WrStat

Braun & Co, Rast, Körner, Gwerder, Badertscher, Niedermann, Leuenberger, Walker 4. April 2020

Inhaltsverzeichnis

| 1 | Kombinatorik | 2 |
|----|--|----------|
| 2 | Ereignisse und ihre Wahrscheinlichkeit | 3 |
| 3 | Erwartungswert und Varianz | 5 |
| 4 | Wahrscheinlichkeitsverteilung | 7 |
| 5 | Schätzen | 11 |
| 6 | Hypothesentest | 13 |
| 7 | Prozessverbesserungen | 15 |
| 8 | Wichtige Formeln | 16 |
| 9 | Auswahl der Verteilung | 16 |
| 10 | Tabellen | 17 |

1 Kombinatorik

1.1 Produktregel

Für-jedes-gibt-es-Regel k Positionen müssen unabhängig von einander markiert werden, wobei n_i verschiedene Markierungen zur Verfügung stehen.

$$n_1 \cdot n_2 \cdots n_k = \prod_{i=1}^k n_i$$

Beispiel: Wie viele mögliche Augenzahlbilder können entstehen, wenn zwei verschiedenfarbige Würfel geworfen werden? **Antwort:** Der erste Würfel kann $n_1 = 6$ verschiedene Augenzahlen anzeigen, der zweite $n_2 = 6$. Da die beiden unabhängig sind gibt es $n_1 \cdot n_2 = 36$ verschiedene Augenzahlbilder.

1.2 Permutation

Grundfrage: Auf wie viele Arten lassen sich n verschiedene Objekte anordnen? resp. Wie viele Permutationen von n Objekten gibt es?

$$P_n = n(n-1)(n-2)\dots 2 \cdot 1 = n!$$
 oder Rekursiv: $P_n = n \cdot P_{n-1}$

Beispiel: In wie vielen verschiedenen Reihenfolgen können acht Läufer eines Rennens im Ziel eintreffen?

Antwort: Jede Reihenfolge ist möglich, also 8! = 40'320 mögliche Reihenfolgen.

1.3 Kombination

Grundfrage: Auf wie viele Arten kann k aus n verschiedenen Objekte auswählen.

$$\frac{n!}{k!(n-k)!} = C_k^n = \binom{n}{k}$$

Beispiel: Für ein Projekt stellt eine Firma mit 30 Mitarbeitern ein Team aus 5 Leuten zusammen. Auf wie viele Arten ist dies möglich?

Antwort: Es geht darum 5 von 30 Mitarbeitern auszuwählen, was auf $\binom{30}{5} = 142'506$ möglich ist.

1.4 Variation

Grundfrage: Auf wie viele Arten kann man k mal unter n verschiedenen Objekten auswählen?

$$V_{n,k} = n^k$$

Beispiel: Auf wie viele Arten kann man eine Perlenkette der Länge k=10 aus n=5 Farben von Perlen herstellen? **Antwort:** Die Variation Formel lässt sich auch über die Produktregel herleiten. Für jede Perle stehen wieder n verschiedene folge Perlen zur Auswahl. $V_{n,k}=n^k=5^10=9'765'625$

2 Ereignisse und ihre Wahrscheinlichkeit

| Begriff | Beschreibung | | Beschreibung | |
|--------------------------|---|--------------------|--------------|--|
| Elementarereignis | Der Ausgang eines Experiments | | | |
| alle Elementarereignisse | Alle mögliche Ausgänge eines Experiments | Ω | | |
| Ereignis | Teilmenge von Ω – A eingetreten \Leftrightarrow Versuchsausgang $\omega \in A$ | $A \subset \Omega$ | | |

| Begriff | Beschreibung | Bild | Modell |
|----------------------|-----------------------|--------------|----------------------|
| Sicheres Ereignis | tritt immer ein | Ω | Ω |
| | | Ω | |
| Unmögliches Ereignis | kann nicht eintreten | | $\emptyset = \{\}$ |
| | | Ω | |
| A und B | Schnittmenge | AB | $A \cap B$ |
| | | Ω_{A} | |
| $A 	ext{ oder } B$ | Vereinigung | | $A \cup B$ |
| | | Ω | |
| A hat B zur folge | A ist in B enthalten | B(A) | $A \subset B$ |
| | | Ω | |
| nicht A | Komplementär Ereignis | A | $\Omega \setminus A$ |

2.1 Wahrscheinlichkeit & Rechenregeln

| Wertebereich: | $0 \le P(A) \le 1$ |
|-----------------------------------|---|
| Sicheres Ereignis: | $P(\Omega) = 1$ |
| unmögliches Ereignis: | $P(\emptyset) = 0$ |
| komplementär Ereignis: | $P(\bar{A}) = P(\Omega \setminus A) = 1 - P(A)$ |
| Differenz der Ereignisse A und B: | $P(A \setminus B) = P(A) - P(A \cap B)$ |
| Vereinigung zweier Ereignisse: | $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$ |

$$P(A) = \lim_{\text{Anzahl Versuche} \to \infty} \frac{\text{Anzahl Versuche bei der A eingetreten ist}}{\text{Anzahl Versuche}}$$

2.2 Laplace-Experiment

In einem endlichen Wahrscheinlichkeitsraum Ω haben alle Elementarereignisse die gleiche Wahrscheinlichkeit.

$$P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|}$$

Beispiele: Münzen werfen wenn der Rand vernachlässigt wird, Würfeln...

2.3 Bedingte Wahrscheinlichkeit

Die Wahrscheinlichkeit für das Eintreten des Ereignisses A unter der Bedingung, dass das Ereignis B bereits eingetreten ist.

$$P(A \mid B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \underbrace{\frac{P(A) \cdot P(B)}{P(B)}}_{\text{nur wenn unabhängig}} = P(A)$$

$$P(\overline{A}|B) = 1 - P(A|B)$$

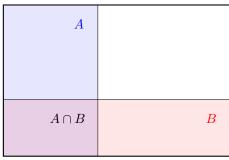
Unabhängige Ereignise 2.4

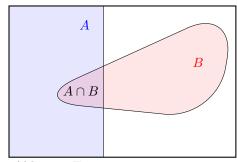
Für sie gilt $P(A \cap B) = P(A)P(B)$

Die Tatsache, dass A eingetreten ist, hat keinen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit von B.

Unabhängige Ereignisse A und B liegen vor, wenn: $P(A \mid B) = P(A \mid \overline{B})$

Wenn Ereignisse nicht gleichzeitig eintreten können, so sind sie abhängig.





Unabhänige Ereignisse

Abhänige Ereignisse

Beim Beispiel mit abhängigen Ereignissen wird A unwahrscheinlicher, wenn bereits B eingetroffen ist.

Totale Wahrscheinlichkeit

$$P(A) = \sum_{i=1}^{n} P(A \mid B_i) \cdot P(B_i)$$

in Matrixform:

$$\begin{pmatrix}
P(A_1) \\
P(A_2) \\
\vdots \\
P(A_n)
\end{pmatrix} =
\begin{pmatrix}
P(A_1|B_1) & P(A_1|B_2) & \dots & P(A_1|B_n) \\
P(A_2|B_1) & P(A_2|B_2) & \dots & P(A_2|B_n) \\
\vdots & \vdots & \ddots & \dots \\
P(A_m|B_1) & P(A_m|B_2) & \dots & P(A_m|B_n)
\end{pmatrix}
\cdot
\begin{pmatrix}
P(B_1) \\
P(B_2) \\
\vdots \\
P(B_n)
\end{pmatrix}$$

Wikitismatrix

Satz von Bayes

$$P(B \mid A) = P(A \mid B) \cdot \frac{P(B)}{P(A)}$$

Tauscht die Ereignisse der Bedingten Wahrscheinlichkeit.

2.7Google Matrix

Es gibt folgende Ereignisse: $P(S_i) = \{\text{Ein User ist auf der Seite i}\}\$ und

 $P(S_i) = \{ \text{Ein User ist nach einem Klick auf der Seite j} \}$

nach einiger Zeit ergibt sich ein Gleichgewicht $P(S_i) = P(S_i')$

$$\begin{pmatrix}
P(S'_1) = P(S'_j|S_1)P(S_1) + P(S'_j|S_2)P(S_2) + \dots \\
P(S'_1) = \begin{pmatrix}
P(S'_1|S_1)P(S_1) & P(S'_1|S_2)P(S_2) & \dots \\
P(S'_2|S_1)P(S_1) & P(S'_2|S_2)P(S_2) & \dots \\
\vdots & \vdots & \vdots & \vdots
\end{pmatrix}
\begin{pmatrix}
P(S_1) \\
P(S_2) \\
\vdots \\
P(S_2) \\
\vdots \\
P(S_2) \\
\vdots \\
P(S_2) \\
\vdots
\end{pmatrix}
\rightarrow Hp = p$$
Wird der freie Wille noch einberechnet, dann gilt: $H' = \alpha H + \frac{1-\alpha}{1-\alpha}$

Wird der freie Wille noch einberechnet, dann gilt: $H' = \alpha H + \frac{1-\alpha}{Anzahl}$ $\frac{-\alpha}{\text{Seiten}}A$ wobei A nur aus 1en besteht.

