

Mitschrift
Wahrscheinlichkeitstheorie und Statistik, WS
2015/16
Prof. Dr. Josef Hörwick

M. Zell

11. Januar 2016

Inhaltsverzeichnis

1	Hinweise	7
2	Allgemeines	8
3	Zufallsexperimente	8
3.1	2. Ereignisse	8
3.2	Zweimal Würfeln	9
3.3	Rechenregeln in der Mengenlehre	9
3.4	Zufallsvariable	9
3.5	Indikatorfunktionen	9
3.6	Zählvariable	10
4	Relative Häufigkeit	11
4.1	Relative Häufigkeit am Beispiel des Reißnagelversuchs	11
4.2	Relative Häufigkeit allgemein	11
4.3	Beispiel	11
4.4	Stabilisierung	11
4.5	Empirisches Gesetz	11
4.6	Übung 4.2 (Buch)	12
5	Deskriptive Statistik	12
5.1	Stabdiagramm	12
5.2	Histogramm	13
5.3	Lagemaße	13
5.4	Gewichtetes Mittel	13
5.5	Der empirische Median	14
5.5.1	Beispiel	14
5.5.2	Verallgemeinerung	14
5.6	Streuungsmaße	14
5.6.1	Die empirische Varianz	14
5.6.2	Beispiel	14
5.6.3	Beispiele für andere Streuungsmaße	15
5.6.4	Beispiel Medianabweichung	15
6	Endliche Wahrscheinlichkeitsräume	15
6.1	Einfache Folgerungen	15
6.2	Wie gibt man eine Wahrscheinlichkeitsverteilung an?	16
6.3	Beispiel	16
6.4	Verteilung einer Zufallsvariablen	17
6.4.1	Beispiel	17
6.4.2	Übung 6.10	17
7	Laplace-Modelle	17
7.1	Beispiel Zweimal Würfeln	17
7.2	Beispiel Zwei farbige Würfel	18
7.3	Beispiel Drei Würfel	18
7.4	Beispiel Faires Spiel	18
7.5	Hausaufgabe Ziegenproblem	18
7.6	Lösung Ziegenproblem	19

7.7 Übung 7.5	19
8 Kombinatorik	19
8.1 Anzahl der k -Tupel ohne Wiederholungen	20
8.2 Beispiele	20
8.3 Pascalsches Dreieck	20
8.4 Binomische Formel	20
8.5 Beispiel	21
8.6 Permutationen	21
8.7 Das Stimmzettelproblem	22
9 Urnenmodell, Teilchen-Fächer-Modell	23
9.1 Urnenmodell	23
9.2 Teilchen-Fächer-Modell	23
9.3 Die Semmelaufgabe	25
9.3.1 Modell: Teilchen unterscheidbar	25
9.3.2 Modell: Teilchen nicht unterscheidbar	25
9.3.3 Auswertung Ergebnisse	25
9.4 Beispiel: 2 Fächer, 2 Kugeln	25
9.5 Übung 9.5	25
10 Erste Kollision	26
10.1 Beispiel: Schulklasse	26
11 Die Siebformel	27
11.1 Beispiel	27
11.2 Siebformel allgemein	27
11.3 Beispiel Siebformel mit vier Mengen	27
11.4 Sonderfall	27
11.5 Aufgabe Permutationen der Zahlen von 1 bis n	27
11.6 Beispiel Glücksspiel	28
11.7 Beispiele 5 Briefe und 5 Umschläge	28
12 Erwartungswert	29
12.1 Beispiel Würfeln	29
12.2 Andere Berechnung des Erwartungswertes	29
12.3 Beispiel Würfeln mit zwei Würfeln	29
12.4 Satz	29
12.5 Beispiel Rekorde	30
12.6 Näherungsformel	30
12.7 Sortieralgorithmus	32
12.8 Beispiel	32
12.9 Transformationsformel	32
12.10 Beispiel würfeln mit zwei Würfeln	33
13 Stichprobenentnahme	33
13.1 Lotterie Keno	34

14 Mehrstufige Experimente	34
14.1 Beispiel	34
14.1.1 Modellierung durch einen Baum	34
14.1.2 Wahrscheinlichkeit eines Pfades	35
14.2 Modellierung mehrstufiger Experimente	35
14.3 Sonderfall: unabhängige Experimente	35
14.4 Das Polya'sche Urnenschema	35
14.5 Beispiel	37
14.6 Beispiel	37
15 Bedingte Wahrscheinlichkeiten	39
15.1 Bedingte Wahrscheinlichkeit für einzelne Ausgänge	39
15.2 Beispiel	39
15.3 Beispiel	39
15.4 Umstellung der Formel	40
15.5 Beispiel	40
15.6 Bayes-Formel	40
15.7 Beispiel Urne mit 2 Kugeln, n mal ziehen mit Rücklegen, 3 Fälle möglich	42
15.8 Beispiel Würfeln	43
15.9 Beispiel Test auf Krankheit	43
15.10 Verblüffende Beispiele	44
16 Stochastische Unabhängigkeit	44
16.1 Beispiel	46
16.2 Unabhängigkeit bei Produktexperimenten	46
16.3 Beispiel 3mal würfeln	46
16.4 Vergrößerung	46
16.5 Beispiel Lotto 6 aus 49	46
16.6 Beispiel Gruppenscreening	47
16.7 Beispiel	47
16.8 p gegeben, Gruppengröße ausrechnen.	47
17 Gemeinsame Verteilung von Zufallsvariablen	47
17.1 Beispiel 2 mal würfeln	49
17.2 Funktionen von Zufallsvariablen/-größen	49
17.3 Beispiel 2 mal würfeln	49
17.4 Unabhängigkeit von 2 Zufallsvariablen	50
17.4.1 Beispiel	50
17.5 Summe von zwei unabhängigen Zufallsgrößen	51
17.6 Beispiel	51
17.7 Standardmodell	51
18 Binomial- und Multinomialverteilung	51
18.1 Verallgemeinerung zur Multinomialverteilung	52
18.2 Beispiel	52
18.3 Beispiel	52
19 Pseudozufallszahlen	53
19.1 Simulation eines Experiments mit Hilfe des Pseudozufallsgenerators	53

20 Varianz	54
20.1 Beispiel	54
20.2 Varianz der Indikatorfunktion $I_A = I\{A\}$	54
20.3 Rechenregeln der Varianz	54
21 Standardisierung einer Zufallsgröße	56
21.1 Die Tschebyschow-Ungleichung	56
21.2 Beispiel	56
21.3 Aufgabe 1	57
21.4 Aufgabe 2	57
21.5 Aufgabe 3	57
22 Kovarianz	59
22.1 Folgerung	59
22.2 Beispiel	60
22.3 Varianz einer Indikatorsumme	60
22.4 Beispiel Binomialverteilung $\text{Bin}(n,p)$	60
22.5 Beispiel hypergeometrische Verteilung	61
22.6 Beispiel Permutationen	61
22.7 Korrelationskoeffizient	61
22.8 Folgerungen	62
22.9 Beispiel	63
23 Überbestimmte LGS	63
23.1 Aufgabe	63
23.2 Beispiel Methode der kleinsten Quadrate	63
23.3 Zusammenhang mit der Wahrscheinlichkeitsrechnung	64
24 Diskrete Wahrscheinlichkeitsräume	66
24.1 Beispiel	66
24.2 St. Petersburgs Spiel	66
24.3 Spieler-Ruin-Problem	66
25 Exkurs wichtige Reihen	68
25.1 Aufgabe 22.2	69
26 Wartezeitprobleme	69
27 Lösung für die Prüfung SS 2012	73
27.1 zu 1)	73
27.1.1 zu 1a)	73
27.1.2 zu 1b)	73
Stichwortverzeichnis	74

Abbildungsverzeichnis

1	Reißnagelversuch	11
2	Stabilisierung	12
3	Stabdiagramm Stimmenverteilung	12
4	Beispiel für ein Histogramm	13
5	Beispiel Vier Stühle	19
6	Pascalsches Dreieck	20
7	Veranschaulichung bijektive Abbildung	23
8	Teilchen-Fächer-Modell	24
9	Teilchen-Fächer-Modell	24
10	Rosinensammeln 1	25
11	Beispiel: 2 Fächer, 2 Kugeln	26
12	Glücksrad	29
13	Wir berechnen die Flächen der roten Rechtecke unterhalb der Funktion $f(x) = \frac{1}{x}$	30
14	Modellierung mittels Baum	34
15	Beispiel Schachteln	37
16	Beispiel	40
17	Beispiel Urne	42
18	Beispiel Würfeln:	43
19	Beispiel Test auf Krankheit	43
20	Beispiel Familie 2	44
21	Beispiel Unabhängigkeit	46
22	Zwei Zufallsvariablen	48
23	Funktionen von Zufallsvariablen/-größen	49
24	Zufallszahlen zwischen 0 und 1	53
25	Simulation eines Experiments	53
26	Beweis	55
27	Beweis	56
28	Beispiel	56
29	Beweis	58
30	Methode der kleinsten Quadrate	64
31	Punktewolken und Geraden	65
32	Spieler-Ruin-Problem	67
33	Wahrscheinlichkeitsbaum	73

1 Hinweise

Diese Mitschrift basiert auf der Vorlesung „Wahrscheinlichkeitstheorie und Statistik“ von Prof. Dr. Josef Hörwick im WS 2015/16. Du kannst sie gerne benutzen, kopieren und an andere weitergeben. Auch in der Prüfung - soweit zugelassen¹ - kannst du sie gerne als Hilfsmittel verwenden, wenn das meine Nutzung als Prüfungshilfsmittel nicht in irgendeiner Weise beeinträchtigt.

Natürlich besteht kein Anspruch auf Aktualität, Richtigkeit, Fortsetzung meines Angebots oder dergleichen. Sollten dir Fehler auffallen oder solltest du Verbesserungsvorschläge haben, würde ich mich über eine E-Mail (zell@hm.edu) freuen. Wenn du mir als kleines Dankeschön z.B. ein Club-Mate² ausgeben möchtest, findest du mich meistens hier: <http://fi.cs.hm.edu/fi/rest/public/timetable/group/if3b>. Wenn nicht, ist es auch ok ;-)

Nach der Prüfung werde ich den L^AT_EX-Quelltext veröffentlichen, damit die Mitschrift weitergeführt, korrigiert und ergänzt werden kann.

Viele Grüße
M. Zell

¹http://www.cs.hm.edu/meinstudium/studierenden_services/fi_pruefungskatalog.de.html

²<http://www.clubmate.de/ueber-club-mate.html>

2 Allgemeines

- kein Skript. Alles wichtige steht an der Tafel.
- Literatur: Norbert Henze, Stochastik für Einsteiger, Vieweg/Teubner
- keine Hausaufgaben
- Übungsaufgaben gibt es immer zwischendurch und alte Prüfungsaufgaben gegen Ende des Semesters

3 Zufallsexperimente

Experimente: Würfeln, Ergebnismenge $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$, Münze werfen: $\Omega = \{K, Z\}$. Solange würfeln bis eine 6 kommt: $\Omega = \{1, 2, 3, 4, \dots\} = \mathbb{N}$

n Einzelexperimente \Rightarrow Kartesisches Produkt: $\Omega_1, \Omega_2, \dots, \Omega_n, \Omega = \Omega_1 \times \Omega_2 \times \dots \times \Omega_n$

„Man kann mehrere Experimente auch zusammenfassen“

Zum Beispiel erst würfeln, dann Münze:

$$\Omega_1 = \{1, \dots, 6\}, \Omega_2 = \{K, Z\} \Rightarrow \Omega = \{(a, b) | a \in \Omega_1, b \in \Omega_2\}$$

$$\text{Zweimal nacheinander würfeln: } \underbrace{\Omega}_{1. \text{ Wurf}} = \{(\underbrace{a}_{1.}, \underbrace{b}_{2. \text{ Wurf}}) : 1 \leq a, b \leq 6\}$$

$$\text{Mit rotem und grünen Würfel gleichzeitig: } \Omega = \{(\underbrace{a}_{\text{grüner}}, \underbrace{b}_{\text{roter}}) | 1 \leq a, b \leq 6\}$$

In einer Urne sind die Kugeln 1 bis n. Es wird k mal mit Rücklegen gezogen:

$$\Omega = \{(\underbrace{a_1}_{1. \text{ Zug}}, \underbrace{a_2}_{2. \text{ Zug}}, \dots, a_k) | 1 \leq a_i \leq n\}$$

In einer Schachtel mit den Kugeln 1, 2, 3, 4 werden zwei mit einem Griff gezogen. Wie sieht Ω aus?

$$\Omega = \{\{a_1, a_2\} | a_1 \neq a_2, 1 \leq a_1, a_2 \leq 4\}$$

$$\Omega = \{\{a_1, a_2\} | 1 \leq a_1, a_2 \leq 4, a_1 < a_2\}$$

$$\text{Lotto: 6 Kugeln aus 49: } \Omega = \{(\underbrace{a_1}_{1. \text{ Kugel}}, \underbrace{a_2}_{2. \text{ Kugel}}, a_3, a_4, a_5, a_6) | a_i \text{ sind verschieden}\}$$

(mit Reihenfolge)

$$\Omega = \{(a_1, \dots, a_6) | a_1 < a_2 < a_3 < a_4 < a_5 < a_6\} \text{ (ohne Reihenfolge)}$$

3.1 2. Ereignisse

$A \subset \Omega$ heißt Ereignis, Ergebnis ω . A ist eingetreten, wenn $\omega \in A$.

$\{\omega\}$ Elementarereignis

Ω sicheres Ereignis

\emptyset unmögliches Ereignis

$A \cap B$ A und B sind eingetreten.

$A \cup B$ A oder B

$$A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n$$

$$A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n$$

$B \setminus A = \{\omega \in B : \omega \notin A\}$ B minus A.

Gegenseitiges Komplement: $\overline{A} = \Omega \setminus A = \{\omega : \omega \notin A\}$

A, B heißen disjunkt, wenn $A \cap B = \emptyset$. Für $A \cup B$ schreibt man dann $A + B$

3.2 Zweimal Würfeln

A: erster Wurf 5 $\Rightarrow A = \{(5, 1), (5, 2), \dots, (5, 6)\}$

B: zweiter Wurf höher als erster $\Rightarrow B = \{(1, 2), (1, 3), (1, 4), (1, 5), (1, 6), (2, 3), (2, 4), (2, 5), (2, 6), (3, 4), (3, 5), (3, 6), (4, 5), (4, 6), (5, 6)\}$

3.3 Rechenregeln in der Mengenlehre

Kommutativ: $A \cap B = B \cap A$ und $A \cup B = B \cup A$

Assoziativ: $A \cap (B \cap C) = (A \cap B) \cap C$ und $A \cup (B \cup C) = (A \cup B) \cup C$

De Morgan: $\overline{(A \cup B)} = \bar{A} \cap \bar{B}$ und $\overline{(A \cap B)} = \bar{A} \cup \bar{B}$, Beispiel: $|A \cup B| = |A| + |B| - |A \cap B|$

Distributiv: $A \cap (B \cup C) = (A \cap B) \cup (A \cap C)$ und $A \cup (B \cap C) = \underbrace{(A \cup B)}_L \cap \underbrace{(A \cup C)}_R$

Beweis $L = R$

$$1. x \in L \Rightarrow x \in R \Rightarrow L \subset R$$

$$2. x \in R \Rightarrow x \in L \Rightarrow R \subset L$$

$$\Rightarrow R = L \square$$

3.4 Zufallsvariable

Abbildung: $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ heißt Zufallsvariable, z.B. zweimal würfeln. X ist die

Augensumme: $X(\omega_1, \omega_2) = \omega_1 + \omega_2$

X_1 : erste Augenzahl

X_2 : zweite Augenzahl

$$X = X_1 + X_2$$

$$(X_1 + X_2)(\omega) = X_1(\omega) + X_2(\omega) = \omega_1 + \omega_2$$

Abkürzungen $\{X = K\} = \{\omega \in \Omega | X(\omega) = K\}$

Augensumme mindestens 10: $\{X \geq 10\}$

Augensumme zwischen 3 und 8: $\{3 \leq X \leq 8\}$

Wertebereich von X ist $X(\Omega) = \{X(\omega) : \omega \in \Omega\}$

Arithmetik mit Zufallsvariable (ZV):

$$(X \cdot Y)(\omega) = X(\omega) \cdot Y(\omega)$$

$$(a \cdot X)(\omega) = a \cdot X(\omega)$$

$$\{X \leq Y\} = \{\omega \in \Omega | X(\omega) \leq Y(\omega)\}$$

3.5 Indikatorfunktionen

$I_A(\omega) = 1$, falls $\omega \in A$, sonst 0 ($A \in \Omega$). Die Indikatorfunktion I zeigt an, ob das Ereignis eingetreten ist oder nicht.

$$I_{A \cap B} = I_A \cdot I_B$$

$I_A = I\{A\}$ sind mögliche Schreibweisen im Buch. $I_{A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n} = I_{A_1} \cdot I_{A_2} \cdot \dots \cdot I_{A_n}$
 $I_{\bar{A}} = 1 - I_A$
 $I_A = I_A \cdot I_A$

3.6 Zählvariable

A_1, \dots, A_n Ereignisse: $X = I_{A_1} + I_{A_2} + \dots + I_{A_n}$. X zählt, wie viele Ereignisse A_1, \dots, A_n eingetreten sind.

$X(\omega) = \text{Anzahl der } A_i, \text{ in denen } \omega \text{ liegt. } \{X = n\} = A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n \text{ und } \{X = 0\} = \bar{A}_1 \cap \bar{A}_2 \cap \dots \cap \bar{A}_n$

Beispiel: Ein Treffer (1), Niete (0) Experiment wird n mal wiederholt.

$\Omega = \{(a_1, a_2, \dots, a_n) : a_i = 1/0\}$

$A_j = \{\omega : \omega_j = 1\}$ in j -ten Versuch Treffer

$X = I_{A_1} + I_{A_2} + \dots + I_{A_n}$ zählt Anzahl der Treffer

$X(\omega) = X(\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n) = \omega_1 + \omega_2 + \dots + \omega_n$

Übung 3.5 (Buch) $\Omega = \{(\omega_1, \omega_2, \omega_3) | 1 \leq \omega_i \leq 6\}$

$X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$

$(\omega_1, \omega_2, \omega_3) \rightarrow 100$ wenn $\omega_1 = 6$

$(\omega_1, \omega_2, \omega_3) \rightarrow 50$, falls $\omega_2 = 6$ und $\omega_1 \neq 6$

$(\omega_1, \omega_2, \omega_3) \rightarrow 10$, falls $\omega_2 = 6$ und $\omega_1, \omega_3 \neq 6$

$(\omega_1, \omega_2, \omega_3) \rightarrow -30$, falls $\omega_1, \omega_2, \omega_3 \neq 6$

4 Relative Häufigkeit

4.1 Relative Häufigkeit am Beispiel des Reißnagelversuchs

Ein Reißnagel wurde 300 mal geworfen. Er kann grundsätzlich in den zwei Positionen 1 und 0 landen (Abb. 1). Die absoluten Häufigkeiten sind: 1 kommt 124 mal, 0 kommt 176 mal vor. Die relative Häufigkeit von 1 beträgt $\frac{124}{300} = 0.413 = 41,3\%$, die von 0 beträgt $\frac{176}{300} = 0.586 = 58,6\%$.

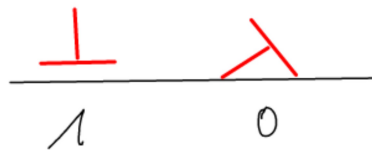


Abbildung 1: Der Reißnagel kann auf seinem Kopf landen (1) oder eben nicht (0)

4.2 Relative Häufigkeit allgemein

Einzelexperiment mit Ergebnismenge Ω wird n mal wiederholt. Dadurch entsteht ein Datenvektor $(\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n), \omega_i \in \Omega$. Jedem Ereignis A von Ω können wir eine relative Häufigkeit zuordnen: $r(A) = |\{j : 1 \leq j \leq n \text{ und } \omega_j \in A\}| \cdot \frac{1}{n}$. Für diese relative Häufigkeit gilt:

1. $0 \leq r(A) \leq 1$
2. $r(\Omega) = 1$
3. $r(A + B) = r(A) + r(B)$

„Dieser Datenvektor steht fest und kann nachträglich nicht mehr geändert werden.“
 „Die relative Häufigkeit von A \approx Wahrscheinlichkeit von A .“

4.3 Beispiel

$\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}, n = 10$, Datenvektor: $(5, 1, 1, 6, 2, 3, 4, 2, 1, 5)$, Ereignisse: $A = \{1, 2\}, B = \{3, 4\}, A \cap B = \emptyset$
 $r(A) = 5 \cdot \frac{1}{10} = \frac{5}{10}$ und $r(B) = 2 \cdot \frac{1}{10} = \frac{2}{10}$
 $r(A \cup B) = \frac{7}{10}$

4.4 Stabilisierung

Angenommen Datenvektor sehr lang ($n = 10000$), Ereignis $A \subset \Omega$. Man berechnet die $r_k(A)$ indem man die ersten k Daten berücksichtigt, also: $r_{10}(A), r_{11}(A), r_{12}(A), \dots, r_{10000}(A)$
 $r_k(A) = |\{j : 1 \leq j \leq k \text{ und } \omega_j \in A\}| \cdot \frac{1}{k}$

4.5 Empirisches Gesetz

Von der Stabilisierung der relativen Häufigkeit von A . Für $k \rightarrow \infty$ läuft $r_k(A)$ gegen einen festen Wert $P(A)$.

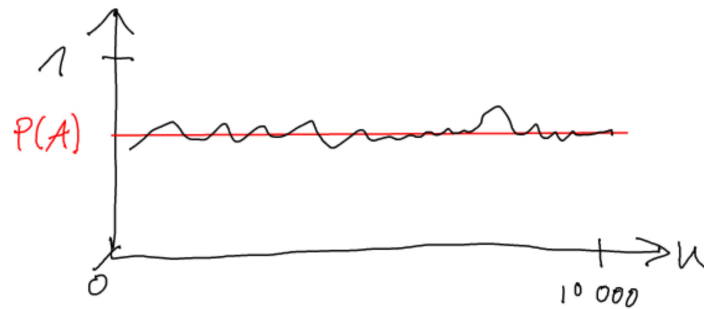


Abbildung 2: Das Diagramm zeigt beispielhaft, was unter Stabilisierung gemeint ist.

4.6 Übung 4.2 (Buch)

Lotto 6 aus 49. Die ersten 2058 Ziehungen enthielten 198 mal die 13 und 248 mal die 43 ($\Omega = \{(a_1 < a_2 < a_3 < a_4 < a_5 < a_6) : 1 \leq a_i \leq 49\}$). Der Datenvektor hat die Länge $n = 2058$.

A_{13} : "13 wird gezogen", $r(A_{13}) = \frac{198}{2058} = 0.096$

A_{43} : "43 wird gezogen", $r(A_{43}) = \frac{248}{2058} = 0.120$

Wie groß ist die relative Häufigkeit einer Zahl, wenn jede Zahl gleich oft gezogen wird?

Gezogene Kugeln: $6 \cdot 2058$

Jede gleich oft: $\frac{6 \cdot 2058}{49} = 252 \Rightarrow r(A_k) = \frac{252}{2058} = \frac{6}{49}$

5 Deskriptive Statistik

5.1 Stabdiagramm

Bundestagswahl mit $n = 43371190$ gültigen Zweitstimmen. Dabei entsteht das folgende Stabdiagramm (Abb. 3).

