Stochastik und Statistik

Jil Zerndt, Lucien Perret January 2025

Begriffe

Grundlegende Begriffe

- $\Omega = Grundgesamtheit$
- n = Anzahl Objekte
- X = Stichprobenwerte
- a = Ausprägungen
- h = Absolute Häufigkeit
- $f = \text{Relative H\"{a}ufigkeit}$
- H = Kumulative Absolute Häufigkeit
- F = Kumulative Relative Häufigkeit

Statistische Grundbegriffe

• Merkmalsträger/Statistische Einheiten: Objekte, an denen interessierende Grössen beobachtet werden

Qualitativ / Kategorie

- Grundgesamtheit: Alle statistischen Einheiten, über die Aussagen gewonnen werden sollen
- Vollerhebung: Eigenschaften werden bei jedem Individuum in der Grundgesamtheit erhoben
- Stichprobe: Untersuchte Teilmenge der Grundgesamtheit (repräsentativ)
- Merkmal: Interessierende Grösse, die an den Einheiten beobachtet wird

Merkmalstypen

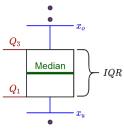
- Qualitativ/Kategoriell: Ausprägung und kein Ausmass (endlich viele Ausprägungen)
- **Nominal**: Reine Kategorisierung (z.B. Parteien bei Wahlen) - **Ordinal**: Ordnung vorhanden (z.B. Schulnoten)
- Quantitativ/Metrisch: Ausmass wird mit Zahlen angegeben
 - **Diskret**: Abzählbar viele Ausprägungen (z.B. Würfelwurf)
 - Stetig: Alle Ausprägungen in einem reellen Intervall (z.B. Länge)

Merkmalstypen - Praktische Beispiele

- Nominal: Geschlecht, Automarke, Blutgruppe
- Ordinal: Bildungsabschluss, Zufriedenheit (1-5), Kaufkraft (tief/mittel/hoch)
- Diskret metrisch: Anzahl Kinder, Würfelaugen, Stockwerke
- Stetig metrisch: Temperatur, Gewicht, Länge

Boxplot

- $Q_1, Q_2 = x_{\text{med}}, Q_3$ (Quartile)
- $IQR = Q_3 Q_1$ (Interquartilsabstand)
- Untere Antenne x_u : $u = \min \left[Q_1 - 1.5 \cdot IQR, Q_1 \right]$
- Obere Antenne x_0 : $o = \max \left[Q_3 + 1.5 \cdot IQR, Q_3 \right]$
- Ausreisser: $x_i < x_u \lor x_i > x_0$



Erstellen eines Boxplots

- 1. Berechne die Quartile Q_1 , Q_2 (Median) und Q_3
- 2. Bestimme den Interquartilsabstand IQR = $Q_3 Q_1$
- 3. Berechne die Grenzen für Ausreisser:
- Unter Grenze: $Q_1 1.5 \cdot IQR$
- Obere Grenze: $Q_3 + 1.5 \cdot IQR$
- 4. Zeichne Box mit:
 - Unterer Rand bei Q_1
 - Mittellinie bei Q_2
 - Oberer Rand bei Q_3
- 5. Zeichne Antennen bis zum:
 - Kleinsten Wert ≥ untere Grenze
 - Grössten Wert ≤ obere Grenze
- 6. Markiere alle Werte ausserhalb als Ausreisser

Boxplot - Praktisches Beispiel Gegeben sind folgende Messwerte: 2, 3, 5, 6, 7, 8, 9, 15, 50

- 1. Sortiere Werte: 2, 3, 5, 6, 7, 8, 9, 15, 50
- 2. Bestimme Quartile:
 - $Q_1 = 4 (25\%$ -Quantil)
 - $Q_2 = 7$ (Median)
 - $Q_3 = 12 (75\%$ -Quantil)
- 3. IQR = 12 4 = 8
- 4. Ausreisser-Grenzen:
 - Untere: $4 1.5 \cdot 8 = -8$
 - Obere: $12 + 1.5 \cdot 8 = 24$
- 5. 50 ist ein Ausreisser (> 24)

Häufigkeiten -

Häufigkeiten bei nicht-klassierten Daten

- Absolute Häufigkeit h_i : Anzahl Vorkommen des Wertes a_i
- Relative Häufigkeit f_i : $f_i = \frac{h_i}{n}$
- Kumulative absolute Häufigkeit H_i : $H_i = \sum_{j=1}^{i} h_j$
- Kumulative relative Häufigkeit F_i : $F_i = \sum_{j=1}^i f_j = \frac{H_i}{n}$

Häufigkeiten bei klassierten Daten Bei grossen Stichproben metrisch stetiger Merkmale werden die Werte in Klassen eingeteilt:

- Klassen sind aneinandergrenzende Intervalle
- Obere Intervallgrenzen gehören zum nächsten Intervall
- Relative Häufigkeit einer Klasse = Anzahl Werte in Klasse / Stichprobengrösse
- Relative Häufigkeitsdichte = Relative Häufigkeit / Klassenbreite

Klasseneinteilung Faustregeln:

- Klassen sollten gleich breit gewählt werden
- Anzahl Klassen zwischen 5 und 20
- Anzahl Klassen sollte \sqrt{n} nicht überschreiten Klassenbreite = $\frac{\text{Max Min}}{\text{Anzahl Klassen}}$

Häufigkeitsverteilung Noten einer Klasse: 3.5, 4.0, 4.0, 4.5, 4.5, 4.5, 5.0, 5.0, 5.5, 6.0

- n = 10 (Stichprobengrösse)
- Absolute Häufigkeiten: $h_{3.5} = 1$, $h_{4.0} = 2$, $h_{4.5} = 3$, $h_{5.0} = 2$, $h_{5.5} = 1, h_{6.0} = 1$
- Relative Häufigkeiten: $f_{3.5} = 0.1$, $f_{4.0} = 0.2$, $f_{4.5} = 0.3$, $f_{5.0} = 0.2, f_{5.5} = 0.1, f_{6.0} = 0.1$
- Kumulative absolute Häufigkeiten: $H_{3.5} = 1$, $H_{4.0} = 3$, $H_{4.5} = 6$, $H_{5.0} = 8, H_{5.5} = 9, H_{6.0} = 10$

Deskriptive Statistik

Bivariate Daten (Merkmale)

Bivariate Daten beschreiben zwei Merkmale desselben Merkmalsträgers. Die Darstellung hängt von den Merkmalstypen ab:

- 2x kategoriell → Kontingenztabelle + Mosaikplot
- 1x kategoriell + 1x metrisch → Boxplot oder Stripchart
- $2x \text{ metrisch} \rightarrow \text{Streudiagramm}$

Erstellen einer Kontingenztabelle

- 1. Identifiziere die Ausprägungen beider kategorieller Merkmale
- 2. Erstelle eine Tabelle mit:
 - Zeilen für Ausprägungen des ersten Merkmals
 - Spalten für Ausprägungen des zweiten Merkmals
- 3. Zähle die Häufigkeiten für jede Kombination
- 4. Füge Randsummen für Zeilen und Spalten hinzu
- 5. Optional: Berechne relative Häufigkeiten

Kontingenztabelle Studierende nach Studiengang und Geschlecht:

	Männlich	Weiblich	Total
Informatik	120	30	150
Wirtschaft	80	70	150
Total	200	100	300

Absolute Häufigkeiten

$$H = \sum_{i=1}^{n} h_i$$

H: Absolute Häufigkeit,

h_i: Einzelhäufigkeit der i-ten Beobachtung,

n: Anzahl der Beobachtungen.

Relative Häufigkeiten

$$F = \sum_{i=1}^{m} f_i, \quad F(x) = \frac{H(x)}{n}$$

F: Relative Häufigkeit.

f_i: Einzelrelative Häufigkeit der *i*-ten Beobachtung,

H(x): Absolute Häufigkeit eines Wertes x,

n: Anzahl der Beobachtungen.

Kennwerte (Lagemasse)

Berechnung von Lagekennwerten

- 1. Sortiere die Daten aufsteigend
- 2. Berechne den Mittelwert:
 - Summe aller Werte / Anzahl Werte
- 3. Bestimme den Median:
 - Bei ungerader Anzahl: mittlerer Wert
 - Bei gerader Anzahl: Mittelwert der beiden mittleren Werte
- 4. Finde den Modus (häufigster Wert)
- 5. Berechne die Quartile:
 - Q1: 25%-Quantil
 - Q2: Median (50%-Quantil)
 - Q3: 75%-Quantil

Quantil

$$i = \lceil n \cdot q \rceil, \quad Q = x_i = x_{\lceil n \cdot q \rceil}$$

i: Position des Quantils.

n: Anzahl der Beobachtungen,

q: Quantilswert (z. B. 0.25 für das erste Quartil).

 x_i : Beobachtung an Position i.

Interquartilsabstand

$$IQR = Q_3 - Q_1$$

IQR: Interquartilsabstand,

 Q_3 : Oberes Quartil (75. Perzentil),

 Q_1 : Unteres Quartil (25. Perzentil).

Berechnung von Quantilen Gegeben sei die Datenreihe: 2, 4, 4, 5, 7, 8, 9, 10

n = 8 Beobachtungen

Berechnung Q1 (25%-Quantil):

- $i = [8 \cdot 0.25] = [2] = 2$
- $Q1 = x_2 = 4$

Berechnung Q2 (Median):

- $n \text{ gerade} \rightarrow \text{Mittelwert von Position 4 und 5}$
- Q2 = (5+7)/2 = 6

Berechnung Q3 (75%-Quantil):

- $i = [8 \cdot 0.75] = [6] = 6$
- $Q3 = x_6 = 8$

Interquartilsabstand:

•
$$IQR = Q3 - Q1 = 8 - 4 = 4$$

Modus

$$x_{\text{mod}} = \text{H\"{a}ufigste Wert}$$

Arithmetisches Mittel

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i = \sum_{i=1}^{m} a_i \cdot f_i$$

- \bar{x} : Arithmetisches Mittel,
- n: Anzahl der Beobachtungen,
- x_i : Einzelbeobachtung,
- a_i : Klassenmitte,
- $f_i \colon \mathbf{Relative}$ Häufigkeit der Klasse i.

Median

$$\left\{ \begin{array}{c} x_{\left \lceil \frac{n+1}{2} \right \rceil} & n \text{ ungerade} \\ \\ 0.5 \cdot \left(x_{\left \lceil \frac{n}{2} \right \rceil} + x_{\left \lceil \frac{n}{2} + 1 \right \rceil} \right) & n \text{ gerade} \end{array} \right.$$

n: Anzahl der Beobachtungen.

 $x_{[k]}$: Beobachtung an der k-ten Position.

Vergleich der Lageparameter Gegeben seien folgende Datensätze:

- A: 2, 2, 3, 4, 4, 5, 8, 12
- B: 2, 4, 4, 4, 4, 4, 6, 8

Datensatz A:

- Mittelwert: $\bar{x}_A = 5$
- Median: $x_{med_A} = 4$
- Modus: $x_{mod_A} = 2,4$ (bimodal)

Datensatz B:

- Mittelwert: $\bar{x}_B = 4.5$
- Median: $x_{med_B} = 4$
- Modus: $x_{mod_B} = 4$

Vergleich zeigt:

- Mittelwert reagiert empfindlich auf Ausreißer (A)
- Median ist robuster gegen Ausreißer
- Modus zeigt Häufungen, kann mehrfach auftreten

Stichprobenvarianz s^2 (Streumasse)

$$s^{2} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \bar{x})^{2} = \overline{x^{2}} - \bar{x}^{2}, \quad (s_{kor})^{2} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_{i} - \bar{x})^{2}$$
$$(s_{kor})^{2} = \frac{n}{n-1} \cdot s^{2}$$

 s^2 : Stichprobenvarianz,

 $s_{\rm kor}^2$: Korrigierte Stichprobenvarianz,

- x_i : Einzelbeobachtung,
- \bar{x} : Arithmetisches Mittel,
- n: Anzahl der Beobachtungen.

Berechnung der Stichprobenvarianz

- 1. Berechne den Mittelwert \bar{x}
- 2. Für ieden Wert x_i :
- 2.1 Berechne Abweichung vom Mittelwert $(x_i \bar{x})$
- 2.2 Quadriere die Abweichung $(x_i \bar{x})^2$
- 3. Summiere alle quadrierten Abweichungen
- 4. Teile durch (n-1) für korrigierte Varianz
- 5. Alternative Berechnung:
- 5.1 Berechne $\overline{x^2}$ (Mittelwert der quadrierten Werte)
- 5.2 Berechne $(\bar{x})^2$ (Quadrat des Mittelwerts)
- 5.3 Varianz = $\overline{x^2} (\overline{x})^2$

Standardabweichung s (Streumasse)

$$s = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2} = \sqrt{\overline{x^2} - \bar{x}^2}, \quad s_{\text{kor}} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2}$$

s: Standardabweichung,

 s_{kor} : Korrigierte Standardabweichung,

- x_i : Einzelbeobachtung,
- \bar{x} : Arithmetisches Mittel, n: Anzahl der Beobachtungen.

Berechnung der Standardabweichung

Berechnung von Varianz und Standardabweichung Gegeben sei die Datenreihe: 2, 4, 4, 6, 9

Schritt 1: Mittelwert berechnen

$$\bar{x} = \frac{2+4+4+6+9}{5} = 5$$

Schritt 2: Abweichungen quadrieren

x_i	$(x_i - \bar{x})$	$(x_i - \bar{x})^2$
2	-3	9
4	-1	1
4	-1	1
6	1	1
9	4	16

Schritt 3: Varianz berechnen

$$s_{\text{kor}}^2 = \frac{9+1+1+1+16}{5-1} = \frac{28}{4} = 7$$

Schritt 4: Standardabweichung berechnen

$$s_{\rm kor} = \sqrt{7} \approx 2.65$$

Alternative Berechnung:

- $\overline{x^2} = \frac{4+16+16+36+81}{5} = 30.6$
- $(\bar{x})^2 = 5^2 = 25$
- $s^2 = 30.6 25 = 5.6$
- $s_{\text{kor}}^2 = \frac{5}{4} \cdot 5.6 = 7$

PDF + CDF -

Nicht klassierte Daten (PMF und CDF)

Die absolute Häufigkeit kann als Funktion $h:\mathbb{R}\to\mathbb{R}$ bezeichnet werden.

 h_i

h_i: Absolute Häufigkeit der i-ten Beobachtung.

Die relative Häufigkeit kann als Funktion $f:\mathbb{R}\to\mathbb{R}$ bezeichnet werden.

$$f_i = \frac{h_i}{n}$$

f_i: Relative Häufigkeit der i-ten Beobachtung,

 h_i : Absolute Häufigkeit der *i*-ten Beobachtung,

n: Anzahl der Beobachtungen.