3 Erwartungswert und Varianz

3.1 Erwartungswert

Sei X eine Funktion auf Ω , und lasse sich Ω in endlich viele Ereignisse A_i zerlegen, auf denen $X(\omega)$ konstant ist, dann ist der Erwartungswert von X

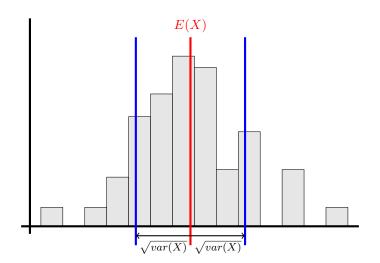
 $Erwartungswert = \sum Wert \cdot Wahrscheinlichkeit$

$$E(X) = \sum_{i=0}^{n} \underbrace{X(A_i)}_{\text{Wert}} \cdot \underbrace{P(A_i)}_{\text{W'keit}}$$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{x} x \cdot \varphi(x) dx$$
 mit $\varphi(x) = \text{Dichtefunktion}$



$$\begin{split} E(X+Y) &= E(X) + E(Y) \\ E(\lambda X + \mu) &= \lambda \cdot E(X) + \mu \quad \lambda, \mu \in \mathbb{R} \\ E(XY) &= E(X) \cdot E(Y) \quad \text{wenn X,Y unabhängig sind} \end{split}$$



3.2 Varianz

$$var(X) = E(X^2) - E(X)^2 = E[(X - E(X))^2]$$

Standardabweichung $\sigma = \sqrt{var(X)}$

Achtung: Wenn endliche Werte vorliegen muss die Formel der Stichprobenvarianz angewendet werden, Kapitel 5.2 Seite 11.

3.2.1 Kovarianz

$$cov(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y) = \underbrace{0}_{\text{falls X,Y unabhängig}}$$

Ist die Kovarianz positiv so tendieren höhere X-Werte zu höheren Y-Werten.

3.2.2 Rechenregeln

$$var(\lambda X) = \lambda^2 var(X)$$
 $\lambda, \mu \in \mathbb{R}$

$$var(X_1 + X_2 + \ldots + X_n) \neq var(nX)$$

$$var(X+Y) = \begin{cases} var(X) + var(Y) & (\textbf{X}, \textbf{Y} \text{ unabh.}) \\ var(X) + var(Y) + 2 \cdot cov(X, Y) & (\textbf{X}, \textbf{Y} \text{ abhängig}) \end{cases}$$

$$var(XY) = var(Y)var(X) + var(Y)E(X)^2 + var(X)E(Y)^2 \\$$

Erwartungswert und Varianz des arithmetischen Mittels 3.3

Es sei eine Folge von unabhängigen Zufallsvariablen X_1, X_2, \dots, X_n mit gleichem Erwartungswert μ und gleicher Varianz σ^2 gegeben.

Mittelwert: $M_n = \frac{X_1 + \ldots + X_n}{n}$ Erwartungswert: $E(X) = E(M_n) = \mu$ Varianz: $var(M_n) = \frac{1}{n}var(X) = \frac{\sigma^2}{n}$

3.4 Satz von Tschebyscheff

Satz von Tschebyscheff:

$$P(|X - \mu| > \varepsilon) \le \frac{var(X)}{\varepsilon^2}$$

Wahrscheinlichkeit, dass X um mehr als ε vom Erwartungswert μ abweicht.

Satz von Bernoulli:

$$P(|M_n - \mu| > \varepsilon) \le \frac{var(X)}{n\varepsilon^2}$$

 $P(|M_n - \mu| > \varepsilon) \le \frac{var(X)}{n\varepsilon^2}$ W'keit, dass M_n von n unabh. ZV mit Erwartungswert μ und Varianz var(X) um mehr als ε von μ abweicht.

Gesetz der grossen Zahlen:

$$P(|h_n - P(A)| > \varepsilon) \le \frac{P(A)(1 - P(A))}{n\varepsilon^2} \le \frac{1}{4n\varepsilon^2}$$

Warscheinlichkeit, dass h_n um mehr als ε von der Wahrscheinlichkeit abweicht.

 \rightarrow mit relativer Häufigkeit: $h_n = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}$

$$h_n = \frac{X_1 + \dots + X_n}{n}$$

und $\{X_1,...,X_n, \text{ Stichprobe von } X\}$ als wiederholtes Experiment.

3.5 Regression

Allgemein: X,Y Zufallsvariable

Gesucht: Regressionsgerade y = ax + b mit min. Fehler

E(Y - (aX + b)) = 0Fehler:

Regressionskoeffizient r

r ist ein Mass für die Qualität der Regression (standardisiert)

$$r^2 = \frac{cov(X,Y)^2}{var(X)var(Y)} = a^2 \cdot \frac{var(X)}{var(Y)}$$

Liegt r nahe bei 1 = gute Approximation

Mittlerer quadratischer Fehler

$$\Delta^2 = var(Y)(1 - r^2) = var(Y)\left(1 - \frac{cov(X, Y)^2}{var(X)var(Y)}\right)$$

Vorgehen: mit Fehlerberechnung

1. Tabelle mit bekannten Werten aufstellen:

Vorlage-Tabelle ist auf GitHub

| k | x | x^2 | y | y^2 | xy |
|---|----------------------|------------------------|----------------------|------------------------|--------------------------|
| 1 | x_1 | x_1^2 | y_1 | y_1^2 | x_1y_1 |
| : | : | : | : | : | : |
| n | x_n | y_n^2 | y_n | y_n^2 | $x_n y_n$ |
| Σ | $\sum x_k$ | $\sum x_k^2$ | $\sum y_k$ | $\sum y_k^2$ | $\sum x_k y_k$ |
| E | $\frac{\sum x_k}{n}$ | $\frac{\sum x_k^2}{n}$ | $\frac{\sum y_k}{n}$ | $\frac{\sum y_k^2}{n}$ | $\frac{\sum x_k y_k}{n}$ |

2. Varianzen, Kovarianz berechnen:

$$var(X) = E(X^2) - E^2(X)$$

 $var(Y) = E(Y^2) - E^2(Y)$
 $cov(X,Y) = E(XY) - E(X)E(Y)$

3. Koeffizienten und Fehler der Gerade berechnen

Koeffizienten und Fehler der Gerade berechnen:
$$a = \frac{cov(X,Y)}{var(X)} \qquad \Delta^2 = var(Y) \left(1 - \frac{cov(X,Y)^2}{var(X)var(Y)}\right)$$

$$b = E(Y) - aE(X)$$

4. Gerade:

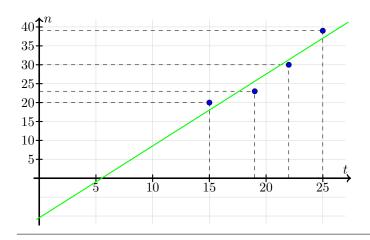
y = ax + b

3.5.1Beispiel Regression

Je wärmer es ist, desto schneller zirpen die Grillen. Folgende Daten wurden erhoben:

| $T [^{\circ} \mathrm{C}]$ | N[Zirpen/15 Sekunden] |
|----------------------------|------------------------|
| 15 | 20 |
| 19 | 23 |
| 22 | 30 |
| 25 | 39 |

Es wird vermutet, dass die Anzahl der Zirplaute pro 15 Sekunden linear von der Temperatur abhängt. Finden Sie eine solche Gesetzmässigkeit und beurteilen Sie ihre Qualität.



1. Tabelle ausfüllen:

| k | t | t^2 | n | n^2 | tn |
|---|-------|--------|-----|-------|------|
| 1 | 15 | 225 | 20 | 400 | 300 |
| 2 | 19 | 361 | 23 | 529 | 437 |
| 3 | 22 | 484 | 30 | 900 | 660 |
| 4 | 25 | 625 | 39 | 1521 | 975 |
| Σ | 81 | 1695 | 112 | 3350 | 2372 |
| E | 20.25 | 423.75 | 28 | 837.5 | 593 |

2. Varianzen und Kovarianzen berechnen:

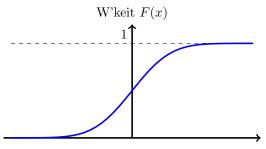
 $var(t) = E(t^2) - E^2(t) = 423.75 - 20.25^2 = 13.6875$ $var(n) = E(n^2) - E^2(n) = 837.5 - 28^2 = 53.5$ $cov(t, n) = E(tn) - E(t)E(n) = 593 - 20.25 \cdot 28 = 26$

3. Koeffizienten und Fehler der Gerade berechnen: $a = \frac{cov(t,n)}{var(t)} = \frac{26}{13.6875} = 1.8995$ $b = E(n) - aE(t) = 28 - 1.8995 \cdot 20.25 = -10.4649$ $r = \sqrt{\frac{cov(t,n)^2}{var(t)var(n)}} = \sqrt{\frac{26^2}{13.6875 \cdot 53.5}} = 0.9608$

${f Wahrscheinlichkeitsverteilung}$ 4

Verteilungsfunktion 4.1

| allgemein | diskret | kontinuierlich |
|--------------------------------|-----------------------------|--|
| $P(X \le x) = F(x)$ | $=\sum_{k=-\infty}^{x} p_k$ | $=\int_{-\infty}^{x} \varphi(\tilde{x})d\tilde{x}$ |
| $P(X > x) = 1 - P(X \le x)$ | | _ |
| $P(a \le X < b) = F(b) - F(a)$ | $=\sum_{k=a}^{b} p_k$ | $ = \int_{a}^{b} \varphi(\tilde{x}) d\tilde{x} $ |



Verteilungsfunktion der Normalverteilung

4.1.1 Eigenschaften

Bei einem Sprung gilt: Sprunghöhe = Wahrscheinlichkeit des Wertes x

$$\boxed{\mathbb{D}(F) = \mathbb{R}}$$
Definitions bereich

$$\underbrace{\mathbb{W}(F) \in [0,1]}_{\text{West charging}}$$

$$F(-\infty) = 0$$

$$F(\infty) = 1$$

F(x) ist monoton steigend

4.2Wahrscheinlichkeitsdichte

Dichtefunktion oder Wahrscheinlichkeitsdichte:

 $\varphi(x) = F'(x)$

Bei Sprungstellen von F(x):

