

Beschreibende Statistik
Lageparameter
Arithmetisches Mittel $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \frac{1}{n} (x_1 + \cdots + a_n)$ Das Arithmetische Mittel \bar{x} minimiert die Funktion $g(t) = \sum_{i=1}^n (x_i - t)^2$
Geometrisches Mittel $\bar{x}_{geom} = \sqrt[n]{x_1 \cdot x_2 \cdot \cdots \cdot x_n}$
Median $\tilde{x} = \begin{cases} x_{\frac{n+1}{2}} & , ungerade \\ \frac{1}{2} \cdot (x_{\frac{n}{2}} + x_{\frac{n}{2}+1}) & , gerade \end{cases}$ Der Median \tilde{x} minimiert die Funktion $g(t) = \sum_{i=1}^n x_i - t $
Streuungsmaße
(empirische) Varianz $var = \sigma^2 = s_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ alternativ $var = \sigma^2 = \frac{n}{n-1} \cdot (\overline{x^2} - \bar{x}^2)$
Standardabweichung $\sigma = s_n = \sqrt{\sigma^2}$ $\sigma = s_n = \sqrt{s_n^2}$
mittlere absolute Abweichung $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i - \tilde{x} \text{ f\"ur Median}$ $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i - \bar{x} \text{ f\"ur arithmetisches Mittel}$
Kovarianz und Korrelationskoeffizient
Kovarianz $cov(x, y) = S_{xy} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y})$ alternativ $cov(x, y) = S_{xy} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i \cdot y_i - n \cdot \bar{x} \cdot \bar{y})$
Korrelationskoeffizient $r_{xy} = \frac{S_{xy}}{S_x \cdot S_y}$ Der Korrelationskoeffizient liegt immer zwi-

schen $-1 \leq r \leq +1$. Je nher r_{xy} bei -1 (negative Korellation/Steigung), oder $+1$ (positive Steigung/Korrelation) liegt, desto genauer schmiegen sich die Messwerte an eine Gerade an. Bei r_{xy} nahe 0 gibt es keinen <i>linearen</i> Zusammenhang zwischen den Merkmalen.
Regressionsrechnung
Regressionsgerade Variante 1 $y = \bar{y} + \frac{S_{xy}}{\sigma_x^2} \cdot (x - \bar{x})$ Variante 2 $y = b + a \cdot x$ $a = \frac{S_{xy}}{\sigma_x^2} \text{ und } b = \bar{y} - a \cdot \bar{x}$
Kleinste quadratische Abweichung Die Parameter a, b, c, \dots werden so gewhlt, dass $Q(a, b, c, \dots) = \sum_{i=1}^n (f_{a,b,c,\dots}(x_i) - y_i)^2$ minimal ist $f_{a,b,c,\dots}(x_i)$ ist die Funktion dessen Parameter gesucht werden Nullsetzen der partiellen Ableitungen: $\frac{\partial}{\partial a} Q(a, b) = 0$ $\frac{\partial}{\partial b} Q(a, b) = 0$ ber die Ableitungen lassen sich die Parameter finden welche die vorgegebene Funktion am besten annhern
Vergleich ermittelter Kurven Um Kurven zu vergleichen, einfach die ermittelten Parameter in die $Q(a, b, c, \dots)$ Funktion eingeben und Wert berechnen. Je kleiner der Wert desto besser passt die Kurve
Wahrscheinlichkeitstheorie
Wahrscheinlichkeitsrume
Der Wahrscheinlichkeitsbegriff $Ergebnismenge = \Omega$ Beispiel Wrfel $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$ Ein Ereignis ist eine Teilmenge der Ergebnismenge $\emptyset \subseteq \Omega \hat{=} \text{unmgliches Ereignis}$ $\Omega \subseteq \Omega \hat{=} \text{sicheres Ereignis}$ $A = \{1, 2, 3\}$ Ereignis $\bar{A} = \{4, 5, 6\}$ Gegenereignis

