Inhaltsverzeichnis

1 Grundlagen

1.1 Rechnen mit Ereignissen

Seien A und B zwei Ereignisse bzw Ereignismengen eines Ereignisraums Ω.

<u>Ereignis</u>	<u>Wahrscheinlichkeit</u>
A	$0 \leq P(A) \leq 1$
nicht A	$P(\overline{A}) = 1 - P(A)$ *($\overline{A}$ auch A^C ist das Komplement von A)*
alle Ereignisse	$P(\Omega) = 1$
keine Ereignis	$P(\emptyset) = 0$
A oder(/und) B (Vereinigung)	$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$
	(falls A und B unabh. fällt die Subtraktion weg)
A unter der Bedingung, dass B eintrifft	$P(A \mid B) = \frac{P(A) \cap P(B}{P(B)}$
A und B (Durchschnitt)	$P(A \cap B) = P(A) * P(B)$ *(wenn A und B unabh.)*
	$P(A \cap B) = P(A \mid B) * P(B)$ *(wenn A und B abh.)*
<u>anderes</u>	
A und B sind unabhängig g.d.w	$A \cap B = \emptyset$

2 Verteilungen

2.1 Allgemeines

Es gibt diskrete Verteilungen und stetige Verteilungen. Diskrete Verteilungen beinhalten endlich viele Einzelereignisse, stetige Verteilungen bilden jeden x-Wert in einem Intervall auf eine Wahrscheinlichkeit an.

Verteilungen besitzen folgende Funktionen:

	Formel	in R	Beschreibung
Dichtefunktion	$f(x) = P(X = x)$	d*	gibt die Wahrscheinlichkeit für X=x an
(kumulative) Verteilungsfunktion	$F(x) = \int_{-\infty}^{x} f(t)dt$	p*	gibt die Wahrscheinlichkeit für $X \leq x$ an
Quantilfunktion	$q_\alpha(X) = F^{-1}(\alpha)$	q*	gibt das x an, bei dem $F(x) = \alpha$

Verteilungen besitzen folgende Kennzahlen:

	Symbol	Formel(diskrete Verteilungen)	Formel (stetige Verteilungen)
Erwartungswert	$\varepsilon(X) = \mu$	$\sum_{k=0}^{\infty} k * P(X = k)$	$\int_{-\infty}^{\infty} x * f(x)dx$
Varianz	$var(X) = \sigma^2$	$\sum_{k=0}^{\infty} (k - \mu)^2 * P(X = k)$	$\int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 f(x)dx$
Standartabweichung	$\sigma = \sigma_X$	$\sqrt{var(X)}$	
Median	med(X)	$q_{\frac{1}{2}}(X)$	

2.2 diskrete Verteilungen

2.2.1 diskrete Gleichverteilung

auch uniforme Verteilung

Schreibweise:	$X \sim U_\Omega$
Dichtefunktion:	$f(x) = \frac{1}{\vert\Omega\vert}$

Wird verwendet für / zeigt:

- Elementare Wahrscheinlichkeiten, die gleich groß sind.
- Bsp: Die Chance beim Würfeln eine bestimmte Zahl zu würfeln.

2.2.2 Bernoulli-Verteilung

Schreibweise:	$X \sim ?(p)$
	p ist die Erfolgwahrscheinlichkeit
Dichtefunktion:	$P(X = 1) = p$
	$P(X = 0) = q = 1 - p$
Erwartungswert:	$\varepsilon(x) = p$
Varianz:	$var(X) = pq$

Es gibt nur zwei Ereignisse (z.B. 0 und 1). Einem Ereignis wird eine bestimmte Wahrscheinlichkeit p zu gegeordnet, dem anderen ihr Komplement $q = 1 - p$.

Wird verwendet für / zeigt:

- Ja-Nein-Entscheidungen
- Bsp: Münzwurf ($p = q = 0.5$)
- Bsp: “eine-6-würfeln” ($p = \frac{1}{6}$)

2.2.3 Binomialverteilung

Schreibweise:	$X \sim B(n, p)$
	p ist die Einzelerfolgwahrscheinlichkeit
	n ist die Anzahl der “Versuche”
Dichtefunktion:	$f(x) = \binom{n}{x} * p^x * (1-p)^{n-x}$
Erwartungswert:	$\varepsilon(x) = np$
Varianz:	$var(X) = npq$

Es wird gezählt, wieviel von n unabhängigen Ereignissen mit jeweils einer Einzelwahrscheinlichkeit von p zutreffen.