Erstellen einer Häufigkeitsverteilung

- 1. Sammle alle verschiedenen Werte
- 2. Zähle absolute Häufigkeiten:
 - Wie oft kommt jeder Wert vor?
- 3. Berechne relative Häufigkeiten:
 - Teile jede absolute Häufigkeit durch n
- 4. Berechne kumulative Häufigkeiten:
 - Absolute: Summiere h_i von links nach rechts
 - Relative: Summiere f_i von links nach rechts

PMF und CDF für diskrete und stetige Daten -

Unterschied zwischen PMF und PDF

- PMF (Probability Mass Function):
 - Für diskrete Daten
 - Wahrscheinlichkeit für exakte Werte
 - Summe aller Wahrscheinlichkeiten = 1
- PDF (Probability Density Function):
 - Für stetige Daten
 - Fläche unter Kurve gibt Wahrscheinlichkeit
 - Integral über gesamten Bereich = 1

Diskrete Verteilungsfunktionen

Die absolute Häufigkeit kann als Funktion $h: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ bezeichnet werden:

$$h_i$$

Die relative Häufigkeit kann als Funktion $f: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ bezeichnet werden:

$$f_i = \frac{h_i}{n}$$

Diskrete Häufigkeitsverteilung

a_i	397	398	399	400	Total
h_i	1	3	7	5	16
f_i	$\frac{1}{16}$	$\frac{3}{16}$	$\frac{7}{16}$	$\frac{5}{16}$	1
H_i	1	4	11	16	
F_i	$\frac{1}{16}$	$\frac{4}{16}$	$\frac{11}{16}$	$\frac{16}{16}$	

Klassenbildung für stetige Daten

- 1. Bestimme Spannweite (Max Min)
- 2. Wähle Anzahl Klassen k:
 - $5 \le k \le 20$
 - $k \leq \sqrt{n}$
- 3. Berechne Klassenbreite:
 - $d = \frac{\text{Spannweite}}{d}$
 - Runde auf praktische Zahl
- 4. Bestimme Klassengrenzen:
 - Start bei Min oder praktischem Wert darunter
 - Ende bei Max oder praktischem Wert darüber
- 5. Zähle Häufigkeiten in jeder Klasse

Klassenbildung (Faustregeln)

- Die Klassen sollten gleich breit gewählt werden
- Die Anzahl der Klassen sollte zwischen 5 und 20 liegen, jedoch \sqrt{n} nicht überschreiben
- Klassengrenzen sollten 'runde' Zahlen sein
- Werte auf Klassengrenzen kommen in die obere Klasse

Stetige Verteilungsfunktionen

Die absolute Häufigkeitsdichtefunktion erhält man, indem der Wert der absoluten Häufigkeit h_i durch die Klassenbreite (Säulenbreite) d_i geteilt wird:

$$h(x) = \frac{h_i}{d_i}$$

Die relative Häufigkeitsdichtefunktion (PDF) $f: \mathbb{R} \to [0,1]$ erhält man aus der absoluten Häufigkeitsdichtefunktion, indem man den Wert durch die Stichprobengrösse n teilt:

$$PDF = f(x) = \frac{h(x)}{n}$$

Stetige Häufigkeitsverteilung

Klassen	[100,200)	[200,500)	[500,800)	[800,1000)	Total
h_i	35	182	317	84	618
f_i	$\frac{35}{618}$	$\frac{182}{618}$	$\frac{317}{618}$	$\frac{84}{618}$	Area =
d_i	100	300	300	200	
h(x)	$\frac{35}{100}$	$\frac{182}{300}$	$\frac{317}{300}$	$\frac{84}{200}$	
f(x)	$\frac{35}{100.618}$	$\frac{182}{300.618}$	$\frac{317}{300.618}$	$\frac{84}{200.618}$	

Berechnung von PDF und CDF für klassierte Daten

- 1. PDF Berechnung:
- 1.1 Bestimme für jede Klasse:
 - Absolute Häufigkeit h_i
 - Klassenbreite d_i
- 1.2 Berechne Häufigkeitsdichte:
 - $h(x) = \frac{h_i}{d}$
- 1.3 Berechne relative Häufigkeitsdichte:
 - $f(x) = \frac{h(x)}{n}$
- 2. CDF Berechnung:
- 2.1 Bestimme kumulative Häufigkeiten H_i
- 2.2 Teile durch Stichprobengröße:
 - $F(x) = \frac{H(x)}{x}$

Varianz und Kovarianz

Varianz s_x^2, s_y^2

$$(s_x)^2 = \overline{x^2} - \bar{x}^2, \quad (s_y)^2 = \overline{y^2} - \bar{y}^2$$

Kovarianz s_{xy} :

$$s_{xy} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}), \quad s_{xy} = \overline{xy} - \bar{x} \cdot \bar{y}$$

Berechnung der Kovarianz

- 1. Methode 1 (direkte Formel):
- 1.1 Berechne Mittelwerte \bar{x} und \bar{y}
- 1.2 Für jedes Paar (x_i, y_i) :
- Berechne $(x_i \bar{x})(y_i \bar{y})$ 1.3 Summiere alle Produkte
- 1.4 Teile durch n
- 2. Methode 2 (schnellere Berechnung):
- 2.1 Berechne \overline{xy} (Mittelwert der Produkte)
- 2.2 Berechne $\bar{x} \cdot \bar{y}$
- 2.3 Kovarianz = $\overline{xy} \overline{x} \cdot \overline{y}$

Berechnung von Kovarianz und Korrelation Gegeben seien die Wertepaare:

Schritt 1: Mittelwerte berechnen

$$\bar{x} = \frac{1+2+3+4}{4} = 2.5, \quad \bar{y} = \frac{2+4+5+8}{4} = 4.75$$

- **Schritt 2:** Kovarianz berechnen $\overline{xy} = \frac{2+8+15+32}{4} = 14.25$ $\overline{x} \cdot \overline{y} = 2.5 \cdot 4.75 = 11.875$
- $s_{xy} = 14.25 11.875 = 2.375$

Schritt 3: Korrelationskoeffizient berechnen

- $s_x^2 = \frac{1+4+9+16}{4} 2.5^2 = 1.25$
- $s_y^2 = \frac{4+16+25+64}{4} 4.75^2 = 5.6875$ $r_{xy} = \frac{2.375}{\sqrt{1.25} \cdot \sqrt{5.6875}} = 0.894$

Abkürzungen

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i$$
 (Mittelwert der x-Werte)

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} y_i$$
 (Mittelwert der y-Werte)

$$\overline{xy} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i \cdot y_i$$
 (Mittelwert der Produkte)

Rang-Varianz und Kovarianz

Varianz (Ränge) $(s_{ra(x)})^2, (s_{ra(y)})^2$:

$$(s_{rg(x)})^2 = \overline{rg(x)^2} - (\overline{rg(x)})^2, \quad (s_{rg(y)})^2 = \overline{rg(y)^2} - (\overline{rg(y)})^2$$

Kovarianz (Ränge) $s_{ra(xy)}$:

$$s_{rg(xy)} = \overline{rg(xy)} - \overline{rg(x)} \cdot \overline{rg(y)} = \overline{rg(xy)} - \frac{(n+1)^2}{4}$$

Rangberechnung und Bindungen

- 1. Sortiere die Werte aufsteigend
- 2. Weise Ränge zu:
 - Kleinster Wert: Rang 1
 - Zweitkleinster: Rang 2
 - usw.
- 3. Bei Bindungen (gleiche Werte):
- 3.1 Identifiziere gleiche Werte
- 3.2 Berechne Durchschnittsrang:

 Durchschnittsrang = $\frac{\text{Summe der Rangplätze}}{\text{Anzahl gebundener Werte}}$
- 3.3 Weise allen gleichen Werten diesen Rang zu

Rangberechnung mit Bindungen Gegeben sei die Datenreihe: 3, 7, 7, 4, 9, 7, 2

Schritt 1: Sortieren

Schritt 2: Ränge zuweisen

- 2: Rang 1
- 3: Rang 2
- 4: Rang 3
- 7: Durchschnittsrang $\frac{4+5+6}{3} = 5$
- 9: Rang 7

Schritt 3: Finale Rangzuordnung

Wert	3	7	7	4	9	7	2
Rang	2	5	5	3	7	5	1

Der Korrelationskoeffizient (Pearson) r_{xy}

$$r_{xy} = \frac{s_{xy}}{s_x \cdot s_y} = \frac{\overline{xy} - \overline{x} \cdot \overline{y}}{\sqrt{\overline{x^2} - \overline{x}^2} \cdot \sqrt{\overline{y^2} - \overline{y}^2}}$$

Ist der Korrelationskoeffizient r_{xy} :

- $r_{xy} \approx 1 \rightarrow \text{starker positiver linearer Zusammenhang}$
- $r_{xy} \approx -1 \rightarrow \text{starker negativer linearer Zusammenhang}$
- $r_{xy} \approx 0 \rightarrow \text{keine lineare Korrelation}$

Interpretation des Korrelationskoeffizienten Verschiedene Datensätze mit ieweils 20 (x, y)-Paaren:

Fall A: $r_{xy} = 0.95$

- Starker positiver linearer Zusammenhang
- y steigt fast proportional mit x
- Nur geringe Streuung um die Regressionsgerade

Fall B: $r_{xy} = -0.82$

- Starker negativer linearer Zusammenhang
- y sinkt mit steigendem x
- Moderate Streuung vorhanden

Fall C: $r_{xy} = 0.12$

- Kaum linearer Zusammenhang
- Starke Streuung der Punkte
- Möglicherweise nichtlinearer Zusammenhang

Prüfung auf Scheinkorrelation

- 1. Betrachte die Datenpunkte im Streudiagramm:
 - Gibt es Ausreißer?
 - Ist der Zusammenhang wirklich linear?
- 2. Überlege fachlich:
 - Gibt es plausible Kausalität?
 - Könnte ein drittes Merkmal beide beeinflussen?
- 3. Prüfe Teilstichproben:
 - Bleibt Korrelation in Untergruppen bestehen?
 - Ändert sich die Stärke deutlich?
- 4. Bei Zweifeln:
 - Spearman-Korrelation prüfen
 - Weitere Merkmale einbeziehen
 - Fachexperten konsultieren

Bemerkungen

Auch wenn zwischen zwei Grössen eine Korrelation besteht, so muss das noch lange nicht einen kausalen Zusammenhang bedeuten. Man spricht von Scheinkorrelation wenn:

- Ein drittes Merkmal beide beeinflusst
- Der Zusammenhang zufällig ist
- Ausreißer das Ergebnis verzerren
- · Ein nichtlinearer Zusammenhang vorliegt

Deskriptive Statistik Multivarianz

Graphische Darstellung

- Form linear / gekrümmt
 - Linear: Punkte streuen um Gerade
 - Gekrümmt: Systematische Abweichung von Gerade
- positiver / negativer Zusammenhang • Richtung
- Positiv: y steigt mit x
- Negativ: y fällt mit steigendem x
- Stärke starke / schwache Streuung
 - Stark: Punkte nahe an Linie/Kurve
 - Schwach: Große Streuung um Trend

Korrelationskoeffizient (Spearman) r_{sp}

$$r_{sp} = \frac{s_{rg(xy)}}{s_{rg(x)} \cdot s_{rg(y)}} = \frac{\overline{rg(xy)} - \overline{rg(x)} \cdot \overline{rg(y)}}{\sqrt{\overline{rg(x)^2} - (\overline{rg(x)})^2} \cdot \sqrt{\overline{rg(y)^2} - (\overline{rg(y)})^2}}$$

Vereinfachte Formel, sofern alle Ränge unterschiedlich sind:

$$r_{sp} = 1 - \frac{6 \cdot \sum_{i=1}^{n} d_i^2}{n \cdot (n^2 - 1)}, \text{ mit } d_i = rg(x_i) - rg(y_i)$$

Der Rang $rq(x_i)$ des Stichprobenwertes x_i ist definiert als der Index von x_i in der nach der Grösse geordneten Stichprobe.

i	1	2	3	4	5	6
x_i	23	27	35	35	42	59
$rq(x_i)$	1	2	3.5	3.5	5	6

Berechnung des Spearman-Korrelationskoeffizienten

- 1. Weise beiden Merkmalen Ränge zu:
 - Sortiere x-Werte, vergebe Ränge

 - Sortiere v-Werte, vergebe Ränge
 - Bei Bindungen: Durchschnittsränge
- 2. Falls keine Bindungen vorhanden:
- 2.1 Berechne Rangdifferenzen d_i
- 2.2 Quadriere Differenzen d_{\cdot}^2
- 2.3 Summiere quadrierte Differenzen
- 2.4 Verwende Formel: $r_{sp} = 1 \frac{6\sum_{i} d_i^2}{n(n^2-1)}$
- 3. Bei Bindungen:
- 3.1 Berechne Rangmittelwerte
- 3.2 Berechne Rangvarianzen und -kovarianz
- 3.3 Verwende allgemeine Formel

Vergleich Pearson und Spearman Gegeben seien die Wertepaare:

Pearson-Korrelation:

- Zeigt starken linearen Zusammenhang
- $r_{xy} = 0.975$

Spearman-Korrelation:

- Perfekter monotoner Zusammenhang
- $r_{sp} = 1.000$

Vergleich:

- Pearson erfasst nur linearen Zusammenhang
- Spearman erfasst jeden monotonen Zusammenhang
- Hier: Quadratischer Zusammenhang
- Spearman robuster gegen Ausreißer

Wahl des Korrelationskoeffizienten

- Pearson verwenden wenn:
 - Linearer Zusammenhang vermutet
 - Keine/wenige Ausreißer
 - Metrische Daten
- Spearman verwenden wenn:
- Nichtlinearer monotoner Zusammenhang
- Ausreißer vorhanden
- Ordinale Daten
- Robustheit wichtig

Kombinatorik

Grundlegende Methoden -

Fakultät Die Fakultät n! ist für eine natürliche Zahl n rekursiv definiert:

$$n! = n \cdot (n-1)!$$
 mit $0! = 1$

$$n! = 1 \cdot 2 \cdot \ldots \cdot n = \prod_{i=1}^{n} k_i$$

n = Die positive ganze Zahl, für die die Fakultät berechnet wird k = Laufvariable in der Produktnotation

 \prod = Produkt aller Terme von k = 1 bis n

Binomialkoeffizient Der Binomialkoeffizient $\binom{n}{k}$ ist für natürliche Zahlen $0 \le k \le n$ definiert als:

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

Wie viele Möglichkeiten gibt es k Objekte aus einer Gesamtheit von n Objekten auszuwählen.

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

n = Gesamtanzahl der Objekte in der Menge

k = Anzahl der auszuwählenden Objekte

n! = Fakultät von n

(n-k)! = Fakultät von (n-k)

k! = Fakultät von k

Fakultät Die Fakultät einer natürlichen Zahl n ist definiert als das Produkt aller positiven ganzen Zahlen bis zu dieser Zahl:

$$n! = 1 \cdot 2 \cdot \ldots \cdot n = \prod_{k=1}^{n} k$$

mit 0! = 1 als Definitionsvereinbarung

Parameter:

- n = Die positive ganze Zahl, für die die Fakultät berechnet wird
- k = Laufvariable in der Produktnotation
- \prod = Produkt aller Terme von k = 1 bis n

Berechnung von Fakultäten 1. Prüfe Spezialfälle:

- 0! = 1 (Definition)
- 1! = 1
- 2. Für n > 1:
- Schreibe alle Zahlen von 1 bis n auf
- Multipliziere der Reihe nach
- Alternative: Nutze rekursive Definition $n! = n \cdot (n-1)!$

Binomialkoeffizient Der Binomialkoeffizient $\binom{n}{k}$ gibt an, wie viele Möglichkeiten es gibt, k Objekte aus einer Gesamtheit von n Objekten auszuwählen:

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

Parameter:

- n = Gesamtanzahl der Objekte in der Menge
- $k = \text{Anzahl der auszuwählenden Objekte } (0 \le k \le n)$
- n! = Fakultät von n
- (n-k)! = Fakultät von (n-k)
- k! = Fakultät von k

Wichtige Eigenschaften:

- $\binom{n}{0} = \binom{n}{n} = 1$
- $\binom{n}{k} = \binom{n}{n-k}$ (Symmetrie)
- $\binom{n+1}{k} = \binom{n}{k-1} + \binom{n}{k}$ (Pascal'sche Rekursion)

Systematik

Grundbegriffe der Kombinatorik

Variation (m	it Reihenfolge)	Kombination (ohne Reihenfolge)		
Mit Wiederholung Ohne Wiederholung		Mit Wiederholung	Ohne Wiederholung	
n^k	$\frac{n!}{(n-k)!}$	$\binom{n+k-1}{k}$	$\binom{n}{k}$	
Zahlenschloss Schwimmwettkampf		Zahnarzt	Lotto	

Entscheidungsweg für kombinatorische Probleme 1. Bestimme die relevanten Parameter

- n: Wie viele Objekte gibt es insgesamt?
- k: Wie viele Objekte sollen ausgewählt werden?
- 2. Prüfe die Reihenfolge
- Spielt die Reihenfolge eine Rolle? \rightarrow Variation
- Ist nur die Auswahl wichtig? → Kombination
- 3. Prüfe Wiederholungen
- Können Objekte mehrfach gewählt werden? → Mit Wiederholung
- Darf jedes Objekt nur einmal vorkommen? \rightarrow Ohne Wiederholung
- 4. Wähle die passende Formel
- Variation mit Wiederholung: n^k
- Variation ohne Wiederholung: $\frac{n!}{(n-k)!}$
- Kombination mit Wiederholung: $\binom{n+k-1}{k}$
- Kombination ohne Wiederholung: $\binom{n}{k}$

Systematik der Kombinatorik

- Variation mit Wiederholung: n^k
- Variation ohne Wiederholung: $\frac{n!}{(n-k)!}$
- Kombination mit Wiederholung: $\binom{n+k-1}{k}$
- Kombination ohne Wiederholung: $\binom{n}{k}$

Entscheidungsbaum für Kombinatorik 1. Spielt die Reihenfolge eine Rolle? - Ja: Variation - Nein: Kombination 2. Sind Wiederholungen erlaubt? - Ja: Mit Wiederholung - Nein: Ohne Wiederholung 3. Formel auswählen:

- Variation mit Wiederholung: n^k
- Variation ohne Wiederholung: $\frac{n!}{(n-k)!}$
- Kombination mit Wiederholung: $\binom{n+k-1}{k}$
- Kombination ohne Wiederholung: $\binom{n}{k}$

Zahlenschloss Ein Zahlenschloss hat 6 Stellen, jede mit Ziffern 0-9.

- Reihenfolge wichtig? Ja (Variation)
- Wiederholungen erlaubt? Ja
- Formel: $n^k = 10^6$ mögliche Kombinationen

Lotto 6 aus 49 ziehen:

- Reihenfolge wichtig? Nein (Kombination)
- Wiederholungen erlaubt? Nein
- Formel: $\binom{49}{6} = \frac{49!}{6!(49-6)!}$ mögliche Kombinationen

Zahnarztproblem 3 Spielzeuge aus 5 Töpfen ziehen:

- Reihenfolge wichtig? Nein (Kombination)
- Wiederholungen erlaubt? Ja
- Formel: $\binom{5+3-1}{3} = \binom{7}{3}$ mögliche Kombinationen

Lösungsstrategie für Kombinatorik-Aufgaben 1. Analysiere die Aufgabe - Was wird gezählt? - Welche Einschränkungen gibt es? 2. Identifiziere die Art - Reihenfolge wichtig? - Wiederholungen erlaubt? 3. Wähle die passende Formel 4. Setze die Zahlen ein 5. Berechne das Ergebnis

Komplexeres Beispiel: Mannschaftsauswahl In einer Klasse von 20 Studierenden sollen:

- Eine 11er Fußballmannschaft gebildet werden
- Mit genau 6 Frauen und 5 Männern
- Es gibt 8 Frauen und 12 Männer in der Klasse

Lösung: 1. Wähle 6 aus 8 Frauen: $\binom{8}{6}$ 2. Wähle 5 aus 12 Männern: $\binom{12}{5}$

3. Multipliziere: $\binom{8}{6} \cdot \binom{12}{5} = 22{,}176$ Möglichkeiten

Schritte zur Berechnung von Binomialkoeffizienten 1. Prüfe Grundfälle - $\binom{n}{0} = 1$ - $\binom{n}{n} = 1$ - $\binom{n}{1} = n$ 2. Nutze Symmetrie - $\binom{n}{k} = \binom{n}{n-k}$ 3. Pascal'sches Dreieck - $\binom{n+1}{k} = \binom{n}{k-1} + \binom{n}{k}$ 4.