Elementarereignis einelementige Teilmenge von Ω Ereignis, eine 3 werfen $B = \{3\}$ $P(\{3\}) = \frac{1}{6}$																
Laplace-Versuch Jedes Elementarereignis ist gleich wahrscheinlich $P(\{\omega_i\}) = \frac{1}{ \Omega }$ $P(A) = \frac{ A }{ \Omega } = \frac{3}{6} = \frac{1}{2}$																
Bedingte Wahrscheinlichkeit																
Bedingte Wahrscheinlichkeit Wahrscheinlichkeit für A unter der Bedingung B $P(A B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$ $P(\bar{A} B) = 1 - P(A B)$																
Formel von Bayes $P(A B) = \frac{P(B A) \cdot P(A)}{P(B)}$																
Satz der totalen Wahrscheinlichkeit $P(A) = \sum_{i=1}^n (P(A B_i) \cdot P(B_i))$																
Viel Felder Tafel <table><tr><td></td><td>A</td><td>\bar{A}</td><td>Σ</td></tr><tr><td>B</td><td>$P(A \cap B)$</td><td>$P(\bar{A} \cap B)$</td><td>$P(B)$</td></tr><tr><td>\bar{B}</td><td>$P(A \cap \bar{B})$</td><td>$P(\bar{A} \cap \bar{B})$</td><td>$P(\bar{B})$</td></tr><tr><td>Σ</td><td>$P(A)$</td><td>$P(\bar{A})$</td><td>1</td></tr></table> <p>Die Ränder sind immer die Summen der zugehörigen Zeilen oder Spalten</p>		A	\bar{A}	Σ	B	$P(A \cap B)$	$P(\bar{A} \cap B)$	$P(B)$	\bar{B}	$P(A \cap \bar{B})$	$P(\bar{A} \cap \bar{B})$	$P(\bar{B})$	Σ	$P(A)$	$P(\bar{A})$	1
	A	\bar{A}	Σ													
B	$P(A \cap B)$	$P(\bar{A} \cap B)$	$P(B)$													
\bar{B}	$P(A \cap \bar{B})$	$P(\bar{A} \cap \bar{B})$	$P(\bar{B})$													
Σ	$P(A)$	$P(\bar{A})$	1													
Allgemeine Regeln $P(A \cap B) = P(A B) \cdot P(B) = P(B A) \cdot P(A)$ $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$ $P(\bar{A}) = 1 - P(A)$ $P(\bar{A} \cup \bar{B}) = P(\bar{A} \cap \bar{B})$ $P(\bar{A} \cap B) = P(\bar{A} \cup \bar{B})$ Wenn A und B unabhängig, dann gilt $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$ $P(A B) = P(A)$																

Zufallsvariablen Eine Zufallsvariable ist eine Zuordnungsvorschrift die jedem mglichen Ergebnis eines Zufallsexperiments eine Groe zuordnet $X = k \hat{=} \{\omega \in \Omega X(\omega) = k\}$ $X = 3 \hat{=} \{\omega \in \Omega X(\omega) = 3\}$ $X \leq k \hat{=} \{\omega \in \Omega X(\omega) \leq k\}$
Diskrete Verteilungen
Binomialverteilung Mit zurcklegen, Wahrscheinlichkeit fr jedes Ereignis gleich $X \sim B(n, p)$ $n =$: Stichprobenumfang $p =$: Wahrscheinlichkeit (p muss bei Binomialverteilung fest bleiben) $P(X = k) = \binom{n}{k} \cdot p^k \cdot (1 - p)^{n-k}$ $P(X \leq k) = \sum_{i=0}^k \binom{n}{i} \cdot p^i \cdot (1 - p)^{n-i}$ $P(X > k) = 1 - P(X \leq k)$ Eingabe Taschenrechner $\binom{n}{k} \hat{=} n nC r k$ $Mode \rightarrow 4 \rightarrow \downarrow \rightarrow 1 \rightarrow 2 \rightarrow k \rightarrow n \rightarrow p$
Binomialverteilung approximieren Die Binomialverteilung kann mit der Poisson Verteilung approximiert werden, dann gilt $\lambda = n \cdot p$ Die Binomialverteilung kann auch mit der Normalverteilung approximiert werden, wobei gilt $n \cdot p = \mu$ und $n \cdot p \cdot (1 - p) = \sigma^2$, bedingung ist $X \sim B(n, p) \approx N(n \cdot p, n \cdot p \cdot (1 - p))$ falls gilt $n \cdot p \cdot (1 - p) > 9$ Bei der approximation mit der Normalverteilung kann man eine Stetigkeitskorrektur verwenden um ein besseres Ergebnis zu erhalten $P(X \leq k) \approx F_N(R + 0,5)$ $P(X < k) \approx F_N(R - 0,5)$ $P(a \leq X \leq b) \approx F_N(b + 0,5) - F_N(a - 0,5)$ Zusammengefasst Falls np und n(1 - p) gro genug sind: $\mu = n \cdot p$ und $\sigma^2 = n \cdot p \cdot (1 - p)$

