Einführung in die Stochastik - Mitschrieb

Vorlesung im Wintersemester 2011/2012

Sarah Lutteropp

6. Dezember 2011

Inhaltsverzeichnis

Vorwort

Dies ist ein Mitschrieb der Vorlesung “Einführung in die Stochastik” vom Wintersemester 2011/2012 am Karlsruher Institut für Technologie, die von

Herrn Prof. Dr. Günther Last gehalten wird.

Kapitel 1

Deskriptive Statistik

1.1 Der Grundraum

$\emptyset \neq \Omega =$ Grundraum (Grundgesamtheit, Merkmalsraum, Stichprobenraum)
Annahme: Ω ist diskret(endlich oder abzählbar unendlich) (Häufig $\Omega \subseteq \mathbb{R}$)

1.2 Absolute und relative Häufigkeit

$x_1, \ldots, x_n \in \Omega$ ("Daten")
$h(\omega) = \operatorname{card} \{j \in \{1, \ldots, n\} \colon x_j = \omega\}, \omega \in \Omega$, absolute Häufigkeit von ω

Bemerkung $\sum\limits_{\omega \in \Omega} h(\omega) = n$

Definition $\frac{1}{n} h(\omega) =$ relative Häufigkeit von ω
$h(A) = \operatorname{card} \{j \in \{1, \ldots, n\} \colon x_j \in A\}, A \subset \Omega =$ absolute Häufigkeit von A,
$\frac{1}{n} h(A) =$ relative Häufigkeit von A

1.3 Histogramm

$x_1, \ldots, x_n \in \mathbb{R}, b_1 < b_2 < \ldots < b_s$ mit $b_1 \leq \min\limits_{1 \leq i \leq n} x_i, b_s > \max\limits_{1 \leq i \leq n} x_i$
TODO: BILD
$d_j(b_{j+1} - b_j) = h([b_j, b_{j+1})) = \operatorname{card} \{i \in \{1, \ldots, n\} \colon b_j \leq x_i < b_{j+1}\}$

1.4 Lagemaße

Definition Ein **Lagemaß** ist eine Abbildung $l \colon \mathbb{R}^n \to \mathbb{R}$ mit

$$l(x_1 + a, \ldots, x_n + a) = l(x_1, \ldots, x_n) + a$$

"Verschiebungskovarianz". $x_1, \ldots, x_n, a \in \mathbb{R}$

1.4.1 Arithmetisches Mittel

$x_1, \ldots, x_n \in \mathbb{R}, \bar{x} := \frac{1}{n} \sum\limits_{j=1}^{n} x_j$ "Schwerpunkt der Daten"

Fakt $\sum\limits_{j=1}^{n} (x_i - t)^2 \xrightarrow{t} \text{Min}$
Lösung: $t = \bar{x}$
"Prinzip der kleinsten Quadrate"

Beweis $\frac{1}{n} \sum\limits_{j=1}^{n} (x_j - t)^2 = t^2 - 2\bar{x}t + \frac{1}{n} \sum\limits_{j=1}^{n} x_j^2 = (t - \bar{x})^2 + \frac{1}{n} \sum\limits_{j=1}^{n} x_j^2 - (\bar{x})^2$

1.4.2 Median, Quantile

$x_1, \ldots, x_n \in \mathbb{R} \Rightarrow x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \ldots \leq x_{(n)}$ geordnete Stichprobe

Definition

$$x_{1/2} := \begin{cases} x_{(\frac{n+1}{2})} & \text{, falls } n \text{ ungerade} \\ \frac{1}{2}(x_{(\frac{n}{2})} + x_{(\frac{n}{2}+1)}) & \text{, falls } n \text{ gerade} \end{cases}$$

heißt **Median** von $x_1, \ldots, x_n$.

Fakt $\sum\limits_{j=1}^{n} |x_j - x_{1/2}| = \min\limits_{t} \sum\limits_{j=1}^{n} |x_j - t|$ Übungsaufgabe

Bemerkung Der Median ist "robust" gegenüber "Ausreißern". Ist etwa $x_1 = \ldots = x_9 = 1$ und $x_{10} = 1000 (n = 10)$, so gilt $\bar{x} = 100,9, x_{1/2} = 1$

Definition Für 0 < p < 1 heißt

$$x_p := \begin{cases} x_{(\lfloor n \cdot p+1 \rfloor)} & \text{, falls } n \cdot p \notin \mathbb{N} \\ \frac{1}{2}(x_{(n \cdot p)} + x_{(n \cdot p+1)}) & \text{, falls } n \cdot p \in \mathbb{N} \end{cases}$$

p-Quantil von $x_1, \ldots, x_n$.

Interpretation Mindestens $p \cdot 100\%$ der Daten liegen links von x_p und mindestens $(1 - p) \cdot 100\%$ liegen rechts von x_p.
$x_{1/4}$ = unteres Quartil, $x_{3/4}$ = oberes Quartil

1.5 Streuungsmaße

Definition Eine Abbildung $\sigma\colon \mathbb{R}^n \to \mathbb{R}$ mit

$$\sigma(x_1 + a, \dots, x_n + a) = \sigma(x_1, \dots, x_n) \text{ (Translationsinvarianz)}$$

heißt **Streuungsmaß**.

1.5.1 Empirische Varianz

$s^2 := \frac{1}{n-1} \sum\limits_{j=1}^{n} (x_j - \bar{x})^2 =$ **empirische Varianz** von $x_1, \dots, x_n$

1.5.2 Empirische Standardabweichung

$s := +\sqrt{s^2} =$ **empirische Standardabweichung** von $x_1, \dots, x_n$

1.5.3 Spannweite

$x_{(n)} - x_{(1)} =$ **Spannweite** von $x_1, \dots, x_n$

1.5.4 Quartilsabstand

$x_{(3/4)} - x_{(1/4)} =$ **Quartilsabstand** von $x_1, \dots, x_n$

1.6 Empirischer Korrelationskoeffizient

$(x_1, y_1), \dots, (x_n, y_n) \in \mathbb{R}^2$ TODO: BILD

Gesucht: Gerade $y = a + b \cdot x$ so, dass

$$(*) \sum_{j=1}^{n} (y_j - a - bx_j)^2 \xrightarrow{a,b} \text{Min}$$

Definition $\sigma_x^2 = \frac{1}{n} \sum\limits_{j=1}^{n} (x_j - \bar{x})^2$ $\sigma_y^2 = \frac{1}{n} \sum\limits_{j=1}^{n} (y_j - \bar{y})^2$

$\sigma_{xy} = \frac{1}{n} \sum\limits_{j=1}^{n} (x_j - \bar{x})(y_j - \bar{y})$ **empirische Kovarianz** $\sigma_x^2 > 0, \sigma_y^2 > 0$.