„Beispiel aus dem Buch (Seite 24)“

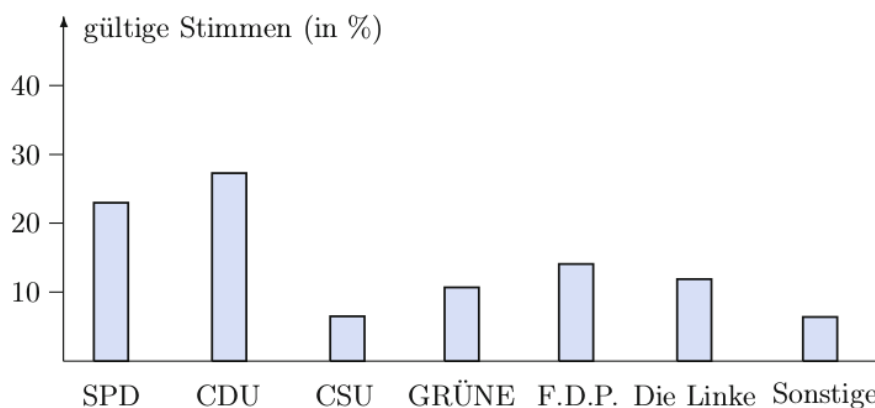


Abbildung 3: Aufteilung der Parteien in % (Quelle: Buch)

5.2 Histogramm

Bei 1000 Glühbirnen wurde die Lebensdauer getestet.

Stunden	ausgefallene Glühbirnen	relative Häufigkeit	Höhe
0-50	20	0.02	0.0004
50-200	80	0.08	0.00053
200-400	120	0.12	0.0006
400-600	180	0.18	0.0009
600-800	500	0.5	0.0025
800-1000	100	0.1	0.0005

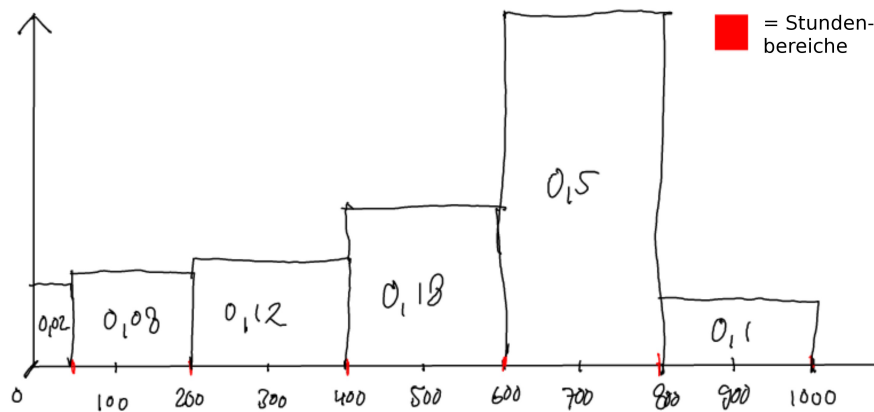


Abbildung 4: Rechteckfläche = relative Häufigkeit, Höhe \times Breite = relative Häufigkeit, Höhe = $\frac{\text{relative Häufigkeit}}{\text{Breite}}$

5.3 Lagemaße

x_1, \dots, x_n Zahlen. Suche Zahl l für die "grobe Lage".

Forderung: $l(x_1 + a, x_2 + a, \dots, x_n + a) = l(x_1, \dots, x_n) + a$

arithmetisches Mittel: $\bar{x} = \frac{1}{n}(x_1 + x_2 + \dots + x_n)$ Forderung erfüllt!

Aufgabe Für welches $t \in \mathbb{R}$ ist $\sum_{i=1}^n (x_i - t)^2$ minimal? Für $t = \bar{x}$! Wegen:

$$f(t) = \sum_{i=1}^n (x_i - t)^2$$

$$f'(t) = -\sum_{i=1}^n 2(x_i - t) = 0$$

$$\sum_{i=1}^n (x_i - t) = 0$$

$$\sum_{i=1}^n x_i = n \cdot t$$

$$t = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} = \bar{x}$$

5.4 Gewichtetes Mittel

Werte	a_1	a_2	\dots	a_n
Gewichte	g_1	g_2	\dots	g_n

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n g_i a_i}{\sum_{i=1}^n g_i}$$

Beispiel Schulnoten Noten: 2,4,6,3,4,2,5

Gewicht: 1,5,1,3,3,5,1

$$\text{Endnote} = \frac{1 \cdot 2 + 5 \cdot 4 + 1 \cdot 6 + 3 \cdot 3 + 3 \cdot 4 + 5 \cdot 2 + 1 \cdot 5}{1 + 5 + 1 + 3 + 3 + 5 + 1} = 3.37$$

5.5 Der empirische Median

Die Stichprobe ist der Größe nach sortiert, also $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$. Der Median $x_{\frac{1}{2}} = x_{0.5} = x_{50\%} = x_{\frac{n+1}{2}}$, falls ungerade und $x_{0.5} = \frac{1}{2}(x_{\frac{n}{2}} + x_{\frac{n}{2}+1})$

5.5.1 Beispiel

1. $3, 4, 5, 6, 7 \Rightarrow x_{0.5} = 5$
2. $3, 4, 5, 6, 7, 8 \Rightarrow x_{0.5} = 5.5$
3. $3, 3, 4, 5, 6, 20 \Rightarrow x_{0.5} = 4.5$; vgl. dazu das arithmetische Mittel: $\bar{x} = \frac{3+3+4+5+6+20}{6} = 6.8$

Der Median unempfindlich gegen Ausreißer, das arithmetische Mittel nicht.
Minimiere $\sum_{j=1}^n |x_j - t|$. Bei welchem t minimal? Beim Median: 3 3 4 | 5 6 7

5.5.2 Verallgemeinerung

Für den Median $x_{0.5}$ gilt:

- Mindestens 50% der Werte sind $\leq x_{0.5}$
- Mindestens 50% der Werte sind $\geq x_{0.5}$

„Links und rechts vom Median sind gleich viele Werte.“

Der p Quantil x_p

- Mindestens $p \cdot 100\%$ der Werte sind $\leq x_p$
- Mindestens $100\% - p \cdot 100\%$ der Werte sind $\geq x_p$

5.6 Streuungsmaße

σ Streuungsmaß

Formel: $\sigma(x_1, \dots, x_n) = \sigma(a + x_1, a + x_2, \dots, a + x_n)$

5.6.1 Die empirische Varianz

Daten: x_1, \dots, x_n

arithmetische Mittel: \bar{x}

Varianz: $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2$

empirische Standardabweichung: $\sqrt{s^2}$

5.6.2 Beispiel

5, 5, 7, 8, 9

$\bar{x} = \frac{1}{5}(5 + 5 + 7 + 8 + 9) = 6.8$

$s^2 = \frac{1}{4}[(5 - 6.8)^2 + (5 - 6.8)^2 + (7 - 6.8)^2 + (8 - 6.8)^2 + (9 - 6.8)^2] = 3.2$

$s = \sqrt{3.2} = 1.78$

Einheiten:

Meßwerte, Mittel, Standardabweichung: m

Varianz: m^2

5.6.3 Beispiele für andere Streuungsmaße

1. mittlere absolute Abweichung: $\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n |x_j - \bar{x}|$
2. Medianabweichung: x_1, \dots, x_n , Median: $x_{0.5}$
 $|x_1 - x_{0.5}|, |x_2 - x_{0.5}|, \dots, |x_n - x_{0.5}|$ und davon wählt man nun den Median.

5.6.4 Beispiel Medianabweichung

5, 5, 7, 8, 9 $\Rightarrow x_{0.5} = 7$

Abstände: $|5 - 7|, |5 - 7|, |7 - 7|, |8 - 7|, |9 - 7|$, also 2, 2, 0, 1, 2 $\Rightarrow 0, 1, 2, 2, 2 \Rightarrow$
 Median ist 2 \rightarrow Medianabweichung: 2

6 Endliche Wahrscheinlichkeitsräume

endliche Ergebnismenge: Ω

Potenzmenge von $\Omega \rightarrow \mathbb{R}$: P

$A \rightarrow P(A)$

mit

1. $P(A) \geq 0$
2. $P(\Omega) = 1$
3. $P(A + B) = P(A \cup B) = P(A) + P(B), A \cap B = \emptyset$

P heißt Wahrscheinlichkeit, Wahrscheinlichkeitsmaß oder auch Wahrscheinlichkeitsverteilung. $P(A)$ heißt Wahrscheinlichkeit von A . Also: Jede Teilmenge von Ω bekommt eine Wahrscheinlichkeit.

6.1 Einfache Folgerungen

1. $P(\emptyset) = 0$
2. $P(\sum_{j=1}^n A_j) = \sum_{j=1}^n P(A_j)$
3. $0 \leq P(A) \leq 1$
4. $P(\bar{A}) = 1 - P(A)$
5. $A \subset B \Rightarrow P(A) \leq P(B)$
6. $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$
7. $P(\bigcup_{j=1}^n A_j) \leq \sum_{j=1}^n P(A_j)$

Beweis. 1. $P(\Omega) = P(\Omega + \emptyset) = P(\Omega) + P(\emptyset) \Rightarrow P(\emptyset) = 0$

2. Induktionsbeweis

3. $1 = P(\Omega) = P(A + \bar{A}) = P(A) + P(\bar{A}) \Rightarrow P(A) = 1 - P(\bar{A}) \leq 1$

4. $1 = P(A) + P(\bar{A})$

5. $B = A + B \setminus A, P(B) = P(A) + P(B \setminus A) \Rightarrow P(A) \leq P(B)$

$$\begin{aligned}
6. \quad & P(A \cup B) = P(A \setminus B) + P(A \cap B) + P(B \setminus A) \\
& P(B) = P(A \cap B) + P(B \setminus A) \\
& P(A) = P(A \cap B) + P(A \setminus B) \\
& \Rightarrow P(A \cup B) = P(A) - P(A \cap B) + P(A \cap B) + P(B) - P(A \cap B) \Rightarrow \\
& P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)
\end{aligned}$$

7. richtig für $n = 2$, Induktionsbeweis

□

6.2 Wie gibt man eine Wahrscheinlichkeitsverteilung an?

$$\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n\}$$

Kennt man $P(\{\omega_1\}), \dots, P(\{\omega_n\})$ - Abkürzung: $P(\{\omega_1\}) = p(\omega_1)$ -, so kennt man ganz P .

$$P(A) = P(\{\omega_1, \omega_2, \omega_3\}) = P(\{\omega_1\}) + P(\{\omega_2\}) + P(\{\omega_3\}).$$

Weiter muss gelten: $p(\omega_1) + p(\omega_2) + \dots + p(\omega_n) = 1$

Man zeigt: $0 \leq p(\omega_1) \leq 1$ beliebig mit $\sum_{i=1}^n p(\omega_i)$ so hat man eine Wahrscheinlichkeitsverteilung.

6.3 Beispiel

$$\Omega : 2, 3, 5, 6, 7$$

$$p : 0.1, 0.1, 0.2, 0.3, 0.3$$

$$A = \{3, 5\} \Rightarrow P(A) = 0.1 + 0.2 = 0.3$$

6.4 Verteilung einer Zufallsvariablen

$X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ Auf Ω haben wir eine Wahrscheinlichkeitsverteilung P .

$W = X(\Omega)$ Wertemenge von X .

$W = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$

Auf W haben wir die Wahrscheinlichkeitsverteilung P^x :

$B \subset W$

$P^x(B) = P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) \in B\}) = P(X \in B)$ (Die Wahrscheinlichkeit, dass X einen Wert von B annimmt.)

P^x heißt die Verteilung von X .

Für $B \subset \mathbb{R}$ kann man schreiben: $P^x(B) = P(X \in B) = P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) \in B\})$

6.4.1 Beispiel

P	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{6}$
Ω	1	2	3	4	5	6
	\downarrow	\downarrow	\downarrow	\downarrow	\downarrow	\downarrow
X	0	5	5	10	1	0

mit $\omega = \{0, 1, 5, 10\}$

$$P^x(\{0\}) = P(X = 0) = P(\{1, 6\}) = \frac{2}{6}$$

$$P^x(\{1\}) = P(X = 1) = P(\{5\}) = \frac{1}{6}$$

$$P^x(\{5\}) = P(X = 5) = P(\{2, 3\}) = \frac{2}{6}$$

$$P^x(\{10\}) = P(X = 10) = P(\{4\}) = \frac{1}{6}$$

Neues Zufallsexperiment: $\Omega = \{0, 1, 5, 10\}$

Wahrscheinlichkeit P auf Ω : $p(0) = \frac{2}{6}, p(1) = \frac{1}{6}, p(5) = \frac{2}{6}, p(10) = \frac{1}{6}$

6.4.2 Übung 6.10

Konstruiere (Ω, P) mit (A, B) und $P(A \cap B) \geq 9 \cdot P(A) \cdot P(B)$ mit $\Omega = \{1, 2, \dots, n\}, p(i) = \frac{1}{n}$.

$$P(A \cap B) = \frac{t}{n}, P(A) = \frac{s+t}{n}, P(B) = \frac{t+u}{n}$$

$$\frac{t}{n} \geq 9 \cdot \frac{s+t}{n} \cdot \frac{t+u}{n} | n^2$$

$$t \cdot n \geq 9(s+t)(t+u)$$

$$n \geq \frac{9(s+t)(t+u)}{t}$$

$$\text{z.B. } s = 2, t = 2, u = 2 \Rightarrow n \geq \frac{9 \cdot 4 \cdot 4}{2} \Rightarrow n \geq 72$$

Also: $\Omega = \{1, 2, \dots, 72\}, A = \{1, 2, 3, 4\}, B = \{3, 4, 5, 6\}$

7 Laplace-Modelle

Laplace-Experiment: endlich viele Ausgänge/Ergebnisse mit derselben Wahrscheinlichkeit. $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n\}$

$$P(\{\omega_i\}) = p(\omega_i) = \frac{1}{n}$$

$$P(A) = \frac{|A|}{n} = \frac{\text{Anzahl günstige Fälle}}{\text{Anzahl alle Fälle}}$$

„Jedes Ergebnis ist gleich wahrscheinlich.“

7.1 Beispiel Zweimal Würfeln

Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass die Augensumme 5 ist?

$$\Omega = \{(i, j) : 1 \leq i, j \leq 6\}, |\Omega| = 36$$

$$X(i, j) = i + j$$

$$P(X = 5) = P(\{(1, 4), (2, 3), (3, 2), (4, 1)\}) = \frac{4}{36} = \frac{1}{9}$$

7.2 Beispiel Zwei farbige Würfel

Zwei weiße Würfel werden gleichzeitig geworfen. $\Omega = \{(i, j) : 1 \leq i, j \leq 6 \text{ und } i \leq j\}$. Aber nicht jeder Ausgang ist gleich wahrscheinlich! \Rightarrow kein Laplace-Experiment. Nun denken wir uns die Würfel grün (i) und rot (j) $\Rightarrow \Omega' = \{(i, j) : 1 \leq i, j \leq 6\}$.

$$P(5 \text{ und } 6) = P\{(5, 6), (6, 5)\} = \frac{2}{36}$$

$$P(6 \text{ und } 6) = P(6, 6) = \frac{1}{36}$$

7.3 Beispiel Drei Würfel

Drei Würfel werden gleichzeitig geworfen. Gesucht wird $P(\text{Augensumme } 5)$.

$$P(\{(1, 1, 3), (1, 2, 2), (1, 3, 1), (2, 1, 2), (2, 2, 1), (3, 1, 1)\}) = \frac{6}{6^3} = \frac{1}{36}$$

7.4 Beispiel Faires Spiel

A, B spielen ein faires Spiel. Einsatz 10 Taler. Wer zuerst 6 mal gewonnen hat, bekommt den Einsatz. A hat 5 Runden gewonnen, B 3 Runden. Es kommt zu einer Spielunterbrechung. Wie kann man nun den Einsatz von 20 Talern fair verteilen?

Nun stellen wir uns vor, dass das Spiel dreimal fortgesetzt wird:

A gewinnt: AAA, BAA, ABA, AAB, ABB, BAB, BBA

B gewinnt: BBB

Es handelt sich um ein Laplace-Experiment, da jeder Ausgang gleich wahrscheinlich ist nämlich: $\frac{1}{8} \Rightarrow$

$P(\text{B gewinnt}) = \frac{1}{8}$, $P(\text{A gewinnt}) = \frac{7}{8}$. Wir teilen den Einsatz entsprechend der Wahrscheinlichkeiten auf. Wenn man das Spiel n mal fertig spielt, wird in $\approx \frac{1}{8}$ der Fälle B den Einsatz bekommen, in $\approx \frac{7}{8}$ der Fälle A.

Aufteilung: B bekommt $\frac{20}{8} = 2,50$ Taler und A 17,50 Taler.

7.5 Hausaufgabe Ziegenproblem

In Amerika gab es eine Show, da konnte man etwas gewinnen. Es gab drei Tore mit Gewinnen dahinter, eines mit einem Ferrari und zwei Ziegen. Der Teilnehmer wählt ein Tor. Der Quizmaster hilft und öffnet ein Tor mit einer Ziege. Der Quizmaster fragt, ob der Teilnehmer sein Tor beibehalten oder wechseln will. Wie soll sich der Teilnehmer entscheiden?

7.6 Lösung Ziegenproblem

Der Kandidat wählt Tor 1. Der Showmaster öffnet Tor 3 und man sieht eine Ziege. Was ist besser, bei 1 bleiben oder auf 2 wechseln?

Der Standhafte bleibt bei 1. $P(\text{gewinnt}) = \frac{1}{3}$

Der Wechsler wechselt zu 2. $P(\text{gewinnt}) = P(\text{hinter 1 ist eine Ziege}) = \frac{2}{3}$

7.7 Übung 7.5

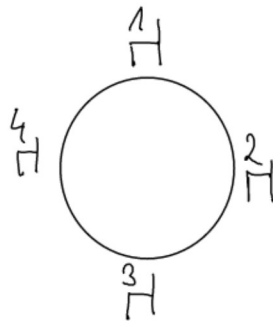


Abbildung 5: Beispiel vier Stühle

Zwei Ehepaare nehmen zufällig an einem runden Tisch mit vier Stühlen Platz (Abb. 5). Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass die beiden Ehepaare jeweils nebeneinander sitzen.

Wir setzen A auf 1. Für das zweite A hat man gleich 3 Möglichkeiten. \Rightarrow alle Fälle: 3, günstige Fälle: 2 $\Rightarrow P = \frac{2}{3}$.

8 Kombinatorik

k-Tupel: (a_1, a_2, \dots, a_k)

j_1 Möglichkeiten für a_1

j_2 Möglichkeiten für a_2

...

j_k Möglichkeiten für a_k

\Rightarrow insgesamt: $j_1 \cdot j_2 \cdot \dots \cdot j_k$ Möglichkeiten.

Auf wieviele Arten kann man die Zahlen 1 bis n anordnen?

z.B. $n = 5 : (2, 1, 5, 4, 3) \Rightarrow 5 \cdot 4 \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1$ Möglichkeiten.

allgemein $1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot \dots \cdot n = n!$

Menge $M = \{1, 2, \dots, n\}$. Wieviele Teilmengen mit genau k Elementen hat sie?

Abkürzung: $\binom{n}{k}$ Binomialkoeffizient.

8.1 Anzahl der k-Tupel ohne Wiederholungen

$(., ., ., .) \Rightarrow n(n-1)(n-2)\dots(n-k+1)$. Zu einer ungeordneten Teilmenge gehören $k!$ geordnete Tupel.

$$\binom{n}{k} \cdot k! = n(n-1)(n-2)\dots(n-k+1)$$

$$\binom{n}{k} = \frac{n(n-1)(n-2)\dots(n-k+1)}{k!} = \frac{n^k}{k!}$$

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

8.2 Beispiele

1. $\binom{n}{0} = 1, \binom{n}{n} = \frac{n!}{0!n!} = 1$

2. $\binom{n}{n} = \frac{n!}{n!0!} = 1$

3. 10 Leute trinken Sekt. Jeder stößt mit jedem an. Wie oft klingen die Gläser? Wie viele zweielementige Teilmengen hat M? Das sind: $\binom{10}{2} = \frac{10 \cdot 9}{1 \cdot 2} = 45$

Satz 8.1. Es gilt: $\binom{n+1}{k} = \binom{n}{k-1} + \binom{n}{k}, k = 1, 2, \dots, n, M = \{1, 2, \dots, n+1\}$. Wie viele Teilmengen mit k Elementen?

Teilmengen, die $(n+1)$ enthalten: $\binom{n}{k-1}$

Teilmengen, die $(n+1)$ nicht enthalten: $\binom{n}{k}$

$$\Rightarrow \binom{n+1}{k} = \binom{n}{k-1} + \binom{n}{k}$$

8.3 Pascalsches Dreieck

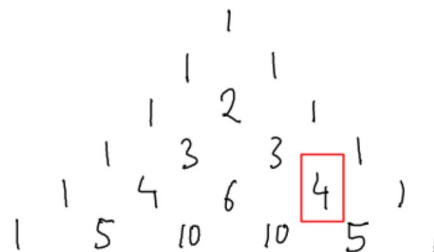


Abbildung 6: Pascalsches Dreieck: Zeilen: 0,1,2,3,...; Spalten: 0,1,2,3,...; Im Beispiel $\binom{4}{3} = 4$

Das kann man auch mit dem Binomialkoeffizienten ausrechnen: $\binom{\text{Zeile}}{\text{Spalte}}$

8.4 Binomische Formel

$$(x+y)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k \cdot y^{n-k}$$

Beweis. $(x+y)(x+y)(x+y) \dots (x+y)$ mit n Faktoren. Ausmultiplizieren: Aus jeder Klammer ein x oder y auswählen, z.B.: $x \cdot x \cdot y \cdot x \cdot \dots \cdot y$ n Faktoren. alle Möglichkeiten: 2^n Summanden. Man fasst alle die Summanden mit gleich vielen x -en zusammen: $x^k \cdot y^{n-k} : \binom{n}{k}$ solche Produkte $k = 0, 1, \dots, n$.

$$\binom{n}{k} x^k \cdot y^{n-k}$$

□

8.5 Beispiel

$$(x+y)^3 = \sum_{k=0}^3 \binom{3}{k} x^k y^{3-k} = \binom{3}{0} x^0 y^3 + \binom{3}{1} x^1 y^2 + \binom{3}{2} x^2 y^1 + \binom{3}{3} x^3 y^0 = y^3 + 3xy^2 + 3x^2y + x^3$$

8.6 Permutationen

Menge M mit n Elementen. k-Permutationen aus M (mit Wiederholungen):

$$Per_k^n(\text{m.W.}) = \{(a_1, a_2, \dots, a_k) : a_j \in M\}$$

k-Permutationen aus M (ohne Wiederholungen): $Per_k^n(\text{o.W.}) = \{(a_1, a_2, \dots, a_k) : a_i \neq a_j\}$

Bei Kombinationen kommt es nicht auf die Reihenfolge an. Sie werden deshalb der Größe nach sortiert angegeben. K-Kombinationen ohne Wiederholungen:

$$Kom_k^n(\text{o.W.}) = \{(a_1, \dots, a_k) \mid a_1 < a_2 < \dots < a_k\}$$

K-Kombinationen mit Wiederholungen: $Kom_k^n(\text{m.W.}) = \{(a_1, \dots, a_k) \mid a_1 \leq a_2 \leq \dots \leq a_k\}$

k-Perm: es kommt auf die Reihenfolge an

k-Kom: Reihenfolge egal.