Wird verwendet für / zeigt:

- Eine Reihe von Bernoulli-Versuchen, mit hoher Einzelwahrscheinlichkeit
- Bsp: “Wie wahrscheinlich ist es, dass unter n Personen genau x krank sind, wenn die Einzelwahrscheinlichkeit p ist?”

Verlauf der Dichtefunktion:

- abhängig von den Parametern.
- z.T. Glockenkurvenähnlich

2.2.4 Poissonverteilung

Schreibweise:	$X \sim P(\lambda)$
	λ ist bekannter Erwartungswert
Dichtefunktion:	$f(x) = \frac{\lambda^x}{x!} * e^{-\lambda}$
Erwartungswert:	$\varepsilon(x) = \lambda$
Varianz:	$var(X) = \lambda$

Wird verwendet für / zeigt:

- Eine Reihe von Bernoulli-Ereignissen mit niedriger Einzelwahrscheinlichkeit.
- Ereignisse über einen bestimmten Zeitraum verteilt.
- Bsp: “Wie wahrscheinlich ist es, dass genau x Unfälle in einem Zeitraum passieren, wenn λ Unfälle erwartet werden?”

Verlauf der Dichtefunktion:

- bei $\lambda < 1$ monoton abnehmend, ansonsten ähnlich Glockenkurve

2.3 stetige Verteilungen

2.3.1 Normalverteilung

Schreibweise:	$X \sim N(\mu, \sigma^2)$
Dichtefunktion:	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} * e^{-\frac{1}{2}z^2}$
Erwartungswert:	$\varepsilon(x) = \mu$
Varianz:	$var(X) = \sigma^2$

Eine **Standard**normalverteilung hat einen Erwartungswert von 0 und eine Varianz von 1.

Wird verwendet für / zeigt:

- z.B. Messfehler

Weitere Eigenschaften:

- symmetrisch über μ

Kritische Bereiche bei der **Standard**normalverteilung und einem Signifikanzniveau von 5%:

Erwartungswert von H_1	Art des Tests	kritischer Bereich
$\mu > 0$	einseitig	$K = \{X_i \geq c = 1.64\}$
$\mu < 0$	einseitig	$K = \{X_i \leq c = -1.64\}$
$\mu \neq 0$	zweiseitig	$K = \{\lvert X_i \rvert \geq c = 1.96\}$

2.3.2 T-Verteilung

Schreibweise:	$X \sim T(n)$
	n *Freiheitsgeraden*
Dichtefunktion:	$f_n(x) = \textit{kompliziert und unwichtig}$
Erwartungswert:	$\varepsilon(x) = 0$ (für $n \geq 2$)
Varianz:	$var(X) = \frac{n}{n-2}$ (für $n \geq 3$)

"Eine Normalverteilung mit geschätzer/unbekannter Varianz."

Kritische Werte für T-Verteilungen mit bestimmten Freiheitsgraden sind fest (es gibt Tabellen dafür). Je höher der Freiheitsgrad, desto ähnlicher der Normalverteilung wird die T-Verteilung.

Wird verwendet für: T-Test

Verlauf der Dichtefunktion: ähnlich der Normalverteilung

2.3.3 χ^2-Verteilung

Schreibweise:	$X^2 \sim \chi^2_n$
	n Freiheitsgeraden
Dichtefunktion:	$f_n(x) =$ *kompliziert und unwichtig*
Erwartungswert:	$\varepsilon(x) = n$
Varianz:	$var(X) = 2n$

Wird verwendet für:

- χ^2-Test

3 Tests

3.1 Allgemeines

Tests gehören zum Gebiet der schließenden Statistik. Dabei geht es darum die Aussagekraft konkreter Versuchsergebnisse zu interpretieren.