Lösung von (*): $b^* = \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_{x^2}}, a^* = \bar{y} - b^* \cdot \bar{x}$

$\min\limits_{a,b} \sum\limits_{j=1}^{n} (y_j - a - bx_j)^2 \stackrel{!}{=} \min\limits_{b} \sum\limits_{j=1}^{n} (y_i - \bar{y} - b(x_j - \bar{x}))^2 = \dots$

"lineare Regression"

Einsetzen von a^* und b^* in die Zielfunktion:

$$0 \leq \sum_{j=1}^{n} (y_j - a^* - b^* x_j)^2 = \dots = n\sigma_y^2 (1 - (\frac{\sigma_{xy}}{\sigma_x \sigma_y})^2)$$

Definition $r_{xy} := \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_x \sigma_y}$ heißt **empirischer Korrelationskoeffizient** (*Pearson*).

Folgerung $|r_{xy}| \leq 1$
Es gilt $r_{xy} = \pm 1 \Leftrightarrow$ Punktewolke liegt exakt auf der Geraden $y = a^* + b^* x$.
Dabei ist $b^* > 0$, falls $r_{xy} = 1$ und $b^* < 0$, falls $r_{xy} = -1$.
Dieser empirische Korrelationskoeffizient ist ein Maß für die (affin) lineare Abhängigkeit zwischen den x_j *und den* y_j.

Kapitel 2

Ereignisse und Zufallsvariablen

2.1 Definition

Gegeben sei eine Grundmenge Ω. Die Elemente von Ω heißen **Elementarereignisse**. Teilmengen von Ω heißen **Ereignisse**. (Idee: $\omega \in \Omega$ ist Ausgang eines zufälligen Versuchs.)

Interpretation Ein Ereignis $A \subset \Omega$ "tritt ein", wenn $\omega \in A$.

2.2 Beispiele

- (i) (Münzwurf)
  $\Omega = \{0,1\}$(oder $\Omega = \{W, Z\}$)
- (ii) (m Münzwürfe)
  $\Omega = \{0,1\}^m (A = \{\omega = (\omega_1, \dots, \omega_m) : \sum_{j=1}^{m} \omega_j \geq k\}$ Ereignis)
- (iii) Werfen von 2 Würfeln
  $\Omega = \{1, \dots, 6\}^2$
- (iv) Brownsche Bewegung
  (TODO: BILD) Bewegung eines Blütenpollens in einer Flüssigkeit
  $\Rightarrow$ Zukunftsmusik
  $\Omega = C([0,1], \mathbb{R}^2)$

2.3 Bemerkung (Mengentheoretische Operationen)

Seien $A, B, A_1, A_2, \dots \subset \Omega$.
$A \cap B = \{\omega \in \Omega : \omega \in A \text{ und } \omega \in B\} \hat{=}$ "A und B treten ein"
$A \cup B \hat{=}$ "A oder B treten ein"
$\bar{A} \equiv A^c := \Omega \backslash A = \{\omega \in \Omega : \omega \notin A\} \hat{=}$ "A tritt nicht ein"

$A \backslash B = A \cap B^c \mathrel{\hat{=}}$ "A tritt ein, aber nicht B"
$A \subset B \mathrel{\hat{=}}$ "wenn A, dann B"
$\emptyset \mathrel{\hat{=}}$ "unmögliches Ereignis"
$\Omega \mathrel{\hat{=}}$ "sicheres Ereignis"

Abkürzung $AB = A \cap B$

2.4 Definition

Eine Abbildung $X \colon \Omega \to \mathbb{R}$ heißt (reelle) **Zufallsvariable**. Für $\omega \in \Omega$ heißt $X(\omega)$ **Realisierung** der Zufallsvariable zu ω.

Idee Mit $\omega \in \Omega$ bekommt auch $X(\omega)$ einen zufälligen Charakter.

Definition $X^{-1} \colon \mathcal{P}(\mathbb{R}) \to \mathcal{P}(\Omega) = \{A \colon A \in \Omega\}$ ist definiert durch

$$X^{-1}(A) = \{\omega \in \Omega \colon X(\omega) \in A\} \text{ ("Urbild von A unter X")}$$

Bemerkung

- $X^{-1}(A \cap B) = X^{-1}(A) \cap X^{-1}(B), A, B \subset \mathbb{R}$
- $X^{-1}(A \cup B) = X^{-1}(A) \cup X^{-1}(B)$
- $X^{-1}(\bigcup\limits_{j=1}^{\infty} A_j) = \bigcup\limits_{j=1}^{\infty} X^{-1}(A_j)$
- $X^{-1}(\bigcap\limits_{j=1}^{\infty} A_j) = \bigcap\limits_{j=1}^{\infty} X^{-1}(A_j)$

Vereinbarung Es sei X eine Zufallsvariable und $t \in \mathbb{R}$. Wir setzen

- $\{X = t\} := \{\omega \colon X(\omega) = t\} (= X^{-1}(t))$
- $\{X \geq t\} := \{\omega \colon X(\omega) \geq t\}$

2.5 Definition

Sind X, Y Zufallsvariablen, so definiert man

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

$\omega \in \Omega$, neue Zufallsvariablen $X + Y, X - Y, X \cdot Y$
analog für $a \in \mathbb{R}$

- $aX(\omega) = a \cdot (X(\omega))$
- $\min(X, Y) = (X \wedge Y)(\omega) := \min\{X(\omega), Y(\omega)\} \dots$

2.6 Definition

Sei $A \subset \Omega$. Die Funktion $1_A \colon \Omega \to \mathbb{R}$ ist definiert durch

$$1_A(\omega) = \begin{cases} 1 & \text{, falls } \omega \in A \\ 0 & \text{, falls } \omega \notin A \end{cases}$$

und heißt **Indikatorfunktion** von A.

