f(x_{n-1})+\frac{f(x_n)}{2})$;

10.5 SimpsonRegel
$S_1 : \int_0^1 f(t)dt \approx \frac{1}{6}(f(0)+4f(0.5)+f(1))$; $\int_a^b f(x)dx \approx \frac{b-a}{6}(f(a)+4f(\frac{a+b}{2})+f(b))$; Für n = 1: $\frac{(b-a)}{2\cdot 1}\frac{1}{3}(f(a)+4f(\frac{a+b}{2})+f(b))$; Für n allg.: $\frac{(b-a)}{2n}\frac{1}{3}(f(a)+4(a+h)+...+4f(b-h)+f(b))$ S_n : **Beachte gerade Anzahl an Teilinvervallen!**; Für 2n Teilintervalle, 2n+1 Knoten mit gleicher Länge $h = \frac{b-a}{2n}$; $S_2 = \frac{h}{3}(f(x_0)+4f(x_1)+2f(x_2)+4f(x_3)+f(x_4))$;

Newton-Cotes Regeln

Basierend auf äquidistanten Knoten $t_j = \frac{j}{k}$

Grad des Interpolationspolynoms

k	α_i					Methode	Ordnung p
1	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$				Trapez	2
2	$\frac{1}{6}$	$\frac{4}{6}$	$\frac{1}{6}$			Simpson	4
3	$\frac{1}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{3}{8}$	$\frac{1}{8}$		$\frac{3}{8}$-Rule	4
4	$\frac{7}{90}$	$\frac{32}{90}$	$\frac{12}{90}$	$\frac{32}{90}$	$\frac{7}{90}$	Milne	6

d.h. exakt für $\int_0^1 x^k dx \ (k = 0,1,...,5)$

Falls α_i positiv. Integrationsregeln stabil; $k \leq 7 \& k = 9 \Rightarrow$ positive Gewichte;

10.6 Ordnung Integrationsregel
Eine Integrationsregel hat Ordnung p, wenn sie für Polynome vom Grad $\leq$ p-1 exakte Werte liefert; T_1 Ordnung 2 $\Rightarrow$ exakt für Polynome Grad $\leq$ 1; Ordnung Newton-Cotes Regeln: mind. Ordnung k+1 (k: GRad des Interpolationspolynoms); **Beweis der Ordnung:** $1 = \int_0^1 x^0dx \stackrel{!}{=}$; $\frac{1}{2} = \int_0^1 xdx \stackrel{!}{=}$; $\frac{1}{3} = \int_0^1 x^2 \stackrel{!}{=}$; $\frac{1}{4} = \int_0^1 x^3 \stackrel{!}{=}$;

10.7 Fehler Quadratur
Für (globalen) Fehler $e_{I_n} = \int_a^b f(x)dx - I_n$ einer Quadraturformel I_n der Ordnung p auf $[a,b]$ gilt: $|e_{I_n}| = (b-a)h^pK|f^{(p)}(\xi)|.\xi \in]a,b[, h = \frac{b-a}{n}$ & $|e_{I_n}| \leq (b-a)h^pK \cdot max_{a\leq x\leq b}|f^{(p)}(x)|$;

10.8 Grenzen NeCo
viele äquidistante Knoten $\rightarrow$ Gewichte negativ $\rightarrow$ Verfahren instabil; geschlossene NeCoRe $\rightarrow$ Funktionsauswertung an RB $\rightarrow$ Problem mit Singularitäten. größtmögliche Ordnung unerreichbar wegen äquidistanten Knoten; **Lösung:**

10.9 GauQua
Gauß-Quadraturformeln

k	α_j			t_j			Ordnung
0	1				$\frac{1}{2}$		2
1	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$		$\frac{1}{2}-\frac{\sqrt{3}}{6}$	$\frac{1}{2}+\frac{\sqrt{3}}{6}$		4
2	$\frac{5}{18}$	$\frac{8}{18}$	$\frac{5}{18}$	$\frac{1}{2}-\frac{\sqrt{15}}{10}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}+\frac{\sqrt{15}}{10}$	6

Nur positive Gewichte!

11 Allgemein

11.1 Symbole
Stichprobenstandardabweichung ≙ s; Standardabweichung ≙σ

11.2 Abl.
$x^n \hat{=} nx^{n-1}$

$sinx \hat{=} cosx$; $cosx \hat{=} -sinx$; $tanx \hat{=} \frac{1}{cos^2x} = 1+tan^2x$; $cotx \hat{=} -\frac{1}{sin^2x} = -1-cot^2x$;

$e^x \hat{=} e^x$; $a^x \hat{=} (\ln a)\cdot a^x$;

$\ln x \hat{=} \frac{1}{x}$; $\log_a x \hat{=} \frac{1}{(\ln a)\cdot x}$;