 $\varphi(x) = \text{Dirac mit Gewichtung der Sprunghöhe}$

Allgemein gilt:

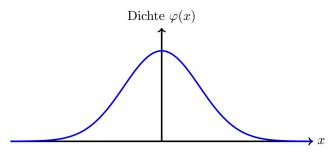
$$\int_{-\infty}^{\infty} \varphi(x)dx = 1$$

Erwartungswert: Wert mal W'keit

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot \varphi(x) dx \quad \text{bzw. } \sum_{-\infty}^{\infty} x \cdot p_k$$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot \varphi(x) dx \quad \text{bzw. } \sum_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot p_k$$

$$E(X^N) = \int_{-\infty}^{\infty} x^N \cdot \varphi(x) dx \quad \text{bzw. } \sum_{-\infty}^{\infty} x^N \cdot p_k$$



Wahrscheinlichkeitsdichte der Normalverteilung

Rechenregeln für φ und F4.3

Gegeben: X, Y Zufallsvariablen und φ_X , φ_Y bekannt

Verteilungsfunktion: $F_{X+a}(x) = F_X(x-a)$

Dichte:

$$F_{\lambda X}(x) = F_X(\frac{x}{\lambda})$$

$$\varphi_{X+a}(x) = \varphi_X(x-a)$$

$$\Gamma_{\lambda X}(x) - \Gamma_{X}(\overline{\lambda})$$

$$\varphi_{\lambda X}(x) = \varphi_X(\frac{x}{\lambda})\frac{1}{\lambda}$$

$$F_{X+Y}(x) = F_X * \varphi_Y(y) = F_Y * \varphi_X(x)$$
 $\varphi_{X+Y}(x) = \varphi_X * \varphi_Y(x)$

$$\varphi_{XX}(w) = \varphi_{X}(\chi)\chi$$

$$F_{X/\overline{X}}(x) = F_X(x^2)$$

$$\varphi_{X+Y}(x) = \varphi_X * \varphi_Y(x)$$

$$\varphi_{\sqrt{X}}(x) = 2x\varphi_X(x^2)$$

$$F_{X^2}(x) = F_X(\sqrt{x}) - F_X(-\sqrt{x})$$
 $\varphi_{X^2}(x) = \frac{1}{2}x^{-\frac{1}{2}}(\varphi_X(\sqrt{x}) + \varphi_X(-\sqrt{x}))$

CC BY-NC-SA

4.3.1 Algorithmus Bsp.

- 1. Definition von F anwenden: $F_{\lambda X}(x) = P(\underbrace{\lambda X \leq x}_{*})$
- 2. Bedingung * umformen: $P(X \leq \frac{x}{\lambda}) = F_X(\frac{x}{\lambda})$
- 3. für Dichte: $\frac{d}{dx}$

$$\varphi_{\lambda X}(x) = \frac{d}{dx} F_{\lambda X}(x) = \frac{d}{dx} F_X(\frac{x}{\lambda}) = \varphi_X(\frac{x}{\lambda}) \frac{1}{\lambda}$$

4.3.2 Maximalwert eines Intervalls

Der Median med(X) von X ist eine Zufallsvariable, welche für $F(med(X)) = \frac{1}{2}$ ist.

 $X_1, \ldots X_i$ sind auf dem Intervall [0, l] mit $F_X(x)$ verteilt $M=\max\{X_1,\ldots,X_i\}$ $F_M(x) = F_X(x)^n$

Studenten der HSR

4.3.3 Median

4.4 Normalverteilung

Viele kleine, unabhängige Zufallsvariable sammeln sich zu einer normalverteilten Zufallsvariable.

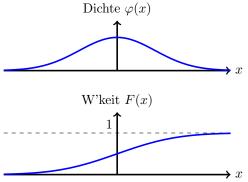
$$\varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} = N(\mu; \sigma)$$

$$F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \cdot \int_{0}^{x} e^{-\frac{(\tilde{x}-\mu)^2}{2\sigma^2}} d\tilde{x}$$

Addieren von Normalverteilungen:

$$N(\mu_1; \sigma_1) + N(\mu_2; \sigma_2) = N(\mu_1 + \mu_2; \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2})$$

Für $F(-x)$ gilt $F(-x) = 1 - F(x)$



4.4.1 Standardisierung

Erwartungswert: $E(X)=\mu$ (=0 bei Standardnormalver.) Varianz : $var(X)=\sigma^2$ (=1 bei Standardnormalver.)

$$\begin{split} F_Z(z) &= P(Z \leq z) = F_X(\sigma z + \mu) \\ F_X(x) &= F_Z(\frac{x - \mu}{\sigma}) \\ \varphi_Z(z) &= \sigma \cdot \varphi_X(\sigma z + \mu) \\ \varphi_X(x) &= \frac{1}{\sigma} \cdot \varphi_Z(\frac{x - \mu}{\sigma}) \end{split}$$

Rezept: (Berechnen der W'keit das $X \in [x_{min}, x_{max}]$)

- 1. W'keit Formel hinschreiben $P(x_{min} \le X \le x_{max})$
- 2. Standardisieren: $P_Z\left(\frac{x_{min} \mu}{\sigma} \le Z \le \frac{x_{max} \mu}{\sigma}\right)$
- 3. In Verteilungsfunktion einfüllen: $P_Z = F\left(\frac{x_{max} - \mu}{\sigma}\right) - F\left(\frac{x_{min} - \mu}{\sigma}\right)$
- 4. Werte aus der Tabelle auf Seite 17 auslesen: Bei negativen Werten:

$$F(-0.7) = 1 - F(0.7) = 1 - 0.7580 = 0.2420$$

Ist der gesuchte Wert zwischen zwei Werten der Tabelle, dann der Wert aus den benachbarten Werten abschätzen. Bsp:

$$F(0.72) = 0.7642, \quad F(0.73) = 0.7673 \rightarrow F(0.725) \approx 0.765$$

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$$
 mit $E(Z) = 0$ und $var(Z) = 1$

68% der Werte liegen im Intervall $[\mu - \sigma, \mu + \sigma]$ 95\% in $[\mu - 2\sigma, \mu + 2\sigma]$ 99.7\% in $[\mu - 3\sigma, \mu + 3\sigma]$

Beispiel:

Ein Signal mit normalverteilten Werten X mit Erwartungswert 1 und Standardabweichung 2 wird über einen Eingangsverstärker geleitet, der Werte zwischen ± 3.3 verarbeiten kann, bevor er übersteuert wird. Wie häufig wird der Verstärker übersteuert?

$$\mu = 1, \, \sigma = 2$$

- 1. $P(-3.3 \le X \le 3.3)$
- 2. $P\left(\frac{-3.3 \mu}{\sigma} \le \frac{X \mu}{\sigma} \le \frac{3.3 \mu}{\sigma}\right)$ $P\left(\frac{-3.3 1}{2} \le Z \le \frac{3.3 1}{2}\right)$
- 3. F(1.15) F(-2.15) = F(1.15) 1 + F(2.15)
- 4. 0.8749 + 0.9842 1 = 0.8591

4.4.2 Zentraler Grenzwertsatz

 X_1, X_2, \dots, X_n sind lauter identisch verteilte (nicht notwendig normalverteilt!) unabhängige Zufallsvariablen mit demselben Erwartungswert μ und derselben Varianz σ^2 und mit $Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$. Dann hat die Summe

$$S_n = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n Z_i$$

den Erwartungswert $n\mu$ und die Varianz $n\sigma^2$.

Die damit verbundene standardisierte $(E(S_n) = 0, var(S_n) = 1)$ Variable S_n ist somit wie folgt definiert:

$$S_n = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n \frac{X_i - \mu}{\sigma} = \frac{1}{\sqrt{n} \cdot \sigma} \left[\left(\sum_{i=1}^n X_i \right) - n\mu \right] = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$$

Für $n \to \infty$ strebt die Verteilung von S_n gegen die Standardnormalverteilung.

4.5 Exponentialverteilung

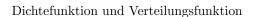
Zur Ermittlung der Dauer bis zum Ausfall/Zerfall von Bauteilen/Stoffen ohne Gedächnis

(W'keit, dass X in der nächsten Minute defekt geht = const.). Beispiele:

- Lebensdauer von Atomen beim radioaktiven Zerfall
- Lebensdauer von Bauteilen, Maschinen & Geräten (MTBF - Mean Time Between Failure = $\frac{1}{2}$)

gilt
$$P(X \le t) = P(X \le t_0 + t | X > t_0)$$

 $P(X > t) = P(X > t_0 + t | X > t_0)$



$$\varphi(x) = \begin{cases} ae^{-ax} & x \ge 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

$$X < x \text{ Ausfall/Zerfall } X > x \text{ kein Ausfall/Zerfall } X > x \text{ hein Ausfall/Z$$

$$E(X) = \frac{1}{a}$$
$$var(X) = \frac{1}{a^2}$$

Dichte $\varphi(x)$ W'keit F(x)

Halbwertszeit

$$t_{1/2} = \frac{\log(2)}{a}$$

$$a = \frac{\log(2)}{t_{1/2}}$$

Lebensdauer von mehreren unabhängigen Bauteilen

$$P(X > x) = P(X_1 > x_1 \cap X_2 > x_2 \cap X_3 > x_3 \dots)$$

$$= P(X_1 > x_1) \cdot P(X_2 > x_2) \cdot P(X_3 > x_3) \dots$$

$$= (1 - P(X_1 \le x_1)) \cdot (1 - P(X_2 \le x_2)) \cdot (1 - P(X_3 \le x_3)) \dots$$

$$= (1 - F(x_1)) \cdot (1 - F(x_2)) \cdot (1 - F(x_3)) \dots$$

4.6 Hypergeometrische Verteilung

Ist die Wahrscheinlichkeit dass in einer n Elemente umfassenden Stichprobe aus einer Grundgesamtheit von N Elementen, von denen M eine spezielle Eigenschaft besitzen, m Elemente mit der Eigenschaft zu finden sind.