- Satz 8.2.**
1. $|Per_k^n(m.W.)| = n^k$
 2. $|Per_k^n(o.W.)| = n(n-1) \cdot \dots \cdot (n-k+1) = n^{\underline{k}}$
 3. $|Kom_k^n(m.W.)| = \binom{n+k-1}{k}$ (müssen wir noch beweisen)
 4. $|Kom_k^n(o.W.)| = \binom{n}{k}$

Beweis. Wir zeigen: Es gibt eine bijektive Abbildung φ von $Kom_k^n(m.W.) \rightarrow Kom_k^n(n+k-1)(o.W.)$. Damit gleich viele. Für *rechts* haben wir die Formel. Sei (a_1, a_2, \dots, a_k) aus $Kom_k^n(mW)$.

Also $1 \leq a_1 \leq a_2 \leq a_3 \leq \dots \leq a_k \leq n$

$1 \leq a_1 < a_2 + 1 < a_3 + 2 < \dots < a_k + k - 1 \leq n + k - 1$

$\varphi Kom_k^n(mW) \rightarrow \binom{n+k-1}{k}(oW)$

$(a_1, a_2, \dots, a_k) \rightarrow (a_1, a_2 + 1, a_3 + 2, \dots, a_k + k - 1)$

φ ist **injektiv** (verschiedene Tupel haben verschiedene Bilder)

φ ist **surjektiv** geg.: Tupel von rechter Seite: $1 \leq a_1 < a_2 < a_3 < \dots < a_k \leq n + k - 1$

$1 \leq a_1 \leq a_2 - 1 \leq a_3 - 2 \leq \dots \leq a_k - (k - 1) \leq n$ (Tupel von links)

\Rightarrow bijektiv \Rightarrow Die gesuchte Anzahl ist nach Ziffer 4 des letzten Satzes: $\binom{n+k-1}{k}$ \square

8.7 Das Stimmzettelproblem

Wir haben eine Wahl zwischen zwei Kandidaten A und B. Es gibt n Stimmen, a für A und b für B. $a + b = n$ und $a > b$. Also hat A gewonnen. Die Stimmzettel werden nacheinander ausgezählt. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit (W), dass der Kandidat A während der ganzen Auszählung in Führung liegt?

Stimmzettel: 1 für A und -1 für B. $\Omega = \{(c_1, c_2, \dots, c_n) : c_i = 1/-1, a \text{ mal } 1, b \text{ mal } -1\}$ sind die möglichen Auszählungen und kann man auch so schreiben: $\sum_{j=1}^n I\{c_j = 1\} = a, \sum_{j=1}^n I\{c_j = -1\} = b$ (I ist die Indikatorfunktion). Gleichverteilung auf Ω .

Jede Auszählung ist gleich wahrscheinlich. $|\Omega| = \binom{n}{a} = \binom{n}{b}$

$D = \{(c_1, \dots, c_n) \in \Omega : c_1 + c_2 + \dots + c_k \geq 1 \text{ für } k = 1, 2, \dots, n\}$. Wir müssen das D zählen.

$E = \{(c_1, \dots, c_n) \in \Omega : c_1 = -1\}$ erster Stimmzettel für B.

$F = \{(c_1, \dots, c_n) \in \Omega : c_1 = 1 \text{ und } c_1 + c_2 + \dots + c_k \leq 0 \text{ für ein } k\}$ erster Stimmzettel für A, aber A nicht immer in Führung.

$$\Omega = \underbrace{D}_{\text{A immer in Führung}} + E + \underbrace{F}_{\text{A nicht immer vorne}}$$

Es ist $|E| = \binom{n-1}{a}$

Es gilt: $|E| = |F|$ (vgl. Abb. 7)

$\Rightarrow |\Omega| = |D| + 2|E|$

$$P(D) = \frac{|D|}{|\Omega|} = \frac{|\Omega| - 2|E|}{|\Omega|} = 1 - 2 \frac{|E|}{|\Omega|} = 1 - 2 \frac{\binom{n-1}{a}}{\binom{n}{a}} = 1 - 2 \left(\frac{(n-1)!a!(n-a)!}{a!(n-1-a)!n!} \right) =$$

$$1 - 2 \frac{n-a}{n} = 1 - 2 \frac{b}{a+b} = \frac{a+b-2b}{a+b} = \frac{a-b}{a+b}$$

$P(D) = \frac{a-b}{a+b}$, $P(D)$ ist die Steigung der Geraden vom Startpunkt (0,0) zum Endpunkt (n,a-b) vgl. Abb. 7, z.B.: $n = 100, a = 70, b = 30, P(D) = \frac{70-30}{100} = \frac{40}{100} = 0.4$

„Das ist aber gar nicht so leicht.“

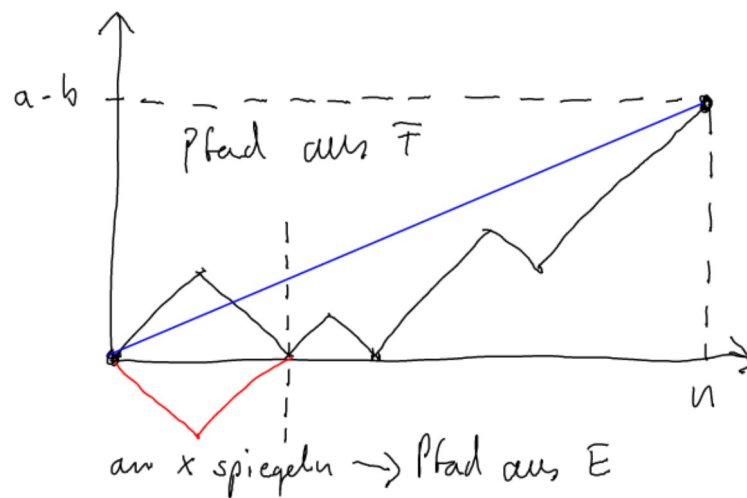


Abbildung 7: Veranschaulichung der bijektiven Abbildung zwischen E und F

9 Urnenmodell, Teilchen-Fächer-Modell

9.1 Urnenmodell

In einer Urne sind n Kugeln (bezeichnet mit 1 bis n). Wir ziehen k Kugeln. Wir zählen die Möglichkeiten.

1. **Mit Reihenfolge, mit Rücklegen:**

$$\{(a_1, \dots, a_k) : 1 \leq a_i \leq n\}, \text{Per}_k^n(mW) = n^k$$

2. **Mit Reihenfolge, ohne Rücklegen:**

$$\{(a_1, \dots, a_k) : a_i \neq a_j\}, \text{Per}_k^n(oW) = n(n-1) \cdot \dots \cdot (n-k+1) = n^{\underline{k}}$$

3. **Ohne Reihenfolge, mit Rücklegen:**

$$\{a_1 \leq a_2 \leq \dots \leq a_k\}, \text{Kom}_k^n(mW) = \binom{n+k-1}{k}$$

4. **Ohne Reihenfolge, ohne Rücklegen:**

$$\{a_1 < a_2 < \dots < a_k\}, \text{Kom}_k^n(oW) = \binom{n}{k}$$

9.2 Teilchen-Fächer-Modell

Wir haben n Fächer bezeichnet mit 1 bis n . Wir haben k Kugeln, die wir auf die Fächer verteilen. Wie viele Möglichkeiten gibt es, die Kugeln auf die Fächer zu verteilen?

1. unterscheidbare Kugeln (Farben, Nummern z.B. 1 bis k). Mehrfachbesetzungen sind zugelassen.

$$\left\{ \left(\underbrace{a_1}_{\text{Kugel 1 in Fach } a_2}, a_2, \dots, a_k \right) : 1 \leq a_i \leq n \right\}, \text{Per}_k^n(mW) = n^k$$

2. unterscheidbare Kugeln, Mehrfachbesetzung verboten.

$$\left\{ \left(\underbrace{a_1}_{\text{Kugel 1 in Fach a1}}, \dots, a_k \right) : a_i \neq a_j \right\}, \text{Per}_k^n(oW) = n(n-1)\dots(n-k+1)$$

3. Nicht unterscheidbare Kugeln (alle weiß). Mehrfachbesetzung erlaubt.

$$\left\{ \underbrace{a_1}_{\text{Kugel im Fach a1}} \leq \underbrace{a_2}_{\text{Kugel im Fach a2}} \leq \dots \leq a_k : 1 \leq a_i \leq n \right\}, \text{Kom}_k^n(mW) = \binom{n+k-1}{k}$$

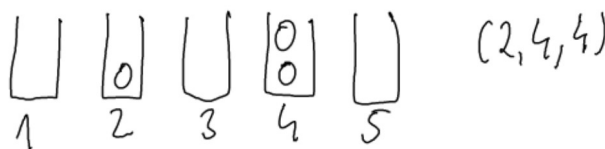


Abbildung 8: Fünf Fächer mit nicht unterscheidbaren Kugeln. Die Mehrfachbesetzung ist in diesem Fall erlaubt.

4. Nicht unterscheidbare Kugeln, Mehrfachbesetzungen verboten.

$$\left\{ \underbrace{a_1}_{\text{Kugel im Fach a1}} < \dots < a_k \right\} \text{Kom}_k^n(oW) = \binom{n}{k}$$



Abbildung 9: Fünf Fächer mit nicht unterscheidbaren Kugeln. Die Mehrfachbesetzung ist in diesem Fall erlaubt.

9.3 Die Semmelaufgabe

In einem Teig sind 7 Rosinen. Aus dem Teig werden 10 Semmeln gemacht. Eine Semmel wird ausgewählt. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass sie genau zwei Rosinen enthält? Die Fächer entsprechen den Semmeln, die Teilchen den Rosinen. Das Fach 1 wird ausgewählt.

„Das machen wir mit dem Teilchen-Fächer-Modell.“

9.3.1 Modell: Teilchen unterscheidbar



Abbildung 10: Modell: Teilchen unterscheidbar

Alle Fälle: 10^7

günstige Fälle: $\binom{7}{2} 9^5$

$$\frac{\text{günstige Fälle}}{\text{alle}} = \frac{7 \cdot 6 \cdot 9^5}{1 \cdot 2 \cdot 10^7} = 21 \left(\frac{9}{10}\right)^5 \frac{1}{100} = 0.1240$$

9.3.2 Modell: Teilchen nicht unterscheidbar

Formel: $\binom{n+k-1}{k}$

alle Fälle: $\binom{10+7-1}{7} = \binom{16}{7}$

$$\text{günstige Fälle: } \binom{9+5-1}{5} = \binom{13}{5} \quad \frac{\text{günstige Fälle}}{\text{alle}} = \frac{13 \cdot 12 \cdot 11 \cdot 10 \cdot 9 \cdot 1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot 4 \cdot 5 \cdot 6 \cdot 7}{1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot 4 \cdot 5 \cdot 16 \cdot 15 \cdot 14 \cdot 13 \cdot 12 \cdot 11 \cdot 10} = \frac{9 \cdot 6 \cdot 7}{16 \cdot 15 \cdot 14} = 0.1125$$

„Nicht mehr unterscheidbar, also lauter weiße Kugeln.“

9.3.3 Auswertung Ergebnisse

Wir bekommen verschiedene Ergebnisse. Welches ist nun richtig? Das 1. Modell, also die unterscheidbaren Teilchen ist richtig, weil die Ausgänge nicht gleich wahrscheinlich sind.

9.4 Beispiel: 2 Fächer, 2 Kugeln

Die Abbildung 11 zeigt, wann die Ausgänge gleich wahrscheinlich sind und wann nicht.

9.5 Übung 9.5

K Personen werden anonym nach ihrem Geburtsmonat gefragt. Wie viele mögliche Ergebnisse gibt es?

Wir brauchen 12 Fächer. K gleiche Kugeln werden verteilt. Mehrfachbelegung ist erlaubt. Wir nutzen die Formel: $\binom{n+k-1}{k} = \binom{12+k-1}{k}$, z.B. $k = 30$ Personen:

$$\binom{41}{30} = \binom{41}{41-30} = \binom{41}{11}$$

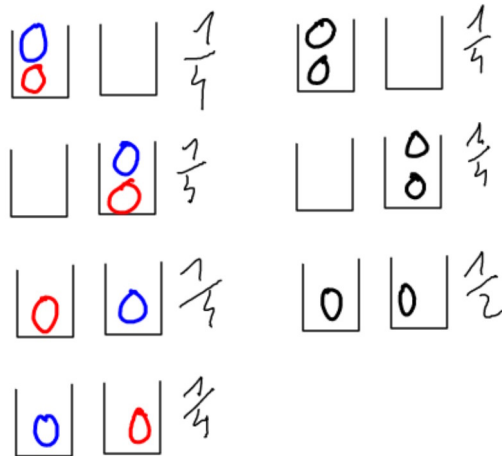


Abbildung 11: Beispiel: 2 Fächer, 2 Kugeln und die dazugehörigen Wahrscheinlichkeiten je nachdem, ob die Kugeln unterscheidbar sind oder nicht.

10 Erste Kollision

Lotto: 6 aus 49. Bei der 3016 Ziehung wurden zum ersten Mal 6 Zahlen gezogen, die schon einmal gezogen wurden. Es gibt $n = \binom{49}{6} = 13983816$ mögliche Ziehungen und Fächer. Wir nummerieren die Teilchen: Teilchen 106 = 106. Ziehung. Die Teilchen werden der Reihenfolge nach (1,2,3,...) auf die Fächer verteilt. Beim Teilchen 3016 trat zum ersten mal eine Kollision ein.

Also: Fächer 1 bis n . Unterscheidbare Teilchen (1,2,3,...) werden nacheinander auf die Fächer verteilt.

Zufallsgröße X : Zeitpunkt der ersten Kollision, $2 \leq X \leq n+1$

$$P(X \geq k+1) = P(\text{In den ersten } k \text{ Belegungen keine Kollision}) = \frac{\text{günstige Fälle}}{\text{alle Fälle}} \\ = \frac{n(n-1)(n-2)\dots(n-k+1)}{n^k} \Rightarrow P(X \leq k) = 1 - \frac{n(n-1)(n-2)\dots(n-k+1)}{n^k} = 1 - \frac{n}{n} \cdot \frac{(n-1)}{n} \cdot \frac{(n-2)}{n} \cdot \dots \cdot \frac{(n-k+1)}{n} \\ = 1 - \left[\left(1 - \frac{1}{n}\right) \cdot \left(1 - \frac{2}{n}\right) \cdot \dots \cdot \left(1 - \frac{k-1}{n}\right) \right]$$

Unsere Formel: $P(X \leq k) = 1 - \prod_{j=1}^{k-1} \left(1 - \frac{j}{n}\right)$

In unserem Beispiel $n = 13983816, P(X \leq 3016) = 1 - \prod_{j=1}^{3016} \left(1 - \frac{j}{13983816}\right) = 0.2775$

10.1 Beispiel: Schulklasse

Wir haben eine Klasse mit k Kindern. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass wenigstens 2 Kinder am gleichen Tag (ohne Jahr) Geburtstag haben. Es gibt also $n = 365$ Fächer. Es werden k Kugeln auf die Fächer verteilt.

$$P(X \leq k) = 1 - \prod_{j=1}^{k-1} \left(1 - \frac{j}{365}\right), \text{ z.B.: } P(X \leq 23) = 1 - \prod_{j=1}^{22} \left(1 - \frac{j}{365}\right) = 0.507$$

11 Die Siebformel

11.1 Beispiel

$$\begin{aligned}
 P(A \cup B) &= P(A) + P(B) - P(A \cap B) \\
 P([A \cup B] \cup C) &= P(A \cup B) + P(C) - P([A \cup B] \cap C) \text{ mit } P([A \cup B] \cap C) = \\
 &= P((A \cap C) \cup (B \cap C)) = P(A \cap C) + P(B \cap C) - P(A \cap B \cap C) \\
 &\Rightarrow P(A) + P(B) - P(A \cap B) + P(C) - P(A \cap C) - P(B \cap C) + P(A \cap B \cap C) \\
 &= P(A) + P(B) + P(C) - P(A \cap B) - P(A \cap C) - P(B \cap C) + P(A \cap B \cap C)
 \end{aligned}$$

11.2 Siebformel allgemein

Ereignisse: A_1, A_2, \dots, A_n

$$S_r = \sum P(A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_r}), 1 \leq i_1 < \dots < i_r \leq n \quad P(\bigcup_{i=1}^n A_i) = \sum_{r=1}^n (-1)^{r-1} s_r$$

Beweis. per Induktion

Richtig für $n = 1, 2, 3$, Schluss von n auf $n+1$:

$$\begin{aligned}
 P(\bigcup_{i=1}^{n+1} A_i) &= P(\bigcup_{i=1}^n A_i \cup A_{n+1}) = P(\bigcup_{i=1}^n A_i) + P(A_{n+1}) - P[\bigcup_{i=1}^n (A_i \cap A_{n+1})] \\
 &= \underbrace{\sum_{r=1}^n (-1)^{r-1} S_r}_{I.V.} + P(A_{n+1}) + \sum_{m=1}^n (-1)^m \tilde{S}_m = \left[\text{mit } \tilde{S}_m = \sum P(A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_m} \cap A_{i_{n+1}}) \right] \\
 &= \sum_{r=1}^{n+1} (-1)^{r-1} S_r \quad \square
 \end{aligned}$$

11.3 Beispiel Siebformel mit vier Mengen

$$\begin{aligned}
 P(A \cup B \cup C \cup D) &= P(A) + P(B) + P(C) + P(D) - [P(A \cap B) + P(A \cap C) \\
 &+ P(A \cap D) + P(B \cap C) + P(B \cap D) + P(C \cap D)] + [P(A \cap B \cap C) + P(A \cap C \cap D) \\
 &+ P(A \cap B \cap D) + P(B \cap C \cap D)] - P(A \cap B \cap C \cap D)
 \end{aligned}$$

11.4 Sonderfall

$P(A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_r})$ nur abhängig von r . Dann heißen die Ereignisse A_1, \dots, A_n austauschbar. Siebformel: $P(\bigcup_{i=1}^n A_i) = \sum_{r=1}^n (-1)^{r-1} \binom{n}{r} P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_r)$

11.5 Aufgabe Permutationen der Zahlen von 1 bis n

Wir haben eine Abbildung (Permutation):

1	2	3	4	5
↓	↓	↓	↓	↓
2	5	3	1	4

oder nur die Reihenfolge (2,5,3,1,4).

Fixpunkt: hier 3.

Es gibt $n!$ Permutationen.

Ω alle Permutationen, jede gleich wahrscheinlich.

Man zieht eine. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass sie wenigstens einen Fixpunkt hat?

$$A_i = \{(a_1, \dots, a_n) \in \Omega : j \text{ Fixpunkt, } a_j = j\}$$

$$A = \bigcup_{j=1}^n A_j \text{ wenigstens ein Fixpunkt.}$$

$$P(A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_r}) = \frac{(n-r)!}{n!}$$

$$\begin{aligned}
 P(\bigcup_{i=1}^n A_i) &= \sum_{r=1}^n (-1)^{r-1} \binom{n}{r} \frac{(n-r)!}{n!} = \sum_{r=1}^n (-1)^{r-1} \frac{n! (n-r)!}{r! (n-r)! n!} = \sum_{r=1}^n (-1)^{r-1} \frac{1}{r!} \\
 &= P(A)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
P(\text{kein Fixpunkt}) &= P(B) = 1 - P(A) = 1 - \sum_{r=1}^n (-1)^{r-1} \frac{1}{r!} = 1 + \sum_{r=1}^n (-1)^r \frac{1}{r!} \\
&= \sum_{r=0}^n (-1)^r \frac{1}{r!} \approx e^{-1} = \frac{1}{e} \\
P(B) &= \frac{|B|}{n!} \\
|B| &= n! \sum_{r=0}^n (-1)^r \frac{1}{r!} \approx n! \frac{1}{e} \\
P(B) &\approx \frac{1}{e} = 0.37, P(A) = 1 - \frac{1}{e} = 0.632
\end{aligned}$$

„Wenn n groß ist, dann ist die Näherung recht genau.“

11.6 Beispiel Glücksspiel

Wir haben zwei identische Kartestapel. Jeder ist für sich gemischt. Die beiden oberen Karten werden abgehoben. Bei zwei gleichen Karten gewinnt die Bank, sonst der Spieler. Wir nummerieren den einen Stapel von 1 bis 32 durch. Im anderen Stapel kommen genau die gleichen Zahlen vor, allerdings in einer anderen Reihenfolge (Permutation). Zwei gleiche Zahlen hat man, wenn die Permutation einen Fixpunkt hat.

$P(\text{Fixpunkt}) = P(A) \approx 1 - \frac{1}{e} = 0.63$ oder exakt: $P(A) = 1 - \sum_{r=0}^{32} (-1)^r \frac{1}{r!}$. Mit 63 % Wahrscheinlichkeit gewinnt die Bank.