wichtige Begriffe	Symbol	Beschreibung
Nullhyptotese	H_0	Die Aussage, die man wiederlegen will.
Alternative	$H_1 = H_A$	Die Aussage, die man beweisen will.
kritischer Bereich	K	Der Bereich, der unter H_0 sehr unwahrscheinlich ist,d.h dessen summierte Wahrscheinlichkeit im Signifikanzniveau liegt.
Kritische Werte	c_*	absolute Grenzen des kritischen Bereichs (obere oder untere)
Signifikanzniveau	α	gewählte Grenze für Signifikanz, überlicherweise 5%
Fehler 1. Art	α	Wahrscheinlichkeit, H_0 zu verwerfen, obwohl sie zutrifft; identisch mit dem Signifikanzniveau; "False-Positives"
Power/Macht	$1-\beta$	Gesamtwahrscheinlichekit unter H_1 im kritischen Bereich zu landen.
Fehler 2. Art	β	Wahrscheinlichkeit, H_1 zu verwerfen, obwohl sie zutrifft; Differenz von 1 und der Macht; "False-Negatives"; üblicherweise muss $\beta \leq 20\%$ oder $\beta \leq 10\%$ sein
Fallzahl	n	Anzahl der "Patienten"; je höher die Fallzahl, desto höher die Macht.
Überschreitungswahr- scheinlichkeit	"P-Wert"	Die Wahrscheinlichkeit aller Ereignisse, die genauso oder noch mehr gegen H_0 sprechen als das Ergebnis x, (kleiner desto besser) also $P = \sum_{k=x}^{n} H_0(k)$ (diskret), bzw. $P = 1 - F(x)$ (stetig oder diskret) $=>$ zeigt wie deutlich Signifikanz erreicht oder verfehlt wurde.
zweisetiges Testen		es wird geprüft ob H_0 nicht vielleicht auch im negativen Fall wiederlegt wird; kritischer Bereich wird auf beide "Enden" aufegeteilt, mit jeweils halbierten Signifikanzniveau; $\rightarrow$ zwei unterschiedliche Fehler 1. Art

3.2 Tests für verbundene Stichproben

Es handelt sich um verbundene Stichproben wenn nur eine Stichprobe oder zwei gepaarte Stichproben untersucht werden. Bei zwei gepaarten Stichproben wird normalerweise die Differenz der Messwerte verglichen (Schlafzeit unter Medikament vs Placebo, Bremsweg unter neuen Reifen vs alten Reifen etc).

Die Art der Verteilung von H_1 entspricht normalerweise der von H_0. Es gilt einen der folgenden Fälle zu zeigen (wobei $\mu_0 = \epsilon(H_0)$ und $\mu = \epsilon(H_1)$):

Erwartungswerte	Art des Tests
$\mu > \mu_0$	einseitig
$\mu < \mu_0$	einseitig
$\mu \neq \mu_0$	zweiseitig

Vorraussetzungen für die unterschiedlichen Tests (es wird außerdem vorausgesetzt, dass die Messwerte aller Tests unabhängig sind):

Test	Messwertverteilung
Z-Test	Normalverteilt mit bekannter Varianz
T-Test (verbundene Stichp.)	Normalverteilt
Vorzeichentest	beliebig, mit Median = Erwartungswert
Vorzeichen-Rangsummen-Test, *auch* Wilcoxon-Test	symmetrisch bez. Erwartungswert und stetig

3.2.1 Z-Test (für verbundene Stichproben)

Die H_0 und H_1 entsprechen einer Normalverteilung, mit bekannter Varianz σ_0^2. Dann sind die Mittelwerte $\overline{X}$ der Messwerte X_i normalverteilt mit gleichem Erwartungswert und einer Varianz von σ_0^2/n.

Im ersten Schritt standardisieren wir nun den Mittelwert: $Z = \dfrac{\overline{X} - \mu_0}{\sigma_0/\sqrt{n}}$

Um Ablehnung/Akzeptanz der Nullhypothese zu testen, schauen wir nun einfach ob Z in den kritischen Bereich der Standartnormalverteilung (siehe 2.3.1) fällt oder nicht.

3.2.2 T-Test (für verbundene Stichproben)

Bei gleichen Voraussetzungen wie dem Z-Test, aber unbekannter Varianz, muss man diese experimentell bestimmen (geschätzte Varianz = $\widehat{\sigma}^2$).