$F_B(x) \approx F_N(x + 0.5) = \Phi\left(\frac{x+0.5-np}{\sqrt{np(1-p)}}\right)$
Hypergeometrische Verteilung
Ohne zurücklegen, Wahrscheinlichkeit ändert sich nach jedem Ereignis $X \sim H(N, M, n)$ $n =$: Stichprobenumfang $N =$: Gesamtzahl $M =$: Anzahl der Elemente mit der Eigenschaft $P(X = k) = \frac{\binom{M}{k} \cdot \binom{N-M}{n-k}}{\binom{N}{n}}$ $P(X \leq k) = \sum_{i=0}^k \frac{\binom{M}{i} \cdot \binom{N-M}{n-i}}{\binom{N}{n}}$ $P(X > k) = 1 - P(X \leq k)$
Hypergeometrische Vert. approximieren
Die hypergeometrische Verteilung kann mit der Binomialverteilung approximiert werden. Dabei muss folgende Bedingung gelten $\frac{n}{N} < 0,05$
Poisson Verteilung
Schlüsselwörter sind Ereignisse pro Zeiteinheit , zum Beispiel Anrufe innerhalb bestimmter Zeitspanne $X \sim Pois(\lambda)$ $P(X = k) = \pi_\lambda(k) = \frac{\lambda^k}{k!} \cdot e^{-\lambda}$ Eingabe Taschenrechner $Mode \rightarrow 4 \rightarrow \downarrow \rightarrow 3 \rightarrow 2 \rightarrow k \rightarrow \lambda$
Näherung an Normalverteilung
Wenn λ groß genug ist kann die Verteilungsfunktion $F_P(x)$ der Poissonverteilung durch die Verteilungsfunktion der Normalverteilung $F_N(x)$ mit den Parametern $\mu = \lambda$ und $\sigma^2 = \lambda$ genähert werden: $F_P(x) \approx F_N(x + 0.5) = \Phi\left(\frac{x+0.5-\lambda}{\sqrt{\lambda}}\right)$
Geometrische Verteilung
$X \sim Geom(n, p)$ $P(X = n) = (1 - p)^{n-1} \cdot p$ Beispiel: Ein Würfel wird so lange gewürfelt bis eine 6 auftritt. Die Zufallsvariable X ist gleich Anzahl der Würfe

Stetige Verteilungen
Dichtefunktion
Die Dichtefunktion ist ein Hilfsmittel zur Beschreibung einer stetigen Wahrscheinlichkeitsverteilung Bedingungen der Dichtefunktion $f(x) \geq 0$ $\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = 1$ Die Dichtefunktion muss nicht stetig sein Die Dichtefunktion ist die Ableitung der Verteilungsfunktion $F(x)$
Verteilungsfunktion
Eine Verteilungsfunktion ist eine Funktion F , die jedem x einer Zufallsvariable X genau eine Wahrscheinlichkeit $P(X \leq x)$ zuordnet $F(x) \rightarrow P(X \leq x)$ Bedingungen der Verteilungsfunktion Die Verteilungsfunktion muss stetig sein Die Verteilungsfunktion muss monoton steigend sein $\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$ $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$
Normalverteilung
$X \sim N(\mu, \sigma^2)$ Ist $X \sim N(0, 1)$ dann heißt sie Standardnormalverteilt Jede Normalverteilung kann standardisiert werden, das heißt die Mitte der Kurve wird auf den Nullpunkt gesetzt Wenn $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ verteilt ist dann ist die standardisierte Zufallsvariable $Z = \frac{x-\mu}{\sigma} \sim N(0, 1)$ standardnormalverteilt Ist die Zufallsvariable standardverteilt kann die Wahrscheinlichkeit aus der Tabelle abgelesen werden
Regeln für den Phi-Wert
$P(X \leq k) = \Phi(k)$ $P(X \leq -k) = 1 - \Phi(+k)$ $P(X = k) = 0$ ("Integral ohne Breite!") allgemein folgt daraus, wenn $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ dann gilt $P(X \leq k) = \Phi\left(\frac{k-\mu}{\sigma}\right)$ $P(a \leq X \leq b) = \Phi\left(\frac{b-\mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{a-\mu}{\sigma}\right)$
Additionssatz der Normalverteilung