2.7 Bemerkungen (Rechenregeln für Indikatorfunktionen)

- $1_\emptyset \equiv 0$
- $1_\Omega \equiv 1$
- $(1_A)^2 = 1_A$
- $1_{A^c} = 1 - 1_A$
- $1_{A \cap B} = 1_A \cdot 1_B$
- $1_{A \cup B} = 1_A + 1_B - 1_{A \cap B}$
- $A \subset B \Leftrightarrow 1_A \leq 1_B$
- $1_{A \triangle B} = |1_A - 1_B|$

2.8 Definition

Seien $A_1, \dots, A_n \subset \Omega$. Die Zufallsvariable

$$X := \sum_{j=1}^{n} 1_{A_j}$$

heißt **Zählvariable** oder **Indikatorsumme**.

Bemerkung

- $\{X = 0\} = \{\omega \colon X(\omega) = 0\} = A_1^c \cap \ldots A_n^c$
- $\{X = n\} = A_1 \cap \ldots \cap A_n$
- $\{X = k\}$ = "genau k der Ereignisse $A_1, \ldots, A_n$ treten ein" $= \bigcup\limits_{T \subset \{1,\ldots,n\}, |T|=k} \big(\bigcap\limits_{j \in T} A_j \cap \bigcap\limits_{j \notin T} A_j^c \big)$
  $(T \subset \{1, \ldots, n\}, |T| = \text{card } T = k)$

Kapitel 3

Diskrete Wahrscheinlichkeitsräume

3.1 Motivation

Zufallsexperiment mit Ausgängen in Ω
n-malige, 'unabhängige' Wiederholung
$\Rightarrow$ Ergebnis $(a_1, \ldots, a_n) \in \Omega^n$
$r_n(A) := \frac{1}{n} \sum\limits_{j=1}^{n} 1_A(a_j), A \subset \Omega$ relative Häufigkeit von A
$0 \leq r_n(A) \leq 1, r_n(\emptyset) = 0, r_n(\Omega) = 1$
$r_n(A \cup B) = r_n(A) + r_n(B), A \cap B = \emptyset$
empirisches Gesetz über Stabilisierung relativer Häufigkeiten:
$r_n(A) \underset{n \to \infty}{\rightsquigarrow} ?$

3.2 Definition

Ein Paar $(\Omega, \mathbb{P})$ bestehend aus einer diskreten Menge $\Omega \neq \emptyset$ und einer Funktion $\mathbb{P}\colon \mathcal{P} \to \mathbb{R}$ heißt **diskreter Wahrscheinlichkeitsraum**, falls:

- (P1) $\mathbb{P}(A) \geq 0, A \subset \Omega$
- (P2) $\mathbb{P}(\Omega) = 1$
- (P3) $\mathbb{P}(\bigcup\limits_{j=1}^{\infty} A_j) = \sum\limits_{j=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_j), A_i \cap A_j = \emptyset, i \neq j$
  Diese Eigenschaft heißt σ-Additivität.

Man nennt $\mathbb{P}$ **Wahrscheinlichkeitsmaß (auf Ω)** (oder Wahrscheinlichkeitsverteilung) und $\mathbb{P}(A)$ heißt **Wahrscheinlichkeit von A**.

3.3 Folgerung

- a) $\mathbb{P}(\emptyset) = 0$
- b) $\mathbb{P}(\bigcup\limits_{j=1}^{n} A_j) = \sum\limits_{j=1}^{n} \mathbb{P}(A_j), A_i \cap A_j = \emptyset, i \neq j$
- c) $0 \leq \mathbb{P}(A) \leq 1, A \subset \Omega$
- d) $\mathbb{P}(A \cup B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B), A, B \subset \Omega$
- e) $A \subset B \Rightarrow \mathbb{P}(A) \leq \mathbb{P}(B)$ (Monotonie)
- f) $\mathbb{P}(A^c) = 1 - \mathbb{P}(A)$ (Komplementärwahrscheinlichkeit)
- g) $\mathbb{P}(\bigcup\limits_{j=1}^{\infty} A_j) \leq \sum\limits_{j=1}^{\infty} A_j$ (Subadditivität)
- h) $A_n \subset A_{n+1}, n \in \mathbb{N} \Rightarrow \mathbb{P}(\bigcup\limits_{n=1}^{\infty} A_n) = \lim\limits_{n\to\infty} \mathbb{P}(A_n)$ (Stetigkeit von unten)
- i) $A_n \supset A_{n+1}, n \in \mathbb{N} \Rightarrow \mathbb{P}(\bigcap\limits_{n=1}^{\infty} A_n) = \lim\limits_{n\to\infty} \mathbb{P}(A_n)$ (Stetigkeit von oben)

Beweis • a): $A_j = \emptyset, j \in \mathbb{N}$ (P3) [1] $\mathbb{P}(\emptyset) = 0$.
• b): $A_{n+1} = A_{n+2} = \ldots = \emptyset$ in P3!
• c) + f): Für $A \subset \Omega$ gilt nach b) (für n = 2):
$1 = \mathbb{P}(\Omega) = \mathbb{P}(A \cup A^c) \overset{(b)}{=} \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(A^c)$
• d): Nach b) gilt $\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(A \backslash B) + \mathbb{P}(A \cap B), \mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(B \backslash A) + \mathbb{P}(A \cap B)$ und somit $\mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B) - \mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A \backslash B) + \mathbb{P}(B \backslash A) + \mathbb{P}(A \cap B) \overset{(b)}{=} \mathbb{P}(A \cup B)$
• e): Wegen $B = A \cup (B \backslash A)$ folgt[2] $\mathbb{P}(B) = \mathbb{P}(A) + \mathbb{P}(B \backslash A) \geq \mathbb{P}(A)$
• g): $B_1 := A_1, B_2 := A_2 \backslash A_1, \ldots, B_n := A_n \backslash (\bigcup\limits_{j=1}^{n-1} A_j), n \geq 2.$
Dann gilt $B_n \subset A_n$ und $\bigcup\limits_{j=1}^{n} B_j = \bigcup\limits_{j=1}^{n} A_j$ sowie $B_i \cap B_j = \emptyset, i \neq j$.
Es folgt aus (P3):
$\mathbb{P}(\bigcup\limits_{j=1}^{\infty} A_j) \overset{!}{=} \mathbb{P}(\bigcup\limits_{j=1}^{n} B_j) \overset{(P3)}{=} \sum\limits_{j=1}^{n} \mathbb{P}(B_j) \overset{e)}{\leq} \sum\limits_{j=1}^{n} \mathbb{P}(A_j)$ (∞ ist zugelassen)
• h) + i): Übungsaufgabe