11.7 Beispiele 5 Briefe und 5 Umschläge

Wir haben 5 Briefe und 5 Umschläge. Die Briefe werden zufällig in die Umschläge gesteckt. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass wenigstens ein Brief richtig ankommt?

$$\begin{aligned}
P(\text{Fixpunkt}) &\approx 63\%, \text{ exakt: } P(A) = 1 - \sum_{r=0}^5 (-1)^r \frac{1}{r!} = 1 - \left(1 - 1 + \frac{1}{2} - \frac{1}{6} + \frac{1}{24} - \frac{1}{120}\right) \\
&= 0.633
\end{aligned}$$

12 Erwartungswert

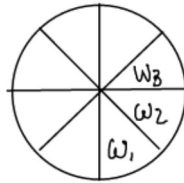


Abbildung 12: Glücksrad mit $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_s\}$

Glücksrad mit $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_s\}$ (Abb. 12). Gegeben ist $P(\{\omega_1\})$. Bei ω_i erhält man den Gewinn $X(\omega_i)$. Wie groß ist der durchschnittliche Gewinn? Wir drehen n mal:

h_1 mal ω_1 , $h_1 + h_2 + \dots + h_s = n$

h_2 mal ω_2

\vdots

h_s mal ω_s

Gesamtgewinn: $\sum_{j=1}^s X(\omega_j) \cdot h_j$

Durchschnittsgewinn: $\sum_{j=1}^s X(\omega_j) \cdot \underbrace{\frac{h_j}{n}}_{\text{relative Häufigkeit von } \omega_j \approx P(\{\omega_j\})}$

Definition 12.1. $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ ist Zufallsgröße. Erwartungswert von $X = EX = \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) \cdot P(\{\omega\})$

12.1 Beispiel Würfeln

$\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$, $X : \omega \rightarrow \omega^2$

$$EX = 1^2 \cdot \frac{1}{6} + 2^2 \cdot \frac{1}{6} + 3^2 \cdot \frac{1}{6} + 4^2 \cdot \frac{1}{6} + 5^2 \cdot \frac{1}{6} + 6^2 \cdot \frac{1}{6} = 15.17$$

12.2 Andere Berechnung des Erwartungswertes

$X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$, $\Omega = \{\omega_1, \dots, \omega_n\}$. Der Wertebereich von X sei: $\{x_1, \dots, x_s\}$.

$$EX = \sum_{i=1}^s x_i \cdot P(X = x_i) = \sum_{i=1}^s x_i \cdot P(\{\omega \in \Omega : X(\omega) = x_i\}) = \sum_{i=1}^s x_i \cdot \sum_{X(\omega_j)=x_i} P(\{\omega_j\}) = \sum_{i=1}^s \sum_{X(\omega_j)=x_i} x_i \cdot P(\{\omega_j\}) = \sum_{j=1}^n X(\omega_j) \cdot P(\{\omega_j\})$$

12.3 Beispiel Würfeln mit zwei Würfeln

$X(\omega_1, \omega_2) = \max\{\omega_1, \omega_2\}$

$$EX = 1 \cdot \frac{1}{36} + 2 \cdot \frac{3}{36} + 3 \cdot \frac{5}{36} + 4 \cdot \frac{7}{36} + 5 \cdot \frac{9}{36} + 6 \cdot \frac{11}{36} = 4.47$$

12.4 Satz

Satz 12.1. $X, Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ Zufallsgrößen, $A \subset \Omega$

$$1. E(X + Y) = EX + EY$$

$$2. E(a \cdot X) = a \cdot EX$$

„Wichtiger Satz!“

$$3. E(I_A) = P(A)$$

$$4. \text{ Aus } X \leq Y \text{ folgt } EX \leq EY \quad [X(\omega) \leq Y(\omega), \forall \omega \in \Omega]$$

Beweis. des o.g. Satzes.

$$1. E(X+Y) = \sum_{\omega \in \Omega} (X+Y)(\omega) \cdot p(\omega) = \sum_{\omega} X(\omega) \cdot p(\omega) + \sum_{\omega} Y(\omega) \cdot p(\omega) \\ = EX + EY$$

2. analog 1.

$$3. E(I_A) = \sum_{\omega} I_A(\omega) \cdot p(\omega) = \sum_{\omega \in A} 1 \cdot p(\omega) = P(A)$$

4. klar.

□

Es folgt: $E(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = EX_1 + EX_2 + \dots + EX_n$ Es seien A_1, A_2, \dots, A_n Ereignisse. Zählvariable ist X:

$X(\omega)$ = Anzahl der A_i in denen ω liegt. $X = I_{A_1} + I_{A_2} + \dots + I_{A_n}$

12.5 Beispiel Rekorde

Ω : Permutationen der Zahlen 1 bis n $(a_1, a_2, \dots, a_j, \dots, a_n)$

$X(\omega)$ = Anzahl der Rekorde von ω , $A_j : \{(a_1, \dots, a_n) : a_j \text{ ist Rekord}\}, \Rightarrow X = I_{A_1} + I_{A_2} + \dots + I_{A_n}$

„ a_j ist ein Rekord, falls alle vorderen kleiner sind.“

Wir berechnen $P(A_j) : \{(a_1, a_2, \dots, a_j)\}, 1 \leq a_s \leq n$

alle: $\binom{n}{j} \cdot j!$

günstige: $\binom{n}{j} \cdot (j-1)!$

„Wir brechen das Tupel bei a_j ab.“

Wahrscheinlichkeit von A_j (Abzählformel): $P(A_j) = \frac{\binom{n}{j} \cdot (j-1)!}{\binom{n}{j} \cdot j!} = \frac{1}{j}$

Also: $EX = EI_{A_1} + EI_{A_2} + \dots + EI_{A_n} = P(A_1) + P(A_2) + \dots + P(A_n) = 1 + \frac{1}{2} + \frac{1}{3} + \dots + \frac{1}{n}$

z.B.: $n = 7$ Permutationen der Zahlen 1 bis 7. $\Rightarrow 1 + \frac{1}{2} + \frac{1}{3} + \frac{1}{4} + \frac{1}{5} + \frac{1}{6} = 2.6$

12.6 Näherungsformel

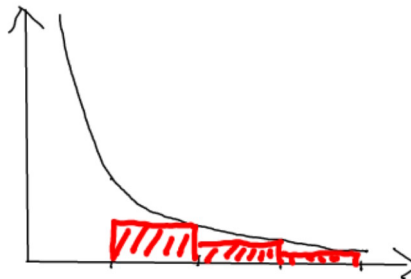


Abbildung 13: $f(x) = \frac{1}{x}$

Wir berechnen die Flächen der Rechtecke (Abb. 13). $\frac{1}{2} + \frac{1}{3} + \dots + \frac{1}{n} \leq \int_1^n \frac{1}{x} dx$
 $= [\ln x]_1^n = \ln n - \ln 1 = \ln n$

Permutationen der Zahlen 1 bis n . X : Anzahl der Rekorde $\Rightarrow EX \leq 1 + \ln n$

z.B.: $n = 100 \Rightarrow EX = 5.6$

$n = 1000000 \Rightarrow EX = 14.8$

12.7 Sortieralgorithmus

Wir haben die verschiedenen Zahlen a_1, a_2, \dots, a_n . Wir betrachten die Permutationen dieser Zahlen. Eine Permutation (a_1, \dots, a_n) soll sortiert werden (von klein nach groß). Vorgehen:

- a_1 lassen
- Ist a_2 kleiner als a_1 , dann vertauschen.
- Dann a_3 durch Vertauschen einsortieren.
- \vdots
- bis a_n

12.8 Beispiel

(13,10,15,11)

1. (10,13,15,11)
2. (10,13,11,15)
3. (10,11,13,15), fertig!

Die Zufallsgröße X zählt die Anzahl der Vertauschungen. $X(13, 10, 15, 11) = 3$

Wir wollen EX berechnen Y_j Einsortieren von a_j (Anzahl der Vertauschungen), $2 \leq j \leq n$

$Y_j(a_1, \dots, a_j, \dots, a_n)$ = Anzahl der a_i mit $a_i < a_j, i < j$. Das kann man auch so ausrechnen: $Y_j = \sum_{i=1}^{j-1} I\{a_j < a_i\}$

$X(a_1, \dots, a_n) = \sum_{j=2}^n Y_j(a_1, \dots, a_n)$

Wir brauchen $P(a_j < a_i)$ ist $\frac{1}{2}$ (plausibel), also:

$EX_j = \sum_{i=1}^{j-1} P(a_j < a_i) = \sum_{i=1}^{j-1} \frac{1}{2} = (j-1) \cdot \frac{1}{2}$
 $\Rightarrow EX = \sum_{j=2}^n EX_j = \sum_{j=2}^n (j-1) \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{n-1} j = \frac{1}{2} \frac{(n-1) \cdot n}{2} = \frac{n^2 - n}{4}$. Der Erwartungswert EX wächst quadratisch mit n. Für $n = 10 \Rightarrow EX = \frac{100-10}{4} = 22.5$, $n = 30 \Rightarrow EX = 217.5$

„Wieviele Werte vor a_j sind größer als a_j ? So viele muss ich vertauschen.“

„Die Indikatorfunktion I zählt auch die Anzahl der Vertauschungen.“

„Die Wahrscheinlichkeit der Indikatorfunktion ist immer die Wahrscheinlichkeit der Ereignisse a_i “

12.9 Transformationsformel

Wir betrachten die Zufallsgröße $g \circ X, [(g \circ X)(\omega) = g(X(\omega))]$. x_1, \dots, x_k ist der Wertebereich von X .

$E(g \circ X) = \sum_{j=1}^k g(x_j) \cdot P(X = x_j)$. Speziell für $g = id$ folgt: $EX = \sum_{j=1}^k x_j P(X = x_j)$ (schon bekannt).

Beweis. Zerlegung von Ω : $A_j = \{\omega \in \Omega : x(\omega) = x_j\}$

$E(g(X)) = \sum_{\omega \in \Omega} g(X(\omega)) \cdot p(\omega) = \sum_{j=1}^k \sum_{\omega \in A_j} g(X(\omega)) \cdot p(\omega) = \sum_{j=1}^k g(x_j) \cdot \sum_{\omega \in A_j} p(\omega) = \sum_{j=1}^k g(x_j) \cdot P(A_j) = \sum_{j=1}^k g(x_j) \cdot P(X = x_j)$ \square

12.10 Beispiel würfeln mit zwei Würfeln

X: größere Augenzahl, $g(x) = x^2$, gesucht: $E(g(X))$

$$E(g \circ X) = 1^2 \cdot \frac{1}{36} + 2^2 \cdot \frac{3}{36} + 3^2 \cdot \frac{5}{36} + 4^2 \cdot \frac{7}{36} + 5^2 \cdot \frac{9}{36} + 6^2 \cdot \frac{11}{36} = \dots = 22.0$$

13 Stichprobenentnahme

Urne mit r roten und s schwarzen Kugeln. Die roten Kugeln sind nummeriert mit $1, 2, \dots, r$ und die schwarzen Kugeln mit $r+1, \dots, r+s$. Es werden nacheinander (Stichprobe) n Kugeln ohne Rücklegen gezogen. Der mögliche Grundraum ist $\Omega = \{(a_1, \dots, a_n) : a_i \text{ verschieden}\}$. Das Ereignis A_j bedeutet jede j -te Kugel ist rot, also muss $a_j \leq r$.

$P(A_j) = \frac{r}{r+s}$ ist plausibel. Wir machen trotzdem eine formale Rechnung:

alle Fälle: $(r+s)^n$

günstige Fälle: Kugel 1 an Stelle j : $(r+s-1)^{n-1}$

\vdots

Kugel r an Stelle j : $(r+s-1)^{n-1}$

$$P(A_j) = \frac{r \cdot (r+s-1)^{n-1}}{(r+s)^n} = \frac{r \cdot (r+s-1) \cdot (r+s-2) \cdot \dots \cdot (r+s-n+1)}{(r+s)(r+s-1) \cdot \dots \cdot (r+s-n+1)} = \frac{r}{r+s}$$

Satz 13.1. r rote, s schwarze Kugeln. n Stück ziehen ohne Rücklegen.

$X(\omega)$ = Anzahl der roten Kugeln in der Ziehung. Die Verteilung von X heißt *hypergeometrische Verteilung*. Es gilt:

$$1. EX = n \cdot \frac{r}{r+s}$$

$$2. P(X = k) = \frac{\binom{r}{k} \binom{s}{n-k}}{\binom{r+s}{n}}$$

$$\text{Beweis.} \quad 1. X = \sum_{j=1}^n I_{A_j} \quad EX = \sum_{j=1}^n EI_{A_j} = \sum_{j=1}^n P(A_j) = \sum_{j=1}^n \frac{r}{r+s} = n \cdot \frac{r}{r+s}$$

2. Modell wechseln! Ω = Alle Teilmengen mit genau n Kugeln.

Alle Fälle: $\binom{r+s}{n}$

Günstige Fälle: genau k rote Kugeln $\binom{r}{k} \cdot \binom{s}{n-k}$, also: $P(X = k) =$

$$\frac{\binom{r}{k} \cdot \binom{s}{n-k}}{\binom{r+s}{n}}$$

□

„Wir machen das mit der Abzählregel.“

„Beispiel: $7^3 = 6 \cdot 6 \cdot 6$ “

13.1 Lotterie Keno

Aus den Zahlen 1 bis 70 werden 20 gezogen. Man kann 2 bis 10 Zahlen ankreuzen, z.B. kreuzen wir 9 Zahlen an. Es gibt aber feste Gewinnquoten. Man kann 0 bis 9 Richtige haben:

Richtige	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0
Quote	50000	1000	20	5	2	0	0	0	0	2

Wir spielen mit 1 EUR Einsatz: Die Zufallsgröße Y ist der ausbezahlte Betrag. Wir suchen EY . Die gezogenen 20 Kugeln malen wir rot an und legen sie in die Trommel zurück. Wir ziehen jetzt $n = 9$ Kugeln ohne Rücklegen. Die Zufallsgröße X entspricht nun der Anzahl der roten Kugeln in der Ziehung. X ist hypergeometrisch (Stichprobenverteilung) verteilt.

$g(x)$ ist die Quote, z.B. $g(7) = 20$. $\Rightarrow Y = g(X)$, $P(X = k) = \frac{\binom{20}{k} \cdot \binom{50}{9-k}}{\binom{70}{9}}$,
 $EY = 2 \cdot P(X = 0) + 2 \cdot P(X = 5) + 5 \cdot P(X = 6) + 20 \cdot P(X = 7) + 1000 \cdot P(X = 8) + 50000 \cdot P(X = 9) = 0.510$

angekreuzte Zahlen	10	9	8	7	6	5	4	3	2
EY	0.49	0.51	0.49	0.49	0.49	0.50	0.49	0.50	0.47

14 Mehrstufige Experimente

14.1 Beispiel

Urne mit 1 roten und 3 schwarzen Kugeln.

1. Stufe: Kugel ziehen, Kugel + eine weitere Kugel der gleichen Farbe zurücklegen.

2. Stufe: Wieder eine Kugel ziehen.

14.1.1 Modellierung durch einen Baum

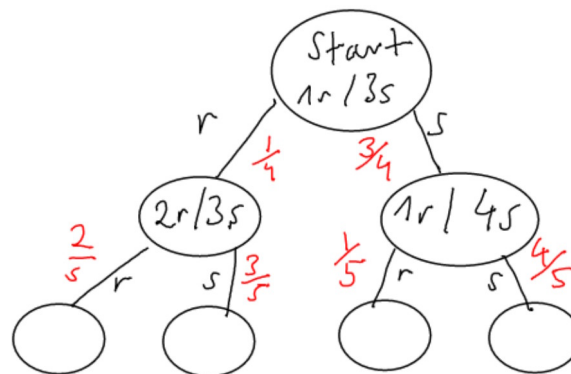


Abbildung 14: Modellierung mittels Baum. Die relativen Wahrscheinlichkeiten stehen an den Ästen

Die Pfade sind die möglichen Ausgänge. Wie groß sind die Wahrscheinlichkeiten der Pfade? Zum Beispiel ungefähre relative Häufigkeit von (r,r) ist $\frac{1}{4} \cdot \frac{2}{5}$. Die relativen Häufigkeiten sind ungefähr die Wahrscheinlichkeiten.

14.1.2 Wahrscheinlichkeit eines Pfades

Um die Wahrscheinlichkeit eines Pfades zu erhalten, muss man die Wahrscheinlichkeiten entlang eines Pfades multiplizieren. Das nennt sich die erste Pfadregel. Die Wahrscheinlichkeiten der Pfade in der Abb. 14 sind also: $P(r, r) = \frac{1}{4} \cdot \frac{2}{5} = \frac{2}{20}$, $P(r, s) = \frac{1}{4} \cdot \frac{3}{5} = \frac{3}{20}$, $P(s, r) = \frac{3}{4} \cdot \frac{1}{5} = \frac{3}{20}$, $P(s, s) = \frac{3}{4} \cdot \frac{4}{5} = \frac{12}{20}$. Die Summe der Wahrscheinlichkeiten der einzelnen Pfade ist 1. $P(2. \text{ Kugel rot}) = P(r, r) + P(s, r) = \frac{2}{20} + \frac{3}{20} = \frac{5}{20} = \frac{1}{4}$ (2. Pfadregel).

14.2 Modellierung mehrstufiger Experimente

Ergebnismenge: $\Omega = \Omega_1 \times \Omega_2 \times \dots \times \Omega_n$

Startverteilung: $p(a_1)$ mit $a_1 \in \Omega_1$

2. Stufe: Für jedes $a_1 \in \Omega_1$: $P(a_2|a_1)$ Wahrscheinlichkeitsverteilung auf Ω_2

3. Stufe: $p(a_3|a_1, a_2)$ Wahrscheinlichkeitsverteilung auf Ω_3

usw.

n. Stufe: $p(a_n|a_1, a_2, \dots, a_{n-1})$ Wahrscheinlichkeitsverteilung auf Ω_n

$$p(\omega) = p(a_1, a_2, \dots, a_n) = P(a_1) \cdot P(a_2|a_1) \cdot P(a_3|a_1, a_2) \cdot \dots \cdot P(a_n|a_1, a_2, \dots, a_{n-1})$$

„Wie beim Baum,
1. Pfadregel.“

14.3 Sonderfall: unabhängige Experimente

z.B. $p(a_2|a_1)$ unabhängig von a_1 , $p(a_n|\dots)$ unabhängig von \dots . $p(a_1, a_2, \dots, a_n) = p(a_1) \cdot p(a_2) \cdot \dots \cdot p(a_n)$, z.B. dreimal würfeln: $p(2, 3, 5) = \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{6}$

14.4 Das Polyasche Urnenschema

Urne mit r roten und s schwarzen Kugeln. Eine Kugel ziehen, zurücklegen und c Kugeln der gleichen Farbe hineinlegen. ($c < 0$ heißt herausnehmen). Den Vorgang wiederholen wir (n-1) mal und nennen das n-stufiges Experiment mit den Sonderfällen $c = 0$ ziehen mit Rücklegen und $c = 1$ ziehen ohne Rücklegen. Die Zufallsvariable X gebe die Anzahl der gezogenen roten Kugeln an.

Verteilung von X? EX? Wir definieren: $1 \hat{=} \text{rot}$, $0 \hat{=} \text{schwarz}$.

Start: $P_1(1) = \frac{r}{r+s}$, $P_1(0) = \frac{s}{r+s}$

Züge $1, 2, \dots, j-1$ schon gemacht. Darunter seien genau l Einsen: $a_1 + a_2 + \dots + a_{j-1} = l$

$$P_j(1|a_1, a_2, \dots, a_{j-1}) = \frac{r+l \cdot c}{r+s+(j-1)c}, \quad P_j(0|a_1, a_2, \dots, a_{j-1}) = \frac{s+(j-1-l)c}{r+s+(j-1)c}$$

Die Wahrscheinlichkeiten sind nur von der Anzahl der Einsen abhängig, nicht von der Reihenfolge.

$$P(\underbrace{a_1, a_2, \dots, a_n}_{\text{Zähle die Einsen. Es sind k Stück.}}) = \text{entlang des Pfades multiplizieren} = \frac{\prod_{j=0}^{k-1} (r+j \cdot l) \cdot \prod_{j=0}^{n-k-1} (s+j \cdot l)}{\prod_{j=0}^{n-1} (r+s+j \cdot l)}$$

$$P(X = k) = \binom{n}{k} \cdot \frac{\prod_{j=0}^{k-1} (r+j \cdot l) \cdot \prod_{j=0}^{n-k-1} (s+j \cdot l)}{\prod_{j=0}^{n-1} (r+s+j \cdot l)}$$

$c = -1$: ohne Rücklegen \Rightarrow hypergeometrische Verteilung

$c = 0$: mit Rücklegen \Rightarrow Binomialverteilung

Wir setzen jetzt einfach mal $c = 0$: $P(X = k) = \binom{n}{k} \cdot \frac{\prod_{j=0}^{k-1} r \cdot \prod_{j=0}^{n-k-1} s}{\prod_{j=0}^{n-1} (r+s)}$ mit $p = \frac{r}{r+s}$
folgt $= \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$

14.5 Beispiel

Wir haben $r = 1, s = 3, c = 1$ Kugeln. Wir ziehen $n = 4$ mal. Gesucht ist die Wahrscheinlichkeit, dass ich genau zwei rote Kugeln hab, also: $P(X = 2)$.

$$\prod_{j=0}^{n-1} (r + s + j \cdot c) = \prod_{j=0}^3 (5 + j) = 5 \cdot 6 \cdot 7 \cdot 8 = 1680$$

$$\prod_{j=0}^{k-1} (r + j \cdot c) = \prod_{j=0}^1 (2 + j) = 2 \cdot 3 = 6$$

$$\prod_{j=0}^{n-k-1} (s + j \cdot c) = \prod_{j=0}^1 (3 + j) = 3 \cdot 4 = 12$$

$$\binom{n}{k} = \binom{4}{2} = \frac{4 \cdot 3}{1 \cdot 2} = 6$$

$$P(X = 2) = 6 \cdot \frac{6 \cdot 12}{1680} = 0.257$$

„c sind die Kugeln, die wir wieder zurücklegen.“

Wir wollen den Erwartungswert von X berechnen, also wie viele rote Kugeln durchschnittlich gezogen werden. Dazu schauen wir uns das Ereignis A_j an (Menge aller Ziehungen), also: $A_j = \{(a_1, a_2, \dots, a_n) : a_j = 1\}$, $P(A_1) = \frac{r}{r+s}$ (klar). Es gilt aber für jedes j : $P(A_j) = \frac{r}{r+s}$, z.B. $n = 3$: $P(A_1) = p(1, 0, 0) + p(1, 0, 1) + p(1, 1, 0) + p(1, 1, 1) = p(0, 1, 0) + p(0, 1, 1) + p(1, 1, 0) + p(1, 1, 1) = P(A_2)$

Es gilt sogar: Die Ereignisse A_1, \dots, A_n sind austauschbar, d.h. $P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n) = P(A_{i_1} \cap A_{i_2} \cap \dots \cap A_{i_n})$, z.B. $n = 4$: $P(A_1 \cap A_2) = p(1, 1, 0, 0) + p(1, 1, 0, 1) + p(1, 1, 1, 0) + p(1, 1, 1, 1) = p(0, 0, 1, 1) + p(1, 0, 1, 1) + p(0, 1, 1, 1) + p(1, 1, 1, 1) = P(A_3 \cap A_4)$

$$\text{Also: } X = I_{A_1} + I_{A_2} + \dots + I_{A_n}, EX = \sum_{j=1}^n E(I_{A_j}) = \sum_{j=1}^n P(A_j) = \sum_{j=1}^n \frac{r}{r+s} = n \cdot \frac{r}{r+s} = EX$$

In unserem Beispiel: $r = 1, s = 3, c = 1, n = 4$, $EX = 4 \cdot \frac{1}{2+3} = \frac{8}{5} = 1.6$ (rote Kugeln im Durchschnitt)

14.6 Beispiel

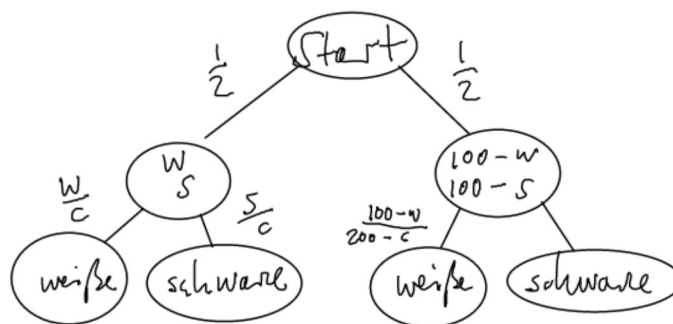


Abbildung 15: Beispiel Schachteln: $w + s = c, c \leq 100$

100 weiße und 100 schwarze Kugeln werden auf 2 Schachteln (keine leer) verteilt. Schachteln wählen, Kugeln ziehen. Man gewinnt, wenn die Kugel weiß ist. Idee: Wir legen eine weiße Kugel in eine Schachtel und die restlichen 99 weißen Kugeln und die 100 schwarzen in die andere Schachtel (Abb. 15).

$$P(\text{weiße Kugeln}) = \frac{1}{2} \cdot \frac{w}{c} + \frac{1}{2} \cdot \frac{100-w}{200-c}, \text{ maximiere: } \frac{w}{c} + \frac{100-w}{200-c} = f(w) | c \text{ Konstante.}$$

$$f(w) = \frac{1}{c} \cdot w + \frac{100}{200-c} - \frac{1}{200-c} \cdot w = w \underbrace{\left(\frac{1}{c} - \frac{1}{200-c} \right)}_{>0} + \frac{100}{200-c} \quad (\text{Geradengleichung})$$

\Rightarrow w möglichst groß wählen, also $w = c$.

maximiere: $\underbrace{\frac{c}{c}}_1 + \underbrace{\frac{100-c}{200-c}}_{\text{maximal}}$

minimiere: $\frac{200-c}{100-c} \cdot \frac{100-c+100}{100-c} = \frac{100-c}{100-c} + \frac{100}{100-c} = 1 + \frac{100}{100-c}$ minimal bei $c = 1$.