Seien X und Y unabhängig und Normalverteilt, dann gilt: $X + Y = N(\mu_X + \mu_Y; \sigma_X^2 + \sigma_Y^2)$ Ihre Summe ist ebenfalls Normalverteilt!
Quantile der Normalverteilung
Tabelliert ist das β -Quantil z_β der Normalverteilung $N(0, 1)$ $P(X \leq z_\beta) = \beta$ $z_{1-\beta} = -z_\beta$ Beispiel $\beta = 0.9 \Rightarrow z_\beta = 1.28155$
Exponentialverteilung
Eine exponentialverteilte Zufallsvariable T hat die Dichte $f(t) = \begin{cases} \lambda \cdot e^{-\lambda \cdot t} & , t \geq 0 \\ 0 & , t < 0 \end{cases}$ und daraus ergibt sich die Verteilungsfunktion $F(x) = P(T \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t)dt = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda \cdot x} & , x \geq 0 \\ 0 & , x < 0 \end{cases}$ Die Exponentialverteilung ist Gedächtnislos
Gleichverteilung(Rechteckverteilung)
$f(t) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & , t \in [a, b] \\ 0 & , sonst \end{cases}$ $F(t) = \begin{cases} 0 & , t < a \\ \frac{t-a}{b-a} & , t \in [a, b] \\ 1 & , t > b \end{cases}$
Erwartungswert und Varianz
Erwartungswert
Erwartungswert und Mittelwert sind prinzipiell gleichwertig, der Erwartungswert entspricht der theoretischen Erwartung, der Mittelwert entspricht den tatsächlichen Werten
Zufallsvariable mit diskreter Verteilung
$\mu = E(X) = \sum_{i=0}^n (x_i \cdot p_i)$
Zufallsvariable mit Dichtefunktion f
$\mu = E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x)dx$

$E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot f(x)dx$
Exponentialverteilung mit Zufallsvariable T
$E(T) = \sigma_T = \frac{1}{\lambda}$
Für Binomialverteilung
$\mu = E(X) = n \cdot p$
Für geometrische Verteilung
$\mu = E(X) = \frac{1}{p}$
Für Poissonverteilung
$\mu = E(X) = \lambda$
Für Hypergeometrischeverteilung
$E(S_n) = E(X_1 + \dots + X_n) = n \cdot E(X_1) = n \cdot \frac{M}{N}$
Für Gleichverteilung(Rechteckverteilung)
$E(T_i) = \frac{a+b}{2}$
Allgemeine Regeln für den Erwartungswert
$a, b \in \mathbb{R}$ $E(aX + b) = a \cdot E(X) + b$ $E(X + Y) = E(X) + E(Y)$ $E(aX + bY) = a \cdot E(X) + b \cdot E(Y)$
Varianz
Zufallsvariable mit diskreter Verteilung
$\sigma^2 = Var(X) = \sum (x_i - \mu)^2 \cdot p_i$
Zufallsvariable mit Dichtefunktion f
$Var(X) = E(X^2) - (E(X))^2$
Varianz aus Erwartungswert berechnen
$\sigma^2 = E(X^2) - \mu^2$
Exponentialverteilung mit Zufallsvariable T
$Var(T) = \frac{1}{\lambda^2}$
Für Binomialverteilung
$\sigma^2 = n \cdot p \cdot (1 - p)$
Für geometrische Verteilung
$\sigma^2 = \frac{1}{p^2} - \frac{1}{p}$
Für Poissonverteilung
$\sigma^2 = Var(X) = E(X^2) - E(X)^2 = \lambda$
Für Hypergeometrischeverteilung
$Var(S_n) = n \cdot \frac{M}{N} \cdot \left(1 - \frac{M}{N}\right) \cdot \frac{N-n}{N-1}$
Für Gleichverteilung(Rechteckverteilung)
$Var(T_i) = \frac{(b-a)^2}{12}$