Direkte Berechnung - $\binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$

Kombinatorik

Variation mit Wiederholung (Zahlenschloss) **Aufgabe:** Wie viele Möglichkeiten gibt es bei einem Zahlenschloss (0-9) mit 6 Zahlenkränzen? **Lösung:**

- n = 10 (Ziffern 0-9)
- k = 6 (Stellen)
- Reihenfolge wichtig: Ja (123456 \neq 654321)
- Wiederholungen erlaubt: Ja (11111 ist möglich)
- Formel: $n^k = 10^6 = 1\,000\,000$ mögliche Kombinationen

Variation ohne Wiederholung (Schwimmwettkampf) **Aufgabe:** Bei einem Schwimmwettkampf starten 10 Teilnehmer. Wie viele mögliche Platzierungen der ersten drei Plätze (Podest) gibt es? **Lösung:**

- n = 10 (Teilnehmer)
- k = 3 (Podestplätze)
- Reihenfolge wichtig: Ja (1., 2., 3. Platz unterschiedlich)
- Wiederholungen erlaubt: Nein (niemand kann mehrere Plätze belegen)
- Formel: $\frac{n!}{(n-k)!} = \frac{10!}{7!} = 720$ mögliche Platzierungen

Kombination mit Wiederholung (Zahnarzt) **Aufgabe:** 3 Spielzeuge werden aus 5 Töpfen gezogen. Jeder Topf ist mit einer (unterschiedlichen) Art von Spielzeug befüllt. Wie viele Möglichkeiten hat das Kind? **Lösung:**

- n = 5 (Arten von Spielzeug)
- k = 3 (zu wählende Spielzeuge)
- Reihenfolge wichtig: Nein (nur Anzahl pro Art relevant)
- Wiederholungen erlaubt: Ja (mehrere Spielzeuge gleicher Art möglich)
- Formel: $\binom{n+k-1}{k} = \binom{7}{3} = 35$ Möglichkeiten

Kombination ohne Wiederholung (Lotto) **Aufgabe:** Wie gross sind die Chancen beim Lotto 6 aus 49 Zahlen richtig zu ziehen? **Lösung:**

- n = 49 (Zahlen insgesamt)
- k = 6 (zu wählende Zahlen)
- Reihenfolge wichtig: Nein (nur Auswahl relevant)
- Wiederholungen erlaubt: Nein (jede Zahl nur einmal)
- Formel: $\binom{49}{6} = 13\,983\,816$ Möglichkeiten
- Gewinnwahrscheinlichkeit: $\frac{1}{13\,983\,816} \approx 0.0000000715$

Komplexeres Beispiel: Passwörter Aufgabe: Ein Passwort muss bestehen aus:

- Genau 8 Zeichen
- Mindestens ein Großbuchstabe (26 mögliche)
- Mindestens eine Ziffer (10 mögliche)
- Kleine Buchstaben erlaubt (26 mögliche)

Lösung: 1. Gesamtzahl aller möglichen 8-stelligen Passwörter mit den Zeichen:

- n = 26 + 26 + 10 = 62 Zeichen
- Variation mit Wiederholung: 62⁸
- 2. Abziehen der ungültigen Kombinationen:
- Ohne Großbuchstaben: (36)⁸
- Ohne Ziffern: $(52)^8$
- Ohne beide: (26)⁸
- 3. Nach dem Inklusions-Exclusions-Prinzip:

Gültige Passwörter =
$$62^8 - 36^8 - 52^8 + 26^8$$

Lösen komplexer kombinatorischer Probleme 1. Problem zerlegen

- Teile das Problem in unabhängige Teilprobleme
- Identifiziere abhängige Entscheidungen

2. Für jedes Teilproblem

- Bestimme n und k
- Prüfe Reihenfolge und Wiederholung
- Wähle passende Formel

3. Kombiniere Teillösungen

- Unabhängige Ereignisse: Multipliziere
- Sich ausschließende Ereignisse: Addiere
- Prüfe Überlappungen (Inklusions-Exclusions)

Variation mit Wiederholung (Zahlenschloss)

Wie viele Möglichkeiten gibt es bei einem Zahlenschloss (0-9) mit 6 Zahlenkränzen?

$$n = 10, \quad k = 6$$
$$n^k = 10^6$$

Variation ohne Wiederholung (Schimmwettkampf)

Bei einem Schwimmwettkampf starten 10 Teilnehmer. Wie viele mögliche Platzierungen der ersten drei Plätze (Podest) gibt es?

$$n = 10, \quad k = 3$$

$$\frac{n!}{(n-k)!} = \frac{10!}{(10-3)!} = \frac{10!}{7!}$$

Kombination mit Wiederholung (Zahnarzt)

3 Spielzeuge werden aus 5 Töpfen gezogen. Jeder Topf ist mit einer (unterschiedlichen) Art von Spielzeug befüllt.

Wie viele Möglichkeiten hat das Kind?

$$n = 5, \quad k = 3$$
$$\binom{n+k-1}{k} = \binom{5+3-1}{3} = \binom{7}{3}$$

Kombination ohne Wiederholung (Lotto)

Wie gross sind die Chancen beim Lotto 6 aus 49 Zahlen richtig zu ziehen? Jede Zahl ist nur einmal vorhanden und die Zahlen werden nicht zurückgelegt. Die Reihenfolge in der gezogen wird spielt keine Rolle.

$$n = 49, \quad k = 6$$
$$\binom{n}{k} = \binom{49}{6}$$

Wahrscheinlichkeitsrechnung

Grundlagen

Grundlegende Strategien

- Aufteilung in Kombinationen: Komplexe Probleme in einfachere Teilprobleme zerlegen
- Berechnung über Inverse: Manchmal ist es einfacher, die Gegenwahrscheinlichkeit zu berechnen
- Prozentrechnung: Wahrscheinlichkeit / Gesamt-Wahrscheinlichkeit · 100%
- Vierfeldertafel: Zur Übersicht bei zwei binären Merkmalen

Grundschritte der Wahrscheinlichkeitsberechnung 1. Ergebnisraum identifizieren

- Alle möglichen Ergebnisse auflisten
- Prüfen, ob es sich um einen Laplace-Raum handelt
- 2. Ereignis präzisieren
- Exakte mathematische Beschreibung des gesuchten Ereignisses
- Zerlegung in Teilmengen falls nötig
- 3. Berechnungsstrategie wählen
- Direkte Berechnung: $P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|}$
- Über Gegenereignis: $P(A) = 1 P(\bar{A})$
- Über bedingte Wahrscheinlichkeit falls abhängig
- 4. Berechnung durchführen
- Kombinatorische Formeln anwenden
- Zwischenergebnisse notieren
- Probe durch Plausibilitätskontrolle

Wahrscheinlichkeit bei Rommé

Beim Rommé spielt man mit **110 Karten: sechs** davon sind **Joker**. Zu Beginn eines Spiels erhält jeder Spieler genau **12 Karten**.

In wieviel Prozent aller möglichen Fälle sind darunter **genau zwei** Joker?

$$\frac{\binom{6}{2} \cdot \binom{104}{10}}{\binom{110}{12}}$$

In wieviel Prozent aller möglichen Fälle ist darunter $\mathbf{mindestens}$ e
in Joker?

$$1 - \frac{\binom{104}{12}}{\binom{110}{12}}$$

Geschwister und Geburtsmonat

Sind in mehr als 60% aller Fälle von vier (nicht gleichaltrigen) Geschwistern mindestens zwei im gleichen Monat geboren?

$$1 - \frac{12 \cdot 11 \cdot 10 \cdot 1}{12^4}$$

Anordnung von Büchern

Auf wie viele Arten lassen sich 10 Bücher in ein Regal reihen?

$$n = 10, \quad k = 10$$

$$\frac{n!}{(n-k)!} = 10!$$

Glühbirnen auswählen

Von 100 Glühbirnen sind genau drei defekt. Es werden nun 6 Glühbirnen zufällig ausgewählt.

Wie viele Möglichkeiten gibt es, wenn sich **mindestens eine defekte** Glühbirne in der Auswahl befinden soll?

$$\binom{100}{6} - \binom{97}{6} = 203'880'032$$

Mit wie viel Prozent Chancen ist bei einer Auswahl von 6 Glühbirnen keine defekt?

$$\frac{\binom{97}{6}}{\binom{100}{6}}$$

Buchstabenkombinationen

Wie viele Worte lassen sich aus den Buchstaben des Wortes ABRA-KADABRA bilden? (Nur Worte in denen alle Buchstaben vorkommen!) A = 5x, B = 2x, R = 2x, D = 1x, K = 1x

$$\binom{11}{5} \cdot \binom{6}{2} \cdot \binom{4}{2} \cdot \binom{2}{1} \cdot \binom{1}{1} = 83160$$

Wahrscheinlichkeitstheorie -

Ergebnisraum und Laplace-Raum Der Ergebnisraum Ω ist die Menge aller möglichen Ergebnisse des Zufallsexperiments. Die **Zähldichte** $\rho:\Omega\to[0,1]$ ordnet jedem Ereignis seine Wahrscheinlichkeit zu.

Für einen **Laplace-Raum** (Ω, P) gilt:

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

Parameter:

- $\Omega = \text{Ergebnisraum}$ (Menge aller möglichen Ergebnisse)
- P(M) = Wahrscheinlichkeit des Ereignisses M
- |M| = Anzahl der für M günstigen Ergebnisse
- $|\Omega|$ = Anzahl aller möglichen Ergebnisse

Wahrschinlichkeits Ausdrücke

- P(A) = Wahrscheinlichkeit von Ereignis A
- P(B) = Wahrscheinlichkeit von Ereignis B
- $P(\bar{A}) = \text{Wahrscheinlichkeit des Gegenereignisses von } A$
- P(B|A) = Wahrscheinlichkeit von B unter der Bedingung dass A eingetreten ist
- P(B|A
) = Wahrscheinlichkeit von B unter der Bedingung dass A nicht eingetreten ist
- $P(A \cap B)$ = Wahrscheinlichkeit dass beide Ereignisse eintreten
- $P(A \cup B) =$ Wahrscheinlichkeit dass mindestens eines der Ereignisse eintritt

Stochastische Unabhängigkeit

Zwei Ereignisse A und B heissen stochastisch unabhängig, falls:

$$P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$$

Zwei Zufallsvariablen $X:\Omega\to\mathbb{R}$ und $Y:\Omega\to\mathbb{R}$ heissen stochastisch unabhängig, falls:

$$P(X = x, Y = y) = P(X = x) \cdot P(Y = y)$$
, für alle $x, y \in \mathbb{R}$

P(X = x, Y = y) = Wahrscheinlichkeit dass X den Wert x und Yden Wert y annimmt

P(X = x) = Wahrscheinlichkeit dass X den Wert x annimmtP(Y = y) = Wahrscheinlichkeit dass Y den Wert y annimmt

Wahrscheinlichkeitsregeln

- Additionssatz: $P(A \cup B) = P(A) + P(B) P(A \cap B)$
- Komplementärregel: $P(\bar{A}) = 1 P(A)$
- Multiplikationssatz: $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B|A) = P(B)$ P(A|B)
- Totale Wahrscheinlichkeit: $P(B) = P(A) \cdot P(B|A) + P(\bar{A})$
- Satz von Bayes: $P(A|B) = \frac{P(A) \cdot P(B|A)}{P(B)}$
- Bedingte Wahrscheinlichkeit: $P(B|A) = \frac{P(B \cap A)}{P(A)}$
- Stochastische Unabhängigkeit: $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$
- Stochastische Unabhängigkeit (Zufallsvariablen): P(X = $x, Y = y) = P(X = x) \cdot P(Y = y)$

Kartenspiel: Rommé Aufgabe: Beim Rommé spielt man mit 110 Karten, davon sind 6 Joker. Jeder Spieler erhält 12 Karten.

Teil 1: Berechne die Wahrscheinlichkeit für genau zwei Joker.

- Ergebnisraum: Alle möglichen 12-Karten-Hände: $|\Omega| = \binom{110}{12}$
- Günstige Ereignisse:
 - -2 Joker aus 6: $\binom{6}{2}$
 - 10 Nicht-Joker aus 104: $\binom{104}{10}$
- Berechnung: $P(2 \text{ Joker}) = \frac{\binom{6}{2} \cdot \binom{104}{10}}{\binom{110}{10}}$

Teil 2: Berechne die Wahrscheinlichkeit für mindestens einen Joker.

- Strategie: Berechnung über Gegenereignis (kein Joker)
- Berechnung: $P(\text{mind. 1 Joker}) = 1 \frac{\binom{104}{12}}{\binom{110}{12}}$

Glühbirnen-Problem Aufgabe: Von 100 Glühbirnen sind 3 defekt. Es werden 6 zufällig ausgewählt.

Teil 1: Anzahl Möglichkeiten mit mindestens einer defekten Glühbirne.

- Gesamtmöglichkeiten: $\binom{100}{6}$
- Gegenereignis: Keine defekte = $\binom{97}{6}$
- Lösung: $\binom{100}{6} \binom{97}{6} = 203'880'032$

Teil 2: Wahrscheinlichkeit für keine defekte Glühbirne.

$$P(\text{keine defekt}) = \frac{\binom{97}{6}}{\binom{100}{6}}$$

Problemlösung mit Gegenereignis 1. Prüfe, ob Gegenereignis einfacher ist

- Original: "Mindestens eine...öder "Mehr als..."
- Gegenereignis: "Keine...öder "Höchstens..."
- 2. Berechne Wahrscheinlichkeit des Gegenereignis
- Oft einfacher zu zählen
- Weniger Fälle zu berücksichtigen
- 3. Wende Komplementärregel an
- $P(A) = 1 P(\bar{A})$
- Überprüfe Plausibilität des Ergebnisses

Bedingte Wahrscheinlichkeit -

Bedingte Wahrscheinlichkeit Die bedingte Wahrscheinlichkeit von B unter der Bedingung A ist:

$$P(B|A) = \frac{P(B \cap A)}{P(A)}$$

Parameter:

• $P(B \cap A) = \text{Wahrscheinlichkeit des Durchschnitts }??$

Multiplikationssatz

$$P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B|A) = P(B) \cdot P(A|B)$$

Anwendung:

- Berechnung von Schnittwahrscheinlichkeiten
- Prüfung auf stochastische Unabhängigkeit
- Zerlegung von mehrstufigen Experimenten

Erstellen einer Vierfeldertafel 1. Aufbau der Tabelle

- Zeilen: Erstes Merkmal (A und nicht A)
- Spalten: Zweites Merkmal (B und nicht B)
- Randwahrscheinlichkeiten notieren

2. Eintragen der Wahrscheinlichkeiten

- Schnittwahrscheinlichkeiten in die Felder
- Zeilensummen = P(A) bzw. P(nicht A)
- Spaltensummen = P(B) bzw. P(nicht B)
- 3. Berechnung bedingter Wahrscheinlichkeiten
- $P(B|A) = \frac{\widetilde{P}(A \cap B)}{2}$
- $P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$

Medizinischer Test Aufgabe: Ein Test auf eine Krankheit hat folgende Eigenschaften:

- 1% der Bevölkerung hat die Krankheit
- Test ist bei Kranken zu 98% positiv
- Test ist bei Gesunden zu 95% negativ

Lösung mit Vierfeldertafel:

	Test +	Test -	Summe
Krank	0.0098	0.0002	0.01
Gesund	0.0495	0.9405	0.99
Summe	0.0593	0.9407	1

Berechnung: Wahrscheinlichkeit krank bei positivem Test:

$$P(\text{krank}|\text{positiv}) = \frac{0.0098}{0.0593} \approx 0.165 = 16.5\%$$

Spezielle Sätze -

Satz von der Totalen Wahrscheinlichkeit

$$P(B) = P(A) \cdot P(B|A) + P(\bar{A}) \cdot P(B|\bar{A})$$

Anwendung:

- Berechnung von P(B) durch Fallunterscheidung
- Basis für den Satz von Bayes
- Wichtig bei Entscheidungsbäumen

Anwendung des Satzes der totalen Wahrscheinlichkeit

Satz von Baves

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

Anwendung:

- Umkehrung bedingter Wahrscheinlichkeiten
- Aktualisierung von Wahrscheinlichkeiten
- Diagnostische Tests

Anwendung des Satzes von Bayes 1. Identifiziere die bekannten Größen

- A priori Wahrscheinlichkeit P(A)
- Bedingte Wahrscheinlichkeit P(B|A)
- Totale Wahrscheinlichkeit P(B)
- 2. Berechne P(B) falls nötig
- Nutze Satz der totalen Wahrscheinlichkeit
- $P(B) = P(A) \cdot P(B|A) + P(\bar{A}) \cdot P(B|\bar{A})$
- 3. Berechne P(A|B)
- Setze in Bayes-Formel ein
- Interpretiere das Ergebnis

Qualitätskontrolle Aufgabe: Eine Maschine produziert Teile.