$$p(m) = P(X = m) = \frac{\binom{M}{m}\binom{N-M}{n-m}}{\binom{N}{n}} \qquad \text{für } 0 \le m \le M \text{ und } m \le N$$

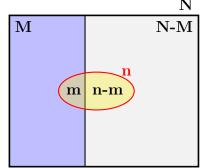
Erwartungswert:

Varianz:
$$var(X) = n \frac{M(N-M)(N-n)}{N^2(N-1)}$$

Beispiel:

Lotto, N = 45 Zahlen, M = 6 (die gezogenen Zahlen), n = 6 (meine Zahlen)

$$P(X = 4) = P(\text{Ein Vierer}) = \frac{\binom{6}{4}\binom{39}{2}}{\binom{45}{6}} = 0.001364$$



4.7 Poissonverteilung

Kann als Approximation der Binominalverteilung (für kleine p) verwendet werden.

$$P_{\lambda}(k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$
 W'keit dass k Ereignisse im Intervall [0,x] auftreten

Erwartungswert: $E(X) = \lambda$

Varianz:
$$var(X) = \lambda$$

$$\begin{array}{l} P(X < k) \leq \sum_{0}^{k} P_{\lambda}(k) = \sum_{0}^{k} \frac{\lambda^{k}}{k!} e^{-\lambda} \\ P(X > k) = 1 - P(X < k) \end{array}$$

$$P(X > k) = 1 - P(X < k)$$

x = Anzahl Versuche

 $\lambda =$ Ereignisse pro Intervall im Mittel

Anwendungsbeispiele:

Für die Häufigkeiten seltener Ereignisse. Anzahl Anrufe bei einer Telefonzentrale in einer gewissen Periode. Anzahl grosse Versicherungsschäden in einer gewissen Periode. Anzahl Jobs, die bei einem Server ankommen. Anzahl Ereignisse in einem Zeitintervall. Anzahl Lokomotiven der SBB, die in der nächsten Woche einen Defekt haben. Anzahl der Gewinner mit 4 Richtigen im Lotto.

4.8 Binomialverteilung

Wird angewendet bei einem Experiment mit nur zwei Ausgängen (Ereignis mit W'keit p tritt ein, Ereignis tritt nicht ein). Eine Zufallsvariable mit diskreten Werten $k \in \{0, ..., n\}$ heisst binomialverteilt zum Parameter p, wenn die Wahrscheinlichkeit des Wertes k wie folgt ist:

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$$
 $\mu = E(X) = p \cdot n$ $\sigma^2 = var(X) = n \cdot p(1 - p)$

n: Versuche

k: k-mal erfolgreich

p: Wahrscheinlichkeit

Approximation mit Normalverteilung: $P(a \le x \le b) \simeq \underbrace{P(a-0.5 \le x \le b+0.5)}_{\text{Normalverteilung}}$

Achtung: Für seltene Ereignisse Poissonverteilung verwenden!

Beispiel: Wie hoch ist die Wahrscheinlichkeit, dass bei 350 Leuten genau k $(k \le 350)$ heute Geburtstag haben? $P(k) = \binom{350}{k} \left(\frac{1}{365}\right)^k \left(\frac{364}{365}\right)^{350-k}$

4.9 Gleichverteilung

Stetig

$$\varphi(x) = \begin{cases} 0 & x < a \\ \frac{1}{b-a} & x \in [a, b] \\ 0 & x > b \end{cases}$$

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

Erwartungswert: $E(X) = \frac{a+b}{2}$

Varianz:

 $var(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$

Diskret

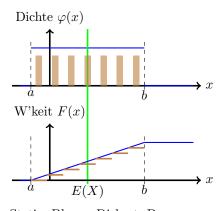
$$F(x) = \begin{cases} 0 & x \le 1\\ \frac{|x|}{n} & 1 \le x \le n\\ 1 & x \ge n \end{cases}$$

Wahrscheinlichkeit: $p(k) = \frac{1}{n}$

Erwartungswert: $E(X) = \frac{n+1}{2}$

Varianz: $var(X) = \frac{n^2 - 1}{12}$

 $E(X^2) = \frac{2n^2 + 3n + 1}{6}$



Stetig: Blau Diskret: Braun

4.10 Potenzgesetze (Power-Laws)

Die Normalverteilung beschreibt (physikalische) Grössen, die vor allem in einer bestimmten Grössenordnung vorkommen. Die Potenzgesetze dienen dazu, Grössen welche einen grossen Wertebereich annehmen können, zu beschreiben.

$$\varphi(x) = \begin{cases} \frac{\alpha - 1}{x_{min}} \left(\frac{x}{x_{min}}\right)^{-\alpha} & x \ge x_{min} \\ 0 & sonst \end{cases} \quad \text{mit } \alpha > 1$$

$$E(X) = \frac{\alpha - 1}{\alpha - 2} \cdot x_{min} \qquad \alpha > 2$$

$$E(X^2) = \frac{\alpha - 1}{\alpha - 3} \cdot x_{min}^2 \qquad \alpha > 3$$

$$Var(X) = \left(\frac{\alpha - 1}{\alpha - 3} - \left(\frac{\alpha - 1}{\alpha - 2}\right)^2\right) \cdot x_{min}^2 \quad \alpha > 3$$

$$x_{\frac{1}{2}} = 2^{\frac{1}{\alpha - 1}} \cdot x_{min} \quad \text{Median} \quad \alpha > 1$$

Eine nach dem Potenzgesetz verteilte Zufallsvariable kann man daran erkennen, dass die Dichtefunktion in doppelt logarithmischer Darstellung eine Gerade ist. Wegen $\log p(x) = -\alpha \log x + \log C$ ist die Steigung der Geraden $-\alpha$.

Der Parameter α kann mithilfe eines Maximum-Likelihood Schätzers bestimmt werden. Es gilt: $\alpha = 1 + \frac{n}{\sum_{i=1}^{n}} \log \frac{x_i}{x_m i n}$

5 Schätzen

Konsistente Schätzer

Ein Schätzer ist konsistent, wenn $\lim_{n\to\infty}=\mathrm{E}(\mathrm{X})$ ergibt

Der Mittelwert der Stichprobe ist ein konsistenter Schätzer. $\lim_{n\to\infty} = \frac{X_1+\ldots+X_n}{n} = E(X)$ Der Schätzer $\bar{X} = \frac{X_1+\ldots+X_n}{n}$ heisst der Stichprobenmittelwert der Stichprobe X_1,\ldots,X_n .

5.2 Erwartungstreue Schätzer

Ein Schätzer ist erwartungstreu, wenn E(Schätzer) = E(realer Wert)

Ist der Stichprobenmittelwert ein konsistenter $E(\mu(X_1,\ldots,X_n)) = \frac{E(X_1)+\ldots+E(X_n)}{n} = E(X)$ Schätzer, aber er ist sogar erwartungstreu:

Erwartungstreue Schätzer für var(x) ist:

$$S^{2} = \frac{n}{n-1} \left(\underbrace{\frac{1}{n} \sum_{E(X^{2})} X_{i}^{2}}_{E(X^{2})} - \underbrace{\left(\frac{1}{n} \sum_{E(X)^{2}} X_{i} \right)^{2}}_{E(X)^{2}} \right)$$

$$S^{2} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \bar{X})^{2}$$

Stichprobenvarianz, empirische Varianz

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2$$

 $\bar{X} = M_n$ heisst Stichprobenmittelwert

5.2.1 Kleinstmöglicher Fehler

$$E((E(X) - \frac{x_1 + \dots + x_n}{n})^2) = minimal$$

Maximum Likelihood Schätzer 5.3

Sinn des Likelihoodschäzers ist einen unbekannten Parameter ϑ einer Dichtefunktion $\phi(x,\vartheta)$ zu schätzen.

$$L(x_1, \ldots, x_n; \vartheta) = \phi(x_1, \vartheta) \cdot \ldots \cdot \phi(x_n, \vartheta) \implies \frac{d}{d\vartheta} L(x_1, \ldots, x_n; \vartheta) = 0 \implies \vartheta = ?$$
 (Maximum-Likelihood-Schätzer)

Für eine normalverteilte Grösse lautet die Likelihood Funktion: $L(x_1, \ldots, x_n; \vartheta) = \frac{1}{(\sqrt{2}\pi)^n} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \vartheta)^2}$ Der unbekannte Parameter ϑ konn must in die Likelihood Funktion: $L(x_1, \ldots, x_n; \vartheta) = \frac{1}{(\sqrt{2}\pi)^n} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \vartheta)^2}$

Der unbekannte Parameter ϑ kann nun durch suchen des Maximums der Funktion ermittelt werden (ϑ wird variert). Die Funktion wird maximal, wenn die Summe im Exponent minimal wird. Das ϑ , das die Summe minimiert, kann durch ableiten nach ϑ und null setzen ermittelt werden. Es können auch Stichprobenvarianz S^2 oder Ähnliches ermittelt werden.