Optimal: $c = 1, w = 1$ in eine Schachtel eine weiße Kugel. $P(\text{weiße Kugel})$
 $= \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{1} + \frac{1}{2} \cdot \frac{100-1}{200-1} = \frac{1}{2} + \frac{99}{2 \cdot 199} \approx 0.75$

15 Bedingte Wahrscheinlichkeiten

Zufallsexperiment mit Wahrscheinlichkeitsverteilung P . Experiment wird durchgeführt. Man bekommt die Information, dass das Ereignis A eingetreten ist (Ausgang $\omega \in A$). Damit konstruieren wir eine neue Wahrscheinlichkeitsverteilung P_A (bedingte Wahrscheinlichkeit). Versuchsserie mit n (groß) Einzelversuchen:

$$r_n(B|A) = \text{relative Häufigkeit von } B \text{ unter der Bedingung } = \frac{\text{absolute Häufigkeit von } A \cap B}{\text{Häufigkeit von } A}$$

$$= \frac{r_n(A \cap B)}{r_n(A)}. \text{ Die relative Häufigkeiten entsprechen den Wahrscheinlichkeiten durch } n$$

lichkeiten. Mit dieser Vorlage definieren wir:

Definition 15.1. (Ω, P) endlicher Wahrscheinlichkeitsraum. $P(A) > 0$.

$P_A(B) = P(B|A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)}$ bedingte Wahrscheinlichkeit (ist neue Wahrscheinlichkeitsverteilung).

„ $P(B|A)$ spricht: Die Wahrscheinlichkeit von B unter der Bedingung A .“

Ist das überhaupt eine Wahrscheinlichkeitsverteilung?

$0 \leq P_A(B) \leq 1$ klar!

$P_A(\Omega) = 1$ ✓

$B_1 \cap B_2 = \emptyset$ (disjunkt):

$$\text{Beweis. } P_A(B_1 + B_2) = \frac{P((B_1 + B_2) \cap A)}{P(A)} = \frac{P((B_1 \cap A) + (B_2 \cap A))}{P(A)} = \frac{P(B_1 \cap A)}{P(A)} + \frac{P(B_2 \cap A)}{P(A)} = P_A(B_1) + P_A(B_2) \quad \square$$

15.1 Bedingte Wahrscheinlichkeit für einzelne Ausgänge

$$P_A(\{\omega\}) = p_A(\omega) = \begin{cases} \frac{p(\omega)}{P(A)}, & \text{falls } \omega \in A \\ 0, & \text{falls } \omega \notin A \end{cases}$$

Jedes $\omega \in A$ wird mit Faktor $\frac{1}{P(A)}$ multipliziert. Die anderen ω werden auf 0 gesetzt.

15.2 Beispiel

ω	1	2	3	4	5	6
p	0.1	0.1	0.2	0.4	0.1	0.1

$A = \{1, 2, 3\}$ ist eingetreten. $\frac{1}{P(A)} = \frac{1}{0.4} = 2.5$

ω	1	2	3	4	5	6
P_A	0.25	0.25	0.5	0	0	0

15.3 Beispiel

Urne mit 2 roten, 2 schwarzen und 2 blauen Kugeln. Man vereinbart: Ziehen ohne Rücklegen, Mitteilung, wann zum ersten mal eine blaue gezogen wurde. Das Experiment wird durchgeführt und man bekommt die Mitteilung: „Erste blaue Kugel beim 3. Zug.“ Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass die ersten beiden gezogenen Kugeln rot waren?

Wir modellieren:

- rote Kugeln $1/2$

- blaue Kugeln 3/4
- schwarze Kugeln 5/6

$$\Omega = \{(a_1, a_2, a_3) : 1 \leq a_i \leq 6, a_1 \neq a_2 \neq a_3\}$$

$$A = \{(a_1, a_2, a_3) \in \Omega : a_3 \in \{3, 4\}, a_1, a_2 \in \{1, 2, 5, 6\}\}$$

$$B = \{(a_1, a_2, a_3) \in \Omega : \{a_1, a_2\} = \{1, 2\}\}$$

apriori Wahrscheinlichkeit von B: Pfadregel: $\frac{2}{6} \cdot \frac{1}{5} = \frac{2}{30} = \frac{1}{15}$

$$|\Omega| = 5 \cdot 5 \cdot 4 = 120$$

$$|A| = 4 \cdot 3 \cdot 2 = 24$$

$$|A \cap B| = 2 \cdot 2 = 4$$

$$P(B|A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} = \frac{\frac{4}{120}}{\frac{24}{120}} = \frac{4}{24} = \frac{1}{6}$$

„Zu Erinnerung:
 $P(B|A)$ sprich: Die
 Wahrscheinlichkeit
 von B unter der
 Bedingung A.“

15.4 Umstellung der Formel

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

Das kann man nun Verallgemeinern. $P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n) = P(A_1) \cdot P(A_2|A_1) \cdot P(A_3|A_1 \cap A_2) \cdot \dots \cdot P(A_n|A_1 \cap \dots \cap A_{n-1})$

„Der Beweis kann
 mittels Induktion
 durchgeführt
 werden.“

15.5 Beispiel

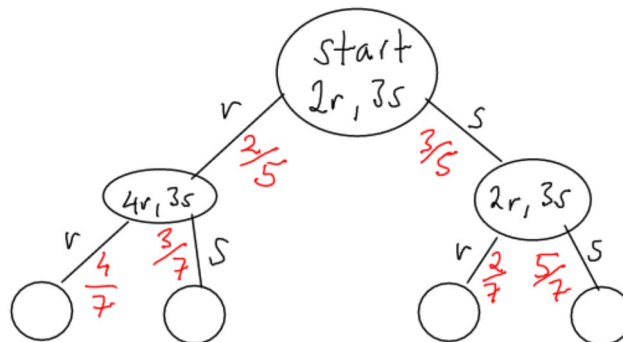


Abbildung 16: Beispiel Urne mit 2 roten und 3 schwarzen Kugeln

Urne mit 2 roten und 3 schwarzen Kugeln. Kugel ziehen, Kugel zurück und zusätzlich zwei Kugeln derselben Farbe. Wieder eine Kugel ziehen. Fertig. Man bekommt die Information: 2 gezogene Kugeln sind rot. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass die 1. gezogene Kugel rot ist (Abb. 16)?

Bedingungen A: 2. rot, Ereignis B: 1. rot; $P(B|A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)}$

$$P(A) = \frac{2}{5} \cdot \frac{4}{7} + \frac{3}{5} \cdot \frac{2}{7} = \frac{8+6}{35} = \frac{14}{35}$$

$$P(A \cap B) = \frac{2}{5} \cdot \frac{4}{7} = \frac{8}{35}$$

$$\frac{P(A \cap B)}{P(A)} = \frac{\frac{8}{35}}{\frac{14}{35}} = \frac{8}{14} = \frac{4}{7}$$

15.6 Bayes-Formel

Ω ist Wahrscheinlichkeitsraum, A_1, A_2, \dots, A_n eine Zerlegung von Ω , B Ereignis.

„Zerlegung: Dis-
 junkte Vereinigung
 von Teilmengen.“

$$\mathbf{a)} \quad P(B) = \sum_{j=1}^n P(A_j) \cdot P(B|A_j)$$

$$\mathbf{b)} \quad P(A_k|B) = \frac{P(A_k) \cdot P(B|A_k)}{\sum_{j=1}^n P(A_j) \cdot P(B|A_j)}$$

$$\begin{aligned} \text{Beweis. } \mathbf{a)} \quad P(B) &= P(\Omega \cap B) = P((\sum_{j=1}^n A_j) \cap B) = P(\sum_{j=1}^n (A_j \cap B)) \\ &= \sum_{j=1}^n P(A_j \cap B) = \sum_{j=1}^n P(A_j) \cdot P(B|A_j) \end{aligned}$$

$$\mathbf{b)} \quad P(A_k|B) = \frac{P(A_k \cap B)}{P(B)} = \frac{P(A_k) \cdot P(B|A_k)}{\sum_{j=1}^n P(A_j) \cdot P(B|A_j)} \quad \square$$

15.7 Beispiel Urne mit 2 Kugeln, n mal ziehen mit Rücklegen, 3 Fälle möglich

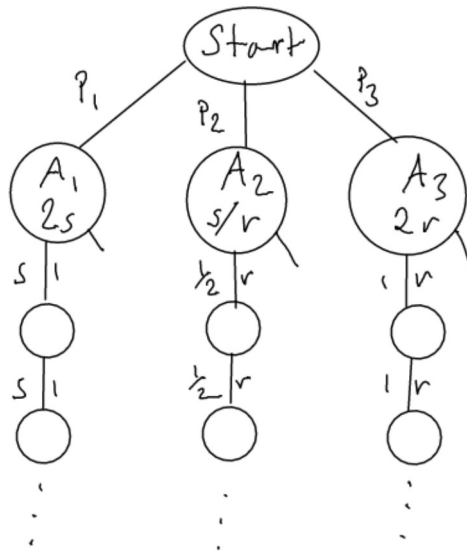


Abbildung 17: Urne mit 2 Kugeln, n mal ziehen mit Rücklegen, 3 Fälle möglich

Urne mit 2 Kugeln, n mal ziehen mit Rücklegen, 3 Fälle möglich (Abb. 17):

1. A_1 : 2 schwarze
2. A_2 : 1 rote, 1 schwarze
3. A_3 : 2 rote

Man bekommt die Information B: Nur rote Kugeln wurden gezogen. Berechne $P(A_1|B)$, $P(A_2|B)$, $P(A_3|B)$. Ergebnis: Alle Pfade

$$P(A_1|B) = 0$$

$$P(A_2|B) = \frac{P(A_2 \cap B)}{P(B)} = \frac{p_2 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^n}{p_2 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^n + p_3} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

$$P(A_3|B) = \frac{P(A_3 \cap B)}{P(B)} = \frac{p_3}{p_2 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^n + p_3} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 1$$

Mit der Formel von Bayes $P(A_k|B) = \frac{P(A_k) \cdot P(B|A_k)}{\sum_{j=1}^3 P(A_j) \cdot P(B|A_j)}$

Nenner: $p_1 \cdot 0 + p_2 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^n + p_3 \cdot 1 = p_2 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^n + p_3$

Zähler: $k = 1 : 0$, $k = 2 : p_2 \cdot rbr \frac{1}{2}^n$, $k = 3 : p_3 \cdot 1$

$$P(A_1|B) = 0$$

$$P(A_2|B) = \frac{p_2 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^n}{p_2 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^n + p_3}$$

$$P(A_3|B) = \frac{p_3}{p_2 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^n + p_3}$$

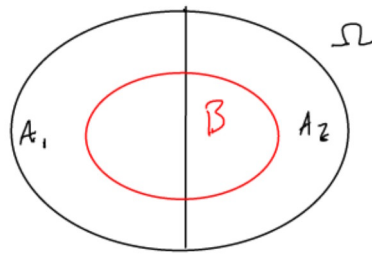


Abbildung 18: Beispiel Würfeln: B: Augensumme ≥ 8 , A_1 : kein Sechser, A_2 : mindestens ein Sechser

15.8 Beispiel Würfeln

Es werden zwei Würfel geworfen. Wir bekommen die Information: Augensumme ≥ 8 . Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass wir mindestens einen Sechser haben (Abb. 18)?

Exakt: Es muss vor dem Würfeln ausgemacht werden: Man bekommt die Information Augensumme ≥ 8 oder Augensumme < 8 .

$$P(A_2|B) = \frac{P(A_2 \cap B)}{P(B)} = \frac{\frac{9}{36}}{\frac{15}{36}} = \frac{9}{15} = \frac{3}{5}$$

$$P(B) = \frac{5}{36} + \frac{4}{36} + \frac{3}{36} + \frac{2}{36} + \frac{1}{36} = \frac{15}{36}$$

15.9 Beispiel Test auf Krankheit

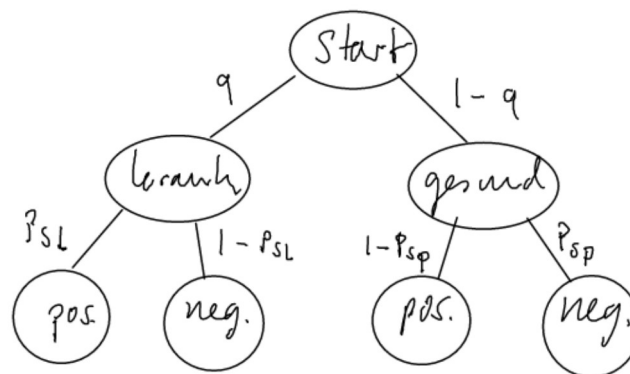


Abbildung 19: Beispiel Test auf Krankheit: A: Person krank, B: Test zeigt positiv

Test positiv \Rightarrow krank

Test negativ \Rightarrow gesund

P_{sl} Wahrscheinlichkeit (Test zeigt positiv — Person krank)

P_{sp} Wahrscheinlichkeit (Test zeigt negativ — Person gesund)

ELISA-Test auf HIV: $P_{sl} = P_{sp} = 0.998$

Person wird getestet. Test zeigt positiv. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass die Person krank ist? q sei die apriori Wahrscheinlichkeit, dass die Person

krank ist ($q \cdot 100\%$ der Bevölkerung hat HIV, vgl. Abb. 19)

$$P(A|B) = \frac{A \cap B}{P(B)} = \frac{q \cdot P_{sl}}{q \cdot P_{sl} + (1-q)(1-P_{sp})}$$

$$\text{Hier: } P(A|B) = \frac{q \cdot 0.998}{q \cdot 0.998 + (1-q) \cdot 0.002}$$

q	0.001	0.01	0.1
$P(A B)$	0.333	0.834	0.982

15.10 Verblüffende Beispiele

1) Eine Familie hat 2 Kinder. Man bekommt die Information „Mindestens ein Junge“. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass es 2 Jungen sind?

A: 2 Jungen

B: mindestens ein Junge

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{\frac{1}{4}}{\frac{3}{4}} = \frac{1 \cdot 4}{4 \cdot 3} = \frac{1}{3}$$

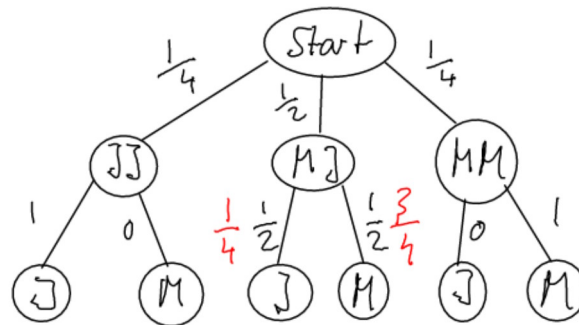


Abbildung 20: Beispiel Familie mit zwei Kindern

2) Familie mit 2 Kindern. Die 2 Kinder spielen im Haus. Eines schaut aus dem Fenster heraus. Es ist ein Junge. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass das andere Kind auch ein Junge ist?

$$P(JJ|\text{Junge schaut heraus}) = \frac{P(JJ \cap J_{sh})}{P(J_{sh})} = \frac{\frac{1}{4}}{\frac{1}{4} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2}} = \frac{\frac{1}{4}}{\frac{3}{4}} = \frac{1}{3}$$

Mädchen sind nun neugieriger als Jungen (vgl. rote Wahrscheinlichkeiten in

$$\text{Abb. 20). } P(JJ|J_{sF}) = \frac{P(JJ \cap J_{sF})}{P(J_{sF})} = \frac{\frac{1}{4}}{\frac{1}{4} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{4}} = \frac{\frac{1}{4}}{\frac{3}{8}} = \frac{1 \cdot 8}{4 \cdot 3} = \frac{2}{3}$$

16 Stochastische Unabhängigkeit

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

$$P(A|B) = P(A) \Rightarrow A \text{ ist von } B \text{ unabhängig.}$$

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

Definition 16.1. Zwei Ereignisse A, B heißen unabhängig, wenn gilt: $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$

Definition 16.2. Drei Ereignisse A, B, C heißen unabhängig, wenn gilt:

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

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

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

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

Definition 16.3. A_1, \dots, A_n heißen *unabhängig*, wenn: $P(\bigcap_{j \in T} A_j) = \prod_{j \in T} P(A_j)$ für jede Teilmenge T aus $\{1, 2, \dots, n\}$.

16.1 Beispiel

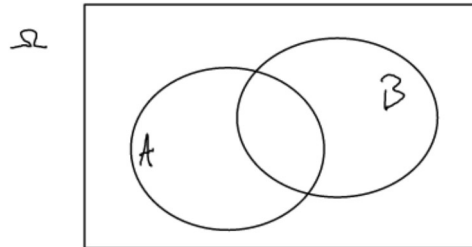


Abbildung 21: Beispiel Unabhängigkeit

A und B sind unabhängig. Dann sind auch A und \bar{B} unabhängig (Abb. 21).
 $P(A \cap \bar{B}) = P(A) - P(A \cap B) = P(A) - P(A) \cdot P(B) = P(A) \cdot (1 - P(B))$
 $= P(A) \cdot P(\bar{B})$

Satz 16.1. Sind A_1, A_2, A_3, A_4, A_5 unabhängig, dann auch z.B. $A_1, \bar{A}_2, \bar{A}_3, A_4, \bar{A}_5$ unabhängig (ohne Beweis).

16.2 Unabhängigkeit bei Produktexperimenten

Es gibt n unabhängige Experimente (Ω_i, P_i) und $\Omega = \Omega_1 \times \Omega_2 \times \dots \times \Omega_n$. Dann ist der Produktwahrscheinlichkeitsraum: $p(\underbrace{a_1}_{\in \Omega_1}, \underbrace{a_2}_{\in \Omega_2}, \dots, a_n) = p_1(a_1) \cdot p_2(a_2) \cdot$

$\dots \cdot p_n(a_n)$
 $A_j = \{(a_1, a_2, \dots, a_n) : a_j \in A_j^*\}, A_j^* \subset \Omega_j$
 $P(A_j) = P_j(A_j^*)$
 Dann sind A_1, A_2, \dots, A_n unabhängig.

16.3 Beispiel 3mal würfeln

$A_1^* = \{1, 2, 3\} \Rightarrow$ Im ersten Wurf 1, 2 oder 3. A_1 hingegen wäre $A_1 = (1/2/3, \dots)$.
 $A_2^* = \{5, 6\} \Rightarrow$ Im zweiten Wurf 5 oder 6.
 $A_3^* = \{4, 5, 6\} \Rightarrow$ Im dritten Wurf 4, 5 oder 6.
 $P(A_1 \cap A_2 \cap A_3) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{12}$

16.4 Vergrößerung

Es seien Ereignisse A_1, A_2, \dots, A_{10} unabhängig. Diese werden in zwei Blöcke unterteilt (1. Block: A_1, \dots, A_5 , 2. Block: A_6, \dots, A_{10}). Aus jedem Block ein Ereignis konstruieren, z.B.: $B = (A_1 \cup A_3) \cap \bar{A}_5$, $C = (A_7 \cap \bar{A}_9) \cap A_{10}$. Dann sind B und C unabhängig.

16.5 Beispiel Lotto 6 aus 49

Ein Spieler gibt jede Woche k verschiedene Reihen ab. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass er in n Wochen mindestens einen *Sechser* hat?
 Anzahl der Möglichkeiten: $\binom{49}{6}$

Wahrscheinlichkeit in einer Woche einen *Sechser* zu haben, ist: $P(k) = \frac{k}{\binom{49}{6}}$

Wahrscheinlichkeit in n Wochen keinen *Sechser*: $(1 - P(k))^n$ (unabhängig)

$P(\text{In } n \text{ Wochen mindestens einen Sechser}) = 1 - (1 - P(k))^n$ mit z.B.: $n = 2000$ (Wochen), $k = 10$ (Spiele) $\underline{= 0.00142}$

16.6 Beispiel Gruppenscreening

Die Wahrscheinlichkeit für eine bestimmte Krankheit sei p (klein z.B. 0.02). Mit einer Blutuntersuchung kann man das feststellen:

- Einzeluntersuchung
- Gruppenuntersuchung: Das Blut von k Personen wird gemischt. Falls gesund \Rightarrow fertig, falls krank \Rightarrow noch k Einzeluntersuchungen.