- 95% der Teile sind fehlerfrei
- Ein Test erkennt fehlerhafte Teile zu 98%
- Der Test klassifiziert 3% der guten Teile falsch

Gesucht: Wahrscheinlichkeit für tatsächlich fehlerhaftes Teil bei positivem Test

Lösung:

- P(F) = 0.05 (fehlerhaft)
- P(T|F) = 0.98 (Test positiv wenn fehlerhaft)
- $P(T|\neg F) = 0.03$ (Test positiv wenn gut)
- $P(T) = 0.05 \cdot 0.98 + 0.95 \cdot 0.03 = 0.0775$ $P(F|T) = \frac{0.05 \cdot 0.98}{0.0775} \approx 0.632 = 63.2\%$

Erwartungswert und Varianz -

Kenngrössen von Zufallsvariablen Wichtige Eigenschaften:

- Erwartungswert: E(X+Y) = E(X) + E(Y), $E(\alpha X) = \alpha E(X)$
- Varianz: $V(X) = E(X^2) E(X)^2$
- Standardabweichung: $S(X) = \sqrt{V(X)}$
- Lineare Transformation: $V(\alpha X + \beta) = \alpha^2 \cdot V(X)$

Kenngrössen (Varianz und Erwartungswert)

$$E(X + Y) = E(X) + E(Y), \quad E(\alpha X) = \alpha E(X)$$

$$V(X) = E(X^{2}) - E(X)^{2} = \left[\sum_{x \in \mathbb{R}} P(X = x) \cdot x^{2} \right] - E(X)^{2}$$

$$V(\alpha X + \beta) = \alpha^2 \cdot V(X), \quad S(X) = \sqrt{V(X)}$$

E(X) = Erwartungswert der Zufallsvariable X

V(X) = Varianz der Zufallsvariable X

S(X) = Standardabweichung der Zufallsvariable X

 $\alpha, \beta = \text{Konstanten}$

P(X = x) = Wahrscheinlichkeit, dass X den Wert x annimmt $\sum_{x \in \mathbb{R}}$ = Summe über alle möglichen Werte von x in den reellen

Verteilungen und Erwartungswerte

Für diskrete Verteilungen:

$$E(X) = \sum_{x \in \mathbb{R}} f(x) \cdot x$$
$$V(X) = \sum_{x \in \mathbb{R}} f(x) \cdot (x - E(X))^2$$

E(X) = Erwartungswert der Zufallsvariable X

V(X) = Varianz der Zufallsvariable X

f(x) = Wahrscheinlichkeitsfunktion

x = Mögliche Werte der Zufallsvariable

Für stetige Verteilungen:

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \cdot x dx$$

$$V(X) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \cdot (x - E(X))^2 dx$$

E(X) = Erwartungswert der Zufallsvariable X

V(X) = Varianz der Zufallsvariable X

f(x) = Dichtefunktion

x = Mögliche Werte der Zufallsvariable

Berechnung von Erwartungswert und Varianz 1. Erwartungswert bestimmen

- Diskret: $E(X) = \sum_{x} x \cdot P(X = x)$ Stetig: $E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x) dx$
- 2. Varianz berechnen (2 Methoden)
- Direkte Methode: $V(X) = \sum_{x} (x E(X))^2 \cdot P(X = x)$
- Verschiebungssatz: $V(X) = E(X^2) (E(X))^2$
- 3. Bei Standardabweichung
- Wurzel aus Varianz ziehen
- Einheit beachten (gleich wie Ursprungsdaten)

Erwartungswert bei Würfelspiel Aufgabe: Bei einem Würfelspiel gewinnt man:

- Bei 6: 5€
- Bei 5: 2€
- Bei 1-4: verliert man 1€

- 1. Wahrscheinlichkeiten und Werte aufstellen:
 - $P(X = 5 \in) = 1/6$
 - $P(X = 2 \in) = 1/6$
 - $P(X = -1 \in) = 4/6$
- 2. Erwartungswert berechnen:

$$E(X) = 5 \cdot \frac{1}{6} + 2 \cdot \frac{1}{6} + (-1) \cdot \frac{4}{6} = \frac{5 + 2 - 4}{6} = \frac{3}{6} = 0.5$$

3. Varianz berechnen:

$$E(X^{2}) = 25 \cdot \frac{1}{6} + 4 \cdot \frac{1}{6} + 1 \cdot \frac{4}{6} = \frac{25 + 4 + 4}{6} = \frac{33}{6}$$
$$V(X) = E(X^{2}) - (E(X))^{2} = \frac{33}{6} - (\frac{1}{2})^{2} = \frac{33}{6} - \frac{1}{4} \approx 5.25$$

Interpretation:

- Positiver Erwartungswert: Spiel ist langfristig profitabel
- Hohe Varianz: Große Schwankungen möglich

Lotterie mit bedingten Gewinnen Aufgabe: Bei einer Lotterie gewinnt man zunächst mit p = 0.1 einen Bonus-Los. Mit diesem Los kann man dann mit p = 0.2 den Hauptpreis von 1000€ gewinnen. Berechne den Erwartungswert.

Lösung:

- 1. Ereignisbaum erstellen:
 - P(Bonus) = 0.1
 - P(Hauptgewinn|Bonus) = 0.2
- 2. Mögliche Ausgänge:
 - 1000 \in : P = $0.1 \cdot 0.2 = 0.02$
 - 0€: P = 0.98
- 3. Erwartungswert:

$$E(X) = 1000 \cdot 0.02 + 0 \cdot 0.98 = 20$$

Interpretation von Erwartungswert und Varianz 1. Erwartungswert

- Langfristiger Durchschnitt
- Schwerpunkt der Verteilung
- Nicht unbedingt ein möglicher Wert
- 2. Varianz
- Maß für die Streuung
- Quadratische Einheit beachten
- Je größer, desto unsicherer die Vorhersage
- 3. Standardabweichung
- Gleiche Einheit wie Daten
- Typische Abweichung vom Mittelwert
- Oft für Konfidenzintervalle verwendet

Aktienportfolio Aufgabe: Ein Portfolio besteht aus:

- Aktie A: 60% Anteil, E(A) = 8%, V(A) = 25
- Aktie B: 40% Anteil, E(B) = 12%, V(B) = 36

Lösung:

1. Erwartungswert des Portfolios:

$$E(P) = 0.6 \cdot E(A) + 0.4 \cdot E(B)$$
$$= 0.6 \cdot 8\% + 0.4 \cdot 12\%$$
$$= 4.8\% + 4.8\% = 9.6\%$$

2. Varianz des Portfolios (bei Unabhängigkeit):

$$V(P) = (0.6)^{2} \cdot V(A) + (0.4)^{2} \cdot V(B)$$

$$= 0.36 \cdot 25 + 0.16 \cdot 36$$

$$= 9 + 5.76 = 14.76$$

3. Standardabweichung:

$$S(P) = \sqrt{14.76} \approx 3.84\%$$

Kovarianz und Korrelation Die Kovarianz zweier Zufallsvariablen ist:

$$Cov(X, Y) = E((X - E(X))(Y - E(Y))) = E(XY) - E(X)E(Y)$$

Der Korrelationskoeffizient ist:

$$\rho_{XY} = \frac{Cov(X,Y)}{\sqrt{V(X)V(Y)}}$$

Eigenschaften:

- $-1 \le \rho_{XY} \le 1$
- $\rho_{XY} = \pm 1$: perfekter linearer Zusammenhang
- $\rho_{XY} = 0$: unkorreliert

Anwendung von Kovarianz und Korrelation 1. Kovarianz berech-

- Direkter Weg: Cov(X,Y) = E(XY) E(X)E(Y)• Alternativ: $\frac{1}{n}\sum (x_i \bar{x})(y_i \bar{y})$ 2. Korrelation bestimmen
- Kovarianz durch Produkt der Standardabweichungen
- Normierung auf [-1,1]
- 3. Interpretation
- Vorzeichen: Richtung des Zusammenhangs
- Betrag: Stärke des Zusammenhangs
- Unabhängig von Maßeinheiten

Portfoliorisiko mit Korrelation Aufgabe: Zwei Aktien mit:

- A: E(A) = 10%, S(A) = 5%
- B: E(B) = 8%, S(B) = 4%
- Korrelation: $\rho_{AB} = 0.3$

Portfolio: 60% A, 40% B

Lösung:

1. Erwartungswert:

$$E(P) = 0.6 \cdot 10\% + 0.4 \cdot 8\% = 9.2\%$$

2. Varianz mit Korrelation:

$$V(P) = (0.6)^{2}V(A) + (0.4)^{2}V(B) + 2(0.6)(0.4)\rho_{AB}S(A)S(B)$$

$$= 0.36 \cdot (5\%)^{2} + 0.16 \cdot (4\%)^{2} + 2(0.24)(0.3)(5\%)(4\%)$$

$$= 0.09\% + 0.0256\% + 0.0288\% = 0.1444\%$$

3. Standardabweichung:

$$S(P) = \sqrt{0.1444\%} \approx 3.8\%$$

Stochastische Unabhängigkeit -

Stochastische Unabhängigkeit Zwei Ereignisse A und B heißen stochastisch unabhängig, falls:

$$P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$$

Zwei Zufallsvariablen X und Y heißen stochastisch unabhängig, falls für alle $x, y \in \mathbb{R}$:

$$P(X = x, Y = y) = P(X = x) \cdot P(Y = y)$$

Eigenschaften:

- Für unabhängige Ereignisse: P(A|B) = P(A)
- Für unabhängige Zufallsvariablen: E(XY) = E(X)E(Y)
- Varianz der Summe: V(X+Y) = V(X) + V(Y)

Prüfung auf stochastische Unabhängigkeit 1. Für Ereignisse

- Berechne $P(A \cap B)$
- Berechne $P(A) \cdot P(B)$
- Vergleiche die Werte

2. Für Zufallsvariablen

- Stelle Verbundverteilung auf
- Prüfe für alle Wertepaare
- Alternative: Prüfe Kovarianz = 0

3. Praktische Überlegungen

- Physikalische/logische Abhängigkeit?
- Kausaler Zusammenhang?
- Gemeinsame Einflussfaktoren?

Würfelwurf und Münzwurf Aufgabe: Ein Würfel wird geworfen und eine Münze geworfen. Ereignisse:

- A: "Würfel zeigt eine 6"
- B: "Münze zeigt Kopf"

Lösung:

- 1. Einzelwahrscheinlichkeiten:
 - $P(A) = \frac{1}{6}$ • $P(B) = \frac{1}{2}$
- 2. Schnittwahrscheinlichkeit: $P(A \cap B) = \frac{1}{12} = \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{2} = P(A) \cdot P(B)$
- 3. Schlussfolgerung: Die Ereignisse sind stochastisch unabhängig

Kartenziehen ohne Zurücklegen Aufgabe: Aus einem Kartenspiel werden nacheinander zwei Karten gezogen. Ereignisse:

- A: Ërste Karte ist Herz"
- B: SZweite Karte ist Herz"

Lösung:

- 1. Wahrscheinlichkeiten:
 - $P(A) = \frac{13}{52} = \frac{1}{4}$
 - $P(B|A) = \frac{12}{51}$
 - $P(B|\bar{A}) = \frac{13}{51}$
- 2. Prüfung:

$$P(B) = \frac{13}{52} \neq P(B|A)$$

3. Schlussfolgerung: Die Ereignisse sind stochastisch abhängig

Spezielle Verteilungen

Diskrete und Stetige Zufallsvariablen -

Verteilungen und Erwartungswerte Für diskrete Verteilungen:

$$E(X) = \sum_{x \in \mathbb{R}} f(x) \cdot x$$

$$V(X) = \sum_{x \in \mathbb{R}} f(x) \cdot (x - E(X))^2$$

Für stetige Verteilungen:

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \cdot x dx$$

$$V(X) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \cdot (x - E(X))^{2} dx$$

Parameter:

- E(X) = Erwartungswert der Zufallsvariable X
- V(X) = Varianz der Zufallsvariable X
- $f(x) = \text{Wahrscheinlichkeitsfunktion (diskret) oder Dichtefunkti-$
- x = Mögliche Werte der Zufallsvariable

Berechnung von Erwartungswert und Varianz 1. Diskrete Verteilung

- Liste alle möglichen Werte x_i auf
- Bestimme zugehörige Wahrscheinlichkeiten $P(X = x_i)$
- $E(X) = \sum x_i \cdot P(X = x_i)$ $V(X) = \sum (x_i E(X))^2 \cdot P(X = x_i)$

2. Stetige Verteilung

- Identifiziere Dichtefunktion f(x)
- Berechne $E(X) = \int x \cdot f(x) dx$
- Berechne $V(X) = \int (x E(X))^2 \cdot f(x) dx$

Diskrete Verteilungen -

Bernoulli-Verteilung Experiment mit genau zwei möglichen Ausgängen (Erfolg/Misserfolg).

$$P(X = 1) = p$$
, $P(X = 0) = 1 - p = q$

Kenngrößen:

- E(X) = p
- V(X) = p(1-p)

Anwendung der Bernoulli-Verteilung 1. Prüfe Voraussetzungen

- Genau zwei mögliche Ausgänge
- Unabhängige Wiederholungen
- Konstante Erfolgswahrscheinlichkeit

2. Parameter identifizieren

- p = Erfolgswahrscheinlichkeit
- q = 1-p = Misserfolgswahrscheinlichkeit
- 3. Berechnung
- E(X) = p
- V(X) = pq

Bernoulliverteilung Bernoulli-Experimente sind Zufallsexperimente mit nur zwei möglichen Ergebnissen (1 und 0):

$$P(X = 1) = p$$
, $P(X = 0) = 1 - p = q$

Es gilt:

- 1. $E(X) = E(X^2) = p$
- 2. $V(X) = p \cdot (1 p)$

E(X) = Erwartungswert

V(X) = Varianz

P(X = 1) = Wahrscheinlichkeit für Erfolg

p = Erfolgswahrscheinlichkeit

q = Gegenwahrscheinlichkeit (1 - p)

Bernoulliverteilung Experiment mit genau zwei möglichen Ausgängen:

$$P(X = 1) = p, \quad P(X = 0) = 1 - p = q$$

Parameter:

- p = Erfolgswahrscheinlichkeit
- q = 1 p = Gegenwahrscheinlichkeit

Kenngrößen:

- 1. $E(X) = E(X^2) = p$
- 2. $V(X) = p \cdot (1 p) = pq$

Münzwurf Aufgabe: Faire Münze wird geworfen, X = 1 bei Kopf, X = 10 bei Zahl.

Lösung:

- p = 0.5 (faire Münze)
- E(X) = 0.5
- $V(X) = 0.5 \cdot 0.5 = 0.25$
- P(X=1)=0.5
- P(X=0) = 0.5

Binomialverteilung n-malige unabhängige Wiederholung eines Bernoulli-Experiments.