[1] $\mathbb{P}(\emptyset) = \mathbb{P}(\emptyset \cup \emptyset) = \mathbb{P}(\emptyset) + \mathbb{P}(\emptyset) = 2 \cdot \mathbb{P}(\emptyset)$
[2] (aus der Additivität)

3.4 Satz

Seien $A_1, \dots, A_n \subset \Omega$. Setze

$$S_k := \sum_{1 \le i_1 < \dots < i_k \le n} \mathbb{P}(A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_k})$$

Dann gilt

- a) $\mathbb{P}(\bigcup\limits_{j=1}^{n} A_j) = \sum\limits_{k=1}^{n} (-1)^{k-1} S_k$ 'Siebformel'
- b) $\mathbb{P}(\bigcup\limits_{j=1}^{n} A_j) \le \sum\limits_{k=1}^{2s+1} (-1)^{k-1} S_k, s = 0, \dots, \lfloor \frac{n-1}{2} \rfloor$
  $\mathbb{P}(\bigcup\limits_{j=1}^{n} A_j) \ge \sum\limits_{k=1}^{2s} (-1)^{k-1} S_k, s = 1, \dots, \lfloor \frac{n}{2} \rfloor$

Beweisidee für Siebformel vollständige Induktion nach n:
n=2: $\mathbb{P}(A_1 \cup A_2) \overset{(d)}{=} \mathbb{P}(A_1) + \mathbb{P}(A_2) - \mathbb{P}(A_1 \cap A_2) = S_1 - S_2$
n=3: $\mathbb{P}(\underbrace{A_1 \cup A_2} \cup A_3) \overset{(d)}{=} \mathbb{P}(A_1 \cup A_2) + \mathbb{P}(A_3) - \mathbb{P}((A_1 \cup A_2) \cap A_3)$ [3]
$\overset{(d)}{=} \mathbb{P}(A_1) + \mathbb{P}(A_2) - \mathbb{P}(A_1 \cap A_2) + \mathbb{P}(A_3) - \mathbb{P}(A_1 \cap A_3) - \mathbb{P}(A_2 \cap A_3) + \mathbb{P}(A_1 \cap A_2 \cap A_3) = S_1 - S_2 + S_3$

3.5 Definition + Satz

a) Sei $(\Omega, \mathbb{P})$ diskreter Wahrscheinlichkeitsraum. Dann heißt $p \colon \Omega \to \mathbb{R}$ definiert durch $p(\omega) := \mathbb{P}(\{\omega\})$ **Wahrscheinlichkeitsfunktion** (von $\mathbb{P}$).
Es gilt $\mathbb{P}(A) = \sum\limits_{\omega \in A} p(\omega), A \subset \Omega$.
b) Sind Ω diskret und $p \colon \Omega \to \mathbb{R}$ eine Abbildung mit $p(\omega) \ge 0$ und $\sum\limits_{\omega \in \Omega} p(\omega) = 1$, so erhält man vermöge $\mathbb{P}(A) := \sum\limits_{\omega \in A} p(\omega)$ einen diskreten Wahrscheinlichkeitsraum.

Beweis • a) σ-Additivität $(A = \bigcup\limits_{\omega \in A} \{\omega\})$
• b) σ-Additivität: Großer Umordnungssatz! (Analysis)

3.6 Definition

$|\Omega| =: n < \infty$. Definiere $\mathbb{P}(A) = \frac{|A|}{n}$. Dann heißt $(\Omega, \mathbb{P})$ (ein diskreter Wahrscheinlichkeitsraum!) **Laplace-Raum**. Man nennt $\mathbb{P}$ **Gleichverteilung** auf Ω.
('homogene Münze', 'Würfeln', ...)

[3] $(A_1 \cup A_2) \cap A_3 = (A_1 \cap A_3) \cup (A_2 \cap A_3)$

3.7 Definition

Sei $\Omega \neq \emptyset$ beliebig! $(\Omega, \mathbb{P})$ diskreter Wahrscheinlichkeitsraum $\Leftrightarrow \exists$ abzählbare Menge $\Omega_0 \subset \Omega$, $\exists p\colon \Omega \to [0,\infty)$ mit $p(\omega = 0)$ für alle $\omega \notin \Omega_0$, und $\sum\limits_{\omega \in \Omega_0} p(\omega) = 1$, und $\mathbb{P}(A) = \sum\limits_{\omega \in A \cap \Omega_0} p(\omega), A \subset \Omega$.

Wiederholung $(\Omega, \mathbb{P})$ Wahrscheinlichkeitsraum
$p\colon \Omega \to [0,1]$, $\sum\limits_{\omega \in \Omega} p(\omega) = 1$
$\mathbb{P}(A) := \sum\limits_{\omega \in A} p(\omega), A \subset \Omega$
$p(\omega) := \mathbb{P}(\{\omega\})$

Ω allgemeine Menge, $\Omega_0 \subset \Omega$ diskret
$p\colon \Omega \to [0,1]$, $\sum\limits_{\omega \in \Omega_0} p(\omega) = 1, p(\omega) = 0, \omega \notin \Omega_0$
$\mathbb{P}(A) := \sum\limits_{\omega \in A} p(\omega) := \sum\limits_{\omega \in A \cap \Omega_0} p(\omega)$
$\Omega_0 =$ Träger von $\mathbb{P}$

3.8 Definition

$(\Omega, \mathbb{P})$ diskreter Wahrscheinlichkeitsraum mit Träger Ω_0. Es sei $X\colon \Omega \to \mathbb{R}$ eine Zufallsvariable. Dann heißt die Funktion $\mathbb{P}^X : \mathbb{P}(\mathbb{R}) \to \mathbb{R}$ definiert durch $\mathbb{P}^X(B) := \mathbb{P}\left(X^{-1}(B)\right), B \subset \mathbb{R}$ **Verteilung um** X.