Analog zum Z-Test standardisieren wir den Mittelwert (diesmal mit geschätzer Varianz): $T = \dfrac{\overline{X} - \mu_0}{\widehat{\sigma}/\sqrt{n}}$

Der Mittelwert ($\overline{X}$) ist wegen der geschätzten Varianz aber nicht mehr normalverteilt, also ist der standardisierte Mittelwert(T) auch nicht standardnormalverteilt. Tatsächlich genügt T unter H_0 der T-Verteilung mit n-1 Freiheitsgraden (siehe 2.3.2). Um Ablehnung/Akzeptanz der Nullhypothese zu testen, schauen wir also ob T in den kritischen Bereich der T-Verteilung (siehe 2.3.2) fällt oder nicht.

3.2.3 Vorzeichentest

Der Vorzeichentest ist vom Prinzip relativ einfach. Die Messwerte müssen einer beliebigen Verteilung genügen, deren Median der Erwartungswert ist.

Wir ziehen nun von allen Messwerten X_i den Erwartungswert ab und schauen wieviele Werte positiv sind oder negativ. Laut Nullhypothese müsste diese Anzahl gleich sein. Kritische Werte für die Anzahl an positiven Werten gibt es in vorgefertigten Tabellen.

Zu beachten ist, das dieser Test sehr viele Informationen verschenkt, also es verhältnismäßig schwierig ist mit diesem Test die Nullhypothese zu widerlegen.

3.2.4 Vorzeichen-Rangsummen-Test / One-Sample Wilcoxon Test

Der Vorzeichen-Rangsummen-Test, hat als zweites Kriterium neben dem Vorzeichen noch Summe der Ränge der Messwerte und ist somit wesentlich genauer als der Vorzeichentest. Als zusätzlich Voraussetzung muss die Verteilung der Messwerte stetig und symmetrisch um den Erwartungswert μ_0 sein.

Analog zum Vorzeichentest ziehen wir von den Messwerten den Erwartungswert ab. Im nächsten Schritt ordnen wir jedem Messwert einen Rang zu. Der Rang ist die Position des Messwerts, wenn man alle Messwerte nach ihrem absoluten Abstand zum Erwartungswert sortiert (Ränge können doppelt vergeben werden, wenn z.B. zwei Werte "auf Platz 5 sind", haben beide Werte Rang 5.5 und Rang 5+6 wird nicht vergeben). Die positive(negative) Rangsumme $U^+(U^-)$ ist nun die Summe aller Ränge deren Messwert ein positives(negatives) Vorzeichen hat.

Je nach H_1 muss entweder U^+ oder U^- oder das Minumum beider, kleiner als der kritische Wert sein (für die gibts wiederum Tabellen).

3.3 Tests für unverbundene Stichproben

Bei unverbunden Stichproben werden mehrere (meist zwei) Stichproben genommen, die nicht gepaart werden sondern unabhängig voneinander sind (z.B. vergleicht man Schlafzeit unter Medikament und Placebo, aber nicht hintereinander bei derselben Gruppe, sondern gleichzeitig bei unterschiedlichen Probanden derselben Gruppe).

Vorraussetzungen für die unterschiedlichen Tests (es wird außerdem vorausgesetzt, dass die Messwerte aller Tests unabhängig sind):

Test	Messwertverteilung
Z-Test (unverbundene Stichp.)	Normalverteilt mit bekannter Varianz
T-Test (unverbundene Stichp.)	Normalverteilt
Rangsummentest	symmetrisch bez. Erwartungswert und stetig
auch Mann-Whitney oder U-Test	
χ^2-Test	nominale Daten

3.3.1 Z-Test (für unverbundene Stichproben)

Die Voraussetzungen für den Test sind identisch zum Z-Test (s.o.), bis auf die Unverbundenheit der Stichproben, das heißt beide Stichproben $Y_{1,i}$ und $Y_{2,i}$ sind normalverteilt mit bekannter Varianz σ_0^2/n (laut H_1 sind ihre Erwartungswerte jedoch unterschiedlich). Im Gegensatz zum Z-Test bei verbundenen Stichproben bilden wir jetzt nicht von den Differenzen der beiden Stichproben den Mittelwert, sondern die Differenz der Mittelwerte! Also für die beiden Stichproben $Y_{1,i}$ und $Y_{2,i}$ erhalten wir die Testgröße $U = \overline{Y}_{2,*} - \overline{Y}_{1,*}$.