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

Kenngrößen:

- E(X) = np
- V(X) = np(1-p)

Notation: $X \sim B(n, p)$

Qualitätskontrolle mit Binomialverteilung Aufgabe: Eine Maschine produziert Teile mit Ausschussquote 5%. In einer Stichprobe von 100 Teilen:

- a) Wie viele defekte Teile sind zu erwarten?
- b) Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit für genau 3 defekte Teile?
- c) Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit für höchstens 2 defekte Teile? Lösung:

1. Parameter:

- n = 100 (Stichprobenumfang)
- p = 0.05 (Ausschusswahrscheinlichkeit)
- $X \sim B(100, 0.05)$
- 2. Erwartungswert:

$$E(X) = np = 100 \cdot 0.05 = 5$$

3. Genau 3 defekte:

$$P(X=3) = {100 \choose 3} (0.05)^3 (0.95)^{97} \approx 0.1404$$

4. Höchstens 2 defekte:

$$P(X \le 2) = \sum_{k=0}^{2} {100 \choose k} (0.05)^k (0.95)^{100-k} \approx 0.0861$$

Binomialverteilung (Mit zurücklegen)

- n = Anzahl Wiederholungen
- p = Wahrscheinlichkeit für ein Ergebnis 1
- q = 1 p

$$P(X = x) = \binom{n}{x} \cdot p^x \cdot q^{n-x}$$

Schreibweise: $X \sim B(n; p)$

1.
$$\mu = E(X) = np$$
 2. $\sigma^2 = V(X) = npq$ 3. $\sigma = S(X) = \sqrt{npq}$

Binomialverteilung n-malige unabhängige Wiederholung eines Bernoulli-Experiments:

$$P(X = k) = \binom{n}{k} \cdot p^k \cdot q^{n-k}$$

Parameter:

- n = Anzahl Wiederholungen
- p = Wahrscheinlichkeit für Erfolg
- q = 1 p = Gegenwahrscheinlichkeit

Kenngrößen:

- 1. E(X) = np
- 2. V(X) = npq
- 3. $\sigma = \sqrt{npq}$

Notation: $X \sim B(n, p)$

Binomialverteilung in der Qualitätskontrolle Aufgabe: Ein Produktionsprozess hat eine Fehlerquote von 5%. In einer Stichprobe von 100 Teilen: Parameter:

- n = 100 (Stichprobenumfang)
- p = 0.05 (Fehlerwahrscheinlichkeit)
- $X \sim B(100, 0.05)$

Berechnung:

- $E(X) = 100 \cdot 0.05 = 5$ defekte Teile erwartet
- $V(X) = 100 \cdot 0.05 \cdot 0.95 = 4.75$
- $P(X = 3) = \binom{100}{3} \cdot 0.05^3 \cdot 0.95^{97} \approx 0.1754$ $P(X \le 2) = \sum_{k=0}^{2} \binom{100}{k} \cdot 0.05^k \cdot 0.95^{100-k} \approx 0.1247$

Hypergeometrische Verteilung (Ohne zurücklegen)

- N = Objekte gesamthaft
- M = Objekte einer bestimmten Sorte
- n = Stichprobengrösse
- x = Merkmalsträger

$$P(X = x) = \frac{\binom{M}{x} \cdot \binom{N-M}{n-x}}{\binom{N}{n}}$$

Schreibweise: $X \sim H(N, M, n)$

1.
$$\mu = E(X) = n \cdot \frac{M}{N}$$
 2. $\sigma^2 = V(X) = n \cdot \frac{M}{N} \cdot (1 - \frac{M}{N}) \cdot \frac{N-n}{N-1}$ 3. $\sigma = S(X) = \sqrt{V(X)}$

Hypergeometrische Verteilung Ziehen ohne Zurücklegen aus einer endlichen Grundgesamtheit.

Parameter:

- N: Grundgesamtheit
- M: Anzahl der Merkmalsträger
- n: Stichprobenumfang

$$P(X = k) = \frac{\binom{M}{k} \binom{N-M}{n-k}}{\binom{N}{n}}$$

Kenngrößen:

- $E(X) = n \frac{M}{N}$ $V(X) = n \frac{M}{N} (1 \frac{M}{N}) \frac{N-n}{N-1}$

Notation: $X \sim H(N, M, n)$

Ziehung ohne Zurücklegen Aufgabe: In einer Urne sind 20 Kugeln, davon 8 rot. Es werden 5 Kugeln ohne Zurücklegen gezogen. Lösung:

1. Parameter:

- N = 20 (Gesamtanzahl)
- M = 8 (rote Kugeln)
- n = 5 (Ziehungen)
- 2. Erwartungswert:

$$E(X) = 5 \cdot \frac{8}{20} = 2$$

3. Varianz:

$$V(X) = 5 \cdot \frac{8}{20} \cdot \frac{12}{20} \cdot \frac{15}{19} \approx 1.184$$

4. P(genau 2 rote):

$$P(X=2) = \frac{\binom{8}{2}\binom{12}{3}}{\binom{20}{5}} \approx 0.3682$$

Hypergeometrische Verteilung Ziehen ohne Zurücklegen:

$$P(X = k) = \frac{\binom{M}{k} \cdot \binom{N-M}{n-k}}{\binom{N}{n}}$$

Parameter:

- N = Grundgesamtheit
- M = Anzahl Merkmalsträger
- n = Stichprobengröße
- k = Erfolge in Stichprobe

Kenngrößen:

1. $E(X) = n \cdot \frac{M}{N}$

2.
$$V(X) = n \cdot \frac{M}{N} \cdot (1 - \frac{M}{N}) \cdot \frac{N-n}{N-1}$$

3.
$$\sigma = \sqrt{V(X)}$$

Notation: $X \sim H(N, M, n)$

Lotterie Aufgabe: In einer Urne sind 100 Lose, davon 10 Gewinnerlose Ein Spieler zieht 5 Lose.

Parameter:

- N = 100 (Gesamtlose)
- M = 10 (Gewinnerlose)
- n = 5 (gezogene Lose)

Berechnung:

- $E(X) = 5 \cdot \frac{10}{100} = 0.5$ Gewinne erwartet $V(X) = 5 \cdot \frac{10}{100} \cdot \frac{90}{100} \cdot \frac{95}{99} \approx 0.432$

•
$$P(X=1) = \frac{\binom{10}{1} \cdot \binom{90}{4}}{\binom{100}{5}} \approx 0.3726$$

Poisson Verteilung

• $\lambda = \text{Rate}$

$$P(X=x) = \frac{\lambda^x}{n!} \cdot e^{-\lambda}, \quad \lambda > 0$$

Schreibweise: $X \sim Poi(\lambda)$

1.
$$\mu = E(X) = \lambda$$
 2. $\sigma^2 = V(X) = \lambda$ 3. $\sigma = S(X) = \sqrt{\lambda}$

Poisson-Verteilung Modelliert seltene Ereignisse in festem Zeitoder Raumintervall.

$$P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

Parameter:

• λ: Erwartungswert pro Intervall

Kenngrößen:

- $E(X) = \lambda$
- $V(X) = \lambda$

Notation: $X \sim Poi(\lambda)$

Poisson-Verteilung Modelliert seltene Ereignisse:

$$P(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} \cdot e^{-\lambda}, \quad \lambda > 0$$

Parameter:

• $\lambda = \text{Erwartungswert/Rate}$

Kenngrößen:

1.
$$E(X) = \lambda$$

2.
$$V(X) = \lambda$$

3.
$$\sigma = \sqrt{\lambda}$$

Notation: $X \sim Poi(\lambda)$

Anrufe in Call-Center **Aufgabe:** Ein Call-Center erhält durchschnittlich 4 Anrufe pro Stunde.

Parameter:

- $\lambda = 4$ (Anrufe pro Stunde)
- X ∼ Poi(4)

Berechnung:

- E(X) = 4 Anrufe erwartet
- V(X) = 4
- $P(X=3) = \frac{4^3}{3!} \cdot e^{-4} \approx 0.1954$
- $P(X \le 2) = e^{-4} \cdot (1 + 4 + \frac{16}{2}) \approx 0.2381$

Poisson-Verteilung in der Praxis **Aufgabe:** Ein Callcenter erhält durchschnittlich 3 Anrufe pro 10 Minuten.

- a) Wahrscheinlichkeit für genau 2 Anrufe in 10 Minuten?
- b) Wahrscheinlichkeit für mehr als 4 Anrufe?

Lösung:

1. Parameter:

- $\lambda = 3$ (Erwartungswert)
- X ∼ Poi(3)
- 2. Genau 2 Anrufe:

$$P(X=2) = \frac{3^2}{2!}e^{-3} \approx 0.2240$$

3. Mehr als 4 Anrufe:

$$P(X > 4) = 1 - \sum_{k=0}^{4} \frac{3^k}{k!} e^{-3} \approx 0.1847$$

Wahl der richtigen Verteilung 1. Prüfe Ziehungsart

- Mit Zurücklegen → Binomialverteilung
- Ohne Zurücklegen \rightarrow Hypergeometrische Verteilung
- Seltene Ereignisse \rightarrow Poisson-Verteilung

2. Prüfe Grundgesamtheit

- Endlich, klein → Hypergeometrische Verteilung
- Sehr groß/unendlich \rightarrow Binomialverteilung
- Zeitlich/räumlich kontinuierlich \rightarrow Poisson-Verteilung

3. Beachte Approximationen

- Binomial \rightarrow Poisson für $n \rightarrow \infty$, $p \rightarrow 0$, $np = \lambda$
- Hypergeometrisch \rightarrow Binomial für $\frac{n}{N} \leq 0.05$

Wahl der richtigen diskreten Verteilung 1. Bernoulli-Verteilung

- Genau zwei mögliche Ausgänge
- Ein einzelner Versuch
- Konstante Erfolgswahrscheinlichkeit

2. Binomial-Verteilung

- Feste Anzahl unabhängiger Versuche
- Mit Zurücklegen/große Grundgesamtheit
- Konstante Erfolgswahrscheinlichkeit

3. Hypergeometrische Verteilung

- Ziehen ohne Zurücklegen
- Endliche Grundgesamtheit
- Veränderliche Wahrscheinlichkeiten

4. Poisson-Verteilung

- Seltene Ereignisse
- Festes Zeitintervall/Raumbereich
- Rate λ bekannt

Normalverteilung

Gauss-Verteilung Die Dichtefunktion der Normalverteilung ist:

$$\varphi_{\mu,\sigma}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} \cdot e^{-\frac{1}{2}(\frac{x-\mu}{\sigma})^2}$$

Standardnormalverteilung ($\mu = 0, \sigma = 1$):

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

Parameter:

- $\mu = \text{Erwartungswert}$
- $\sigma = \text{Standardabweichung}$
- $\varphi_{\mu,\sigma}(x) = \text{Dichtefunktion}$
- $\phi_{\mu,\sigma}(x) = \text{Verteilungsfunktion}$

Notation: $X \sim N(\mu; \sigma)$

Gauss-Verteilung Die stetige Zufallsvariable X folgt der Normalverteilung mit den Parametern $\mu, \sigma \in \mathbb{R}, \sigma > 0$:

$$\varphi_{\mu,\sigma}(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} \cdot e^{-\frac{1}{2}(\frac{x-\mu}{\sigma})^2}$$

Standardnormalverteilung ($\mu = 0$ und $\sigma = 1$):

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

 $\varphi_{\mu,\sigma}(x)$ = Dichtefunktion der Normalverteilung $\varphi(x)$ = Dichtefunktion der Standardnormalverteilung

 $\mu = \text{Erwartungswert}$

 $\sigma = \text{Standardabweichung}$

e = Eulersche Zahl

 $\pi = \text{Kreiszahl Pi}$

Die Verteilungsfunktion der Normalverteilung

Die kumulative Verteilungsfunktion (CDF) von $\varphi_{\mu,\sigma}(x)$ wird mit $\phi_{\mu,\sigma}(x)$ bezeichnet. Sie ist definiert durch:

$$\phi_{\mu,\sigma}(x) = P(X \le x) = \int_{-\infty}^{x} \varphi_{\mu,\sigma}(t)dt = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} \cdot \int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{1}{2}(\frac{t-\mu}{\sigma})^{2}} dt$$

 $\phi_{\mu,\sigma}(x) = \text{Verteilungsfunktion der Normalverteilung}$

 $\varphi_{\mu,\sigma}(x) = \text{Dichtefunktion der Normalverteilung}$

 $P(X \leq x) = \text{Wahrscheinlichkeit dass } X \text{ kleiner oder gleich } x \text{ ist}$

 $\mu = \text{Erwartungswert}$

 $\sigma = \text{Standardabweichung}$

 $\pi = \text{Kreiszahl Pi}$

e =Eulersche Zahl

Approximation durch die Normalverteilung

- Binomial verteilung: $\mu = np, \sigma^2 = npq$
- Poissonverteilung: $\mu = \lambda, \sigma^2 = \lambda$

$$P(a \le X \le b) = \sum_{n=0}^{b} P(X = x) \approx \phi_{\mu,\sigma}(b + \frac{1}{2}) - \phi_{\mu,\sigma}(a - \frac{1}{2})$$

 $P(a \le X \le b)$ = Wahrscheinlichkeit dass X zwischen a und b liegt $\phi_{\mu,\sigma}$ = Verteilungsfunktion der Normalverteilung a,b = Untere und obere Grenze

Standardisierung der Normalverteilung

Bei einer stetigen Zufallsvariable X lässt sich die Verteilungsfunktion als Integral einer Funktion f darstellen:

$$F(x) = P(X \le x) = \int_{-\infty}^{x} f(u) \cdot du$$

Liegt eine beliebige Normalverteilung $N(\mu,\sigma)$ vor, muss standardisiert werden. Statt ursprünglichen Zufallsvariablen X betrachtet man die Zufallsvariable:

$$U = \frac{X - \mu}{\sigma}$$

F(x) = Verteilungsfunktion

 $P(X \le x) = \text{Wahrscheinlichkeit dass } X \text{ kleiner oder gleich } x \text{ ist}$

f(u) = Dichtefunktion

U = Standardisierte Zufallsvariable

X = Ursprüngliche Zufallsvariable

 $\mu = \text{Erwartungswert}$

 $\sigma = \text{Standardabweichung}$

Erwartungswert und Varianz der Normalverteilung

Für eine Zufallsvariable $X \sim N(\mu; \sigma)$ gilt:

$$E(X) = \mu, \quad V(X) = \sigma^2$$

E(X) = Erwartungswert der Zufallsvariable X

V(X) = Varianz der Zufallsvariable X

 $\mu = \text{Erwartungsparameter}$

 $\sigma^2 = \text{Varianzparameter}$

Arbeiten mit der Normalverteilung 1. Standardisierung

- $Z = \frac{X \mu}{2}$ transformiert zu N(0,1)
- Benutze Tabelle der Standardnormalverteilung
- Beachte: $\phi(z) = 1 \phi(-z)$
- 2. Stetigkeitskorrektur
- Bei Approximation diskreter Verteilungen
- Untere Grenze: a 0.5
- Obere Grenze: b + 0.5
- 3. Faustregel für Intervalle
- $\mu \pm \sigma$: ca. 68
- $\mu \pm 2\sigma$: ca. 95
- $\mu \pm 3\sigma$: ca. 99.7

Körpergrößen Aufgabe: Körpergrößen in einer Population sind normalverteilt mit $\mu = 175$ cm und $\sigma = 10$ cm.

Berechnung:

- $P(X \le 185) = \phi(\frac{185 175}{10}) = \phi(1) \approx 0.8413$ $P(165 \le X \le 185) = \phi(1) \phi(-1) \approx 0.6826$
- $P(X > 195) = 1 \phi(2) \approx 0.0228$

Zentraler Grenzwertsatz und Approximationen

Zentraler Grenzwertsatz Für eine Folge von Zufallsvariablen X_1, X_2, \ldots, X_n mit gleichem Erwartungswert μ und gleicher Varianz σ^2 gilt für die Summe S_n und das arithmetische Mittel \bar{X}_n :

$$E(S_n) = n \cdot \mu, \quad V(S_n) = n \cdot \sigma^2$$

$$E(\bar{X}_n) = \mu$$
, $V(\bar{X}_n) = \frac{\sigma^2}{n} = \frac{1}{n^2} \cdot V(S_n)$

Die standardisierte Zufallsvariable ist:

$$U_n = \frac{(X_1 + X_2 + \dots + X_n) - n\mu}{\sqrt{n} \cdot \sigma} = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$$

Für $n \to \infty$ konvergiert die Verteilungsfunktion $F_n(u)$ gegen die Standardnormalverteilung:

$$\lim_{n \to \infty} F_n(u) = \phi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \int_{-\infty}^u e^{-\frac{1}{2}t^2} dt$$

Anwendung des Zentralen Grenzwertsatzes 1. Prüfe Voraussetzungen

- Unabhängige Zufallsvariablen
- Identische Verteilung
- Endliche Varianz
- Genügend große Stichprobe (n > 30)

2. Berechne Parameter

- $\mu_{S_n} = n\mu$
- $\sigma_{S_n} = \sqrt{n}\sigma$
- $\bullet \quad \mu_{\bar{X}} = \mu$
- $\sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$

3. Standardisiere

- Transformiere zu $Z=\frac{X-\mu}{\sigma}$ Verwende Tabelle der Standardnormalverteilung

Zentraler Grenzwertsatz

Für eine Folge von Zufallsvariablen X_1, X_2, \ldots, X_n mit gleichem Erwartungswert μ und gleicher Varianz σ^2 gilt:

$$E(S_n) = n \cdot \mu, \quad V(S_n) = n \cdot \sigma^2, \quad E(\bar{X}_n) = \mu, \quad V(\bar{X}_n) = \frac{\sigma^2}{n} = \frac{1}{n^2} \cdot V(S_n)$$

 $S_n = \text{Summe der Zufallsvariablen}$

 $\bar{X}_n = \text{Arithmetisches Mittel der Zufallsvariablen}$

n = Anzahl der Zufallsvariablen

 $\mu = \text{Erwartungswert der einzelnen Zufallsvariablen}$

 $\sigma^2 = \text{Varianz der einzelnen Zufallsvariablen}$

Die standardisierte Zufallsvariable:

$$U_n = \frac{((X_1 + X_2 + \dots + X_n) - n\mu)}{\sqrt{n} \cdot \sigma} = \frac{(\bar{X} - \mu)}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

Sind die Zufallsvariablen alle identisch $N(\mu, \sigma)$ verteilt, so sind die Summe S_n und das arithmetische Mittel \bar{X}_n wieder normalverteilt

- S_n : $N(n \cdot \mu, \sqrt{n} \cdot \sigma)$ \bar{X}_n : $N(\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$

Verteilungsfunktion $F_n(u)$ konvergiert für $n \to \infty$ gegen die Verteilungsfunktion $\phi(u)$ der Standardnormalverteilung:

$$\lim_{n \to \infty} F_n(u) = \phi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \int_{-\infty}^u e^{-\frac{1}{2}t^2} dt$$

Faustregeln für Approximationen

- Die Approximation (Binomialverteilung) kann verwendet werden,
- Für grosses n(n > 50) und kleines p(p < 0.1) kann die Binomialdurch die Poisson-Verteilung approximiert werden:

$$B(n,p) \approx \operatorname{Poi}(n \cdot p)$$

B(n, p) = Binomial verteilung

 $Poi(\lambda) = Poissonverteilung mit Parameter \lambda = n \cdot p$

• Eine Hypergeometrische Verteilung kann durch eine Binomialverteilung angenähert werden, wenn $n \leq \frac{N}{20}$:

$$H(N, M, n) \approx B(n, \frac{M}{N})$$

H(N, M, n) = Hypergeometrische Verteilung

B(n, p) = Binomial verteilung

N = Grundgesamtheit

M =Anzahl der Erfolge in der Grundgesamtheit

n = Stichprobengröße

Faustregeln für Approximationen Binomialverteilung durch Normalverteilung:

- Bedingung: npq > 9
- Parameter: $\mu = np$, $\sigma^2 = npq$
- Stetigkeitskorrektur beachten!