3.9 Satz

In der Situation von Definition 3.8 ist $(\mathbb{R}, \mathbb{P}^X)$ ein diskreter Wahrscheinlichkeitsraum mit Träger $B_0 := X(\Omega_0) = \{X(\omega)\colon \omega \in \Omega_0\}$

Beweis. Für $B \subset \mathbb{R}$.

$$\begin{aligned}\mathbb{P}^X(B) &= \mathbb{P}(\{\omega\colon X(\omega) \in B\}) \\ &\overset{!}{=} \mathbb{P}(\{\omega\colon X(\omega) \in B \cap B_0\})\end{aligned}$$

Definiert man für $t \in \mathbb{R}$

$$p_t = \mathbb{P}(\{\omega\colon X(\omega) = t\}) = \mathbb{P}(X = t)$$

so ergibt sich aus der σ-Additivität von $\mathbb{P}$

$$\mathbb{P}^X(B) = \sum_{t \in B \cap B_0} \mathbb{P}(\{\omega\colon X(\omega) = t\}) = \sum_{t \in B \cap B_0} p_t$$

$\square$

Kapitel 4

Kombinatorik

$|A| = card(A) =$ Anzahl der Elemente einer endlichen Menge A

4.1 Grundregeln

$A_1, \ldots, A_k$ endliche Menge

(i) $A_i \cap A_j = \emptyset, i \neq j \Rightarrow \left| \bigcup\limits_{j=1}^{n} A_j \right| = \sum\limits_{j=1}^{n} A_j$

(ii) $|A_1 \times \ldots \times A_n| = \prod\limits_{j=1}^{k} |A_j|$

4.2 Satz

Es sollen k-Tupel $(a_1, \ldots, a_k)$ durch sukzessives Festlegen von $a_1, a_2, \ldots, a_k$ nach folgenden Regeln gebildet werden:

- es gibt j_1 Möglichkeiten für die Wahl von a_1
- es gibt (dann) j_2 Möglichkeiten für die Wahl von a_2
- ...
- es gibt (dann) j_k Möglichkeiten für die Wahl von a_k

Dann gibt es genau $j_1 \cdot \ldots \cdot j_k$ solcher Tupel.

4.3 Beispiel (Urnenmodelle)

Betrachte Urne mit n durchnummerierten Kugeln.Es werden k Kugeln nach folgenden Regeln gezogen: $(M := \{1, \ldots, n\})$

Beachtung der Reihenfolge / Zurücklegen (Wiederholung)	ja	nein
ja	k-Permutationen aus M mit Wiederholung, Per_k^n	k-Kombinationen aus M mit Wiederholung, Kom_k^n
nein	k-Permutationen aus M ohne Wiederholung, $Per_{k,\neq}^n$	k-Kombinationen aus M ohne Wiederholung, $Kom_{k,\neq}^n$

4.4 Definition

$M = \{1, \ldots, n\}(n \in \mathbb{N})$

- $Per_k^n := M^k$
- $Per_{k,\neq}^n := \{(a_1, \ldots, a_k) \in M^k \colon a_i \neq a_j \text{ für } i \neq j\}$
- $Kom_k^n := \{(a_1, \ldots, a_k =\in M^k \colon a_1 \leq a_2 \leq \ldots \leq a_k\}$
- $(Kom_{k,\neq}^n := \{(a_1, \ldots, a_k) \in M^k \colon a_1 < a_2 < \ldots < a_k\}$

4.5 Satz

- (i) $|Per_k^n| = n^k$
- (ii) $|Per_{k,\neq}^n| := n^{\underline{k}} = n \cdot (n-1) \cdot \ldots \cdot (n-k+1)$
- (iii) $|Kom_k^n| = \binom{n+k-1}{k}$
- (iv) $|Kom_{k,\neq}^n| = \binom{n}{k}$

Beweis. (i): 4.1.(ii)
(ii) Satz 4.2
(iv) Betrachte Äquivalenzrelation

$$(a_1, \ldots, a_k) \sim (b_1, \ldots, b_k) \Leftrightarrow \{a_1, \ldots, a_k\} = \{b_1, \ldots, b_k\}$$

auf $Per_{k,\neq}^n$. Jede Äquivalenzklasse hat $k!$ Elemente! Es folgt

$$|Kom_{k,\neq}^n| \cdot k! = |Per_{k,\neq}^n| = n^{\underline{k}}$$

(iii) Die Abbildung $g \colon Kom_k^n \to Kom_{k,\neq}^{n+k-1}$ definiert durch

$$(a_1, \ldots, a_k) \mapsto (a_1, a_2 + 1, a_3 + 2, \ldots, a_k + k - 1)$$

ist eine Bijektion! (Umkehrabbildung!) Es folgt(!)

$$|Kom_k^n| = |Kom_{k,\neq}^{n+k-1}| = \binom{n+k-1}{k}$$

$\square$

4.6 Beispiel (Geburtstagsproblem)

Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass unter k rein zufällig ausgewählten Personen mindestens zwei am selben Tag Geburtstag haben?

Antwort Betrachte $\Sigma = Per_k^n$ mit $n = 365$, und der Laplace-Verteilung. Es sei $A := \{(a_1, \dots, a_k) \in \Omega\colon$ es gibt $i, j \in \{1, \dots, k\}$ mit $i \neq j, a_i = a_j\}$. Es gilt

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(A) &= 1 - \mathbb{P}(A^c) \\ &= 1 - \mathbb{P}(Per^n_{k,\neq}) \\ &\overset{!}{=} 1 - \frac{|Per^n_{k,\neq}|}{card\Omega} \\ &= 1 - \frac{n \cdot (n-1) \cdot \ldots \cdot (n-k+1)}{n^k} \\ &= 1 - \frac{n}{n} \cdot \frac{(n-1)}{n} \cdot \ldots \cdot \frac{n-k+1}{n} \\ &= 1 - (1 - \frac{1}{n}) \cdot \ldots \cdot (1 - \frac{k-1}{n})\end{aligned}$$

$\underline{k = 23:}$ $\mathbb{P}(A) \approx 0{,}507 > \frac{1}{2}$
$n = \binom{49}{6}, k = 4004, \mathbb{P}(A) = 0{,}5001 > \frac{1}{2}$

4.7 Beispiel

n Personen bringen (zu einer Feier) je ein Geschenk mit. Geschenke werden "rein zufällig" verteilt. Mit welcher Wahrscheinlichkeit bekommt mindestens eine Person ihr eigenes Geschenk?
$\rightsquigarrow$ Siebformel!