Diese muss auch standardisiert werden: $Z = \dfrac{\overline{Y}_{2,*} - \overline{Y}_{1,*}}{\sigma_0 * \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}}$

Und ist laut H_0 dann wiederum standartnormalveteilt $\Longrightarrow$ Um Ablehnung/Akzeptanz der Nullhypothese zu testen, schauen wir nun einfach ob Z in den kritischen Bereich der Standartnormalverteilung (siehe 2.3.1) fällt oder nicht.

3.3.2 T-Test (für unverbundene Stichproben)

Der T-Test für unverbundene Stichproben unterscheidet sich vom Z-Test für unverbundene Stichproben wieder durch das Nicht-Wissen der Varianz. Diese wird wiederum experimentell bestimmt (geschätzt), durch $\widehat{\sigma}^2 = \frac{1}{n_1 + n_2 - 2}(\sum(Y_{1,i} - \overline{Y}_{1,*})^2 + \sum(Y_{2,i} - \overline{Y}_{2,*})^2)$ Auch hier wird die Testgröße aus der Differenz der Mittelwerte gebildet und dann standadisiert: $T = \frac{\overline{Y}_{2,*} - \overline{Y}_{1,*}}{\widehat{\sigma}\sqrt{1/n_1 + 1/n_2}}$

Sie hat unter H_0 eine t-Verteilung mit $n_1 + n_2 - 2$ Freiheitsgraden $\Longrightarrow$ Wir schauen ob der Wert in den kritischen Bereich (in Tabellen) dieser t-Verteilung fällt oder nicht.

3.3.3 Rangsummen- / Mann-Whitney- / U-Test

Dieser Test heißt auch Wilcoxon-test (Vorsicht Verwirrung!).

Dieser Test unterscheidet sich stärker von seinen Verwandten für verbundene Tests, als die beiden bisherigen. Wir "standardisieren" erstmal nicht durch abziehen des Erwartungswerts. Die Ränge werden jetzt über die vereinigte Menge der beiden Stichproben verteilt, wobei die tatsächlichen Werte, nicht etwas die Beträge zählen.

Nun bilden wir für jede Stichprobe k die Summe ihrer Ränge $U^{(k)}$. Diese Werte werden noch "vereinfacht" zu $T^{(k)} = U^{(k)} - \frac{n_k(n_k+1)}{2}$, wobei für zweiseitiges Testen gilt $T = min(T^{(1)}, T^{(2)})$. Für diese T-Werte gibt es wiederum Tabellen, wenn der gemessene T-Wert den Tabellenwert unterschreitet, wurde H_0 wiederlegt.

Man kann die T-Werte aber auch noch standardisieren durch $Z^{(k)} = \frac{T^{(k)} - (n_1 n_2)/2}{\sqrt{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)/12}}$

Diese $Z^{(k)}$ sind dann annährend standardnormalverteilt und es gelten die dafür festegelegten kritschen Werte.

3.3.4 χ^2-Test

Der χ^2-Test eignet sich für nominale oder multinomiale-verteilte Daten. Nominale Variablen können "mehrere Zustände" haben, z.B. unterschiedliche Ausgänge eines Einzelexperiments oder die Kandidaten bei einer Wahl. H_0 gibt für ein bestimmtes n eine Wahrscheinlichkeit für jeden Zustand dieser Variable, unter H_1 weichen mindestens eine (dadurch automisch auch mindestens eine zweite) dieser "Zustandswahrscheinlichkeiten" von H_0's ab.

Als Testgröße, die diese Wahrscheinlichkeiten und die Anzahl n umfasst definieren wir:

$T = \sum_{j=1}^{m} \frac{(S^{(j)} - n\pi_0^{(j)})^2}{n * \pi_0^{(j)}}$, wobei

Variable	Bedeutung	Bedutung im Beispiel Wahl
m	= Anzahl der Variablenzustände	Anzahl der Kandidaten
n	= Anzahl der Gesamtwerte	Gesamtanzahl der abgegebenen Stimmen
$S^{(j)}$	= Anzahl der Messwerte für Zustand j	Anzahl der Stimmen für Kandidat j
$\pi_0^{(j)}$	= Wahrscheinlichkeit des Zustands j	Wahrscheinlichkeit, dass Kandidat j gewählt wird,
	unter Annahme von H_0	wenn alles beim alten bleibt ;)

Die Verteilung dieser T-Werte wird durch die χ^2-Verteilung mit $m-1$ Freiheitsgraden approximiert, wobei die Approximation für große $n\pi^{(j)}$ genauer wird. Der kritische Bereich $K = \{T \geq c\}$, wobei c wiederum vom Freiheitsgrad abhängt und sich aus der Verteilung oder einer Tabelle ablesen lässt.