Allgemeine Regeln für Varianz
$Var(X + b) = Var(X)$ $Var(aX + b) = a^2 \cdot Var(X)$ $Var(X + Y) =$ $Var(X) + Var(Y) + 2 \cdot cov(X, Y)$ <p>wobei gilt:</p> $Cov(X, Y) = E((X - \mu_X)(Y - \mu_Y)) =$ $E(X \cdot Y) - \mu_X \mu_Y$ <p>bei unabhängigen Zufallsvariablen X und Y ist $Cov(X, Y) = 0$ siehe unten.</p>
Unabhängige Zufallsvariablen
Allgemeine Regeln
$Var(X + const) = Var(X)$ $Var(X + Y) = Var(X) + Var(Y)$ $E(X \cdot Y) = E(X) \cdot E(Y)$
Wichtige Sätze der Stochastik
Zentraler Grenzwertsatz
n groß (Anzahl der Zufallsvariablen) $n \geq 30$ X_i unabhängig und identisch verteilt $\hat{=}$ haben die gleiche Verteilung $E(X_i) = \mu$ $Var(X_i) = \sigma^2$ $\sum X_i \sim N(n \cdot \mu, n \cdot \sigma^2)$ $\bar{X}_n = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} = \bar{x} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$ <p>Manche Verteilungen verhalten sich in der Summe anders, zum Beispiel die Rechteckverteilung ist nicht mehr R-Verteilt. Dann wird der Zentrale Grenzwertsatz verwendet</p>
ZGS - Definition
Seien X_1, \dots, X_n unabhängige und identisch verteilte Zufallsvariablen (nicht zwangsläufig Normalverteilt) mit Erwartungswert μ und Varianz σ^2 . Ihre Summe sei $S = X_1 + \dots + X_n$ mit Erwartungswert $n\mu$ und Varianz $n\sigma^2$. Es gilt für die zugehörige Zufallsvariable $Z = \frac{S - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$ gilt $\lim_{n \rightarrow \infty} P(Z \leq z) = \Phi(z)$
Induktive Statistik - Schätztheorie

Schätzfunktionen
Maximum-Likelihood-Schätzer Vorbereitung: Falls $F(x)$ gegen leite ab um $f(x)$ zu erhalten ($f(x_i)$ muss eine Dichtefunktion sein) 1. Stelle auf: $L(x_1, \dots, x_n, \alpha) = \prod_{i=1}^n f(x_i)$ <i>Tipp:</i> Wenn möglich alles was nicht von x_i abhängt aus der Summenfunktion ziehen. 2. Wende an: $\ln(L(x_1, \dots, x_n, \alpha))$ 3. Die Funktion nach dem Parameter α ableiten und Nullsetzen: $\frac{\partial \ln L(x_1, \dots, x_n, \alpha)}{\partial \alpha} = 0$ 4. Nach α auflösen, Das Ergebnis ist der Maximum-Likelihood-Schätzer
Konfidenzintervalle
Intervall für $E(X)$ einer Normalverteilung Ist $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ verteilt, dann ist $Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$
Bei bekannter Standardabweichung σ
$\left[\bar{x} - z_{1-(\alpha/2)} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + z_{1-(\alpha/2)} \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right]$ <p>\bar{X} = arithmetisches Mittel, bzw erwartungstreuer Schätzer bei n unabhängigen Stichproben α = Signifikanzwahrscheinlichkeit (Irrtumswahrscheinlichkeit) $1 - \alpha$ = Vertrauensniveau Ist α gegeben, berechne das Quantil $z_{1-(\alpha/2)}$</p>
Bei unbekannter Standardabweichung σ
$\left[\bar{x} - t_{1-(\alpha/2); n-1} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}, \bar{x} + t_{1-(\alpha/2); n-1} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \right]$ <p>Anstatt σ^2 wird der erwartungstreue Schätzer s verwendet $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ beziehungsweise $s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$</p>
Induktive Statistik - Hypothesentest