4.8 Beispiel (Besetzungsmodelle)

k Teilchen sollen auf n nummerierte Fächer verteilt werden. Analogie zu Urnenmodell: Nummer der Kugel $\hat{=}$ Nummer des Fachs, Nummer der Ziehung $\hat{=}$ Nummer des Teilchens

Mehrfachbesetzungen / Unterscheidbare Teilchen	ja	nein
ja	Per_k^n Maxwell-Boltzmann	Kom_k^n Bose-Einstein-Statistik
nein	$Per^n_{k,\neq}$ Fermi-Dirak-Statistik	$Kom^n_{k,\neq}$

Statistische Physik

Kapitel 5

Der Erwartungswert

$p(\omega) = \mathbb{P}(\{\omega\})$, $(\Omega, \mathbb{P})$ diskreter Wahrscheinlichkeitsraum

5.1 Definition

- Der Erwartungswert einer Zufallsvariablen $X \colon \Omega \to \mathbb{R}$ existiert (genauer: X ist integrierbar bezüglich $\mathbb{P}$), falls

$$\sum_{\omega\in\Omega} |X(\omega)| p(\omega) < \infty \tag{5.1}$$

  In diesem Fall heißt

$$\mathbb{E}X = \mathbb{E}[X] := \sum_{\omega\in\Omega} X(\omega)p(\omega)$$

  (Physik: $< X >= \mathbb{E}[X]$) **Erwartungswert von** X.

- Ist $X \geq 0$ eine Zufallsvariable, so heißt

$$\mathbb{E}X := \sum_{\omega\in\Omega} X(\omega)p(\omega) \in [0, \infty]$$

  ebenfalls Erwartungswert von X.

5.2 Satz

Sei $L^1 \equiv L^1(\mathbb{P}) := \{X \colon X \text{ erfüllt } 5.1\}$. Dann ist L^1 ein reeller Vektorraum. Genauer:

- (i) $\mathbb{E}[X + Y] = \mathbb{E}X + \mathbb{E}Y, X, Y \in L^1$
- (ii) $\mathbb{E}[aX] = a\mathbb{E}X, X \in L^1, a \in \mathbb{R}$
- (iii) $\mathbb{E}1_A = \mathbb{P}(A), A \subset \Omega$

- (iv) $X \leq Y \Rightarrow \mathbb{E}X \leq \mathbb{E}Y$
- (v) $|\mathbb{E}X| \leq \mathbb{E}|X|$

Beweis. (i) $|(X+Y)(\omega)| \leq |X(\omega)| + |Y(\omega)|$.
Also $X + Y \in L^1(\mathbb{P})$ und

$$\sum_{\omega\in\Omega} (X(\omega)+Y(\omega))p(\omega) \stackrel{!}{=} \sum_{\omega\in\Omega} X(\omega)p(\omega) + \sum_{\omega\in\Omega} Y(\omega)p(\omega)$$

(ii) analog
(iii) $\mathbb{E}1_A = \sum\limits_{\omega\in\Omega} p(\omega) = \mathbb{P}(A)$
(iv) + (v) Übungsaufgabe □

5.3 Folgerung

Seien $A_1, \ldots, A_n \subset \Omega$ und $X := \sum\limits_{j=1}^{n} 1_{A_j}$. Dann gilt $\mathbb{E}X = \sum\limits_{j=1}^{n} \mathbb{P}(A_j)$.
(Gilt auch für ∞ viele Ereignisse.)

5.4 Satz (Transformationsformel)

Seien $X\colon \Omega \Rightarrow \mathbb{R}$ und $g\colon \mathbb{R} \to \mathbb{R}$. Definiere $g(X)\colon \Omega \to \mathbb{R}$ durch

$$g(X)(\omega) = g(X(\omega)).$$

Dann ist $g(X) \in L^1(\mathbb{P})$ genau dann, wenn

$$\sum_{x\colon \mathbb{P}(X=x)>0} |g(x)|\mathbb{P}(X=x) < \infty$$

[1]

In diesem Fall gilt

$$\mathbb{E}g(x) = \sum_{x\colon \mathbb{P}(X=x)>0} g(x)\mathbb{P}(X=x)$$

Beweis. Es gilt

$$\sum_{\omega\in\Omega} |g\left(X(\omega)\right)| p(\omega) = \sum_{x\in\mathbb{R}\colon \mathbb{P}(X=x)>0} |g(x)| \sum_{\omega\in\Omega\colon X(\omega)=x} p(\omega)$$

$$\Omega = \bigcup_{x\in\mathbb{R}\colon X(\omega)=x, \mathbb{P}(X=x)>0} \{\omega\colon X(\omega)=x\} \cup \Omega', \mathbb{P}(\Omega')=0$$

---

[1] $\mathbb{P}(X=x) = \mathbb{P}(\{\omega\in\Omega\colon X(\omega)=x\})$

$$= \sum |g(X(\omega))|p(\omega) = \sum_{\omega \notin \Omega'} |g(X(\omega))|p(\omega)$$

$$= \sum_{x\in\mathbb{R}:\, \mathbb{P}(X=x)>0} \; \sum_{\omega\in\{\omega\in\Omega:\, X(\omega)=x\}} |g(X(\omega))|p(\omega)$$

$$= \sum_{x\cdots} |g(x)|\mathbb{P}(X=x)$$

Ist das endlich, so gilt die Rechnung auch ohne Betragsstriche!
Insbesondere gilt

$$\mathbb{E}X = \sum_{x\in\mathbb{R}} x\mathbb{P}(X=x)\,(g(x)\equiv x)$$

□

5.5 Beispiele

- Würfelwurf, X=Augenzahl, $\mathbb{P}(X=j)=\frac{1}{6}$.
  Also
  $$\mathbb{E}X = \sum_{j=1}^{6} j\cdot\mathbb{P}(X=j) = \frac{6\cdot 7}{2}\cdot\frac{1}{6} = \frac{7}{2} = 3,5$$
- Zweifacher Würfelwurf, X=Maximum der Augenzahlen ($\Omega = \{1,\ldots,6\}^2, \mathbb{P} =$ Gleichverteilung)
  $$\mathbb{P}(X=1) = \frac{1}{36}$$
  $$\mathbb{P}(X=2) = p((1,2)) + p((2,1)) + p((2,2)) = \frac{3}{36}$$
  Allgemein: $\mathbb{P}(X=j) = \frac{2j-1}{36}, j=1,\ldots,6$
  Es folgt
  $$\mathbb{E}X = \sum_{j=1}^{6} j\cdot\frac{2j-1}{36} \overset{?}{\approx} 4,47$$

Kapitel 6

Die hypergeometrische Verteilung und die Binomialverteilung

Urne mit Kugeln $\underbrace{1, 2, \ldots, r}_{rot}, \underbrace{r+1, \ldots, r+s}_{schwarz}$
$r, s \in \mathbb{N}_0, r+s > 0$.