5.4 Verteilung der Schätzwerte

 X_1, \ldots, X_n sind unabhängige, normalverteilte Zufallsvariablen mit Erwartungswert μ und Varianz σ^2 . Dann gilt

- 1. \bar{X} und S^2 sind unabhängig
- 2. $\bar{X} = \frac{X_1 + ... X_n}{n}$ ist normalverteilt mit $E(\bar{X}) = \mu$ und $var(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$
- 3. $\left[\frac{n-1}{\sigma^2} \cdot S^2 \text{ ist } \chi^2_{n-1}\text{-verteilt}\right] \text{ mit } S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i \bar{X})^2$

5.5 Konfidenzintervall von Messwerten

5.5.1 Konfidenzintervall

Ein Intervall $[L(X_1, \ldots, X_n), R(X_1, \ldots, X_n)]$ heisst ein $1 - \alpha$ - Konfidenzintervall für den Parameter ϑ , wenn der wahre Wert des Parameters ϑ höchstens mit Wahrscheinlichkeit α ausserhalb des Intervalls liegt.

Es gilt: $P(L \le \vartheta \le R) = 1 - \alpha$

5.5.2 Bei bekannter Varianz σ^2

Falls Varianz σ^2 von Messwerten bekannt ist, handelt es sich bei \bar{X} um **normalverteilte** Zufallsvariable mit Varianz σ^2/n .

Also kann sehr einfach ein x für das Konfidenzintervall ge- $P\left(\left|\frac{\bar{X}-\mu}{\sigma/\sqrt{n}}\right| \le x\right) = 1 - \alpha \Rightarrow F(x) = 1 - \frac{\alpha}{2}$ funden werden: (Quantilen der Normalverteilung s. 17)

Daraus ergibt sich folgendes Konfidenzintervall

$$\mu \in \left[\bar{X} - x \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{X} + x \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right]$$
mit W'keit $1 - \alpha$

5.5.3 Bei geschätzter Varianz S^2

t-Verteilung (Tabelle Quantilen der t-Verteilung verwenden s.19)

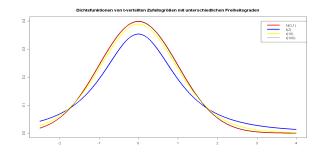
Der Mittelwert $(\frac{x_1 + \ldots + x_n}{n})$ normalverteilter Daten ist t-Verteilt, wenn Varianz mit Stichprobenvarianz geschätzt wurde. Ab einer gewissen Anzahl Messungen $(n \ge 30)$ kann näherungsweise auch mit der Normalverteilung gerechnet werden.

Checkliste

- 1) \bar{X} , S als Schätzungen aus x_i bestimmen
- 2) taus $t\text{-}\mathit{Tabelle}\;(k=n-1)$ für $1-\frac{\alpha}{2}=$ W'keit für eine Seite
- 3) Intervall $\left[\bar{X} t\frac{S}{\sqrt{n}}, \bar{X} + t\frac{S}{\sqrt{n}}\right], (1-\alpha)$ Konfidenzintervall

Anwendung

$$\frac{\bar{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}$$
 t-Verteilt



 $\lim_{x\to\infty} = 0$ aber langsamer wie bei Gaussverteilung

Beispiel:

10 Messungen ergeben Durchschnittswert 4,7 und eine Standardabweichung 0,1. Finde ein 99% Konfidenzintervall für μ .

Finde t:

| k=n-1 | | 0,995 |
|-------|---|--------|
| ÷ | : | ÷ |
| 9 | | 3,2498 |

$$\left[\overline{\overline{X}} - 3,2498 \frac{S}{\sqrt{n}}, \overline{X} + 3,2498 \frac{S}{\sqrt{n}} \right] \Rightarrow \left[4,7 - 3,2498 \frac{0,1}{\sqrt{10}}, 4,7 + 3,2498 \frac{0,1}{\sqrt{10}} \right]$$

 $\mu \in [4,5072,4,8028]$ mit Wahrscheinlichkeit 99%

6 Hypothesentest

6.1 Grundsätze

- "Man braucht Aussagen, die man widerlegen könnte."
- Irrtum ist möglich (Irrtumsw'keit α)
- Beweis durch Widerlegen des Gegenbeweises

6.2 Vorgehen (Nullhypothese)

- 1. Hypothese, die der Test widerlegen soll
 - \rightarrow Nullhypothese \Rightarrow Keine Wirkung/Effekt
- 2. Festlegung der Irrtumswahrscheinlichkeit $\alpha = 0.05, 0.01, \dots$ (Niveau=1- α)
- 3. Testgrösse X, W'keitsverteilung → Nur Werte bis zum getesteten Ereignis betrachten! (Nicht Zukunft mit einbeziehen)
- 4. Bestimmung der Schranken x_{krit} für:
 - Einseitiger Test $P(X > x_{krit}) = \alpha$
 - Zweiseitiger Test $P(|X| > x_{krit}) = \alpha/2$
- 5. Wert für $F\left(\frac{x_{krit}-\mu}{\sigma}\right)$ aus Tabelle 10.1 (S. 17)
- 6. Falls Messungen ergeben $X > x_{krit} \Longrightarrow$ Hypothese falsch mit W'keit 1α

6.3 Testen einer diskreten Verteilung

6.3.1 χ^2 -Test mit k-möglichen Ausgängen

Mögliche Ausgänge: I_i , i = 1, ..., k

Wahrscheinlichkeit von Ausgang $i: P(X \in I_i) = p_i$

 \boldsymbol{n} Beobachtungen, davon jeweils $\boldsymbol{n_i}$ mit Ausgang \boldsymbol{i}

$$D = \sum_{i=1}^{k} \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i}$$

ist χ^2_{k-1} , mit k-1 Freiheitsgrade

Durchführung des χ^2 -Tests

1. Daten erfassen:

Damit der Test optimal funktioniert muss folgende Bedingung erfüllt sein: $n_i \geq 5 \ \forall \ i$

2. **Diskrepanz** D berech-

nen Vorlage auf GitHub

| i | Ausgang | p_i | n_i | $(n_i - np_i)$ | $(n_i - np_i)^2/np_i$ |
|---|---------|-------|-------|----------------|-----------------------|
| 1 | | | | | |
| 2 | | | | | |
| 3 | | | | | |
| 4 | | | | | |
| 5 | | | | | |
| | | | n | | $D = \sum$ |

3. Schwellenwert für D

 $x_{1-\alpha}$ für $F_{\chi^2_{k-1}}(x) = 1 - \alpha$ aus χ^2_{k-1} -Tabelle lesen.

Wenn α nicht vorgegeben, dann α z.B. 0.1 oder 0.05 wählen.

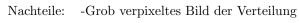
Anzahl Freiheitsgrade= Anzahl Ausgänge-1 = k-1

 $p = 1 - \alpha$ $\alpha = Irrtumswahrscheinlichkeit$

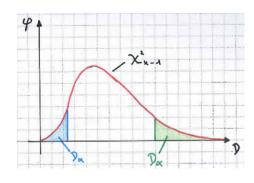
 $D \geq x_{1-\alpha}$ Hypothese ist unwahrscheinlich!

 $D < x_{1-\alpha}$ Hypothese nicht wiederlegbar!

 $D \leq x_{\alpha}$ Daten möglicherweise "fabriziert"!



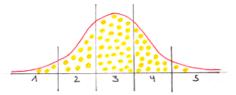
-wenn wenig Messwerte \Longrightarrow geringe Aussagekraft



6.4 Testen einer stetigen Verteilung

Mit χ^2 -Test 6.4.1

Der χ^2 -Test kann im Prinzip nur diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen testen. \rightarrow Will man eine stetige Verteilung testen, muss man zunächst Klassen von Werten bilden. \rightarrow Anschliessend deren Wahrscheinlichkeiten berechnen und dann prüfen ob die künstlich diskrete Verteilung im χ^2 -Test Bestand hat.



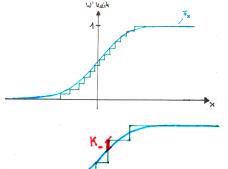
⇒ Achtung: Durch die Klassenbildung wird eine künstliche Diskretisierung eingeführt.

6.4.2Kolmogorov-Smirnov Test

Nullhypothese Messwerte $x_1, ..., x_n$ haben Verteilungsfunktion F_X

Idee: Vergleiche Verteilungsfunktionen (statt der Dichtefunktionen)

Daten: X Zufallsvariable, Verteilungsfunktion F_X , n Messungen ergeben Stichprobe x_i



 F_X theoretische Verteilungsfunktion von X

empirische Verteilungsfunktion $\frac{Anzahl\{x_i \leq x\}}{n}$

Testgrösse

 $\max (F_{emp}(\mathbf{x}) - F_x(\mathbf{x}))$

 $\min \left(F_{emp}(x) - F_x(x) \right)$

Durchführen des Kolmogorov-Smirnov Test

Werte $x_1, ..., x_n$ in aufsteigender Reihenfolge sortieren

$\mathbf{K}_{\mathbf{n}}^{\pm}$ berechnen

$$K_n^+ = \sqrt{n} \max_{1 < x < n} \left(\frac{i}{n} - F_X(x_i) \right)$$
$$K_n^- = \sqrt{n} \max_{1 < x < n} \left(F_X(x_i) - \frac{i-1}{n} \right)$$

Mit Tabelle:

| • | i | x_i | i/n | $F_X(x_i)$ | (i-1)/n |
|---|---|------------|-----|------------|---------|
| | 1 | $min(x_i)$ | | | |
| | | : | | | |
| | n | $max(x_i)$ | | | |

- Finde $t_{n,1-\alpha},t_{n,\alpha}$ in der Tabelle 10.3 (S. 18)
- Falls $K_n^+ > t_{n,1-\alpha}$ oder $K_n^- < t_{n,\alpha}$, verwerfe die Hypothese, dass X die Verteilungsfunktion F_X hat.