Binomialverteilung durch Poissonverteilung:

- Bedingung: $n \ge 50$ und $p \le 0.1$
- $B(n,p) \approx Poi(n \cdot p)$

Hypergeometrische durch Binomialverteilung:

- Bedingung: $n \leq \frac{N}{20}$
- $H(N, M, n) \approx B(n, \frac{M}{N})$

Approximation der Binomialverteilung Aufgabe: Eine Produktionsanlage produziert mit Ausschusswahrscheinlichkeit 5%. In einer Charge von 200 Teilen:

- Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit für 15 oder mehr defekte Teile? Lösung:
- 1. Prüfung Approximationsbedingung:
 - $npa = 200 \cdot 0.05 \cdot 0.95 = 9.5 > 9$
- Normalapproximation ist zulässig 2. Parameter der Normalverteilung:
- $\mu = np = 200 \cdot 0.05 = 10$
- $\sigma = \sqrt{npq} = \sqrt{9.5} \approx 3.08$
- 3. Berechnung mit Stetigkeitskorrektur:

$$P(X \ge 15) = 1 - P(X \le 14)$$

$$= 1 - P(X \le 14.5)$$

$$= 1 - \phi(\frac{14.5 - 10}{3.08})$$

$$= 1 - \phi(1.46)$$

$$\approx 0.0721$$

Approximation durch Poissonverteilung Aufgabe: Ein seltener Gendefekt tritt mit Wahrscheinlichkeit p=0.001 auf. In einer Gruppe von 2000 Menschen:

• Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit für genau 3 Betroffene? Lösung:

1. Prüfung Approximationsbedingung:

- n = 2000 > 50 und p = 0.001 < 0.1
- Poissonapproximation ist zulässig
- 2. Parameter:
 - $\lambda = np = 2000 \cdot 0.001 = 2$
- 3. Berechnung:

$$P(X=3) = \frac{2^3}{3!} \cdot e^{-2} \approx 0.180$$

4. Vergleich mit Binomialverteilung:

$$P_{Bin}(X=3) = {2000 \choose 3} \cdot 0.001^3 \cdot 0.999^{1997} \approx 0.180$$

Entscheidung über Approximationen 1. Prüfe Stichprobenumfang

- Klein (n < 30): Exakte Verteilung
- Mittel (30 \leq n < 50): Je nach p
- Groß (n > 50): Approximation möglich
- 2. Prüfe Wahrscheinlichkeit
- p \leq 0.1: Poisson möglich
- 0.1 : Normal möglich
- npq > 9: Normal empfohlen
- 3. Wähle Approximation
- Binomial → Normal: Große Stichproben, mittleres p
- Binomial \rightarrow Poisson: Große n, kleines p
- \bullet Hypergeometrisch \rightarrow Binomial: Kleine Stichprobe relativ zur Grundgesamtheit
- 4. Beachte
- Stetigkeitskorrektur bei Normal
- Rundungsregeln bei Grenzen
- Vergleich mit exakter Lösung wenn möglich

Methode der kleinsten Quadrate

Lineare Regression

Gegeben sind Datenpunkte $(x_i; y_i)$ mit $1 \leq i \leq n$. Die Residuen / Fehler $\epsilon_i = g(x_i) - y_i$ dieser Datenpunkte sind Abstände in y-Richtung zwischen y_i und der Geraden q. Die Ausgleichs- oder Regressiongerade ist die
jenige Gerade, für die die Summe der quadrierten Residue
n $\sum_{i=1}^n \epsilon_i^2$ am kleinsten ist.

 $(x_i, y_i) = Datenpunkte$

 $\epsilon_i = \text{Residuum (Abweichung) des } i\text{-ten Datenpunkts}$

 $q(x_i)$ = Wert der Regressionsgerade an der Stelle x_i

n = Anzahl der Datenpunkte

Lineare Regression berechnen

- 1. Berechne arithmetische Mittel \bar{x} und \bar{y} 2. Berechne Kovarianzen und Varianzen:

- $s_{xy} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (x_i \bar{x})(y_i \bar{y})$ $s_x^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (x_i \bar{x})^2$ $s_y^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (y_i \bar{y})^2$ 3. Berechne Steigung m und y-Achsenabschnitt d:
- $m = \frac{s_{xy}}{s^2}$
- $d = \bar{y} m\bar{x}$
- 4. Regressionsgerade: q(x) = mx + d

Lineare Regression Gegeben sind die Datenpunkte:

x_i	1	2	3	4	5
y_i	2.1	4.0	6.3	7.8	9.9

- 1. $\bar{x} = 3$, $\bar{y} = 6.02$
- 2. Kovarianzen und Varianzen:
- $s_{xy} = 3.945$
- $s_x^2 = 2$ • $s_u^2 = 8.4916$

- 3. Parameter: $m = \frac{3.945}{2} = 1.9725$ $d = 6.02 1.9725 \cdot 3 = 0.1025$
- 4. Regressionsgerade: q(x) = 1.9725x + 0.1025

Regressionsgerade

Die Regressionsgerade q(x) = mx + d mit den Parametern m und dist die Gerade, für welche die Residualvarianz s_{ϵ}^2 minimal ist.

Steigung:
$$m=\frac{s_{xy}}{s_x^2}, \quad \text{y-Achsenabschnitt: } d=\bar{y}-m\bar{x}, \quad s_\epsilon^2=s_y^2-\frac{s_{xy}^2}{s_x^2}$$

m =Steigung der Regressionsgerade

d = v-Achsenabschnitt

 $s_{xy} = \text{Kovarianz von } x \text{ und } y$

 $s_x^2 = \text{Varianz der } x\text{-Werte}$

 $s_y^{\overline{2}} = \text{Varianz der } y\text{-Werte}$

 $\bar{x} = \text{Arithmetisches Mittel der } x\text{-Werte}$

 $\bar{y} = \text{Arithmetisches Mittel der } y\text{-Werte}$

 $s_{\epsilon}^2 = \text{Residual varianz}$

Residuen und Residuenplot analysieren

- 1. Berechne die Residuen für jeden Datenpunkt:
- $\epsilon_i = y_i (mx_i + d)$
- 2. Erstelle Residuenplot:
- x-Achse: Prognostizierte Werte $\hat{y}_i = mx_i + d$
- y-Achse: Residuen ϵ_i
- 3. Prüfe Eigenschaften:
- Residuen sollten zufällig um Null streuen
- Keine systematischen Muster erkennbar
- Gleiche Streubreite über alle \hat{y}_i

Bestimmtheitsmass

Varianzaufspaltung

Die Totale Varianz setzt sich zusammen aus der Residualvarianz und der Varianz der prognostizierten Werte:

- s_u^2 Totale Varianz
- $s_{\hat{n}}^2$ prognostizierte (erklärte) Varianz
- s_{ϵ}^2 Residualvarianz

$$s_y^2 = s_\epsilon^2 + s_{\hat{y}}^2$$

 $s_y^2=$ Totale Varianz der beobachteten y-Werte $s_{\hat{e}}^2=$ Varianz der Residuen $s_{\hat{g}}^2=$ Varianz der durch die Regression geschätzten Werte

Bestimmtheitsmass berechnen

- 1. Berechne die totale Varianz s_n^2 2. Berechne die Residualvarianz s_{ϵ}^2
- 3. Berechne die erklärte Varianz $s_{\hat{u}}^2$ 4. Berechne das Bestimmtheits-

$$R^2 = \frac{s_{\hat{y}}^2}{s_y^2} = 1 - \frac{s_{\epsilon}^2}{s_y^2}$$

5. Interpretation:

- $R^2 \approx 1$: Sehr gute Anpassung
- $R^2 \approx 0$: Schlechte Anpassung

Bestimmtheitsmass

Das Bestimmtheitsmass R^2 beurteilt die globale Anpassungsgüte einer Regression über den Anteil der prognostizierten Varianz $s_{\hat{u}}^2$ an der totalen Varianz s_u^2 :

$$R^2 = \frac{s_{\hat{y}}^2}{s_y^2}$$

 $R^2 = \text{Bestimmtheitsmass}$ (zwischen 0 und 1)

 $s_{\hat{y}}^2 = \text{Varianz}$ der prognostizierten Werte $s_{y}^2 = \text{Totale Varianz}$

Das Bestimmtheitsmass R^2 entspricht dem Quadrat des Korrelationskoeffizienten:

$$R^2 = \frac{s_{xy}^2}{s_x^2 \cdot s_y^2} = (r_{xy})^2$$

 $s_{xy} = \text{Kovarianz von } x \text{ und } y$

 s_x^2 = Varianz der x-Werte

 $s_y^2 = \text{Varianz der } y\text{-Werte}$

 $r_{xy} = \text{Korrelationskoeffizient}$

Linearisierungsfunktionen

Transformationen

Ausgangsfunktion	Transformation
$y = q \cdot x^m$	$\log(y) = \log(q) + m \cdot \log(x)$
$y = q \cdot m^x$	$\log(y) = \log(q) + \log(m) \cdot x$
$y = q \cdot e^{m \cdot x}$	$ ln(y) = ln(q) + m \cdot x $
$y = \frac{1}{q + m \cdot x}$	$V = q + m \cdot x; V = \frac{1}{y}$
$y = q + m \cdot \ln(x)$	$y = q + m \cdot U; u = \ln(x)$
$y = \frac{1}{q \cdot m^x}$	$\log(\frac{1}{y}) = \log(q) + \log(m) \cdot x$

y = Abhängige Variable

x = Unabhängige Variable

q, m = Parameter der Funktion

e = Eulersche Zahl

ln = Natürlicher Logarithmus

 $\log = \text{Logarithmus zur Basis } 10$

Nichtlineare Regression durch Linearisierung

1. Bestimme passende Transformation aus Tabelle 2. Führe Transformation durch 3. Wende lineare Regression auf transformierte Daten an 4. Transformiere Parameter zurück

Beispiel für exponentielles Wachstum $y = q \cdot e^{mx}$:

- 1. Transformation: ln(y) = ln(q) + mx
- 2. Setze $Y = \ln(y), b = \ln(q)$
- 3. Lineare Regression für Y = mx + b
- 4. Rücktransformation: $q = e^b$

Exponentielles Wachstum Gegeben sind die Messwerte:

\boldsymbol{x}	1	2	3	4
y	2.1	4.2	8.1	15.9

1. Transformation $Y = \ln(y)$:

\boldsymbol{x}	1	2	3	4
Y	0.742	1.435	2.092	2.766

- 2. Lineare Regression ergibt: Y = 0.674x + 0.071
- 3. Rücktransformation:
- m = 0.674
- $q = e^{0.071} = 1.074$
- 4. Érgebnis: $y = 1.074 \cdot e^{0.674x}$

Methode der kleinsten Quadrate

Matrix-Darstellung

Die Parameter m und q der Regressionsgeraden werden mit der Matrix A berechnet:

$$A = \begin{pmatrix} x_1 & 1 \\ \vdots & \vdots \\ x_n & 1 \end{pmatrix}, \quad A^T \cdot A \cdot \begin{pmatrix} m \\ q \end{pmatrix} = A^T \cdot \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}$$

Matrix-Methode für lineare Regression

1. Erstelle Design-Matrix A:

$$A = \begin{pmatrix} x_1 & 1 \\ \vdots & \vdots \\ x_n & 1 \end{pmatrix}$$

2. Berechne $A^T \cdot A$ 3. Berechne $(A^T \cdot A)^{-1}$ 4. Berechne Parameter:

$$\binom{m}{q} = (A^T \cdot A)^{-1} \cdot A^T \cdot \vec{y}$$

Residuenberechnung

Die Residuen ϵ_i ergeben sich als:

$$\epsilon_i = y_i - \hat{y}_i = y_i - (mx_i + q)$$

Die Summe der quadrierten Residuen wird minimiert:

$$\sum_{i=1}^{n} \epsilon_i^2 = \sum_{i=1}^{n} (y_i - (mx_i + q))^2 \to \min$$

Mehrfachregression

1. Aufstellen der Designmatrix:

$$A = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1(k-1)} & 1\\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2(k-1)} & 1\\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots\\ x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{n(k-1)} & 1 \end{pmatrix}$$

2. Berechnung der Parameter:

$$\vec{p} = (A^T A)^{-1} A^T \vec{y}$$

3. Residuen berechnen:

$$\vec{\epsilon} = \vec{y} - A\vec{p}$$

4. Bestimmtheitsmass:

$$R^{2} = 1 - \frac{\sum \epsilon_{i}^{2}}{\sum (y_{i} - \bar{y})^{2}}$$

Mehrfachregression Ein Gebrauchtwagenhändler möchte den Preis (P) seiner Autos basierend auf Alter (A) und Kilometerstand (K) berechnen. Gegeben sind folgende Daten:

Auto	Alter (Jahre)	km (10000)	Preis (1000 CHF)
1	2	3	25
2	3	4	20
3	4	6	15
4	5	7	12

1. Designmatrix aufstellen:

$$A = \begin{pmatrix} 2 & 3 & 1 \\ 3 & 4 & 1 \\ 4 & 6 & 1 \\ 5 & 7 & 1 \end{pmatrix}$$

2. Parameter berechnen:

$$\vec{p} = \begin{pmatrix} -3\\ -1.5\\ 35 \end{pmatrix}$$

3. Resultierende Funktion:

$$P = -3A - 1.5K + 35$$

Polynomiale Regression

Für Regression mit Polynomen höheren Grades:

1. Erweitere Designmatrix:

$$A = \begin{pmatrix} x_1^n & x_1^{n-1} & \cdots & x_1 & 1 \\ x_2^n & x_2^{n-1} & \cdots & x_2 & 1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ x_m^n & x_m^{n-1} & \cdots & x_m & 1 \end{pmatrix}$$

2. Löse wie bei linearer Regression:

$$\vec{p} = (A^T A)^{-1} A^T \vec{y}$$

3. Polynom aufstellen:

$$y = p_1 x^n + p_2 x^{n-1} + \dots + p_n x + p_{n+1}$$

Quadratische Regression Gegeben sind Messwerte:

\boldsymbol{x}	0	1	2	3	4
y	1	2.1	5.2	10.1	17.2

1. Designmatrix für quadratisches Polynom:

$$A = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 1 \\ 4 & 2 & 1 \\ 9 & 3 & 1 \\ 16 & 4 & 1 \end{pmatrix}$$

2. Parameter berechnen:

$$\vec{p} = \begin{pmatrix} 1\\0.1\\1 \end{pmatrix}$$

3. Quadratische Funktion:

$$y = x^2 + 0.1x + 1$$

Gütekriterien für Regression

- 1. Bestimmtheitsmass R^2 :
- $R^2 > 0.9$: Sehr gute Anpassung
- $0.7 < R^2 < 0.9$: Gute Anpassung
- $0.5 < R^2 < 0.7$: Mittelmässige Anpassung
- $R^2 < 0.5$: Schlechte Anpassung
- 2. Residuenanalyse:
- Residuen sollten zufällig um 0 schwanken
- Keine systematischen Muster erkennbar
- Residuen sollten normalverteilt sein
- 3. Prognosegüte:
- Mittlerer quadratischer Fehler (MSE)
- Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers (RMSE)
- Mittlerer absoluter Fehler (MAE)

Modellwahl durch Residuenanalyse Für einen Datensatz wurden drei Modelle getestet:

• Linear: y = 2x + 1

• Quadratisch: $y = x^2 + x + 1$

Bestimmtheitsmasse:

• Linear: $R^2 = 0.85$

Quadratisch: R² = 0.98
 Exponentiell: R² = 0.92

Residuenanalyse zeigt:

• Linear: Systematische Krümmung in Residuen

• Quadratisch: Zufällige Verteilung der Residuen

• Exponentiell: Leichte Systematik in Residuen

Schlussfolgerung: Das quadratische Modell ist am besten geeignet.