6.1 Definition

- n mal Ziehen ohne Zurücklegen
- $a_j :=$ Nummer der j-ten gezogenen Kugel
- $\Omega = Per^{r+s}_{n,\neq}$
- $\mathbb{P} =$ Gleichverteilung ("unabhängiges", "rein zufälliges" Ziehen)
- $A_j := \{(a_1, \ldots, a_n) \in \Omega \colon a_j \leq r\} \hat{=} \{$j-te gezogene Kugel ist rot$\}$
- $X := \sum\limits_{j=1}^{n} 1_{A_j} =$ Anzahl der gezogenen roten Kugeln

$\mathbb{P}^X$ (die Verteilung von X) heißt **hypergeometrische Verteilung** mit Parametern r, s, n, kurz:

$$X \sim Hyp(n, r, s), n \leq r+s$$

$$\mathbb{P}^X = Hyp(n, r, s)$$

6.2 Satz

Es gilt

- (i) $\mathbb{E}X = n \cdot \frac{r}{r+s}$
- (ii) $\mathbb{P}(X = k) = \frac{\binom{r}{s}\binom{s}{n-k}}{\binom{r+s}{n}}, k = 0, \ldots, r \wedge n$

Beweis. (i) Es gilt (Symmetrieargument!) $|A_j| = r \cdot (r+s-1)^{\underline{n-1}}$
$|\Omega| = (r+s)^{\underline{n}} \Rightarrow \mathbb{P}(A_j) = \frac{|A_j|}{|\Omega|} = \frac{r}{r+s}$
Aus 5.3 folgt $\mathbb{E}X = n \cdot \frac{r}{r+s}$
(ii) $|\{X = k\}| \overset{!}{=} \binom{n}{k} r^{\underline{k}} s^{\underline{n-k}}$
$\Rightarrow \mathbb{P}(X = k) = \frac{\binom{n}{k} r^{\underline{k}} s^{\underline{n-k}}}{(r+s)^{\underline{n}}} = \frac{\binom{r}{k}\binom{s}{n-k}}{\binom{r+s}{n}}$ □

6.3 Motivation

X Zufallsvariable, $\sum_{k=1}^{r} \mathbb{P}(X = x_n) = 1$
$X_1, X_2, \ldots, X_n$ "unabhängige" Wiederholungen von X (= Ergebnis eines zufälligen Versuchs)
$\bar{X} := \frac{1}{n}(X_1 + \ldots + X_n)$ Zufallsvariable!
Mit $h_j := card\{i \in \{1, \ldots, n\} \colon X_i = x_j\}$ gilt $\bar{X} \overset{!}{=} \frac{1}{n}(h_1 x_1 + h_2 x_2 + \ldots + h_n x_n)$
empirisches Gesetz über Stabilität relativer Häufigkeiten
$\underset{n \to \infty}{\to} \mathbb{P}(X = x_1)x_1 + \ldots + \mathbb{P}(X = x_r)x_r \overset{!}{=} \mathbb{E}X$
$X \sim Hyp(n, r, s) = \mathbb{P}^X, n \leq r + s$
$\mathbb{P}(X = k) = \frac{\binom{r}{k}\binom{s}{n-k}}{\binom{r+s}{n}}, k = 0, \ldots, n$
Wegen $\binom{m}{l} := 0$ für $m < l$ gilt: $\mathbb{P}(X = k) = 0$ für $k < r$ und für $n - k > s(k < n - s)$

6.4 Definition

Binomialverteilung:

- n maliges Ziehen aus einer Urne mit $r + s$ Kugeln mit Zurücklegen
- $\Omega = Per_n^{r+s} = \{(a_1, \ldots, a_n) \colon 1 \leq a_i \leq r + s, i = 1, \ldots, n\}$
- $\mathbb{P}$ Gleichverteilung

$X := \sum_{j=1}^{n} 1_{A_j}, A_j := \{(a_1, \ldots, a_n) \in \Omega \colon a_j \leq r\}$
$\mathbb{P}^X$ heißt Binomialverteilung mit Parametern n und $p := \frac{r}{r+s}$. Man schreibt auch $Bin(n, p) := \mathbb{P}^X$.

6.5 Satz

Es gilt

1. $\mathbb{E}X = np$

2. $\mathbb{P}(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}, 0 \leq k \leq n$

Beweis.

1. $|A_j| = r \cdot (r+s)^{n-1}$
   $|\Omega| = (r+s)^n \rightsquigarrow \mathbb{P}(A_j) = \frac{|A_j|}{|\Omega|} = \frac{r}{r+s} = p$
   Folgerung 5.3 $\rightsquigarrow \mathbb{E}X = np$.

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

$\square$

Bemerkung $Bin(n,p)$ ist für jedes $p \in [0,1]$ definiert.

Kapitel 7

Mehrstufige Experimente

7.1 Beispiel

Urne mit einer roten und drei schwarzen Kugeln
1. Experiment Kugel ziehen, Farbe notieren, Kugel und eine weitere Kugel derselben Farbe zurücklegen
2. Experiment Erneut Kugel ziehen
Modell: $\Omega := \{0,1\} \times \{0,1\}, \quad (0 \hat{=} s, 1 \hat{=} r)$