Vergleichen von Mittelwerten (t-Test) 6.5

Nullhypothese $\Rightarrow E(X) = E(Y)$

n Messungen von $x_i \Rightarrow \bar{X}$; S_X^2 Daten

 $\begin{aligned} \mathbf{m} \text{ Messungen von } y_i &\Rightarrow \bar{Y} \text{ ; } S_Y^2 \\ T &= \frac{\bar{X} - \bar{Y}}{\sqrt{(n-1) \cdot S_X^2 + (m-1) \cdot S_Y^2}} \cdot \sqrt{\frac{nm(n+m-2)}{n+m}} \end{aligned}$ Testgrösse

T ist t-verteilt

 t_{krit} aus Tabelle 10.4 mit Freiheitsgrad n+m-2 und $p=1-\alpha$ Schwellenwert

Test Falls $T > t_{krit}$ wird die Hypothese E(X) = E(Y) verworfen

7 Prozessverbesserungen

7.1 Gewichteter Mittelwert

Besitzt man die Möglichkeit Messwerte aus zwei Messsystemen X_1 und X_2 mit unterschiedlicher Genauigkeit $(var(X_1)/var(X_2))$ zu beziehen, so kann man die Messwerte so gewichten, dass eine optimale Genauigkeit besteht.

$$X_{opt} = t \cdot X_1 + (1-t) \cdot X_2$$
 $\rightarrow t$ so wählen, dass $var(X_{opt})$ minimal wird

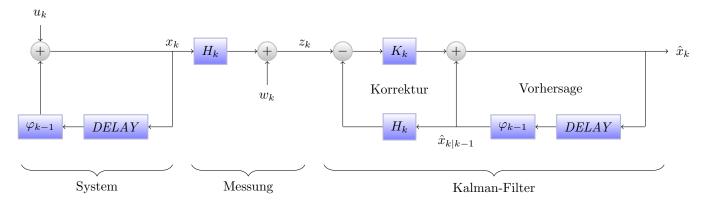
$$var(X_{opt}) = t^2 \cdot var(X_1) + (1-t)^2 \cdot var(X_2)$$
 \rightarrow nach t ableiten und Null setzen

$$\Rightarrow \boxed{t = \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}}; \boxed{1 - t = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}} \qquad var(X_{opt}) = \frac{\sigma_1^2 \cdot \sigma_2^2}{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}$$

7.2 Kalman-Filter

Prinzip: bestmögliche Schätzung für Systemzustand auf Grund von fehlerbehafteter Messung und Systementwicklung.

7.2.1 Datenfluss im Kalman-Filter



 u_k : Systemungenauigkeiten

 w_k : Messfehler

 x_k : Unbeobachtete Zustandsvariable

 z_k : Fehlerbehaftete Messung von x_k

 $\hat{x}_{k|k-1}$: Vorhersage: $\hat{x}_{k|k-1} = \varphi_{k-1}\hat{x}_{k-1}$

 \hat{x}_k : Schätzer für x_k (aus $\hat{x}_{k|k-1}$ und z_k)

$$\varphi_{k-1}$$
: Systementwicklung: $x_{k+1} = \varphi_k x_k + u_k$

 H_k : Messung der Zustandsvariablen: $z_k = H_k x_k + w_k$

 K_k : Kalman-Matrix: $\hat{x}_k = (I - K_k H_k) \hat{x}_{k|k-1} + K_k z_k$

$$Q_k = E(u_k u_k^t) = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 & \dots \\ 0 & \sigma_2^2 & \dots \\ \vdots & \vdots & \ddots \end{pmatrix}$$

$$R_k = E(w_k w_k^t) = \begin{pmatrix} \rho_1^2 & 0 & \dots \\ 0 & \rho_2^2 & \dots \\ \vdots & \vdots & \ddots \end{pmatrix}$$

$$P_k = E(\tilde{x}_k \tilde{x}_k^t) = \begin{pmatrix} \tilde{x}_{k,1}^2 & \tilde{x}_{k,1} \tilde{x}_{k,2} & \dots \\ \tilde{x}_{k,2} \tilde{x}_{k,1} & \tilde{x}_{k,2}^2 & \dots \\ \vdots & \vdots & \ddots \end{pmatrix}$$

 Q_k : Systemfehler-Kovarianzmatrix

 u_k : Systemungenauigkeiten

 σ_i : Varianz der Systemungenauigkeiten

 R_k : Messfehler-Kovarianzmatrix

 w_k : Messfehler

 ρ_i : Varianz der Messungen

 P_k : Schätzfehler-Kovarianzmatrix

 \tilde{x}_k : Schätzfehler: $\tilde{x}_k = \hat{x}_k - x_k$

7.2.2 Vorgehen

- 1. Bestimmung des Zustandsvektors x_k und des Messvektors z_k
- 2. Aufstellen der Messmatrix H_k aus: $z_k = H_k x_k$
- 3. Berechnen der Systementwicklung φ_k damit $x_{k+1} = \varphi_k x_k$
- 4. Aufstellen der Fehler-Kovarianzmatrixen Q_k und R_k
- 5. Vorhersage-Schritt: $\hat{x}_{k+1|k} = \varphi_k \hat{x}_k \qquad P_{k+1|k} = \varphi_k P_k \varphi_k^t + Q_k$
- 6. Korrektur-Schritt: $\hat{x}_{k} = (I K_{k}H_{k})\hat{x}_{k|k-1} + K_{k}z_{k} \qquad P_{k} = (I K_{k}H_{k})P_{k|k-1}(I K_{k}H_{k})^{t} + K_{k}R_{k}K_{k}^{t}$
- 7. Bestimmung des optimalen K_k : $K_k = P_{k|k-1}H_k^t(H_kP_{k|k-1}H_k^t + R_k)^{-1}$
- 8. Damit wird P_k vereinfacht zu: $P_k = (I K_k H_k) P_{k|k-1} \longrightarrow P_k$ bleibt variabel

7.2.3 Vereinfachung

In der Praxis kann meist davon ausgegangen werden, dass φ_k , R_k , Q_k und H_k konstant sind. Damit werden auch P_k und K_k konstant und die Vorhersage wird vereinfacht zu: $\hat{x}_k = \hat{x}_{k|k-1} + K(z_k - H\hat{x}_{k|k-1})$

8 Wichtige Formeln

8.1 Reihenentwicklungen

9 Auswahl der Verteilung

| Gleichverteilung | Alle möglichen Werte haben die gleiche Wahrscheinlichkeit |
|------------------------------|--|
| Exponentialverteilung | Dauer von zufälligen Zeitintervallen ohne Gedächtnis |
| Normalverteilung | Viele kleine, unabhängige Zufallsprozesse sammeln sich zu einer normalverteilten Zufallsvariable |
| Binomialverteilung | Experiment mit zwei Ausgängen |
| Hypergeometrische Verteilung | Wahrscheinlichkeit, dass in einer Stichprobe, Elemente einer Teilmenge zu finden sind |
| Poissonverteilung | Häufigkeiten seltener Ereignisse |
| t-Verteilung | Varianz aus Stichproben geschätzt (für grosse n kann Normalverteilung verwendet werden) |
| χ^2 -Verteilung | Test ob eine Zufallsvariable Normalverteilt ist. Anwendung bei Hypothesentests |

10 Tabellen

© Prof. Dr. Andreas Müller

10.1 Quantilen der Normalverteilung

| p | x |
|--------|--------|
| 0.75 | 0.6745 |
| 0.8 | 0.8416 |
| 0.9 | 1.2816 |
| 0.95 | 1.6449 |
| 0.975 | 1.9600 |
| 0.99 | 2.3263 |
| 0.995 | 2.5758 |
| 0.999 | 3.0902 |
| 0.9995 | 3.2905 |