Tests für Lageparameter
Wähle Fall a) wenn Verteilung statt absoluter Wert gegeben (z.B. "jeder n-te...") und verfolge Stragie (3). Wähle Fall b) wenn $\bar{X} \leq \mu_0$ Wähle Fall c) wenn $\bar{X} \geq \mu_0$
(1)Gauß-Test (Wählen wenn σ^2 bekannt)
Ist ein Test für den Erwartungswert einer Normalverteilung bei bekannter Standardabweichung σ Wähle eine mögliche Hypothesenkombination: a) $H_0 : \mu = \mu_0$ b) $H_0 : \mu \geq \mu_0$ c) $H_0 : \mu \leq \mu_0$ Wähle ein Signifikanzniveau α (z.B.: 0.05) Ziehe eine Stichprobe vom Umfang n , berechne \bar{x} und den zugehörigen standardisierten Prüfwert: $z = \sqrt{n} \cdot \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma}$ Bestimme das entsprechende Quantil der Standardnormalverteilung: a) $z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ bzw. b) $-z_{1-\alpha}$ c) $z_{1-\alpha}$ H_0 ist zu verwerfen, falls a) $ z > z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ b) $z < -z_{1-\alpha}$ c) $z > z_{1-\alpha}$
(2)t-Test (Wählen wenn σ^2 nicht bekannt)
Wähle eine mögliche Hypothesenkombination: a) $H_0 : \mu = \mu_0$ b) $H_0 : \mu \geq \mu_0$ c) $H_0 : \mu \leq \mu_0$ Wähle ein Signifikanzniveau α (z.B.: 0.05) Ziehe eine Stichprobe vom Umfang n , berechne daraus \bar{x} und s sowie den zugehörigen Prüfwert: $t = \sqrt{n} \cdot \frac{\bar{x} - \mu_0}{s}$ Bestimme das entsprechende Quantil der t-Verteilung: a) $t_{n-1; 1-\frac{\alpha}{2}}$ bzw. b) $-t_{n-1; 1-\alpha}$ c) $t_{n-1; 1-\alpha}$ H_0 ist zu verwerfen, falls a) $ t > t_{n-1; 1-\frac{\alpha}{2}}$ b) $t < -t_{n-1; 1-\alpha}$ c) $t > t_{n-1; 1-\alpha}$

(3)Wahrscheinlichkeit gegeben
$X_i = \begin{cases} 1, & \text{ite Stichprobe hat die Eigenschaft} \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$ $X_i \sim B(1, p_0)$ $\Rightarrow \text{ZGS} \Rightarrow \sum X_i \overset{a}{\sim} N(np_0 np_0(1-p_0))$ $T = \frac{X - np_0}{\sqrt{np_0(1-p_0)}}$ <p>Verwerfe oder nicht nach Regeln in Variante (1)</p>
Tests für Streuungsmaße
χ^2 - Anpassungstest Der χ^2 -Anpassungstest überprüft ob eine unbekannte Wahrscheinlichkeitsverteilung einem bestimmten Verteilungsmodell folgt $T = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^r \frac{N_i^2}{p_i} \right) - n$ <p>wobei N_i absolute Häufigkeit in Kategorie r, n ist der Stichprobenumfang. Alternativ $T = \sum_{i=1}^r \frac{(N_i - np_i)^2}{n \cdot p_i}$</p> <p>Das Ergebnis T mit $\chi^2_{r-1; 1-\alpha}$ Wert aus der Tabelle vergleichen $T < \chi^2 =$ Hypothese wird nicht verworfen</p> <p>Algorithmus</p> <ol style="list-style-type: none">Hypothese aufstellenn und r festlegen (n = Stichprobenumfang, r = Anzahl der Klassen)Verteilung auf welche getestet werden soll bestimmenAlle p_i berechnen (zu jeder Kategorie r eines nach in 3. festgelegter Verteilung)T berechnen.χ^2 mit T vergleichen.
Allgemeine Matheregeln

Logarithmusregeln
$x = \log_a y \Leftrightarrow y = a^x$
$\log 1 = 0$
$\log x \cdot y = \log x + \log y$
$-\log x = \log \frac{1}{x}$
$\log \frac{x}{y} = \log x - \log y$
$\log x^n = n \cdot \log x$
$\log_a x = \frac{\log x}{\log a}$
$\log \left(\prod_{i=1}^n x_i \right) = \sum_{i=1}^n \log x_i$
$\ln(e^x) = x$

Verknüpfte Ableitungsregeln	
$f(x)$	$f'(x)$
$(f(x) + g(x))$	$(f'(x) + g'(x))$
$(f(x) \cdot g(x))$	$(f'(x) \cdot g(x)) + (f(x) \cdot g'(x))$
$\frac{f(x)}{g(x)}$	$\frac{(f'(x) \cdot g(x)) - (f(x) \cdot g'(x))}{g(x)^2}$
$f(g(x))$	$f'(g(x)) \cdot g'(x)$

Bestimmte Integrale

$$\int_a^b f(x)dx = [F(x) + C]_a^b = F(b) - F(a)$$

Summen und Produkte
$\prod_{i=1}^n a \cdot x_i = a^n \prod_{i=1}^n x_i$
$\sum_{i=1}^n a \cdot x_i = a \cdot \sum_{i=1}^n x_i$
Sonstiges
$\frac{b}{\alpha} = c \Leftrightarrow \alpha = \frac{b}{c}$