11.3 Abl.Regeln
Faktorregel $y = C\cdot f(x) \Rightarrow y' = C\cdot f'(x)$; **Summenregel** $y = f_1(x)+f_2(x)+...+f_n(x) \Rightarrow y' = f_1'(x)+f_2'(x)+...+f_n'(x)$; **Produktregel** $y = u\cdot v \Rightarrow y' = u'\cdot v+v'\cdot u$; $y = u\cdot v\cdot x \Rightarrow y' = u'\cdot v\cdot w+u\cdot v'\cdot w+u\cdot v\cdot x'$; **Quotientenregel** $y = \frac{u}{v} \Rightarrow y' = \frac{u'\cdot v-u\cdot v'}{v^2}$; **Kettenregel** $f'(x) = F'(u)u'(x) \hat{=} F'(u)$: Ableitung der Äußeren Funktion; $u'(x)$: Ableitung der Inneren Funktion

11.4 Integralregel, elementar
Faktorregel $\int_a^b C\cdot f(x)dx = C\cdot\int_a^b f(x)dx$; **Summenregel** $\int_a^b[f_1(x)+...+f_n(x)]dx = \int_a^b f_1(x)dx + ... + \int_a^b f_n(x)dx$; **Vertauschungsregel** $\int_b^a f(x)dx = -\int_a^b f(x)dx$; $\int_a^a f(x)dx = 0$; $\int_a^b f(x)dx = \int_a^c f(x)dx + \int_c^b f(x)dx$ für $(a \leq c \leq b)$;

11.5 Berechnung best. Integr.
$\int_a^b f(x)dx = [F(x)]_a^b = F(b)-F(a)$

11.6 Potenzen
$x^{-n} = \frac{1}{n}$; $a^0 = 1, a^{-n} = \frac{1}{a^n}$; $a^m\cdot a^n = a^{m+n}$; $\frac{a^m}{a^n} = a^{m-n}$ für $a \neq 0$; $!(a^m)^n = (a^n)^m = a^{m\cdot n}$; $a^n\cdot b^n = (a\cdot b)^n$; $\frac{a^n}{b^n} = (\frac{a}{b})^n$ für $b \neq 0$; $a > 0 : a^b = e^{b\ln a}$; $0^0 = 1$; $x_1^1 = x_1$;

11.7 Wurzel
$\sqrt{a^2} = |a|$; $b = a^n \Leftrightarrow a = \sqrt[n]{b}$; $\sqrt[n]{a} = a^{\frac{1}{n}}$;
$\sqrt[n]{a\pm b} \neq \sqrt[n]{a}\pm\sqrt[n]{b}$

$\sqrt[n]{a^m} = (a^m)^{\frac{1}{n}} = a^{\frac{m}{n}} = (a^{\frac{1}{n}})^m = (\sqrt[n]{a})^m$

$\sqrt[m]{\sqrt[n]{a}} = \sqrt[m]{a^{\frac{1}{n}}} = (a^{\frac{1}{n}})^{\frac{1}{m}} = a^{\frac{1}{m\cdot n}} = \sqrt[m\cdot n]{a}$

$\sqrt[n]{a}\cdot\sqrt[n]{b} = (a^{\frac{1}{n}})\cdot(b^{\frac{1}{n}}) = (ab)^{\frac{1}{n}} = \sqrt[n]{ab}$

$\frac{\sqrt[n]{a}}{\sqrt[n]{b}} = \frac{a^{\frac{1}{n}}}{b^{\frac{1}{n}}} = (\frac{a}{b})^{\frac{1}{n}} = \sqrt[n]{\frac{a}{b}}$ für $b > 0$

$\Rightarrow m,n \in \mathbb{N}^*; a \geq 0, b \geq 0$

11.8 Bin.Formel
$(a+b)^2 = a^2+2ab+b^2$ 1. Binom; $(a+b)^3 = a^3+3a^2b+3ab^2+b^3$; $(a+b)^4 = a^4+4a^3b+6a^2b^2+4ab^3+b^4$

$(a-b)^2 = a^2-2ab+b^2$; 2. Binom; $(a-b)^3 = a^3-3a^2b+3ab^2-b^3$; $(a-b)^4 = a^4-4a^3b+6a^2b^2-4ab^3+b^4$

$(a+b)(a-b) = a^2-b^2$ 3. Binom;

11.9 Einigungen
∘ Beim Runden mind. eine Nachkommastelle.

11.10 Trigonometrischer Pythagoras

$\sin^2 x + cos^2 x = 1$

11.11 e

$y = a^x = e^{\lambda x}(\lambda = lna)$; Def.Ber.: $\infty < x < \infty$; Wert.ber.: $0 < y < \infty$; Mon.: $\lambda > 0$ d.h. a > 1: str. mon. wachs; $\lambda < 0$ d.h. 0 < a > 1): str. mon. fall.; Asymp.: y = 0 (x-Achse); $y(0) = 1$ (alle Kurven schneide die y-Achse bei y = 1); $y = a^{-1}$ entsteht durch Spiegelung von $y = a^x$ an der y-Achse.

11.12 Logarithm.

$y = \log_a x$ mit x>0 ist Umkehrfunktion von $y = a^x$; Def.Ber.: x >0; Wert.Ber.: $-\infty < y < \infty$; Nullst.: $x_1 = 1$; Monot.: 0 < a < 1: str.mon. fall; a > 1; str.mon.wachs.; Asymp.: x = 0(yAchse); $log_a 1 = 0, log_a a = 1$; $y = log_a x$ ist Spieg. von $y = a^x$ an Wink.halb. d. 1. Quadr.