Finde die optimale Gruppengröße. Wir definieren die Zufallsgröße Y als *Anzahl der Untersuchungen*. Zwei Werte sind hier möglich: $Y = 1$ und $Y = 1 + k$.

$$P(Y = 1) = (1 - p)^k$$

$$P(Y = 1 + k) = 1 - (1 - p)^k$$

$$EY = 1 \cdot (1 - p)^k + (1 + k) \cdot [1 - (1 - p)^k] = (1 - p)^k + (1 + k) - (1 + k)(1 - p)^k \\ = (1 - p)^k [1 - (1 + k)] + (1 + k) = (1 + k) - k(1 - p)^k$$

minimiere: $\frac{EY}{k}$ ist die durchschnittliche Anzahl an Untersuchungen pro Person.

$$\frac{EY}{k} = \frac{1+k}{k} - (1 - p)^k = \frac{1}{k} + 1 - (1 - p)^k$$

16.7 Beispiel

$$P = 0.1, k = 4 \Rightarrow \frac{EY}{k} = 1 + \frac{1}{4} - (1 - 0.1)^4 = 0.59 \text{ also Ersparnis von } 41\%.$$

$$P = 0.01, k = 11 \Rightarrow \frac{EY}{k} = 1 + \frac{1}{11} - (1 - 0.01)^{11} = 0.20 \text{ also Ersparnis von } 80\%.$$

16.8 p gegeben. Gruppengröße ausrechnen.

$$f(k) = \frac{EY}{k} = 1 + \frac{1}{k} - (1 - p)^k \text{ minimieren:}$$

p	0.2	0.1	0.01
opt. k	3	4	11
Ersparnis	18%	41%	80%

17 Gemeinsame Verteilung von Zufallsvariablen

(Nur) Eine Zufallsvariable X :

Wertebereich von X	1	2	3
p^x	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$

Zwei Zufallsvariablen X, Y (Abb. 22):

Wertebereich von X : x_1, x_2, \dots, x_r

Wertebereich von Y : y_1, y_2, \dots, y_s

Verteilung von XY

$$P^{(X,Y)}(x_i, y_j) = P(\{\omega \in \Omega : Y(\omega) = x_i \text{ und } Y(\omega) = y_j\})$$

„Man sagt auch gemeinsame Verteilung von X und Y .“

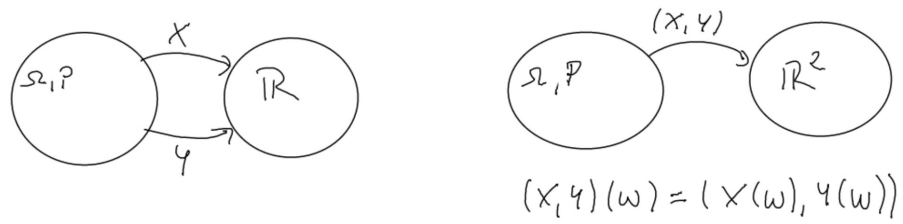


Abbildung 22: Zwei Zufallsvariablen kann man unterschiedlich darstellen

X/Y	y_1	y_2	y_3	...	y_s	Verteilung von X
x_1	p_{11}	p_{12}	p_{13}		p_{1s}	\sum
x_2	p_{21}	p_{22}	p_{23}		p_{2s}	\sum
x_3	p_{31}	p_{32}	p_{33}		p_{3s}	\sum
...						\sum
x_r	p_{r1}	p_{r2}	p_{r3}		p_{rs}	\sum
Verteilung von Y	\sum	\sum	\sum	\sum	\sum	

17.1 Beispiel 2 mal würfeln

X: Augenzahl im 1. Wurf, Y: maximale Augenzahl, $\Omega : \{(i, j) : 1 \leq i, j \leq 6\}$.
 $(X, Y)(3, 1) = (3, 3)$

X/Y	1	2	3	4	5	6	\sum
1	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{6}{36}$
2	0	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{6}{36}$
3	0	0	$\frac{3}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{6}{36}$
4	0	0	0	$\frac{4}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{6}{36}$
5	0	0	0	0	$\frac{5}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{6}{36}$
6	0	0	0	0	0	$\frac{6}{36}$	$\frac{6}{36}$
\sum	$\frac{1}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{7}{36}$	$\frac{9}{36}$	$\frac{11}{36}$	1

17.2 Funktionen von Zufallsvariablen/-größen

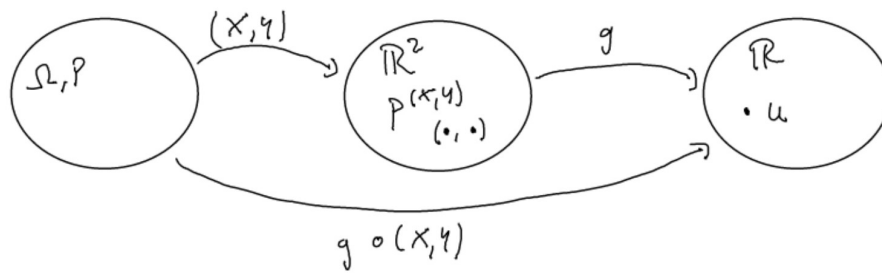


Abbildung 23: Funktionen von Zufallsvariablen/-größen: $P(g \circ (X, Y) = u) = P\{\omega \in \Omega : g(X(\omega), Y(\omega)) = u\}$

$$\begin{aligned}
 P(g \circ (X, Y) = u) &= P\{\omega \in \Omega : g(X(\omega), Y(\omega)) = u\} \\
 &= \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s P(\omega \in \Omega : X(\omega) = x_i \wedge Y(\omega) = y_j) = g(x_i, y_j) = u \\
 &= \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s P(X = x_i \wedge Y = y_j) = g(x_i, y_j) = u \\
 &= \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s P^{(X, Y)}(x_i, y_j) = g(x_i, y_j) = u
 \end{aligned}$$

Für die Verteilung $g \circ (X, Y)$ braucht man also nur $P^{(X, Y)}$ auf \mathbb{R}^2 . Wir berechnen den Erwartungswert von $g \circ (X, Y)$. Es gibt drei Möglichkeiten diesen auszurechnen:

- $E[g \circ (X, Y)] = \sum_{\omega \in \Omega} g \circ (X, Y)(\omega) \cdot p(\omega)$
- $E[g \circ (X, Y)] = \sum_{i=1, \dots, r; j=1, \dots, s} P^{(X, Y)}(x_i, y_j) \cdot g(x_i, y_j)$
- $E[g \circ (X, Y)] = \sum_{u \in \text{Wertebereich von } g \circ (X, Y)} u \cdot P^{g \circ (X, Y)}$

17.3 Beispiel 2 mal würfeln

X: erste Augenzahl, Y: maximale Augenzahl, Verteilung und Erwartungswert von $X \cdot Y = Z$, $g(x, y) = x \cdot y$

Mit Verfahren 2)

$$EZ = 1 \cdot \frac{1}{36} + 2 \cdot \frac{1}{36} + 3 \cdot \frac{1}{36} + 4 \cdot \frac{1}{36} + 5 \cdot \frac{1}{36} + 6 \cdot \frac{1}{36} + 4 \cdot \frac{2}{36} + 6 \cdot \frac{1}{36} + 8 \cdot \frac{1}{36} + 10 \cdot \frac{1}{36} + 12 \cdot$$

$$\frac{1}{36} + 9 \cdot \frac{3}{36} + 12 \cdot \frac{1}{36} + 15 \cdot \frac{1}{36} + 18 \cdot \frac{1}{36} + 16 \cdot \frac{4}{36} + 20 \cdot \frac{1}{36} + 24 \cdot \frac{1}{36} + 25 \cdot \frac{5}{36} + 30 \cdot \frac{1}{36} + 36 \cdot \frac{6}{36} = \frac{616}{36} = 17.11$$

Mit Verfahren 3)

Wertebereich von Z	1	2	3	4	5	6	8	9	...
Verteilung von Z	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$	$\frac{3}{36}$...

$$\text{also: } EZ = 1 \cdot \frac{1}{36} + 2 \cdot \frac{1}{36} + 3 \cdot \frac{1}{36} + 4 \cdot \frac{3}{36} + 5 \cdot \frac{1}{36} + 6 \cdot \frac{2}{36} + 8 \cdot \frac{1}{36} + 9 \cdot \frac{3}{36} + \dots$$

Mit Verfahren 1)

ω	X	Y	$X \cdot Y$
(1,1)	1	1	1
(1,2)	1	2	2
(1,3)	1	3	3
(1,4)	1	4	4
(1,5)	1	5	5
(1,6)	1	6	6
(2,1)	2	2	4
(2,2)	2	2	4
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots

$$P(\omega) = \frac{1}{36}, \frac{1}{36}(1 + 2 + 3 + 4 + 5 + 6 + 4 + 4 + \dots)$$

17.4 Unabhängigkeit von 2 Zufallsvariablen

X,Y heißen unabhängig, wenn für alle u,v gilt: $P(X = u, Y = v) = P(X = u) \cdot P(Y = v)$

17.4.1 Beispiel

X/Y	1	2	3	4	\sum
1	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{3}$
2	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{3}$
3	$\frac{1}{6}$	$\frac{1}{12}$	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{3}$
\sum	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	1

Für unabhängige ZV X und Y gilt dann:

$$P(X \in A, Y \in B) = P(X \in A) \cdot P(Y \in B)$$

ohne Beweis:

$$A = \{1, 2\}, B = \{3, 4\} \quad P(X \in A) = \frac{2}{3}, \quad P(Y \in B) = \frac{1}{4}$$

$$P(X \in A) \cdot P(Y \in B) = \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{4} = \frac{2}{12} \Leftrightarrow P(X \in A, Y \in B) = \frac{1}{24} + \frac{1}{24} + \frac{1}{24} + \frac{1}{24} = \frac{4}{24}$$

Multiplikationsregel: Es seien X,Y unabhängige ZV.

$$E(X \cdot Y) = EX \cdot EY, \quad E(X \cdot Y) = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s x_i y_j \cdot P(X = x_i, Y = y_j)$$

$$= \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s x_i y_j \cdot P(X = x_i) \cdot P(Y = y_j) = \left[\sum_{i=1}^r x_i \cdot P(X = x_i) \right] \cdot \left[\sum_{j=1}^s y_j \cdot P(Y = y_j) \right] = EX \cdot EY$$

„ x_i, y_i stehen in der Tabelle.“

Immer gilt: $E(X + Y) = EX + EY$

17.5 Summe von zwei unabhängigen Zufallsgrößen

$$P(X + Y = u) = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s P(X = x_i, Y = y_j) \text{ mit } x_i + y_j = u = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s P(X = x_i) \cdot P(Y = y_j) \text{ mit } x_i + y_j = u$$

17.6 Beispiel

Zweimal würfeln mit X erste Augenzahl, Y zweite Augenzahl. Wertebereich von $X + Y$: 2, 3, ..., 12

$$P(X + Y = u) = \sum_{i=1}^6 \sum_{j=1}^6 \frac{1}{6} \frac{1}{6} \text{ mit } i + j = u$$

$$P(X + Y = 10) = \frac{1}{36} \text{ mit } i + j = 10, \text{ also } 4 \cdot 6, 5 \cdot 5 \text{ und } 6 \cdot 4 \Rightarrow \text{kommt drei mal vor} = \frac{1}{36} \cdot 3 = \frac{3}{36}$$

$X + Y$	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
P	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$

$$E(X + Y) = \frac{1}{36} (2 \cdot 1 + 3 \cdot 2 + 4 \cdot 3 + 5 \cdot 4 + 6 \cdot 5 + 7 \cdot 6 + 8 \cdot 5 + 9 \cdot 4 + 10 \cdot 3 + 11 \cdot 2 + 12 \cdot 1) = 7$$

Das geht auch einfacher, denn den Erwartungswert kann man auch zerlegen. Bei + ist es, im Gegensatz zu \cdot , auch egal ob die Zufallsgrößen unabhängig sind oder nicht: $E(X + Y) = EX + EY = 3.5 + 3.5 = 7$

17.7 Standardmodell

Wir haben zwei Zufallsexperimente: $(\Omega_1, P_1), (\Omega_2, P_2)$

Zusammen: $\Omega = \Omega_1 \times \Omega_2, P(\{\omega\}) = P(\{\omega_1, \omega_2\}) = P_1(\{\omega_1\}) \cdot P_2(\{\omega_2\})$

$X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}, (\omega_1, \omega_2) \rightarrow \dots$, hängt nur von ω_1 ab.

$Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}, (\omega_1, \omega_2) \rightarrow \dots$, hängt nur von ω_2 ab.

Dann sind X und Y unabhängig.

18 Binomial- und Multinomialverteilung

Ein Zufallsexperiment habe 2 Ausgänge (Treffer 1, Niete 0). Trefferwahrscheinlichkeit p , Nietenwahrscheinlichkeit $1 - p = q$. So ein Experiment nennt man auch Bernoulli-Experiment. Das Experiment wird n mal wiederholt, was man Bernoullikette nennt.

$$P(\{(\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n)\}) = p \cdot p \cdot p \cdot q \cdot p \cdot \dots \cdot q \cdot p = p^{\sum_{i=1}^n \omega_i} \cdot q^{n - \sum_{i=1}^n \omega_i}$$

A_i Ereignis: im Versuch i ein Treffer.

$Y = \sum_{i=1}^n I\{A_i\}$ Zählvariable. I ist die Indikatorfunktion.

$Y(\omega_1, \dots, \omega_n) = \text{Anzahl der Einser.}$

Exkurs: Binomialverteilung $P(Y = k) = \binom{n}{k} p^k \cdot q^{n-k}, k = 0, 1, \dots, n$

Y ist binomialverteilt.

$$EY = E\left(\sum_{i=1}^n I\{A_i\}\right) = \sum_{i=1}^n EI\{A_i\} = \sum_{i=1}^n P(A_i) = \sum_{i=1}^n p = n \cdot p$$

$$EY = n \cdot p$$

Satz 18.1. (Ω, P) Wahrscheinlichkeitsraum. A_1, A_2, \dots, A_n unabhängige Ereignisse mit $P(A_i) = p$

Dann ist $Z = \sum_{j=1}^n I\{A_j\}$ binomialverteilt $\text{Bin}(n, p)$

$Z(\omega)$ ist die Anzahl der A_j , in denen ω ist.

18.1 Verallgemeinerung zur Multinomialverteilung

Ein Zufallsexperiment habe s Ausgänge.

	1	2	3	...	s
Wahrscheinlichkeit	p_1	p_2	p_3		p_s

$p_1 + p_2 + \dots + p_s = 1$. Es wird n mal wiederholt.

$P(\{(3, 4, 1, 1, 5)\}) = p_3 \cdot p_4 \cdot p_1 \cdot p_1 \cdot p_5, n = 5$

$X_1(\omega)$: Anzahl der Einser in ω .

$X_2(\omega)$: Anzahl der Zweier in ω .

\vdots

$X_s(\omega)$: Anzahl der s in ω .

$X = (X_1, X_2, \dots, X_s)$ ist multinomialverteilt.

$P(X_1 = i_1, X_2 = i_2, \dots, X_s = i_s) = p_1^{i_1} \cdot p_2^{i_2} \cdot \dots \cdot p_s^{i_s} = \frac{n!}{i_1! \cdot i_2! \cdot \dots \cdot i_s!}$

18.2 Beispiel

n Kugeln, in s Farben, i_1 rot, i_2 blau, ..., i_s gelb.

Auf wie viele Arten kann man die Kugeln anordnen? ($= k$)

$n! = k \cdot i_1! \cdot i_2! \cdot \dots \cdot i_s!$

$k = \frac{n!}{i_1! \cdot i_2! \cdot \dots \cdot i_s!}$ ist der Multinomialkoeffizient.

18.3 Beispiel

Experiment mit 3 Ausgängen A_1, A_2, A_3 und den dazugehörigen Wahrscheinlichkeiten $\frac{1}{2}, \frac{1}{4}, \frac{1}{4}$. Es wird $n = 7$ mal wiederholt. $P(X_1 = 4, X_2 = 2, X_3 = 1)$
 $= \left(\frac{1}{2}\right)^4 \cdot \left(\frac{1}{4}\right)^2 \cdot \left(\frac{1}{4}\right)^1 \cdot \frac{7!}{4! \cdot 2! \cdot 1!} = \left(\frac{1}{2}\right)^4 \cdot \left(\frac{1}{4}\right)^3 \cdot \frac{1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot 4 \cdot 5 \cdot 6 \cdot 7}{1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot 4 \cdot 1 \cdot 2 \cdot 1} = \frac{1}{16} \cdot \frac{1}{64} \cdot 105 = 0.102$
 $\approx 10\%$

19 Pseudozufallszahlen

Zufallsgenerator: liefert Folge von Zufallszahlen x_1, x_2, \dots , aus dem Intervall $[0, 1]$. Diese sollen zufällig und gleichverteilt sein. Die Zufallsgrößen X_1, X_2, \dots , sollen unabhängig sein und $P(X_i \in (a, b)) = b - a$

Der Generator liefert Pseudozufallszahlen, d.h. abhängig vom Startwert immer die gleiche Folge. Diese Folge sollte möglichst gut sein.

Wir machen das mit einem linearen Kongruenzgenerator und rechnen dafür modulo m (möglichst groß): $Z_{j+1} = a \cdot Z_j + b, 0 < a, b < m, 0 \leq z_j < m$.

$$x_j = \frac{z_j}{m}$$

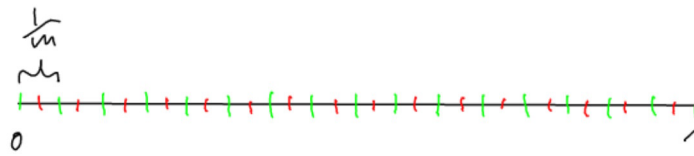


Abbildung 24: Zufallszahlen zwischen 0 und 1: $x_j = \frac{z_j}{m} + \frac{1}{2 \cdot m}$

z.B. $m = 100, a = 18, n = 11$, Startwert: $z_0 = 40$ (Abb. 24)

$$z_1 = 18 \cdot 40 + 11 = 31 \quad z_2 = 18 \cdot 31 + 11 = 69$$

$$z_3 = 18 \cdot 69 + 11 = 53$$

$$z_4 = 18 \cdot 53 + 11 = 65$$

$$z_5 = 18 \cdot 65 + 11 = 81$$

$$z_6 = 18 \cdot 81 + 11 = 69$$

53, 65, 81, 69, 53, 65, 81, ... schlecht, weil sehr schnell Wiederholungen. Nun stellt sich die Frage: Wie bekommt man einen guten Generator?

19.1 Simulation eines Experiments mit Hilfe des Pseudozufallsgenerators

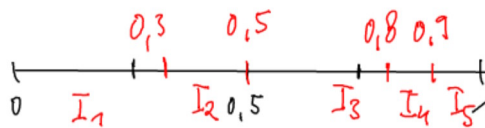


Abbildung 25: Simulation eines Experiments: $x \in I_k \Leftrightarrow \omega_k$ ist das Ergebnis des Experiments.

Wir haben 5 Ausgänge des Experiments (Abb. 25): $\omega_1 p(\omega_1) = 0.3$

$$\omega_2 p(\omega_2) = 0.2$$

$$\omega_3 p(\omega_3) = 0.3$$

$$\omega_4 p(\omega_4) = 0.1$$

$$\omega_5 p(\omega_5) = 0.1$$

$x \in I_k \Leftrightarrow \omega_k$ ist das Ergebnis des Experiments.

20 Varianz

EX gibt einen Mittelwert der Zufallsgröße X an. Die Varianz ist ein Streuungsmaß von X, das wie folgt definiert wird:

$Var(X) = V(X) = E[(X - EX)^2] = \sigma^2(X)$. Mittelwert der quadratischen Abweichungen von EX. Die Wurzel der Varianz nennt man Standardabweichung: $\sigma(X) = \sqrt{V(X)}$.

Bemerkung: Hat die Zufallsgröße X die Einheit Meter, so haben Erwartungswert EX und Standardabweichung $\sigma(X)$ dieselbe Einheit, die Varianz $\sigma^2(X)$ aber Quadratmeter. Nimmt X die Werte x_1, \dots, x_n mit den Wahrscheinlichkeiten p_1, \dots, p_n an, dann ist die Varianz $Var(X) = \sum_{i=1}^n (x_i - EX)^2 \cdot p_i$.

20.1 Beispiel

$$\begin{aligned} EX &= \frac{1}{6}(1 + 2 + 3 + 4 + 5 + 6) = \frac{21}{6} = 3.5 \\ Var(X) &= \frac{1}{6} [(1 - 3.5)^2 + (2 - 3.5)^2 + (3 - 3.5)^2 + (4 - 3.5)^2 + (5 - 3.5)^2 + (6 - 3.5)^2] \\ &= 2.916 \\ \sigma(X) &= \sqrt{2.916} = 1.707 \end{aligned}$$

20.2 Varianz der Indikatorfunktion $I_A = I\{A\}$

$$\begin{aligned} EI_A &= 1 \cdot P(A) + 0 \cdot (1 - P(A)) = P(A) \\ Var(I_A) &= [1 - P(A)]^2 \cdot P(A) + [0 - P(A)]^2 \cdot (1 - P(A)) = [1 + P(A)^2 - 2P(A)] \cdot \\ &P(A) + P(A)^2 \cdot (1 - P(A)) = P(A) + P(A)^3 - 2P(A)^2 + P(A)^2 - P(A)^3 = \underline{P(A) - P(A)^2} \\ &= Var(I_A) \end{aligned}$$

20.3 Rechenregeln der Varianz

Satz 20.1. $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ zufallsgröße. Dann gilt:

1. $Var(X) = E[(X - a)^2] - [(EX) - a]^2, a \in \mathbb{R}$
2. $Var(X) = E(X^2) - (EX)^2$
3. $Var(X) = \min_{a \in \mathbb{R}} E[(X - a)^2]$
4. $Var(aX + b) = a^2 Var(X)$
5. $Var(X) \geq 0$
 $Var(X) = 0 \Rightarrow$ Es gibt $a \in \mathbb{R}$ mit $P(X = a) = 1$

Beweis. 1. „ned mitschreiben“ deswegen: siehe Abb. 26.

2. setze $a = 0$: $Var(X) = E[X^2] - (EX)^2$
3. $a \Rightarrow E[(\underbrace{X}_{\text{minimal bei } a=EX}} - a)^2] = Var(X) + [(EX) - a]^2$
4. $V(aX + b) = E[(aX + b - aEX - b)^2] = E[a^2(X - EX)^2] = a^2 E[(X - EX)^2] = a^2 Var(X)$

Beweis:

$$\begin{aligned}
 a) \quad E[(X-a+a-EX)^2] &= \\
 &= E[(X-a)^2 + 2(X-a)(a-EX) + (a-EX)^2] = \\
 &= E(X-a)^2 + E[2(X-a)(a-EX)] + E[(a-EX)^2] = \\
 &= E[(X-a)^2] + 2(a-EX)(EX-a) + (a-EX)^2 = \\
 &= E[(X-a)^2] - 2(EX-a)^2 + (EX-a)^2 = \\
 &= E[(X-a)^2] - ((EX)-a)^2
 \end{aligned}$$

Abbildung 26: Beweis: Foto weil „nicht mitschreiben“

5. $Var(X) \geq 0$ klar.

$$Var(X) = 0 \Leftrightarrow \sum_{j=1}^n (\underbrace{x_j - EX}_{0 \text{ bei } x_j = EX})^2 \cdot p(x_j) \stackrel{!}{=} 0$$

$$\Leftrightarrow P(X = EX) = 1$$

□

21 Standardisierung einer Zufallsgröße

$$X^* = \frac{X - EX}{\sigma(x)} \text{ mit } \sigma(x) = \sqrt{\text{Var}(x)}$$

$$EX^* = \frac{1}{\sigma(x)} \cdot E[X - EX] = \frac{1}{\sigma(x)} \cdot [EX - EX] = 0$$

$$\text{Var}(X^*) = \text{Var}\left[\frac{1}{\sigma(x)} \cdot (X - EX)\right] = \frac{1}{\sigma^2(x)} \cdot \text{Var}(X - EX) = \frac{1}{\sigma^2(x)} \cdot \text{Var}(x) = 1$$

21.1 Die Tschebyschow-Ungleichung

Für jedes $\varepsilon > 0$ gilt:

$$P(|X - EX| \geq \varepsilon) \leq \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot \text{Var}(X)$$

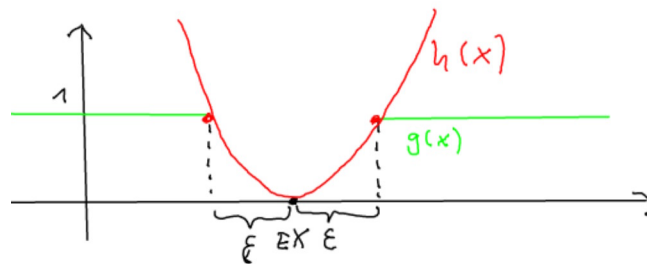


Abbildung 27: Beweis

$$\text{Beweis. } g(x) = \begin{cases} 1, & \text{falls } |x - EX| \geq \varepsilon \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \quad (\text{vgl. Abb. 27})$$

$$h(x) = \frac{1}{\varepsilon^2} \cdot (x - EX)^2 \quad (\text{vgl. Abb. 27})$$

Es ist $g(x) \leq h(x)$ für alle x . Zufallsgröße $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$

Es ist $g(X(\omega)) \leq h(X(\omega))$

$$P(|X - EX| \geq \varepsilon) = P(\{\omega \in \Omega : |X(\omega) - EX| \geq \varepsilon\}) = P(\{\omega : g(X(\omega)) = 1\}) \\ = \sum_{\omega \in \Omega} p(\omega) \cdot g(X(\omega))$$

$$\frac{1}{\varepsilon^2} \text{Var}(X) = \sum_{\omega} [(X(\omega) - EX)^2 \cdot p(\omega)] \cdot \frac{1}{\varepsilon^2} = \sum_{\omega} \frac{1}{\varepsilon^2} (X(\omega) - EX)^2 \cdot p(\omega) = \\ \sum_{\omega} h(X(\omega)) \cdot p(\omega) \Rightarrow \underbrace{\sum_{\omega} g(X(\omega)) \cdot p(\omega)}_{\text{linke Seite}} \leq \underbrace{\sum_{\omega} h(X(\omega)) \cdot p(\omega)}_{\text{rechte Seite}} \quad \square$$

21.2 Beispiel

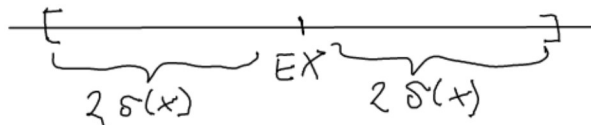


Abbildung 28: Beispiel

Setze $\varepsilon = k \cdot \sigma(x)$

$$P(|X - EX| \geq k \cdot \sigma(x)) \leq \frac{1}{k^2 \cdot \sigma^2(x)} \cdot \sigma^2(x) = \frac{1}{k^2}$$

$$P(|X - EX| \leq k \cdot \sigma(x)) \geq 1 - \frac{1}{k^2}$$

z.B. $k = 2$

$$P(|X - EX| \geq 2 \cdot \sigma(x)) \leq \frac{1}{4}$$

$$P(|X - EX| \leq 2 \cdot \sigma(x)) \geq \frac{3}{4}$$

Die Wahrscheinlichkeit, dass X einen Wert in diesem Intervall (Abb. 28) annimmt, ist $\geq 75\%$.