10.2 Verteilungsfunktion der Normalverteilung

| | +0.00 | + 0.01 | +0.02 | +0.03 | +0.04 | 10.05 | +0.06 | +0.07 | 10.00 | +0.09 |
|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| $\frac{x}{x}$ | +0.00 | +0.01 | | | | +0.05 | | +0.07 | +0.08 | |
| 0.0 | 0.5000 | 0.5040 | 0.5080 | 0.5120 | 0.5160 | 0.5199 | 0.5239 | 0.5279 | 0.5319 | 0.5359 |
| 0.1 | 0.5398 | 0.5438 | 0.5478 | 0.5517 | 0.5557 | 0.5596 | 0.5636 | 0.5675 | 0.5714 | 0.5753 |
| 0.2 | 0.5793 | 0.5832 | 0.5871 | 0.5910 | 0.5948 | 0.5987 | 0.6026 | 0.6064 | 0.6103 | 0.6141 |
| 0.3 | 0.6179 | 0.6217 | 0.6255 | 0.6293 | 0.6331 | 0.6368 | 0.6406 | 0.6443 | 0.6480 | 0.6517 |
| 0.4 | 0.6554 | 0.6591 | 0.6628 | 0.6664 | 0.6700 | 0.6736 | 0.6772 | 0.6808 | 0.6844 | 0.6879 |
| 0.5 | 0.6915 | 0.6950 | 0.6985 | 0.7019 | 0.7054 | 0.7088 | 0.7123 | 0.7157 | 0.7190 | 0.7224 |
| 0.6 | 0.7257 | 0.7291 | 0.7324 | 0.7357 | 0.7389 | 0.7422 | 0.7454 | 0.7486 | 0.7517 | 0.7549 |
| 0.7 | 0.7580 | 0.7611 | 0.7642 | 0.7673 | 0.7704 | 0.7734 | 0.7764 | 0.7794 | 0.7823 | 0.7852 |
| 0.8 | 0.7881 | 0.7910 | 0.7939 | 0.7967 | 0.7995 | 0.8023 | 0.8051 | 0.8078 | 0.8106 | 0.8133 |
| 0.9 | 0.8159 | 0.8186 | 0.8212 | 0.8238 | 0.8264 | 0.8289 | 0.8315 | 0.8340 | 0.8365 | 0.8389 |
| 1.0 | 0.8413 | 0.8438 | 0.8461 | 0.8485 | 0.8508 | 0.8531 | 0.8554 | 0.8577 | 0.8599 | 0.8621 |
| 1.1 | 0.8643 | 0.8665 | 0.8686 | 0.8708 | 0.8729 | 0.8749 | 0.8770 | 0.8790 | 0.8810 | 0.8830 |
| 1.2 | 0.8849 | 0.8869 | 0.8888 | 0.8907 | 0.8925 | 0.8944 | 0.8962 | 0.8980 | 0.8997 | 0.9015 |
| 1.3 | 0.9032 | 0.9049 | 0.9066 | 0.9082 | 0.9099 | 0.9115 | 0.9131 | 0.9147 | 0.9162 | 0.9177 |
| 1.4 | 0.9192 | 0.9207 | 0.9222 | 0.9236 | 0.9251 | 0.9265 | 0.9279 | 0.9292 | 0.9306 | 0.9319 |
| 1.5 | 0.9332 | 0.9345 | 0.9357 | 0.9370 | 0.9382 | 0.9394 | 0.9406 | 0.9418 | 0.9429 | 0.9441 |
| 1.6 | 0.9452 | 0.9463 | 0.9474 | 0.9484 | 0.9495 | 0.9505 | 0.9515 | 0.9525 | 0.9535 | 0.9545 |
| 1.7 | 0.9554 | 0.9564 | 0.9573 | 0.9582 | 0.9591 | 0.9599 | 0.9608 | 0.9616 | 0.9625 | 0.9633 |
| 1.8 | 0.9641 | 0.9649 | 0.9656 | 0.9664 | 0.9671 | 0.9678 | 0.9686 | 0.9693 | 0.9699 | 0.9706 |
| 1.9 | 0.9713 | 0.9719 | 0.9726 | 0.9732 | 0.9738 | 0.9744 | 0.9750 | 0.9756 | 0.9761 | 0.9767 |
| 2.0 | 0.9772 | 0.9778 | 0.9783 | 0.9788 | 0.9793 | 0.9798 | 0.9803 | 0.9808 | 0.9812 | 0.9817 |
| 2.1 | 0.9821 | 0.9826 | 0.9830 | 0.9834 | 0.9838 | 0.9842 | 0.9846 | 0.9850 | 0.9854 | 0.9857 |
| 2.2 | 0.9861 | 0.9864 | 0.9868 | 0.9871 | 0.9875 | 0.9878 | 0.9881 | 0.9884 | 0.9887 | 0.9890 |
| 2.3 | 0.9893 | 0.9896 | 0.9898 | 0.9901 | 0.9904 | 0.9906 | 0.9909 | 0.9911 | 0.9913 | 0.9916 |
| 2.4 | 0.9918 | 0.9920 | 0.9922 | 0.9925 | 0.9927 | 0.9929 | 0.9931 | 0.9932 | 0.9934 | 0.9936 |
| 2.5 | 0.9938 | 0.9940 | 0.9941 | 0.9943 | 0.9945 | 0.9946 | 0.9948 | 0.9949 | 0.9951 | 0.9952 |
| 2.6 | 0.9953 | 0.9955 | 0.9956 | 0.9957 | 0.9959 | 0.9960 | 0.9961 | 0.9962 | 0.9963 | 0.9964 |
| 2.7 | 0.9965 | 0.9966 | 0.9967 | 0.9968 | 0.9969 | 0.9970 | 0.9971 | 0.9972 | 0.9973 | 0.9974 |
| 2.8 | 0.9974 | 0.9975 | 0.9976 | 0.9977 | 0.9977 | 0.9978 | 0.9979 | 0.9979 | 0.9980 | 0.9981 |
| 2.9 | 0.9981 | 0.9982 | 0.9982 | 0.9983 | 0.9984 | 0.9984 | 0.9985 | 0.9985 | 0.9986 | 0.9986 |
| 3.0 | 0.9987 | 0.9987 | 0.9987 | 0.9988 | 0.9988 | 0.9989 | 0.9989 | 0.9989 | 0.9990 | 0.9990 |
| | | | | | | | | | | |

10.3 Quantilen für den Kolmogorov-Smirnov-Test

| n | p = 0.01 | p = 0.05 | p = 0.1 | p = 0.25 | p = 0.5 | p = 0.75 | p = 0.9 | p = 0.95 | p = 0.99 |
|-----|----------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|----------|
| 1 | 0.01000 | 0.05000 | 0.10000 | 0.25000 | 0.50000 | 0.75000 | 0.90000 | 0.95000 | 0.99000 |
| 2 | 0.01400 | 0.06749 | 0.12955 | 0.29289 | 0.51764 | 0.70711 | 0.96700 | 1.09799 | 1.27279 |
| 3 | 0.01699 | 0.07919 | 0.14714 | 0.31117 | 0.51469 | 0.75394 | 0.97828 | 1.10166 | 1.35889 |
| 4 | 0.01943 | 0.08789 | 0.15899 | 0.32023 | 0.51104 | 0.76419 | 0.98531 | 1.13043 | 1.37774 |
| 5 | 0.02152 | 0.09471 | 0.16750 | 0.32490 | 0.52449 | 0.76741 | 0.99948 | 1.13916 | 1.40242 |
| 6 | 0.02336 | 0.10022 | 0.17385 | 0.32717 | 0.53193 | 0.77028 | 1.00520 | 1.14634 | 1.41435 |
| 7 | 0.02501 | 0.10479 | 0.17873 | 0.32804 | 0.53635 | 0.77552 | 1.00929 | 1.15373 | 1.42457 |
| 8 | 0.02650 | 0.10863 | 0.18256 | 0.32802 | 0.53916 | 0.77971 | 1.01346 | 1.15859 | 1.43272 |
| 9 | 0.02786 | 0.11191 | 0.18560 | 0.32745 | 0.54109 | 0.78246 | 1.01731 | 1.16239 | 1.43878 |
| 10 | 0.02912 | 0.11473 | 0.18803 | 0.32975 | 0.54258 | 0.78454 | 1.02016 | 1.16582 | 1.44397 |
| 11 | 0.03028 | 0.11718 | 0.19000 | 0.33304 | 0.54390 | 0.78633 | 1.02249 | 1.16885 | 1.44837 |
| 12 | 0.03137 | 0.11933 | 0.19160 | 0.33570 | 0.54527 | 0.78802 | 1.02458 | 1.17139 | 1.45207 |
| 13 | 0.03239 | 0.12123 | 0.19291 | 0.33789 | 0.54682 | 0.78966 | 1.02649 | 1.17357 | 1.45527 |
| 14 | 0.03334 | 0.12290 | 0.19396 | 0.33970 | 0.54856 | 0.79122 | 1.02823 | 1.17552 | 1.45810 |
| 15 | 0.03424 | 0.12439 | 0.19482 | 0.34122 | 0.55002 | 0.79259 | 1.02977 | 1.17728 | 1.46060 |
| 16 | 0.03509 | 0.12573 | 0.19552 | 0.34250 | 0.55123 | 0.79377 | 1.03113 | 1.17888 | 1.46283 |
| 17 | 0.03589 | 0.12692 | 0.19607 | 0.34360 | 0.55228 | 0.79482 | 1.03237 | 1.18032 | 1.46483 |
| 18 | 0.03665 | 0.12799 | 0.19650 | 0.34454 | 0.55319 | 0.79578 | 1.03351 | 1.18162 | 1.46664 |
| 19 | 0.03738 | 0.12895 | 0.19684 | 0.34535 | 0.55400 | 0.79667 | 1.03457 | 1.18282 | 1.46830 |
| 20 | 0.03807 | 0.12982 | 0.19709 | 0.34607 | 0.55475 | 0.79752 | 1.03555 | 1.18392 | 1.46981 |
| 30 | 0.04354 | 0.13510 | 0.20063 | 0.35087 | 0.56047 | 0.80362 | 1.04243 | 1.19164 | 1.48009 |
| 50 | 0.05005 | 0.13755 | 0.20794 | 0.35713 | 0.56644 | 0.80988 | 1.04933 | 1.19921 | 1.48969 |
| 100 | 0.05698 | 0.14472 | 0.21370 | 0.36331 | 0.57269 | 0.81634 | 1.05627 | 1.20666 | 1.49864 |
| 200 | 0.06049 | 0.14887 | 0.21816 | 0.36784 | 0.57725 | 0.82099 | 1.06117 | 1.21180 | 1.50458 |