4 Konfidenzintervalle

Ein Vertrauensintervall ist ein Intervall (Bereich) von Werten um einen zentralen Wert. Dieser Bereich gibt einerseits die “Genauigkeit” des Werts an, andererseits können wir auf mögliche Hyopthesen zurückschließen. Wir prüfen also nicht auf Annahme einer bestimmten Null- oder Alternativhypothese sondern, erhalten ein Intervall von möglichen Hypothesen, die Frage ist: “Welche Hypothesen bestätigt mein Messwert?” Es sind alle Hypothesen deren Erwartungswert im Konfidenzintervall liegt. Konfidenzintervallen werden in Prozent angegeben, üblich ist das 95%-Konfidenzintervall.

Auch ein (zweiseitiger) Test kann mittels Konfidenzintervallen durchgeführt werden. Die Nullhypothese wird abgelehnt wenn ihr Erwartungswert nicht im Konfidenzintervall der Messwerts liegt.

Allgemein lautet die Formel für das l%-Konfidenzintervall: $V = \overline{X} \pm q(l')\sigma/\sqrt{n}$, wobei

$\overline{X}$	der gemessene Mittelwert (also der Erwartungswert der angenommenen Verteilung der Messwerte)
$q(l')$	das “l”’-Quantil dieser Verteilung, wobei $l' = (l + \frac{100-l}{2})/100$, normalerweise 0.975 (für 95%)
σ	die Standartabweichung der Verteilung
n	die Anzahl der Versuche/Beobachtungen/Ergebnise...

Daraus ergeben sich folgende Formeln für die jeweiligen Verteilungen des Lageparameters:

Verteilung	Parameter	Formel
$\sim B(n,p)$	p	$p = \widehat{p} \pm 1.96\sqrt{\widehat{p}(1-\widehat{p})/n}$ wobei $\widehat{p} = \overline{X}/n$
$\sim P(\lambda)$	$\lambda = \varepsilon(X)$	$\lambda = \widehat{\lambda} \pm 1.96\sqrt{\widehat{\lambda}}$ wobei $\widehat{\lambda} = \overline{X}$
$\sim N(\mu, \sigma_0^2)$	$\mu = \varepsilon(X)$	$\mu = \overline{X} \pm 1.96 * \sigma_0/\sqrt{n}$
$\sim t_{n-1}$	$\varepsilon(X)$	$\overline{X} \pm c * \widehat{\sigma}/\sqrt{n}$ wobei $\widehat{\sigma}^2$ = gem. Varianz und c = 0.975-Quantil der t_{n-1}-Vert.

Bei diskreten Verteilten Zufallvariablen, lässt sich das Intervall auch durch “ausprobieren” finden.

Beispiel: Wir haben $x = 9$ Erfolge bei $n = 20$ Versuchen erzielt und suchen das 95%Konfidenzintervall.

Verteilung	untere Grenze	obere Grenze	verträglich mit x=9?
B(20, 0.1)	0	5	nein
B(20, 0.2)	1	8	nein
B(20, 0.3)	2	10	ja
B(20, 0.4)	4	12	ja
B(20, 0.5)	6	14	ja
B(20, 0.6)	8	16	ja
B(20, 0.7)	10	18	nein
B(20, 0.8)	12	19	nein
B(20, 0.9)	15	20	nein

$\Longrightarrow$ Das (relativ grobe) 95%-Konfidenzintervall für den Parameter p ist [0.3,0.6]. Das entspricht ungefähr dem Wert aus der Formel : [0.232,0.668], wobei zu beachten ist, dass die Formel, die Werte auch nur für hohe n gut approximiert.

Ähnliches könnte man für die Poissonverteilung machen indem die Quantile von $P(\lambda = \overline{X} \pm 1 \pm 2...)$ testet ob sie $\overline{X}$ enthalten.

5 Diagnoseverfahren

nicht geschafft

6 Überlebensgedöhns

nich geschafft