21.3 Aufgabe 1

X nimmt die Werte $1, 2, \dots, k$ mit gleicher Wahrscheinlichkeit an. Berechne EX und $Var(x)$.

$$EX = \frac{1}{k}(1 + 2 + 3 + \dots + k) = \frac{1}{k} \cdot \frac{k(k+1)}{2} = \frac{k+1}{2}$$

$$E(X^2) = \frac{1}{k}(1^2 + 2^2 + 3^2 + \dots + k^2) \stackrel{F.S.}{=} \frac{1}{k} \cdot \frac{k(k+1)(2k+1)}{6} = \frac{(k+1)(2k+1)}{6}$$

„F.S.: Aus der Formelsammlung“

$$Var(X) = E(X^2) - (EX)^2 = \frac{(k+1)(2k+1)}{6} - \frac{(k+1)^2}{4} = \dots = \frac{k^2-1}{12}$$

21.4 Aufgabe 2

Wir würfeln n mal mit einem Würfel. Die Zufallszahl Y_n ist die größte Augenzahl. Berechne Varianz und Erwartungswert.

$$P(Y_n = 1) = \frac{1}{6^n}$$

$$P(Y_n = 2) = \frac{2^n - 1}{6^n}$$

$$P(Y_n = 3) = \frac{3^n - 2^n}{6^n}$$

$$P(Y_n = 4) = \frac{4^n - 3^n}{6^n}$$

$$P(Y_n = 5) = \frac{5^n - 4^n}{6^n}$$

$$P(Y_n = 6) = \frac{6^n - 5^n}{6^n}$$

$$EY_n = \frac{1}{6^n} \cdot 1 + \left[\left(\frac{2}{6}\right)^n - \left(\frac{1}{6}\right)^n\right] \cdot 2 + \left[\left(\frac{3}{6}\right)^n - \left(\frac{2}{6}\right)^n\right] \cdot 3 + \left[\left(\frac{4}{6}\right)^n - \left(\frac{3}{6}\right)^n\right] \cdot 4 + \left[\left(\frac{5}{6}\right)^n - \left(\frac{4}{6}\right)^n\right] \cdot 5 + \left[1^n - \left(\frac{5}{6}\right)^n\right] \cdot 6 \Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} EY_n = 6$$

„Lauter 1er $\Rightarrow -1$ “

$$EY_n^2 = \frac{1}{6^n} \cdot 1^2 + \left[\left(\frac{2}{6}\right)^n - \left(\frac{1}{6}\right)^n\right] \cdot 2^2 + \left[\left(\frac{3}{6}\right)^n - \left(\frac{2}{6}\right)^n\right] \cdot 3^2 + \left[\left(\frac{4}{6}\right)^n - \left(\frac{3}{6}\right)^n\right] \cdot 4^2 + \left[\left(\frac{5}{6}\right)^n - \left(\frac{4}{6}\right)^n\right] \cdot 5^2 + \left[1^n - \left(\frac{5}{6}\right)^n\right] \cdot 6^2 \Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} EY_n^2 = 6^2 = 36$$

„Wir müssen die abziehen, wo kein 3er vorkommt (2^n).“

$$Var(Y_n) = E(Y_n^2) - [EY_n]^2 \Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} Var(Y_n) = 36 - 36 = 0$$

21.5 Aufgabe 3

X nehme nur Werte im Intervall $[b, c]$ an. Zeige:

$$1. Var(X) \leq \frac{1}{4}(c-b)^2$$

$$2. Var(X) = \frac{1}{4}(c-b)^2 \Leftrightarrow P(X=b) = P(X=c) = \frac{1}{2}$$

Beweis. zu 1.) Es gilt: $Var(X) = E[(X-a)^2] - [(EX) - a]^2, a \in \mathbb{R}$

$$(X-a)^2 \leq \left(\frac{c-b}{2}\right)^2 \Rightarrow E[(X-a)^2] \leq \frac{(c-b)^2}{4}$$

$$E[(X-a)^2] \geq Var(X) \Rightarrow \frac{(c-b)^2}{4} \geq Var(X)$$

$$\text{zu 2.) } Var(X) = \frac{(c-b)^2}{4} \Leftrightarrow E[(X-a)^2] = \frac{(c-b)^2}{4} \text{ und } E(X) - a = 0, \text{ also } EX = a$$



Abbildung 29: Beweis: Für a nehmen wir die Mitte, also $a = \frac{c-b}{2}$.

$$\Leftrightarrow EX = a \text{ und } (x_1 - a)^2 \cdot p_1 + (x_2 - a)^2 \cdot p_2 + \dots + (x_n - a)^2 \cdot p_n = \frac{(c-b)^2}{4}$$

$$(x_i - a)^2 \leq \left(\frac{c-b}{2}\right)^2 \text{ für alle } i.$$

$$\text{also } (x_i - a)^2 = \left(\frac{c-b}{2}\right)^2$$

also $x_i = b$ oder c .

$$\text{weil } EX = a \text{ ist } P(X = b) = P(X = c) = \frac{1}{2}$$

□

22 Kovarianz

$X, Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ Zufallsgrößen

$$\begin{aligned} V(X+Y) &= E[(X+Y - E(X+Y))^2] = E[((X-EX) + (Y-EY))^2] = \\ &= E[\underbrace{(X-EX)^2}_{\text{Var}(X)} + \underbrace{(Y-EY)^2}_{\text{Var}(Y)} + 2(X-EX)(Y-EY)] = \text{Var}(X) + V(Y) + 2 \cdot \\ &\quad \underbrace{E[(X-EX)(Y-EY)]}_{\text{Kovarianz von X und Y}} \end{aligned}$$

„auch:
 $\text{cov}(X, Y), C(X, Y)$ “

Definition 22.1. $C(X, Y) = E[(X-EX)(Y-EY)]$
 $V(X+Y) = \text{Var}(X) + V(Y) + 2 \cdot C(X, Y)$

Satz 22.1. 1. $C(X, Y) = E(X \cdot Y) - (EX) \cdot (EY)$

2. $C(X, Y) = C(Y, X), C(X, X) = V(X)$

3. $C(X+a, Y+b) = C(X, Y)$

4. X, Y unabhängig $\Rightarrow C(X, Y) = 0$

5. $C(\sum_{i=1}^m a_i X_i, \sum_{j=1}^n b_j Y_j) = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n a_i b_j C(X_i, Y_j)$

6. $V(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = \sum_{j=1}^n V(X_j) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} C(X_i, X_j)$

Beweis. 1. $C(X, Y) = E[(X-EX)(Y-EY)] = E[X \cdot Y - XEY - YEX + EX \cdot EY] = E(X \cdot Y) - EX \cdot EY - EY \cdot EX + EX \cdot EY = E(X \cdot Y) - EX \cdot EY$

2. klar

3. $C(X+a, Y+b) = E[(X+a-EX-a)(Y+b-EY-b)] = E[(X-EX)(Y-EY)] = C(X, Y)$

4. mit 1.) $C(X, Y) = E(X \cdot Y) - (EX) \cdot (EY) = (EX) \cdot (EY) - (EX) \cdot (EY) = 0$

„Jetzt verwenden wir die Unabhängigkeit. Sind sie unabhängig ist die Kovarianz 0. Umgekehrt gilt das nicht!“

5. $C(\sum_{i=1}^m a_i X_i, \sum_{j=1}^n b_j Y_j) \stackrel{\text{mit 1.}}{=} E[\sum_{i=1}^m a_i X_i \cdot \sum_{j=1}^n b_j Y_j] - E[\sum_{i=1}^m a_i X_i] \cdot E[\sum_{j=1}^n b_j Y_j]$

$$\begin{aligned} E[\sum_{j=1}^n b_j Y_j] &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n a_i b_j E(X_i \cdot Y_j) - \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n a_i b_j EX_i \cdot EY_j \\ &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n a_i b_j [E(X_i \cdot Y_j) - EX_i \cdot EY_j] = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n a_i b_j C(X_i, Y_j) \end{aligned}$$

6. $V(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = C(X_1 + \dots + X_n, X_1 + \dots + X_n) \stackrel{\text{mit 5.}}{=} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n C(X_i, X_j)$

$$= \underbrace{\sum_{j=1}^n V(X_j)}_{\text{Das sind die, bei denen gilt: } i=j} + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} C(X_i, X_j)$$

Das sind die, bei denen gilt: $i=j$

□

22.1 Folgerung

Sind X_1, X_2, \dots, X_n unabhängig, so ist $V(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = V(X_1) + V(X_2) + \dots + V(X_n)$ (nach 6.) und 4.))

22.2 Beispiel

Aus $C(X, Y = 0)$ (d.h. unkorreliert) folgt nicht, dass X und Y unabhängig sind, z.B.: 2 mal Würfeln: X ist die erste Augenzahl, Y ist die zweite Augenzahl.
 $C(X + Y, X - Y) = C(X, X) - C(X, Y) + C(Y, X) - C(Y, Y) = V(X) - V(Y) = 0$, **also** $(X + Y), (X - Y)$ unkorreliert.

Die Wahrscheinlichkeit zwei 6er zu würfeln: $P(X + Y = 12, X - Y = 0) = \frac{1}{36}$
 $\neq P(X + Y = 12) \cdot P(X - Y = 0) = \frac{1}{36} \cdot \frac{6}{36}$
 \Rightarrow also unabhängig

„Das Komma muss man als und lesen.“

22.3 Varianz einer Indikatorsumme

$$C(I_A, I_B) \underbrace{=}_{\text{mit 1.}} E(I_A \cdot I_B) - EI_A \cdot EI_B = E(I_{A \cap B}) - EI_A \cdot EI_B = P(A \cap B) - P(A) \cdot P(B)$$

$$V(I_{A_1} + I_{A_2} + \dots + I_{A_n}) \underbrace{=}_{\text{mit 6.}} \sum_{j=1}^n V(I_{A_j}) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} C(I_{A_i}, I_{A_j}) = \sum_{j=1}^n P(A_j)(1 - P(A_j)) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} [P(A_i \cap A_j) - P(A_i) \cdot P(A_j)] = I_{A_1} + \dots + I_{A_n} \cdot \text{Zählvariable (zählt in wie vielen } A_i \text{ } \omega \text{ liegt)}$$

Sonderfall $P(A_j)$ alle gleich und $P(A_i \cap A_j)$ auch alle gleich.

$$V(I_{A_1} + \dots + I_{A_n}) = n \cdot P(A_1) \cdot (1 - P(A_1)) + n(n-1)[P(A_1 \cap A_2) - P(A_1)^2]$$

22.4 Beispiel Binomialverteilung Bin(n,p)

Wir haben n unabhängige Ereignisse. A_1, A_2, \dots, A_n . $P(A_i) = p$. X zählt, wieviele Ereignisse eingetreten sind. X ist Bin(n,p)-verteilt. $X = I_{A_1} + I_{A_2} + \dots + I_{A_n}$.

$$V(X) = n \cdot P(A_1)(1 - P(A_1)) + n(n-1) \cdot 0$$

$$V(X) = np(1 - p), EX = np$$

22.5 Beispiel hypergeometrische Verteilung

Wir haben r rote und s schwarze Kugeln in einer Urne. Es werden n Kugeln ohne Rücklegen gezogen: X ist die Anzahl der roten Kugeln, A_j das Ereignis: bei jeder j -ten Ziehung rot ($a_1, a_s, \dots, \underbrace{a_j}_{\text{hier rot}}, \dots, a_n$)

$$X = I_{A_1} + \dots + I_{A_n}$$

$$P(A_j) = \frac{r}{r+s}, P(A_i \cap A_j) = \frac{r(r-1)}{(r+s)(r+s-1)}$$

$$V(I_{A_1} + \dots + I_{A_n}) = n \cdot \frac{r}{r+s} \cdot \left(1 - \frac{r}{r+s}\right) + n(n-1) \left[\frac{r(r-1)}{(r+s)(r+s-1)} - \left(\frac{r}{r+s}\right)^2 \right] = \dots$$

$$= n \cdot \frac{r}{r+s} \cdot \left(1 - \frac{r}{r+s}\right) \left(1 - \frac{n-1}{r+s-1}\right)$$

$$\text{Mit } p = \frac{r}{r+s}$$

$$V(X) = n \cdot p(1-p) \left(1 - \frac{n-1}{r+s-1}\right)$$

$$[EX = n \cdot p]$$

Vergleich zur Binomialverteilung $EX = np, V(X) = np(1-p)$

22.6 Beispiel Permutationen

Betrachte die Permutationen der Zahlen 1 bis n . X ist die Anzahl der Fixpunkte einer Permutation.

$$A_j : \{\text{Permutationen } \omega : \text{Fixpunkte bei } j\}$$

$$X = I_{A_1} + I_{A_2} + \dots + I_{A_n}$$

$$P(A_j) = \frac{1}{n}$$

$$P(A_i \cap A_j) = \frac{1}{n(n-1)}, \text{ auch möglich: } = \frac{(n-2)!}{n!}$$

$$V(X) = nP(A_1)(1 - P(A_1)) + n(n-1)[P(A_1 \cap A_2) - P(A_1)^2] = \left(1 - \frac{1}{n}\right) + (n-1) \left[\frac{1}{n(n-1)} - \frac{1}{n^2}\right] = \frac{n-1}{n} + \frac{n-1}{n(n-1)} - \frac{n-1}{n^2} = 1$$

$$Var(X) = 1, \text{ von früher: } EX = 1 \Rightarrow \text{unabhängig von } n.$$

22.7 Korrelationskoeffizient

Definition 22.2. $X, Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$

$$r(X, Y) = \frac{C(X, Y)}{\sqrt{V(X) \cdot V(Y)}} \text{ heißt Korrelationskoeffizient von } X \text{ und } Y$$

Problem: $X, Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$. Wir kennen $X(\omega)$ und wollen $Y(\omega)$ schätzen. $Y \approx g(X), Y \approx a + bX$ (Gerade). Wie berechnet man a und b , damit man Y möglichst gut schätzt?

Der Schätzfehler $Y(\omega) - a - bX(\omega)$ ist eine Zufallsgröße.

Minimiere $E[(Y(\omega) - a - bX(\omega))^2]$. Dieses Optimierungsproblem hat die Lösung:

$$b^* = \frac{C(X, Y)}{V(X)}, a^+ = EXY - b^*EX.$$

Der Minimalwert M^+ von $*$ ist: $M^+ = V(Y) \cdot [1 - r^2(X, Y)]$

$$\text{Beweis: } Z = Y - bX; E[(Y - a - bX)^2] = E[(Z - a)^2]$$

$$= \left[V(X) = E[(X - a)^2] - [EX - a]^2 \right] = Var(Z) + [EZ - a]^2$$

$$\text{minimal bei: } EZ = a; E(Y - bX) = a; EY - bEX = a$$

„Abkürzung: $\tilde{Y} = Y - EX$, $\tilde{X} = X - EX$ “

minimiere: $V(Z) = V(Y - bX) = E[(Y - bX - EY + bEX)^2] = E[(\tilde{Y} - b\tilde{X})^2]$

$$= E[\tilde{Y}^2 - 2b\tilde{X}\tilde{Y} + b^2\tilde{X}^2] = V(Y) - 2bC(X, Y) + b^2V(X) = h(b) \Rightarrow \text{minimal}$$

beim Scheitel: $h'(b) = -2C(X, Y) + 2bV(X) = 0$

$$bV(X) = C(X, Y)$$

$$b = \frac{C(X, Y)}{V(X)}$$

Also: $b^* = \frac{C(X, Y)}{V(X)}, a^* = EY - b^*EX$

$$M^* = E[(Y - a^* - b^*X)^2] = E[(Y - EY + b^*EX - b^*X)^2] = E[((Y - EY) - b^*(X - EX))^2]$$

$$= E[((Y - EY)^2 - b^{*2}(X - EX)^2 - 2b^*(X - EX)(Y - EY))] = V(Y) + b^{*2}V(X) -$$

$$2b^*C(X, Y) = V(Y) + \frac{C(X, Y)^2 \cdot V(X)}{V(X)^2} - 2 \cdot \frac{C(X, Y)}{V(X)} \cdot C(X, Y) = V(Y) + \frac{C(X, Y)^2}{V(X)} - 2 \cdot$$

$$\frac{C(X, Y)^2}{V(X)} = V(Y) - \frac{C(X, Y)^2}{V(X)} = V(Y) - V(Y) \cdot \frac{C(X, Y)^2}{V(X) \cdot V(Y)} = V(Y) \cdot [1 - r(X, Y)^2]$$

22.8 Folgerungen

1. $[C(X, Y)]^2 \leq V(X) \cdot V(Y)$
2. $|r(X, Y)| \leq 1$
3. $|r(X, Y)| = 1 \Leftrightarrow M^* = 0 \Leftrightarrow Y = a + bX$

22.9 Beispiel

X/Y	3	5	7	
1	$\frac{6}{24}$	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{24}$	$\frac{8}{24}$
2	$\frac{1}{24}$	$\frac{6}{24}$	$\frac{1}{24}$	$\frac{8}{24}$
3	$\frac{1}{24}$	$\frac{1}{24}$	$\frac{6}{24}$	$\frac{8}{24}$
	$\frac{8}{24}$	$\frac{8}{24}$	$\frac{8}{24}$	$\frac{24}{24}$

$$EX = 1 \cdot \frac{8}{24} + 2 \cdot \frac{8}{24} + 3 \cdot \frac{8}{24} = 2$$

$$E(X^2) = 1 \cdot \frac{8}{24} + 4 \cdot \frac{8}{24} + 9 \cdot \frac{8}{24} = 4.66$$

$$V(X) = E(X^2) - (EX)^2 = 4.66 - 4 = 0.66$$

$$EY = 3 \cdot \frac{8}{24} + 5 \cdot \frac{8}{24} + 7 \cdot \frac{8}{24} = 5$$

$$E(Y^2) = 9 \cdot \frac{8}{24} + 25 \cdot \frac{8}{24} + 49 \cdot \frac{8}{24} = 27.66$$

$$V(Y) = E(Y^2) - (EY)^2 = 27.66 - 25 = 2.66$$

$$E(X \cdot Y) = \frac{1}{24}(1 \cdot 3 \cdot 6 + 1 \cdot 5 \cdot 1 + 1 \cdot 7 \cdot 1 + 2 \cdot 3 \cdot 1 + 2 \cdot 5 \cdot 6 + 2 \cdot 7 \cdot 1 + 3 \cdot 3 \cdot 1 + 3 \cdot 5 \cdot 1 + 3 \cdot 7 \cdot 6) = 10.83$$

$$C(X, Y) = E(X \cdot Y) - (EX)(EY) = 10.83 - 2 \cdot 5 = 0.83$$

$$b^* = \frac{C(X, Y)}{V(X)} = \frac{0.83}{0.66} = 1.25$$

$$a^+ = EY - b^*EX = 5 - 1.25 \cdot 2 = 2.50$$

$$\text{Also: } Y \approx a^* + b^*X = 2.50 + 1.25 \cdot X, \quad r(X, Y) = \frac{C(X, Y)}{\sqrt{V(X) \cdot V(Y)}} = \frac{0.83}{\sqrt{0.66 \cdot 2.66}} = 0.625$$

$$g(1) = 2.50 + 1.25 \cdot 1 = 3.75$$

$$g(2) = 2.50 + 1.25 \cdot 2 = 5$$

$$g(3) = 2.50 + 1.25 \cdot 3 = 6.25$$

23 Überbestimmte LGS

$$\begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & \dots & a_{1n} \\ \vdots & & & \\ a_{m1} & a_{m2} & \dots & a_{m,n} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_1 \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_1 \\ \vdots \\ b_n \end{pmatrix} \text{ also } Ax = b \text{ ist nicht lösbar. Daher}$$

suchen wir die beste Näherungslösung: $|Ax - b|$ minimal. Lösungsformel: Die Normalengleichung $A^T Ax = A^T b$ ist lösbar.

23.1 Aufgabe

Gegeben sind die Punkte $(x_i, y_i), i = 1, \dots, n$. Wir suchen nun die Gerade $g: y = a + bx$ möglichst passend.

$$x_1 + a = y_1$$

$$x_2 + a = y_2$$

$$\vdots$$

$$x_n + a = y_n$$

lösen!

Minimal ist $(x_1 b + a - y_1)^2 + (x_2 b + a - y_2)^2 \dots (x_n b + a - y_n)^2$ (Abb. 30).