Prüfungsaufgaben lösen

- 1. Aufgabentyp identifizieren:
- Einfache lineare Regression
- Mehrfachregression
- Nichtlineare Regression mit Transformation
- Polynomiale Regression
- 2. Vorgehen wählen:
- Linear: Direkte Berechnung mit Formeln
- Nichtlinear: Transformation und lineare Regression
- Polynomial: Erweiterte Designmatrix
- Mehrfach: Matrix-Methode
- 3. Berechnungen durchführen:
- Parameter bestimmen
- Bestimmtheitsmass berechnen
- Residuen analysieren
- 4. Ergebnisse interpretieren:
- Modellgüte bewerten
- Residuen beurteilen
- Prognosen erstellen

Klausuraufgabe - Linearisierung Gegeben sind Messwerte für ein exponentielles Wachstum:

t (h)	0	1	2	3
N	100	150	225	340

Finden Sie eine Funktion der Form $N(t) = N_0 e^{kt}$

1. Transformation:

$$\ln(N) = \ln(N_0) + kt$$

2. Neue Wertetabelle:

t	0	1	2	3
ln(N)	4.61	5.01	5.42	5.83

3. Lineare Regression:

$$\ln(N) = 0.405t + 4.61$$

4. Rücktransformation:

$$N(t) = 100.4e^{0.405t}$$

5. Bestimmtheitsmass: $R^2 = 0.999$

Parameter- und Intervallschätzung

Grundlagen der Schätztheorie

Die Schätztheorie befasst sich mit zwei Hauptproblemen:

- Punktschätzung: Bestimmung eines einzelnen Schätzwerts
- Intervallschätzung: Bestimmung eines Vertrauensbereichs Wichtige Begriffe:
- θ : Unbekannter Parameter der Grundgesamtheit
- Θ: Schätzfunktion (Zufallsvariable)
- $\hat{\theta}$: Schätzwert (konkreter Wert)
- n: Stichprobenumfang

Erwartungstreue Schätzfunktion

Eine Schätzfunktion Θ eines Parameters θ heisst erwartungstreu, wenn:

$$E(\Theta) = \theta$$

 $E(\Theta)$: Erwartungswert der Schätzfunktion

 θ : Wahrer Parameter der Grundgesamtheit

Effizienz einer Schätzfunktion

Gegeben sind zwei erwartungstreue Schätzfunktionen Θ_1 und Θ_2 desselben Parameters θ . Man nennt Θ_1 effizienter als Θ_2 , falls:

$$V(\Theta_1) < V(\Theta_2)$$

 $V(\Theta_1), V(\Theta_2)$: Varianzen der Schätzfunktionen

Konsistenz einer Schätzfunktion

Eine Schätzfunktion Θ heisst konsistent, wenn:

$$E(\Theta) \to \theta$$
 und $V(\Theta) \to 0$ für $n \to \infty$

n: Stichprobenumfang

Prüfen von Schätzfunktionen

- 1. Erwartungstreue:
- Erwartungswert $E(\Theta)$ berechnen
- Mit Parameter θ vergleichen
- Erwartungstreu, wenn $E(\Theta) = \theta$
- 2. Effizienz:
- Varianzen $V(\Theta_1)$ und $V(\Theta_2)$ berechnen
- Varianzen vergleichen
- Kleinere Varianz = effizienter
- 3. Konsistenz:
- Grenzwert für $n \to \infty$ betrachten
- $E(\Theta) \to \theta$?
- $V(\Theta) \rightarrow 0$?

Prüfung auf Erwartungstreue

Gegeben sei die Schätzfunktion $\Theta_1 = \frac{1}{3}(2X_1 + X_2)$ für den Erwartungswert μ .

1. Erwartungswert berechnen:

$$E(\Theta_1) = E(\frac{1}{3}(2X_1 + X_2)) = \frac{1}{3}(2E(X_1) + E(X_2))$$

2. Einsetzen der Erwartungswerte:

$$E(\Theta_1) = \frac{1}{3}(2\mu + \mu) = \frac{3\mu}{3} = \mu$$

3. Da $E(\Theta_1)=\mu,$ ist die Schätzfunktion erwartungstreu. Effizienzberechnung:

$$V(\Theta_1) = V(\frac{1}{3}(2X_1 + X_2))$$

$$= \frac{1}{9}V(2X_1 + X_2)$$

$$= \frac{1}{9}(4V(X_1) + V(X_2))$$

$$= \frac{1}{9}(4\sigma^2 + \sigma^2)$$

$$= \frac{5\sigma^2}{9}$$

Erwartungstreue Schätzfunktion

Grundgesamtheit mit Erwartungswert μ , Varianz σ^2 und Zufallsstichprobe X_1, X_2, X_3 . Die folgende Schätzfunktion ist gegeben:

$$\Theta_1 = \frac{1}{3} \cdot (2X_1 + X_2)$$

 $\Theta_1 = Schätzfunktion$

 $X_1, X_2 =$ Zufallsvariablen aus der Stichprobe

Ist diese Schätzfunktion erwartungstreu (Parameter: μ)?

$$E(\Theta_1) = E(\frac{1}{3} \cdot (2X_1 + X_2)) = \frac{1}{3} \cdot (2E(X_1) + E(X_2))$$
$$E(\Theta_1) = \frac{1}{3} \cdot (2\mu + \mu) = \frac{3\mu}{3} = \mu$$

 $E(\Theta_1) = \text{Erwartungswert der Schätzfunktion}$

 $E(X_1), E(X_2) =$ Erwartungswerte der einzelnen Zufallsvariablen $\mu =$ Wahrer Parameterwert

Da $E(\Theta_1) = \mu$ ist die Funktion erwartungstreu.

Effizienz einer Schätzfunktion

Grundgesamtheit mit Erwartungswert μ , Varianz σ^2 und Zufallsstichprobe X_1, X_2, X_3 . Gegeben ist die Schätzfunktion:

$$\Theta_1 = \frac{1}{3} \cdot (2X_1 + X_2)$$

Berechnung der Effizienz:

$$V(\Theta_1) = V(\frac{1}{3} \cdot (2X_1 + X_2))$$

$$= \frac{1}{9} \cdot V(2X_1 + X_2)$$

$$= \frac{1}{9} \cdot (V(2X_1) + V(X_2))$$

$$= \frac{1}{9} \cdot (4V(X_1) + V(X_2))$$

$$= \frac{1}{9} \cdot (4\sigma^2 + \sigma^2)$$

$$= \frac{5\sigma^2}{9}$$

 $V(\Theta_1) = \text{Varianz der Schätzfunktion}$

 $V(X_1), V(X_2) = \text{Varianzen der einzelnen Zufallsvariablen}$ σ^2 = Varianz der Grundgesamtheit

Die Effizienz der Schätzfunktion ist also $\frac{5\sigma^2}{2}$.

Maximum-Likelihood-Schätzung -

Erwartungswert und Varianz (Funktion und Wert)

Erwartungswert:

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{n} X_i, \quad \hat{\mu} = \bar{x} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{n} x_i$$

 $\bar{X} = \text{Arithmetischer Mittelwert (Zufallsvariable)}$

 $\hat{\mu} = \bar{x} = \text{Arithmetischer Mittelwert (Stichprobenwert)}$

n = Stichprobenumfang

 $X_i = i$ -te Zufallsvariable

 $x_i = i$ -ter Stichprobenwert

Varianz:

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2, \quad \hat{\sigma}^2 = s^2 = \frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2$$

 $S^2 = \text{Stichprobenvarianz}$ (Zufallsvariable)

 $\hat{\sigma}^2 = s^2 = \text{Stichprobenvarianz}$ (Stichprobenwert)

 $\bar{X} = \text{Arithmetischer Mittelwert (Zufallsvariable)}$

 $\bar{x} = \text{Arithmetischer Mittelwert (Stichprobenwert)}$

Likelyhood-Funktion

Wir betrachten eine Zufallsvariable X und ihre Dichte (PDF) $f_x(x|\theta)$, welche von x und einem oder mehreren Parametern θ abhängig sind.

Für eine Stichprobe vom Umfang n mit x_1, \ldots, x_n nennen wir die vom Parameter θ abhängige Funktion die Likelyhood-Funktion der Stichprobe:

$$L(\theta) = f_x(x_1|\theta) \cdot f_x(x_2|\theta) \cdot \ldots \cdot f_x(x_n|\theta)$$

Vorgehen bei Maximum-Likelihood-Schätzung

- 1. Likelyhood-Funktion bestimmen
- 2. Maximalstelle der Funktion bestimmen:
 - (Partielle) Ableitung $L'(\theta) = 0$

Maximum-Likelihood-Schätzung

Die Likelihood-Funktion für eine Stichprobe x_1, \ldots, x_n ist:

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f_X(x_i|\theta)$$

 $f_X(x|\theta)$: Wahrscheinlichkeitsdichte

 θ : zu schätzender Parameter

n: Stichprobenumfang

Der Maximum-Likelihood-Schätzer maximiert $L(\theta)$ bzw. $\ln(L(\theta))$.

Maximum-Likelihood-Schätzung

1. Likelihood-Funktion aufstellen:

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f_X(x_i|\theta)$$

2. Logarithmieren:

$$\ln(L(\theta)) = \sum_{i=1}^{n} \ln(f_X(x_i|\theta))$$

3. Ableitung Null setzen:

$$\frac{d}{d\theta}\ln(L(\theta)) = 0$$

4. Nach θ auflösen:

$$\hat{\theta}_{ML} = \text{L\"osung}$$

5. Maximum prüfen:

$$\frac{d^2}{d\theta^2}\ln(L(\theta)) < 0$$

Maximum-Likelihood Normalverteilung

Gegeben sei eine Stichprobe aus einer Normalverteilung $N(\mu, \sigma^2)$.

1. Likelihood-Funktion:

$$L(\mu, \sigma^2) = \prod_{i=1}^{n} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}}$$

2. Log-Likelihood:

$$\ln(L) = -\frac{n}{2}\ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \mu)^2$$

3. Ableitungen:

$$\frac{\partial \ln(L)}{\partial \mu} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu) = 0$$

$$\frac{\partial \ln(L)}{\partial \sigma^2} = -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2(\sigma^2)^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 = 0$$

4. ML-Schätzer:

$$\hat{\mu}_{ML} = \bar{x}$$

$$\hat{\sigma}_{ML}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

Vertrauensintervalle -

Vertrauensintervall

Ein Vertrauensintervall zum Niveau γ ist ein zufälliges Intervall $[\Theta_u, \Theta_o]$ mit:

$$P(\Theta_u \le \theta \le \Theta_o) = \gamma$$

γ: Vertrauensniveau (stat. Sicherheit)

 $\alpha = 1 - \gamma$: Irrtumswahrscheinlichkeit

 Θ_u, Θ_o : Unter- und Obergrenze

Intervallschätzung

Verteilungstypen und zugehörige Quantile:

Verteilung	Parameter	Quantile
Normalverteilung (σ^2 bekannt)	μ	$c = u_p, p = \frac{1+\gamma}{2}$
t-Verteilung (σ^2 unbekannt)	μ	$c = t_{(p;f=n-1)}, p = \frac{1+\gamma}{2}$
Chi-Quadrat-Verteilung	σ^2	$c_1 = \chi^2_{(\frac{1-\gamma}{2};n-1)}, c_2 = \chi^2_{(\frac{1+\gamma}{2};n-1)}$

Berechnung eines Vertrauensintervalls

Geben Sie das Vertrauensintervall für μ an (σ^2 unbekannt). Gegeben

$$n = 10, \quad \bar{x} = 102, \quad s^2 = 16, \quad \gamma = 0.99$$

- 1. Verteilungstyp mit Param μ und σ^2 unbekannt \rightarrow T-Verteilung
- 2. $f = n 1 = 9, \ p = \frac{1+\gamma}{2} = 0.995, \ c = t_{(p;f)} = t_{(0.995;9)} = 3.25$ 3. $e = c \cdot \frac{S}{\sqrt{n}} = 4.111, \ \Theta_u = \bar{X} e = 97.89, \ \Theta_o = \bar{X} + e = 106.11$

Vertrauensintervalle berechnen

- 1. Verteilungstyp bestimmen:
- Normalverteilung (σ^2 bekannt)
- t-Verteilung (σ^2 unbekannt)
- Chi-Quadrat (für Varianz)
- 2. Quantile bestimmen:
- Normalverteilung: $c = u_p$ mit $p = \frac{1+\gamma}{2}$
- t-Verteilung: $c=t_{(p;f)}$ mit f=n-1• Chi-Quadrat: $c_1=\chi^2_{(p_1;f)}, c_2=\chi^2_{(p_2;f)}$
- 3. Intervallgrenzen berechnen:
- Mittelwert: $[\bar{x} \pm c \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}]$
- Varianz: $\left[\frac{(n-1)s^2}{c^2}, \frac{(n-1)s^2}{c_1}\right]$

Vertrauensintervall für Mittelwert

Gegeben:
$$n = 25$$
, $\bar{x} = 102$, $s = 4$, $\gamma = 0.95$

- 1. Verteilung: t-Verteilung mit f = 24 (σ^2 unbekannt)
- 2. Quantil: $p = \frac{1+0.95}{2} = 0.975$
- $c = t_{(0.975:24)}^2 = 2.064$
- 3. Intervallgrenzen: $e = 2.064 \cdot \frac{4}{\sqrt{25}} = 1.652$
- [102 1.652; 102 + 1.652] = [100.348; 103.652]

Minimum Stichprobenumfang bestimmen

- 1. Voraussetzungen:
- Gewünschte Genauigkeit d
- Vertrauensniveau γ
- Standardabweichung σ (wenn bekannt)
- 2. Kritischen Wert bestimmen:
- $c = u_p$ oder $t_{(p:f)}$
- $p = \frac{1+\gamma}{2}$
- 3. Stichprobenumfang berechnen:
- $n \ge (\frac{2c\sigma}{d})^2$ für Mittelwert
- Auf nächste ganze Zahl aufrunden

Stichprobenumfang

Ein Parameter soll mit einer Genauigkeit von d=0.2 bei $\gamma=0.99$ geschätzt werden. Die Standardabweichung ist $\sigma = 0.5$ bekannt.

- 1. Kritischer Wert: $p = \frac{1+0.99}{2} = 0.995$ $c = u_{0.995} = 2.576$

- 2. Mindestumfang: $n \ge (\frac{2 \cdot 2.576 \cdot 0.5}{0.2})^2 = 41.47$ n = 42 (aufgerundet)

Übersicht Vertrauensintervalle

Parameter	Verteilung	Test-Statistik	Intervall
$\mu \ (\sigma^2 \ \text{bekannt})$	Normal	$U = \frac{X - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$	$[\bar{x} \pm u_p \frac{\sigma}{\sqrt{n}}]$
μ (σ^2 unbek.)	t	$T = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}$	$[\bar{x} \pm t_p \frac{s}{\sqrt{n}}]$
σ^2	χ^2	$Z = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$	$\left[\frac{(n-1)s^2}{c_2}, \frac{(n-1)s^2}{c_1}\right]$

Detaillierte Vertrauensintervalle

Verteilungstypen und Quantile

Verteilung	Parameter	Standardisierung	Quantil
Normalverteilung	μ	$U = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}}$	$c = u_p, p =$
$(\sigma^2 \text{ bekannt})$		0, 4, 10	
t-Verteilung	μ	$T = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}}$	$c = t_{(p;f=n-1)},$
$(\sigma^2 \text{ unbekannt})$		2, V.	
Chi-Quadrat	σ^2	$Z = (n-1)\frac{s^2}{\sigma^2}$	$c_1 = \chi^2_{\iota^{1-\gamma}}$
		Ü	$c_1 = \chi^2_{\left(\frac{1-\gamma}{2}\right)}$ $c_2 = \chi^2_{\left(\frac{1+\gamma}{2}\right)}$

Konfidenzintervalle

Für verschiedene Verteilungen ergeben sich folgende Intervallgren-

1. Normalverteilung (σ^2 bekannt):

$$\Theta_u = \bar{X} - c \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \quad \Theta_o = \bar{X} + c \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

2. t-Verteilung (σ^2 unbekannt):

$$\Theta_u = \bar{X} - c \frac{S}{\sqrt{n}}, \quad \Theta_o = \bar{X} + c \frac{S}{\sqrt{n}}$$

3. Chi-Quadrat-Verteilung:

$$\Theta_u = \frac{(n-1)s^2}{c_2}, \quad \Theta_o = \frac{(n-1)s^2}{c_1}$$

Typische Prüfungsaufgaben

Typische Prüfungsaufgaben

- 1. Maximum-Likelihood:
- Likelihood-Funktion aufstellen
- Logarithmieren und ableiten
- ML-Schätzer bestimmen
- 2. Vertrauensintervalle:
- Verteilungstyp bestimmen
- Quantile nachschlagen
- Intervall berechnen
- 3. Schätzer prüfen:
- Erwartungstreue nachweisen
- Effizienz vergleichen
- Konsistenz zeigen
- 4. Stichprobenumfang:
- Genauigkeit berücksichtigen
- Vertrauensniveau einbeziehen
- Mindestumfang bestimmen

Hypothesentests

Hypothesentest

Ein statistischer Test zur Überprüfung einer Behauptung bzw. Hypothese über einen oder mehrere Parameter einer Grundgesamtheit.