10.4 Quantilen der t-Verteilung

| <i>l</i> ₂ 22 1 | 0.75 | 0.8 | 0.9 | 0.95 | 0.975 | 0.99 | 0.995 |
|----------------------------|--------|--------|--------|--------|---------|---------|---------|
| k = n - 1 | | | | 6.3138 | | 31.8205 | 63.6567 |
| | 1.0000 | 1.3764 | 3.0777 | | 12.7062 | | 9.9248 |
| 2 | 0.8165 | 1.0607 | 1.8856 | 2.9200 | 4.3027 | 6.9646 | |
| 3 | 0.7649 | 0.9785 | 1.6377 | 2.3534 | 3.1824 | 4.5407 | 5.8409 |
| 4 | 0.7407 | 0.9410 | 1.5332 | 2.1318 | 2.7764 | 3.7469 | 4.6041 |
| 5 | 0.7267 | 0.9195 | 1.4759 | 2.0150 | 2.5706 | 3.3649 | 4.0321 |
| 6 7 | 0.7176 | 0.9057 | 1.4398 | 1.9432 | 2.4469 | 3.1427 | 3.7074 |
| | 0.7111 | 0.8960 | 1.4149 | 1.8946 | 2.3646 | 2.9980 | 3.4995 |
| 8 | 0.7064 | 0.8889 | 1.3968 | 1.8595 | 2.3060 | 2.8965 | 3.3554 |
| 9 | 0.7027 | 0.8834 | 1.3830 | 1.8331 | 2.2622 | 2.8214 | 3.2498 |
| 10 | 0.6998 | 0.8791 | 1.3722 | 1.8125 | 2.2281 | 2.7638 | 3.1693 |
| 11 | 0.6974 | 0.8755 | 1.3634 | 1.7959 | 2.2010 | 2.7181 | 3.1058 |
| 12 | 0.6955 | 0.8726 | 1.3562 | 1.7823 | 2.1788 | 2.6810 | 3.0545 |
| 13 | 0.6938 | 0.8702 | 1.3502 | 1.7709 | 2.1604 | 2.6503 | 3.0123 |
| 14 | 0.6924 | 0.8681 | 1.3450 | 1.7613 | 2.1448 | 2.6245 | 2.9768 |
| 15 | 0.6912 | 0.8662 | 1.3406 | 1.7531 | 2.1314 | 2.6025 | 2.9467 |
| 16 | 0.6901 | 0.8647 | 1.3368 | 1.7459 | 2.1199 | 2.5835 | 2.9208 |
| 17 | 0.6892 | 0.8633 | 1.3334 | 1.7396 | 2.1098 | 2.5669 | 2.8982 |
| 18 | 0.6884 | 0.8620 | 1.3304 | 1.7341 | 2.1009 | 2.5524 | 2.8784 |
| 19 | 0.6876 | 0.8610 | 1.3277 | 1.7291 | 2.0930 | 2.5395 | 2.8609 |
| 20 | 0.6870 | 0.8600 | 1.3253 | 1.7247 | 2.0860 | 2.5280 | 2.8453 |
| 21 | 0.6864 | 0.8591 | 1.3232 | 1.7207 | 2.0796 | 2.5176 | 2.8314 |
| 22 | 0.6858 | 0.8583 | 1.3212 | 1.7171 | 2.0739 | 2.5083 | 2.8188 |
| 23 | 0.6853 | 0.8575 | 1.3195 | 1.7139 | 2.0687 | 2.4999 | 2.8073 |
| 24 | 0.6848 | 0.8569 | 1.3178 | 1.7109 | 2.0639 | 2.4922 | 2.7969 |
| 25 | 0.6844 | 0.8562 | 1.3163 | 1.7081 | 2.0595 | 2.4851 | 2.7874 |
| 26 | 0.6840 | 0.8557 | 1.3150 | 1.7056 | 2.0555 | 2.4786 | 2.7787 |
| 27 | 0.6837 | 0.8551 | 1.3137 | 1.7033 | 2.0518 | 2.4727 | 2.7707 |
| 28 | 0.6834 | 0.8546 | 1.3125 | 1.7011 | 2.0484 | 2.4671 | 2.7633 |
| 29 | 0.6830 | 0.8542 | 1.3114 | 1.6991 | 2.0452 | 2.4620 | 2.7564 |
| 30 | 0.6828 | 0.8538 | 1.3104 | 1.6973 | 2.0423 | 2.4573 | 2.7500 |
| 50 | 0.6794 | 0.8489 | 1.2987 | 1.6759 | 2.0086 | 2.4033 | 2.6778 |
| 100 | 0.6770 | 0.8452 | 1.2901 | 1.6602 | 1.9840 | 2.3642 | 2.6259 |
| 500 | 0.6750 | 0.8423 | 1.2832 | 1.6479 | 1.9647 | 2.3338 | 2.5857 |
| 10^3 | 0.6747 | 0.8420 | 1.2824 | 1.6464 | 1.9623 | 2.3301 | 2.5808 |
| 10^4 | 0.6745 | 0.8417 | 1.2816 | 1.6450 | 1.9602 | 2.3267 | 2.5763 |
| 10^{5} | 0.6745 | 0.8416 | 1.2816 | 1.6449 | 1.9600 | 2.3264 | 2.5759 |
| 10^{6} | 0.6745 | 0.8416 | 1.2816 | 1.6449 | 1.9600 | 2.3264 | 2.5758 |

Studenten der HSR \bigcirc Github: HSR-Stud 4. April 2020

10.5 Quantilen der χ^2 -Verteilung

| k = n - 1 | p = 0.01 | p = 0.05 | p = 0.1 | p = 0.25 | p = 0.5 | p = 0.75 | p = 0.9 | p = 0.95 | p = 0.99 |
|-----------|----------|----------|---------|----------|---------|----------|----------|----------|----------|
| 1 | 0.000 | 0.004 | 0.016 | 0.102 | 0.455 | 1.323 | 2.706 | 3.841 | 6.635 |
| 2 | 0.020 | 0.103 | 0.211 | 0.575 | 1.386 | 2.773 | 4.605 | 5.991 | 9.210 |
| 3 | 0.115 | 0.352 | 0.584 | 1.213 | 2.366 | 4.108 | 6.251 | 7.815 | 11.345 |
| 4 | 0.297 | 0.711 | 1.064 | 1.923 | 3.357 | 5.385 | 7.779 | 9.488 | 13.277 |
| 5 | 0.554 | 1.145 | 1.610 | 2.675 | 4.351 | 6.626 | 9.236 | 11.070 | 15.086 |
| 6 | 0.872 | 1.635 | 2.204 | 3.455 | 5.348 | 7.841 | 10.645 | 12.592 | 16.812 |
| 7 | 1.239 | 2.167 | 2.833 | 4.255 | 6.346 | 9.037 | 12.017 | 14.067 | 18.475 |
| 8 | 1.646 | 2.733 | 3.490 | 5.071 | 7.344 | 10.219 | 13.362 | 15.507 | 20.090 |
| 9 | 2.088 | 3.325 | 4.168 | 5.899 | 8.343 | 11.389 | 14.684 | 16.919 | 21.666 |
| 10 | 2.558 | 3.940 | 4.865 | 6.737 | 9.342 | 12.549 | 15.987 | 18.307 | 23.209 |
| 11 | 3.053 | 4.575 | 5.578 | 7.584 | 10.341 | 13.701 | 17.275 | 19.675 | 24.725 |
| 12 | 3.571 | 5.226 | 6.304 | 8.438 | 11.340 | 14.845 | 18.549 | 21.026 | 26.217 |
| 13 | 4.107 | 5.892 | 7.042 | 9.299 | 12.340 | 15.984 | 19.812 | 22.362 | 27.688 |
| 14 | 4.660 | 6.571 | 7.790 | 10.165 | 13.339 | 17.117 | 21.064 | 23.685 | 29.141 |
| 15 | 5.229 | 7.261 | 8.547 | 11.037 | 14.339 | 18.245 | 22.307 | 24.996 | 30.578 |
| 16 | 5.812 | 7.962 | 9.312 | 11.912 | 15.338 | 19.369 | 23.542 | 26.296 | 32.000 |
| 17 | 6.408 | 8.672 | 10.085 | 12.792 | 16.338 | 20.489 | 24.769 | 27.587 | 33.409 |
| 18 | 7.015 | 9.390 | 10.865 | 13.675 | 17.338 | 21.605 | 25.989 | 28.869 | 34.805 |
| 19 | 7.633 | 10.117 | 11.651 | 14.562 | 18.338 | 22.718 | 27.204 | 30.144 | 36.191 |
| 20 | 8.260 | 10.851 | 12.443 | 15.452 | 19.337 | 23.828 | 28.412 | 31.410 | 37.566 |
| 21 | 8.897 | 11.591 | 13.240 | 16.344 | 20.337 | 24.935 | 29.615 | 32.671 | 38.932 |
| 22 | 9.542 | 12.338 | 14.041 | 17.240 | 21.337 | 26.039 | 30.813 | 33.924 | 40.289 |
| 23 | 10.196 | 13.091 | 14.848 | 18.137 | 22.337 | 27.141 | 32.007 | 35.172 | 41.638 |
| 24 | 10.856 | 13.848 | 15.659 | 19.037 | 23.337 | 28.241 | 33.196 | 36.415 | 42.980 |
| 25 | 11.524 | 14.611 | 16.473 | 19.939 | 24.337 | 29.339 | 34.382 | 37.652 | 44.314 |
| 26 | 12.198 | 15.379 | 17.292 | 20.843 | 25.336 | 30.435 | 35.563 | 38.885 | 45.642 |
| 27 | 12.879 | 16.151 | 18.114 | 21.749 | 26.336 | 31.528 | 36.741 | 40.113 | 46.963 |
| 28 | 13.565 | 16.928 | 18.939 | 22.657 | 27.336 | 32.620 | 37.916 | 41.337 | 48.278 |
| 29 | 14.256 | 17.708 | 19.768 | 23.567 | 28.336 | 33.711 | 39.087 | 42.557 | 49.588 |
| 30 | 14.953 | 18.493 | 20.599 | 24.478 | 29.336 | 34.800 | 40.256 | 43.773 | 50.892 |
| 50 | 29.707 | 34.764 | 37.689 | 42.942 | 49.335 | 56.334 | 63.167 | 67.505 | 76.154 |
| 100 | 70.065 | 77.929 | 82.358 | 90.133 | 99.334 | 109.141 | 118.498 | 124.342 | 135.807 |
| 500 | 429.388 | 449.147 | 459.926 | 478.323 | 499.333 | 520.950 | 540.930 | 553.127 | 576.493 |
| 1000 | 898.912 | 927.594 | 943.133 | 969.484 | 999.333 | 1029.790 | 1057.724 | 1074.679 | 1106.969 |

Studenten der HSR \bigcirc Github: HSR-Stud 4. April 2020