23.2 Beispiel Methode der kleinsten Quadrate

$$P_1 = (2, 2), P_2 = (4, 3), P_3 = (5, 2), P_4 = (7, 4)$$

Werte einsetzen:

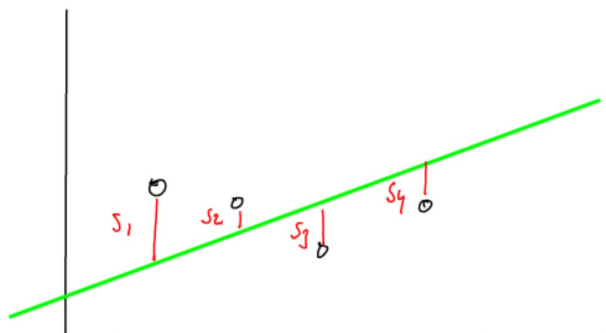


Abbildung 30: Methode der kleinsten Quadrate: $s_1^2 + s_2^2 + s_3^2 + s_4^2$ soll minimal sein

$$2b + a = 2$$

$$4b + a = 3$$

$$5b + a = 2$$

$$7b + a = 4$$

Daraus machen wir die Matrix A:
$$\begin{pmatrix} 2,1 \\ 4,1 \\ 5,1 \\ 7,1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b \\ a \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2 \\ 3 \\ 2 \\ 4 \end{pmatrix}$$

Wir rechnen:

$$\begin{pmatrix} 2 & 4 & 5 & 7 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} 2,1 \\ 4,1 \\ 5,1 \\ 7,1 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} b \\ a \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2 & 4 & 5 & 7 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} 2 \\ 3 \\ 2 \\ 4 \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} 94,18 \\ 18,4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b \\ a \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 54 \\ 11 \end{pmatrix}$$

$$a = 1.19, b = 0.346$$

$$g: y = a + bx = 1.19 + 0.346x \text{ (Idee siehe Abb. 30)}$$

X	0	5
Y	1.2	2.9

23.3 Zusammenhang mit der Wahrscheinlichkeitsrechnung

$\Omega = \{P_1, P_2, P_3, P_4\} = \{\omega_1, \omega_2, \omega_3, \omega_4\}$. Jedes ω habe die gleiche Wahrscheinlichkeit, hier $p(\omega) = \frac{1}{4}$

$$X(x_i, y_i) = x_i$$

$$Y(x_i, y_i) = y_i$$

X bekannt, schätze Y durch $Y \approx a + bX$. Berechne a^*, b^*

X/Y	2	3	4	
2	$\frac{1}{4}$	0	0	$\frac{1}{4}$
4	0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$
5	$\frac{1}{4}$	0	0	$\frac{1}{4}$
7	0	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	

$$EX = 2 \cdot \frac{1}{4} + 4 \cdot \frac{1}{4} + 5 \cdot \frac{1}{4} + 7 \cdot \frac{1}{4} = 4.5$$

$$E(X^2) = \frac{1}{4}(4 + 16 + 25 + 49) = 23.5$$

$$V(X) = E(X^2) - (EX)^2 = 3.25$$

$$EY = 2 \cdot \frac{1}{2} + 3 \cdot \frac{1}{4} + 4 \cdot \frac{1}{4} = 2.75$$

$$E(Y^2) = 4 \cdot \frac{1}{2} + 9 \cdot \frac{1}{4} + 16 \cdot \frac{1}{4} = 8.25$$

$$V(Y) = E(Y^2) - (EY)^2 = 0.687$$

$$E(X \cdot Y) = 2 \cdot 2 \cdot \frac{1}{4} + 4 \cdot 3 \cdot \frac{1}{4} + 5 \cdot 2 \cdot \frac{1}{4} + 7 \cdot 4 \cdot \frac{1}{4} = 13.5$$

$$C(X, Y) = E(X \cdot Y) - (EX) \cdot (EY) = 13.5 - 4.5 \cdot 2.75 = 1.125$$

$$b^* = \frac{C(X, Y)}{V(X)} = \frac{1.125}{3.25} = 0.346$$

$$a^* = EY - b^* \cdot EX = 2.75 - 0.346 \cdot 4.5 = 1.19$$

Die beiden Ansätze bringen das gleiche Ergebnis!

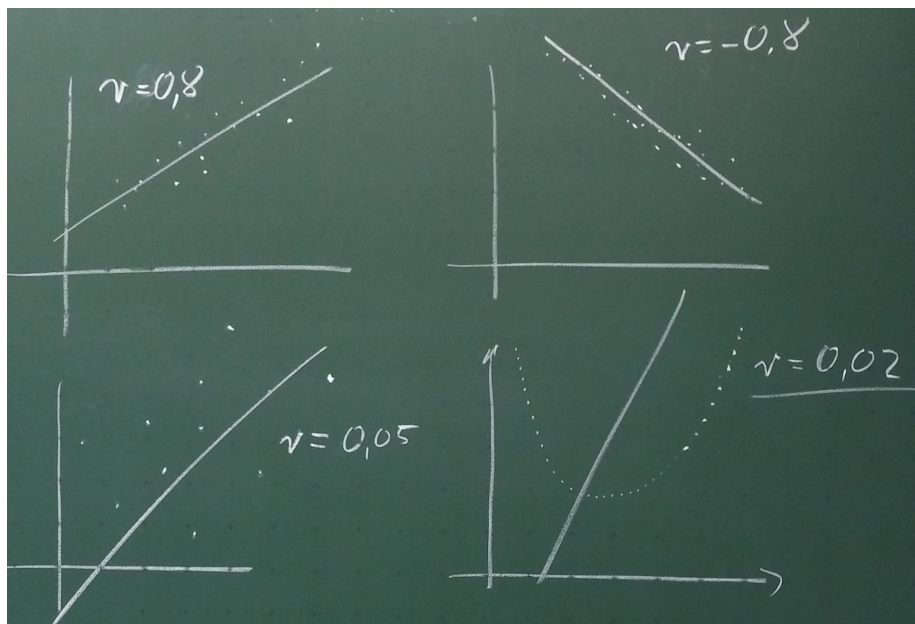


Abbildung 31: Punktwolken, der Korrelationskoeffizient und die dazugehörigen Geraden.

Der Korrelationskoeffizient gibt an, wie gut sich die Punktwolke durch eine Gerade annähern lässt. $r(X, Y) = \frac{C(X, Y)}{\sqrt{V(X) \cdot V(Y)}} = \frac{1.125}{\sqrt{3.25 \cdot 0.687}} = 0.75$ Die Steigung hat das gleiche Vorzeichen wie der Korrelationskoeffizient (+ steigt, - fällt, vgl. Abb. 31).

„Je näher dieser Betrag bei 1 liegt, desto genauer ist der Graph.“

24 Diskrete Wahrscheinlichkeitsräume

Ω abzählbar unendlich. (Ω, P) diskreter Wahrscheinlichkeitsraum, wenn: P auf den Teilmengen von Ω definiert mit:

1. $P(A) \geq 0$
2. $P(\Omega) = 1$
3. $P(\sum_{i=1}^{\infty} A_i) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$ disjunkte A_i

Die φ Additivität $(\sum_{i=1}^{\infty} A_i)$ folgt nicht aus $P(A \cup B) = P(A) + P(B)$ für $A \cap B = \emptyset$

24.1 Beispiel

$$\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \omega_3, \dots\}$$

$P(\omega_j) \geq \forall j, \sum_{j=1}^{\infty} p(\omega_j) = 1, P(A) = \sum_{\omega_j \in A} p(\omega_j)$ ist ein Wahrscheinlichkeitsmaß.

$$E(X) = \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) \cdot p(\omega)$$

$$E(X) = \sum_{j=1}^{\infty} x_j \cdot P(X = x_j)$$

$$E(g(X)) = \sum_{j=1}^{\infty} g(x_j) \cdot P(X = x_j)$$

24.2 St. Petersburg Spiel

Eine Münze wird solange geworfen bis eine Zahl oben ist.

$\Omega = \{1, 2, 3, 4, \dots\} \Rightarrow P(\{k\}) = (\frac{1}{2})^k$. Man bekommt 2^{k-1} Rubl als Gewinn. X ist der Gewinn.

$$EX = \sum_{k=1}^{\infty} p(k) \cdot X(k) = \sum_{k=1}^{\infty} (\frac{1}{2})^k \cdot 2^{k-1} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{2^{k-1}}{2^k} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{2} = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \frac{1}{2} + \dots = \infty. \text{ Erwartungswert ist } \infty.$$

24.3 Spieler-Ruin-Problem

Der Spieler A hat ein Kapital von a Euro und der Spieler B eins von b . Sie werfen eine Münze. Gewinnt A, so bekommt A von B einen Euro und umgekehrt. Sie spielen solange, bis einer bankrott ist.

Wahrscheinlichkeit Allgemeiner:

A gewinnt: p

B gewinnt: $(1-p) = q$

Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass A gewinnt?

Wir rechnen das allgemein aus (Abb. 32), ges.:

$P_k(A)$ Kapital von A

$$P_0(A) = 0$$

$$P_r(A) = 1$$

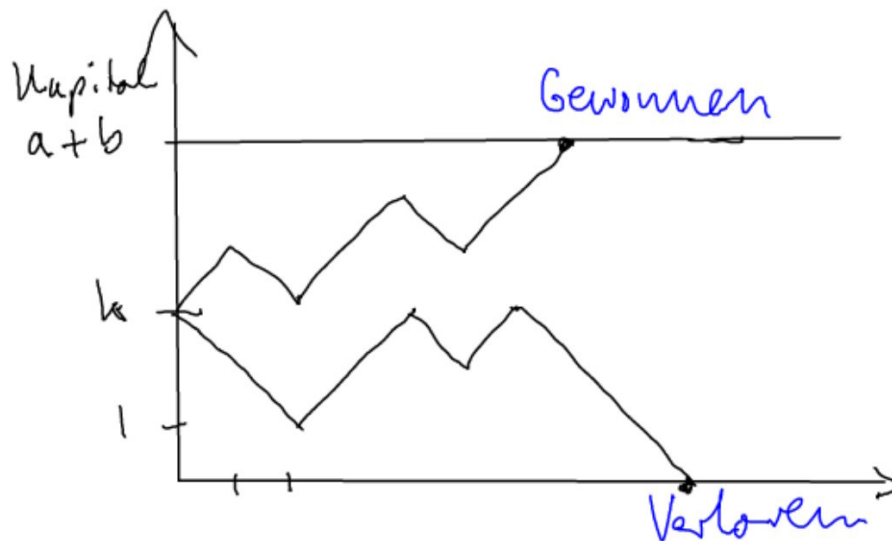
Sei $1 \leq k \leq r-1$

$P_k(A) = P_k(A \cap A_1) + P_k(A \cap A_2)$, wobei A_1 : gewinnt beim nächsten Wurf, A_2 verliert ((Abb. 6)). $= P_k(A_1) \cdot P_k(A|A_1) + P_k(A_2) \cdot P_k(A|A_2) = p \cdot P_{k+1}(A) + q \cdot P_{k-1}(A)$

$$d_k = P_{k+1}(A) - P_k(A)$$

$$d_{k-1} = P_k(A) - P_{k-1}(A)$$

„Wir lassen das von A also (A) mal weg \Rightarrow weniger Schreibarbeit.“

Abbildung 32: Spieler-Ruin-Problem: Ω : alle möglichen Pfade.

$$\frac{d_k}{d_{k-1}} = \frac{P_{k+1} - P_{k+1} \cdot p - P_{k-1} \cdot q}{P_{k+1} \cdot p + P_{k-1} \cdot q - P_k} = \frac{P_{k+1} \underbrace{(1-p)}_q - P_{k-1} \cdot q}{P_{k+1} \cdot p + P_{k-1} \underbrace{(q-1)}_{-p}} = \frac{P_{k+1} \cdot q - P_{k-1} \cdot q}{P_{k+1} \cdot p - P_{k-1} \cdot p} = \frac{q(P_{k+1} - P_{k-1})}{p(P_{k+1} - P_{k-1})} =$$

$$\frac{q}{p} \Rightarrow d_k = d_{k-1} \cdot \frac{q}{p} \Rightarrow P_{k+1} = P_k + d_k$$

$$P_1 = P_0 + d_0 = d_0$$

$$P_2 = P_1 + d_1 = d_0 + d_1$$

$$\vdots$$

$$P_k = d_0 + d_1 + \dots + d_{k-1}$$

$$p_r = 1$$

1. Fall: $p = q = \frac{1}{2}$. Alle d_k gleich.

$$1 = d_0 + d_1 + \dots + d_{r-1} \Rightarrow d = \frac{1}{r}, d = d_0 = d_1 = \dots$$

$$\Rightarrow P_k = k \cdot \frac{1}{r} = \frac{k}{r}. \text{ Also } P_a = \frac{a}{a+b}$$

Beispiel A hat 10 Euro und B hat 12. $P(A) = \frac{10}{10+12} = 0.45$

2. Fall: $p \neq q$

$$d_1 = d_0 \cdot \frac{1}{p}$$

$$d_2 = d_1 \cdot \frac{q}{p} = d_0 \cdot \left(\frac{q}{p}\right)^2 \Rightarrow P_k(A) = \sum_{j=0}^{k-1} d_j = \sum_{j=0}^{k-1} d_0 \cdot \left(\frac{q}{p}\right)^j = d_0 \sum_{j=0}^{k-1} \left(\frac{q}{p}\right)^j =$$

$$d_0 \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^k}{1 - \frac{q}{p}} = P_k(A)$$

Für $k = r$ ergibt sich $P_r(A) = 1$

$$1 = d_0 \cdot \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^r}{1 - \frac{q}{p}} \Rightarrow d_0 = \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^r}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)} \Rightarrow P_k(A) = \frac{1 - \frac{q}{p}}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^r} \cdot \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^k}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)} \Rightarrow P_k(A) = \frac{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^k}{1 - \left(\frac{q}{p}\right)^r}$$

Beispiel $a = 10, b = 12, p = 0.6, q = 0.4 \Rightarrow P(A) = \frac{1 - (\frac{4}{6})^{10}}{1 - (\frac{4}{6})^{22}} = 0.98$

25 Exkurs wichtige Reihen

$e^x = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{x^k}{k!}$ Exp.reihe
 $\sum_{k=0}^{\infty} x^k = \frac{1}{1-x}$ für $|x| < 1$ geometrische Reihe.
 Ableitung: $\sum_{k=1}^{\infty} k \cdot x^{k-1} = \frac{1}{(1-x)^2}$
 Ableitung: $\sum_{k=2}^{\infty} k(k-1) \cdot x^{k-2} = \frac{2}{(1-x)^3}$

Satz 25.1 (Umordnungssatz). $a_i \geq 0, \forall i \in \mathbb{N}$

$\sum_{n=1}^{\infty} a_n < \infty$

Dann darf man:

1. Reihe beliebig umordnen $\sum_{n=1}^{\infty} a_{\pi(n)}$ (π Permutationen)
2. In Teilmengen T_1, T_2, \dots zerlegen und aufaddieren $\sum_i (\sum_{a_k \in T_i} a_k)$

25.1 Aufgabe 22.2

Urne mit einer roten und einer schwarzen Kugel. Wir ziehen eine Kugel. Wenn wir die rote ziehen, sind wir fertig. Wenn wir die schwarze ziehen, legen wir **zwei** schwarze zurück. Die Zufallsgröße X entspricht der Anzahl der Ziehungen.

$$\Omega = \left\{ (r), (s, r), (s, s, r), \underbrace{(s, s, s, r)}_{X=4}, \dots \right\}$$

1. $P(X=1) = \frac{1}{2}, P(X=4) = \frac{1}{2} \cdot \frac{2}{3} \cdot \frac{3}{4} \cdot \frac{1}{5} \Rightarrow P(X=k) = \frac{(k-1)!}{(k+1)!} = \frac{1}{k(k+1)}$
2. $\sum_{k=1}^{\infty} P(X=k) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k(k+1)}$. Mit Partialbruchzerlegung: $\frac{1}{k(k+1)} = \frac{A}{k} + \frac{B}{k+1} = \frac{A(k+1)+Bk}{k(k+1)} = \frac{A+k(A+B)}{k(k+1)} \Rightarrow A=1, A+B=0 \Rightarrow B=-1 \Rightarrow \frac{1}{k} - \frac{1}{k+1} \rightarrow \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k} - \frac{1}{k+1} = \left(\frac{1}{1} - \frac{1}{2}\right) + \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{3}\right) + \left(\frac{1}{3} - \frac{1}{4}\right) + \dots \rightarrow 1 \checkmark$
3. ges.: $EX = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot P(X=k) = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot \frac{1}{k(k+1)} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{k+1} = \sum_{k=2}^{\infty} \frac{1}{k} = \frac{1}{2} + \frac{1}{3} + \frac{1}{4} + \frac{1}{5} + \dots = \infty \Rightarrow$ Der Erwartungswert ist unendlich bzw. existiert nicht.

26 Wartezeitprobleme

Wir haben ein Treffer-Niete-Experiment. Treffer ist 1 und Niete 0. Die Wahrscheinlichkeiten sind p und q , wobei $q = 1-p$. Das Experiment wird solange wie-

derholt, bis zum ersten mal ein Treffer kommt. $\Omega = \left\{ \underbrace{1}_{\omega_1}, \underbrace{01}_{\omega_2}, 001, 0001, \dots \right\}$
 $p_1(\omega_j) = (1-p)^{j-1} \cdot p$ **Test:** $\sum_{j=1}^{\infty} p_1(\omega_j) = p \cdot \sum_{j=1}^{\infty} (1-p)^{j-1} = p \cdot \sum_{j=0}^{\infty} (1-p)^j$
 $\underbrace{p \cdot \sum_{j=0}^{\infty} (1-p)^j}_{\text{geom. R.}} = p \cdot \frac{1}{1-(1-p)} = 1$

$X(\omega_j) = j - 1$ Anzahl der Nieten bis zum ersten Treffer.

Verteilung von X : $P(X=k) = \underbrace{(1-p)^k}_{\text{Nieten}} \cdot \underbrace{p}_{\text{Treffer}}, k=0, 1, 2, 3, \dots$ X heißt geometrisch verteilt.

Satz 26.1. Es sei X geometrisch verteilt $P(X=k) = (1-p)^k \cdot p$. Es gilt:

1. $EX = \frac{1-p}{p}$
2. $Var(X) = \frac{1-p}{p^2}$

Wir berechnen

1. $EX = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot p$ Mit $\sum_{k=1}^{\infty} k \cdot x^{k-1} = \frac{1}{(1-x)^2} \Rightarrow \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot p(1-p)^{k-1} \cdot (1-p) = p(1-p) \sum_{k=1}^{\infty} k(1-p)^{k-1} = p(1-p) \cdot \underbrace{\sum_{k=1}^{\infty} k(1-p)^{k-1}}_X = \frac{1-p}{p} \checkmark$
2. $V(X) = E(X^2) - (EX)^2 = \underbrace{E[X \cdot (X-1)]}_{\text{den rechnen wir aus}} + EX - (EX)^2$
 $E[X \cdot (X-1)] = \sum_{k=0}^{\infty} k(k-1)(1-p)^k p = p(1-p)^2 \sum_{k=2}^{\infty} k(k-1) \underbrace{(1-p)^{k-2}}_X$

$$\begin{aligned} \text{Mit } \sum_{k=2}^{\infty} k(k-1)x^{k-2} &= \frac{2}{(1-x)^3} \Rightarrow p(1-p)^2 \cdot \frac{2}{(1-(1-p))^3} = \frac{2p(1-p)^2}{p^3} = \\ \frac{2(1-p)^2}{p^2} &\Rightarrow V(X) = \frac{2(1-p)^2}{p^2} + \frac{1-p}{p} - \frac{(1-p)^2}{p^2} = \frac{(1-p)^2}{p^2} + \frac{1-p}{p} = \frac{(1-p)^2 + (1-p)p}{p^2} = \\ \frac{(1-p)(1-p+p)}{p^2} &= \frac{1-p}{p^2} \end{aligned}$$

Prüfung in Wahrscheinlichkeitsrechnung

Arbeitszeit: 90 Minuten

Zugelassene Hilfsmittel: Alle

Prüfer: Hörwick

- 1.) 1% der Bevölkerung hat eine bestimmte Krankheit.

Ein Diagnosetest hat folgende Eigenschaften:

Testperson gesund: $P(\text{Test zeigt negativ}) = 0,90$ $P(\text{Test zeigt positiv}) = 0,10$ Testperson krank: $P(\text{Test zeigt negativ}) = 0,01$ $P(\text{Test zeigt positiv}) = 0,99$

- a) Eine zufällig ausgewählte Person wird getestet und der Test zeigt positiv. (2) Keine

Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass die Person krank ist? (4) Rechnung

- b) Eine Person geht zum Arzt, da sie befürchtet, diese Krankheit zu haben. (3)

Der Test zeigt positiv.

Wie groß ist jetzt die Wahrscheinlichkeit, dass die Person krank ist?

(Keine Rechnung, aber Begründung)

- 2.) Eine gemeinsame Verteilung von zwei Zufallsgrößen
- X
- und
- Y
- ist durch folgende Tabelle gegeben:

$X \backslash Y$	1	4	7
1	0,2	0,1	0,05
2	0,05	0,2	0,05
3	0,05	0,1	0,2

- a) Man berechne:
- $EX, EY, Var(X), Var(Y), E(X \cdot Y), Cov(X, Y)$

- b) Man berechne:
- $E(7X - 3Y + 5)$
- (2)

- 3.) 6 weiße Kugeln werden eine nach der anderen, rein zufällig, auf 4 nummerierte Fächer verteilt.

Gesucht ist die Wahrscheinlichkeit, dass in Fach 1 genau zwei Kugeln sind.

- a) Man löse die Aufgabe mit dem Modell „nicht unterscheidbare Kugeln“. (4)

- b) Man löse die Aufgabe mit dem Modell „unterscheidbare Kugeln“. (4)

- c) Welches Modell liefert das richtige Ergebnis? (2)

- 4.) Ein Treffer / Nieter Experiment wird beliebig oft wiederholt. Die Trefferwahrscheinlichkeit p sei 0.2. Die Zufallsgröße X_1 zählt die Anzahl der Nieten bis zum ersten Treffer.

Wie viele Versuche braucht man im Schnitt, bis zum 12. Treffer?

Hinweis: $EX_1 = \frac{1-p}{p}$

- 5.) 5 % der Bevölkerung hat eine bestimmte Krankheit. Mit einem Bluttest kann die Krankheit sicher festgestellt werden. Sehr viele Menschen sollen getestet werden. Es wird folgendermaßen vorgegangen:

Man bildet Gruppen von 10 Personen. Ihre Blutproben werden vermischt und der Test durchgeführt. Zeigt der Test „gesund“, ist man fertig. Zeigt der Test „krank“, so wird jede Person einzeln getestet.

Wie viele Tests pro Person braucht man im Durchschnitt?

- 6.) In einer Urne sind 7 weiße und eine schwarze Kugel. Es werden nacheinander 5 Kugeln gezogen. Gesucht ist die Wahrscheinlichkeit, dass man (wenigstens einmal) die schwarze Kugel zieht. Man führe die Rechnung zweimal durch.

a) Ziehen mit Rücklegen

b) Ziehen ohne Rücklegen

Aufs	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	Σ
Ans	7	3	9	2	4	4	2	7	5	3	3	49	

27 Lösung für die Prüfung SS 2012

27.1 zu 1)

27.1.1 zu 1a)

A: Person krank

B: Test zeigt positiv $P(A|B) = \frac{P \cap B}{P(B)} = \frac{0.01 \cdot 0.99}{0.01 \cdot 0.99 + 0.99 \cdot 0.10} = 0.09$

27.1.2 zu 1b)

Jetzt ist die apriori Wahrscheinlichkeit, dass er krank ist, höher (vielleicht 0.1 statt 0.01). Damit ist die aposteriori Wahrscheinlichkeit, dass er krank ist, auch höher (vielleicht 0.5).

Stichwortverzeichnis

Bayes-Formel, 40

Datenvektor, 11

Empirisches Gesetz, 11

Formeln

Bayes, 40

Häufigkeit

relative, 11

Histogramm, 13

Pfadregel

Erste, 35

Reißnagelversuch, 11

Stabdiagramm, 12

Stabilisierung, 11

Statistik

deskriptive, 12