- H₀: Nullhypothese (zu überprüfende Behauptung)
- H_A : Alternativhypothese (Gegenhypothese)
- α: Signifikanzniveau (Irrtumswahrscheinlichkeit)

Ablauf eines Hypothesentests

- 1. Hypothesen formulieren:
- H_0 aufstellen (punktförmig)
- H_A aufstellen (ein- oder zweiseitig)
- 2. Signifikanzniveau α festlegen:
- Meist $\alpha = 0.05$ oder $\alpha = 0.01$
- 3. Testvariable und Verteilung bestimmen:
 - Passende Zeile aus Tabelle 8.2.1 wählen
- Standardisierte Testvariable notieren
- 4. Kritische Werte bestimmen:
- Einseitig: ein Wert c
- Zweiseitig: zwei Werte c_u und c_o
- 5. Testwert berechnen:
- Stichprobenwerte einsetzen
- Standardisierung durchführen
- 6. Entscheidung treffen:
- H_0 annehmen oder ablehnen
- Ergebnis interpretieren

Mittelwerttest (bekannte Varianz)

Ein Automobilhersteller gibt den mittleren Verbrauch mit $\mu_0 = 8.2$ 1/100km an. In einer Stichprobe von n=25 Fahrzeugen wurde ein Mittelwert von $\bar{x} = 9.1$ l/100km bei bekannter Standardabweichung $\sigma = 2.1 \text{ l/100km gemessen.}$

- 1. Hypothesen:
- $H_0: \mu = 8.2$
- $H_A: \mu \neq 8.2$ (zweiseitig)
- 2. Signifikanzniveau: $\alpha = 0.05$
- 3. Testvariable: $U = \frac{\bar{X} \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}}$ (standardnormalverteilt)
- 4. Kritische Werte:
- $c_u = -1.96$
- $c_o = 1.96$
- 5. Testwert:

$$\hat{u} = \frac{9.1 - 8.2}{2.1/\sqrt{25}} = 2.14$$

6. Entscheidung: $\hat{u} > c_0$, also H_0 ablehnen

Unterscheidung abhängiger/unabhängiger Stichproben

- 1. Abhängige Stichproben:
- Gleicher Stichprobenumfang
- · Messungen am gleichen Objekt
- Paarweise Zuordnung möglich
- 2. Unabhängige Stichproben:
- Unterschiedliche Objekte
- Keine Zuordnung möglich
- Stichprobenumfänge können verschieden sein
- 3. Auswirkung auf Test:
- Abhängig: Test der Differenzen
- Unabhängig: Test der einzelnen Stichproben

Abhängige Stichproben (t-Test)

Vergleich zweier Messgeräte an denselben 5 Widerständen:

i	1	2	3	4	5
Gerät 1	100.5	102.4	104.3	101.5	98.4
Gerät 2	98.2	99.1	102.4	101.1	96.2

- 1. Hypothesen:
- $H_0: \mu_d = 0$
- $H_A: \mu_d \neq 0$
- 2. $\alpha = 0.01$
- 3. Differenzen bilden:
- $\bar{d} = 2.02$
- $s_d = 1.047$
- 4. Testvariable: $T = \frac{\bar{D}}{S_d/\sqrt{n}}$ (t-verteilt mit f = 4)
- 5. Testwert:

$$\hat{t} = \frac{2.02}{1.047/\sqrt{5}} = 4.313$$

- 6. Kritische Werte: $c_u = -4.604$, $c_o = 4.604$
- 7. Entscheidung: $|\hat{t}| < c_o$, also H_0 annehmen

Fehlerarten bei Hypothesentests

	H_0 annehmen	H_0 ablehnen
H_0 wahr	Richtige Entscheidung	Fehler 1. Art (α)
H_0 falsch	Fehler 2. Art (β)	Richtige Entscheidung

- Fehler 1. Art: α (Signifikanzniveau)
- Fehler 2. Art: β (abhängig vom wahren Wert)
- Teststärke: 1β (Wahrscheinlichkeit für richtige Ablehnung)

p-Wert berechnen

- 1. Testvariable und Verteilung bestimmen:
- Aus Tabelle 8.2.1 auswählen
- Testwert berechnen
- 2. p-Wert ermitteln:
- Einseitig: $P(T > |\hat{t}|)$ oder $P(T < |\hat{t}|)$
- Zweiseitig: $2 \cdot P(T \ge |\hat{t}|)$
- 3. Vergleich mit α :
- $p < \alpha$: H_0 ablehnen
- $p > \alpha$: H_0 annehmen

p-Wert berechnen

Bei einer Qualitätskontrolle wurden in einer Stichprobe von n=400 Teilen 20 Defekte gefunden. Die Nullhypothese lautet $H_0: p=0.03$ gegen $H_A: p>0.03$.

1. Testvariable:

$$U = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}}$$

2. Testwert:

$$\hat{u} = \frac{0.05 - 0.03}{\sqrt{\frac{0.03 \cdot 0.97}{400}}} = 2.345$$

3. p-Wert (einseitig):

$$p = P(U \ge 2.345) = 1 - \Phi(2.345) = 0.0095$$

4. Entscheidung: $p < \alpha = 0.05$, also H_0 ablehnen

Typische Prüfungsaufgaben

- 1. Parametertests:
- Mittelwerttest (σ^2 bekannt/unbekannt)
- Varianztest
- Anteilstest
- 2. Vergleich zweier Stichproben:
- Abhängige Stichproben
- Unabhängige Stichproben
- Gleiche/verschiedene Varianzen
- 3. p-Wert Berechnung:
- Ein-/zweiseitige Tests
- Verschiedene Verteilungen

Verteilungen der Testvariablen

• Normalverteilung (σ^2 bekannt):

$$U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

• t-Verteilung (σ^2 unbekannt):

$$T = \frac{\bar{X} - \mu_0}{S/\sqrt{n}} \sim t_{n-1}$$

• Chi-Quadrat (Varianztest):

$$Z = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \sim \chi_{n-1}^2$$

• Anteilstest (für großes n):

$$U = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1 - p_0)}{n}}} \sim N(0, 1)$$

Varianztest

Die Varianz eines Produktionsprozesses soll $\sigma_0^2=25$ nicht überschreiten. Eine Stichprobe von n=12 Teilen ergab eine empirische Varianz von $s^2=40$.

- 1. Hypothesen:
- $H_0: \sigma^2 = 25$
- $H_A: \sigma^2 > 25$
- 2. $\alpha = 0.05$
- 3. Testvariable: $Z = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} (\chi^2$ -verteilt mit f = 11)
- 4. Testwert:

$$\hat{z} = \frac{11 \cdot 40}{25} = 17.6$$

- 5. Kritischer Wert: $c = \chi^2_{(0.95;11)} = 19.675$
- 6. Entscheidung: $\hat{z} < c$, also H_0 annehmen

Einseitige vs. zweiseitige Tests

- 1. Zweiseitiger Test $(H_A: \theta \neq \theta_0)$:
- Kritische Werte: c_u und c_o
- Ablehnbereich: $(-\infty, c_u) \cup (c_o, \infty)$
- p-Wert: $2 \cdot P(T \ge |\hat{t}|)$
- 2. Rechtsseitiger Test $(H_A: \theta > \theta_0)$:
- Kritischer Wert: c_o
- Ablehnbereich: (c_o, ∞)
- p-Wert: $P(T \ge \hat{t})$
- 3. Linksseitiger Test $(H_A: \theta < \theta_0)$:
- Kritischer Wert: c_u
- Ablehnbereich: $(-\infty, c_u)$
- p-Wert: $P(T \leq \hat{t})$

Maximum-Likelihood-Schätzung

- 1. Likelyhood-Funktion aufstellen:
- Dichte der Verteilung identifizieren
- Produkt der Einzelwahrscheinlichkeiten bilden
- $L(\theta) = \prod_{i=1}^{n} f_X(x_i|\theta)$
- 2. Logarithmierte Likelyhood-Funktion bilden:
- $\ln(L(\theta))$ berechnen
- Produkte werden zu Summen
- 3. Ableitung Null setzen:
- $\frac{d}{d\theta} \ln(L(\theta)) = 0$
- Nach θ auflösen
- 4. Maximum prüfen:
- Zweite Ableitung muss negativ sein
- $\frac{d^2}{d\theta^2} \ln(L(\theta)) < 0$

Maximum-Likelihood Exponentialverteilung

Gegeben sei eine Stichprobe $x_1, ..., x_n$ aus einer Exponentialverteilung mit Parameter λ :

$$f(x|\lambda) = \lambda e^{-\lambda x}, \quad x \ge 0$$

1. Likelihood-Funktion:

$$L(\lambda) = \prod_{i=1}^{n} \lambda e^{-\lambda x_i} = \lambda^n e^{-\lambda \sum x_i}$$

2. Log-Likelihood:

$$\ln(L(\lambda)) = n \ln(\lambda) - \lambda \sum_{i} x_i$$

3. Ableitung Null setzen:

$$\frac{d}{d\lambda}\ln(L(\lambda)) = \frac{n}{\lambda} - \sum x_i = 0$$

4. ML-Schätzer:

$$\hat{\lambda} = \frac{n}{\sum x_i} = \frac{1}{\bar{x}}$$

Vertrauensintervalle berechnen

- 1. Verteilungstyp und Parameter bestimmen:
- Normalverteilung mit σ^2 bekannt
- Normalverteilung mit σ^2 unbekannt
- Chi-Quadrat für Varianz
- 2. Vertrauensniveau γ und Freiheitsgrade:
- γ aus Aufgabe entnehmen
- f = n 1 bei t- und χ^2 -Verteilung
- 3. Kritische Werte bestimmen:
- Normalverteilung: $c = u_p$ mit $p = \frac{1+\gamma}{2}$
- t-Verteilung: $c=t_{(p;f)}$ mit $p=\frac{1+\gamma}{2}$ Chi-Quadrat: $c_1=\chi^2_{(p_1;f)}$ und $c_2=\chi^2_{(p_2;f)}$
- 4. Intervallgrenzen berechnen:
- Mittelwert: $[\bar{x} e; \bar{x} + e]$ mit $e = c \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$
- Varianz: $\left[\frac{(n-1)s^2}{c_2}; \frac{(n-1)s^2}{c_1}\right]$

Vertrauensintervall für Mittelwert

Eine Maschine produziert Schrauben. Bei einer Stichprobe von n =16 Schrauben wurde der Durchmesser gemessen:

- Mittelwert: $\bar{x} = 5.2 \text{ mm}$
- Standardabweichung: s = 0.15 mm
- Vertrauensniveau: $\gamma = 95\%$
- 1. Verteilungstyp:
- σ^2 unbekannt \rightarrow t-Verteilung
- f = n 1 = 15 Freiheitsgrade
- 2. Kritischer Wert:
- $p = \frac{1+0.95}{2} = 0.975$ $c = t_{(0.975;15)} = 2.131$

- 3. Intervallgrenzen: $e = 2.131 \cdot \frac{0.15}{\sqrt{16}} = 0.080$ $[\bar{x} e; \bar{x} + e] = [5.12; 5.28]$

Vertrauensintervall für Varianz

Für die obigen Schrauben soll ein 95%-Vertrauensintervall für die Varianz berechnet werden.

- 1. Verteilungstyp:
- Chi-Quadrat-Verteilung
- f = n 1 = 15 Freiheitsgrade

- 2. Kritische Werte: $p_1 = \frac{1-0.95}{2} = 0.025$ $p_2 = \frac{1+0.95}{2} = 0.975$ $c_1 = \chi^2_{(0.025;15)} = 6.262$
- $c_2 = \chi^2_{(0.975;15)} = 27.488$
- 3. Intervallgrenzen:
- $s^2 = 0.15^2 = 0.0225$
- $\theta_u = \frac{15 \cdot 0.0225}{27.488} = 0.0123$ $\theta_o = \frac{15 \cdot 0.0225}{6.262} = 0.0539$
- 4. Vertrauensintervall für σ^2 : [0.0123; 0.0539]

Bestimmung des Stichprobenumfangs

- 1. Gegebene Verteilung und Parameter:
- Normalverteilung mit σ^2 bekannt
- Vertrauensniveau γ
- Maximal zulässige Intervallbreite d
- 2. Kritischen Wert bestimmen:
- $p = \frac{1+\gamma}{2}$
- $c = u_p$ für Normalverteilung
- 3. Stichprobenumfang berechnen:
- $n \geq (\frac{2c\sigma}{d})^2$
- Auf nächste ganze Zahl aufrunden
- 4. Bei unbekannter Varianz:
- Vorerhebung durchführen
- Varianz schätzen
- t-Verteilung statt Normalverteilung

Stichprobenumfang bestimmen

Ein Prozess produziert Teile mit bekannter Standardabweichung $\sigma = 0.5$ mm. Der Mittelwert soll mit einer Genauigkeit von ± 0.2 mm bei einem Vertrauensniveau von 99% geschätzt werden.

- 1. Gesucht:
- Intervallbreite d = 0.4 mm
- $\gamma = 0.99$
- 2. Kritischer Wert: $p = \frac{1+0.99}{2} = 0.995$ $c = u_{0.995} = 2.576$

- 3. Stichprobenumfang: $n \ge (\frac{2 \cdot 2.576 \cdot 0.5}{0.4})^2 = 41.47$ n = 42 (aufgerundet)

Übersicht statistische Schätzverfahren

- 1. Punktschätzung:
- Maximum-Likelihood
- Momentenmethode
- Kleinste-Quadrate
- 2. Intervallschätzung:
- Vertrauensintervalle für Mittelwert
- Vertrauensintervalle für Varianz
- Vertrauensintervalle für Anteilswerte
- 3. Gütekriterien:
- Erwartungstreue
- Effizienz
- Konsistenz
- Minimale Varianz

Typische Prüfungsaufgaben

- 1. Maximum-Likelihood-Schätzung:
- Likelihood-Funktion aufstellen
- Logarithmieren
- Ableitung Null setzen
- ML-Schätzer bestimmen
- Maximum prüfen
- 2. Vertrauensintervalle:
- Verteilungstyp bestimmen
- Kritische Werte nachschlagen
- Intervallgrenzen berechnen
- Interpretation der Ergebnisse
- 3. Stichprobenumfang:
- Genauigkeitsanforderungen
- Vertrauensniveau
- Minimal notwendigen Umfang bestimmen

Beispiele

Erwartungstreue Schätzfunktion Grundgesamtheit mit Erwartungswert μ , Varianz σ^2 und Zufallsstichprobe X_1, X_2, X_3 . Die folgende Schätzfunktion ist gegeben:

$$\Theta_1 = \frac{1}{3} \cdot (2X_1 + X_2)$$

 $\Theta_1 = Schätzfunktion$

 $X_1, X_2 = \text{Zufallsvariablen}$ aus der Stichprobe

Ist diese Schätzfunktion erwartungstreu (Parameter: μ)?

$$E(\Theta_1) = E(\frac{1}{3} \cdot (2X_1 + X_2)) = \frac{1}{3} \cdot (2E(X_1) + E(X_2))$$
$$E(\Theta_1) = \frac{1}{3} \cdot (2\mu + \mu) = \frac{3\mu}{3} = \mu$$

 $E(\Theta_1) = \text{Erwartungswert der Schätzfunktion}$ $E(X_1), E(X_2) = \text{Erwartungswerte der einzelnen Zufallsvariablen}$ $\mu = \text{Wahrer Parameterwert}$

Da $E(\Theta_1) = \mu$ ist die Funktion erwartungstreu.

Intervallschätzung für die Varianz Für die Varianz σ^2 einer Normalverteilung mit Stichprobenumfang n = 10 und Stichprobenvarianz $s^2 = 16$ soll ein 99%-Vertrauensintervall berechnet werden.

1. Verteilungstyp: Chi-Quadrat-Verteilung

2. Freiheitsgrade: f=n-1=93. Quantile: $c_1=\chi^2_{(0.005;9)}=1.735,\ c_2=\chi^2_{(0.995;9)}=23.589$

4. Vertrauensintervall:

$$\frac{(n-1)s^2}{c_2} \le \sigma^2 \le \frac{(n-1)s^2}{c_1}$$

n = Stichprobenumfang

 $s^2 = \text{Stichprobenvarianz}$

 $c_1, c_2 = \text{Chi-Quadrat-Quantile}$ $\sigma^2 = \text{Wahre Varianz der Grundgesamtheit}$

$$\frac{9 \cdot 16}{23.589} \le \sigma^2 \le \frac{9 \cdot 16}{1.735}$$
$$6.10 \le \sigma^2 \le 82.99$$

Bernoulli-Anteilsschätzung Ein Vertrauensintervall für den Parameter peiner Bernoulli-Verteilung soll aus einer Stichprobe mit n = 100 und $\bar{x} = 0.42$ bei einem Vertrauensniveau von 95% berechnet werden.

1. Prüfen der Voraussetzung: $n\hat{p}(1-\hat{p}) = 100 \cdot 0.42 \cdot 0.58 = 24.36 > 9$

2. Quantil: $c = u_{0.975} = 1.96$

3. Standardfehler: $\sqrt{\frac{\bar{x}(1-\bar{x})}{n}} = \sqrt{\frac{0.42 \cdot 0.58}{100}} = 0.0494$

4. Vertrauensintervall:

$$0.42 \pm 1.96 \cdot 0.0494 = [0.323; 0.517]$$

n = Stichprobenumfang

 $\bar{x} = \text{Stichprobenmittelwert (Anteil der Erfolge)}$

 $\hat{p} = \text{Geschätzter Parameter der Bernoulli-Verteilung}$

 $u_{0.975} = 97.5$