Konstruktion von $\mathbb{P}$ $\quad p(\omega) := \mathbb{P}(\{\omega\})$

$$\left.\begin{aligned} p(1,1) &:= \tfrac{1}{4} \cdot \tfrac{2}{5} = \tfrac{2}{20} = \tfrac{1}{10} \\ p(1,0) &:= \tfrac{1}{4} \cdot \tfrac{3}{5} = \tfrac{3}{20} \\ p(0,1) &:= \tfrac{3}{4} \cdot \tfrac{1}{5} = \tfrac{3}{20} \\ p(0,0) &:= \tfrac{3}{4} \cdot \tfrac{4}{5} = \tfrac{12}{20} \end{aligned}\right\} \text{1. Pfadregel}$$

$$\sum_{\omega \in \Omega} p(\omega) = 1.$$

Betrachte $B := \{(1,1),(0,1)\}$. Dann gilt

$$\mathbb{P}(B) = p(1,1) + p(0,1) = \text{(2. Pfadregel)}$$

$$= \frac{2}{20} + \frac{3}{20} = \frac{1}{4} \overset{!}{=} \mathbb{P}(\text{erste Kugel ist rot})$$

(TODO: Bild(Baumdiagramm))

7.2 Definition

Mehrstufige Experimente $\quad \Omega = \Omega_1 \times \ldots \times \Omega_n$ ($\Omega_j \hat{=}$ Grundraum für j-tes Teilexperiment)
$\omega = (a_1, \ldots, a_n) \in \Omega$
Problem: Definiere $p(\omega) = \mathbb{P}(\{\omega\})$

1. Startverteilung $p_1\colon \Omega_1 \to [0,1] \quad \sum\limits_{\omega\in\Omega_1} p_1(\omega) = 1$
2. Übergangswahrscheinlichkeiten $p_2(a_2|a_1) \geq 0 \quad \sum\limits_{a_2\in\Omega_2} p_2(a_2|a_1) \stackrel{!}{=} 1$

   ($p_2(a_2|a_1) \hat{=}$ Wahrscheinlichkeit, dass 2. Versuch das Ergebnis a_2 liefert unter der Bedingung, dass 1. Versuch Ergebnis a_1 geliefert hat.)
   $p_3(a_3|a_1,a_2) \geq 0 \quad \sum\limits_{a_3\in\Omega_3} p_3(a_3|a_1,a_2) = 1$
   ...
   $p_n(a_n|a_1,\ldots,a_{n-1}) \geq 0 \quad \sum\limits_{a_n\in\Omega_n} p_n(a_n|a_1,\ldots,a_{n-1}) = 1$

Setze für $\omega = (a_1,\ldots,a_n) \in \Omega$

$p(\omega) := p_1(a_1)\cdot p_2(a_2|a_1)\cdot p_3(a_3|a_1,a_2)\cdot\ldots\cdot p_n(a_n|a_1,\ldots,a_{n-1})$ 1. Pfadregel

Schließlich sei

$\mathbb{P}(A) := \sum\limits_{\omega\in A} p(\omega), \quad A \subset \Omega$ Produkt von Übergangswahrscheinlichkeiten

7.3 Satz

$(\Omega, \mathbb{P})$ ist diskreter Wahrscheinlichkeitsraum.

Beweis. zu zeigen: $\sum\limits_{\omega\in\Omega} p(\omega) = 1$
Induktion (oder direkt)! Zum Beispiel gilt für $n = 2$

$$\sum_{\omega\in\Omega} p(\omega) = \sum_{(a_1,a_2)\in\Omega_1\times\Omega_2} p_1(a_1)p_2(a_2|a_1) = \sum_{a_1\in\Omega_1}\sum_{a_2\in\Omega_2} p_1(a_1)p_2(a_2|a_1)$$

$$\sum_{a_1\in\Omega_1} p_1(a_1)\cdot 1 = 1.$$

□

7.4 Beispiel

Unabhängige Experimente $(\Omega_j, \mathbb{P}_j), j = 1,\ldots,n$, diskrete Wahrscheinlichkeitsräume, $p_i(a_i) = \mathbb{P}_i(\{a_i\})$
Idee: "Unabhängiges" Durchführen der zugehörigen Experimente

$$\Omega := \Omega_1 \times \ldots \times \Omega_n, p(\omega) := p_1(a_1)\cdot\ldots\cdot p_n(a_n), \omega = (a_1,\ldots,a_n) \in \Omega$$

$\big(p_2(a_2|a_1) = p_2(a_2),\ldots,p_n(a_n|a_1,\ldots,a_{n-1}) = p_n(a_n)\big)$

$$\mathbb{P}(A) = \sum_{\omega\in A} p(\omega)$$

Man nennt $\mathbb{P}$ das **Produkt** von $\mathbb{P}_1, \dots, \mathbb{P}_n$ und schreibt

$$\mathbb{P} := \bigotimes_{i=1}^{n} \mathbb{P}_i.$$

z.B. kann $\Omega = \Omega_1 \times \Omega_2, \quad \Omega_1 = \Omega_2 = \{1, \dots, 6\}$
$p_1(a_1) = p_2(a_2) = \frac{1}{6}$
Dann ist

$$p(a_1, a_2) = \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{6} = \frac{1}{36}$$

und $\mathbb{P}$ ist die Laplace-Verteilung auf Ω.

Kapitel 8

Bedingte Wahrscheinlichkeiten

$(\Omega, \mathbb{P})$ diskreter Wahrscheinlichkeitsraum.

8.1 Definition

Sei $B \subset \Omega$ mit $\mathbb{P}(B) > 0$. Dann heißt

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

bedingte Wahrscheinlichkeit von $A \subset \Omega$ unter der Bedingung B.
Alternativ: $P_B(A) := \mathbb{P}(A|B)$

8.2 Satz

P_B ist ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf Ω. Dabei ist $P_B(A) = 1$ falls $B \subset A$ und $P_B(A) = 0$ falls $A \cap B = \emptyset$. Es gilt:

$$p_B(\omega) := \begin{cases} \frac{p(\omega)}{\mathbb{P}(B)} & \text{, falls } \omega \in B \\ 0 & \text{, sonst} \end{cases} \qquad \text{mit } p_B(\omega) := \mathbb{P}_B(\{\omega\})$$

Beweis ist klar! ($\sum\limits_{\omega \in \Omega} p_B(\omega) = \frac{1}{\mathbb{P}(B)} \sum\limits_{\omega \in B} p(\omega) = \frac{\mathbb{P}(B)}{\mathbb{P}(B)} = 1$.)

Motivation Für $A \subset B$

$$\frac{h_n(A)}{h_n(B)} = \frac{\frac{1}{n} h_n(A)}{\frac{1}{n} h_n(B)} \rightsquigarrow \frac{\mathbb{P}(A)}{\mathbb{P}(B)}.$$

8.3 Bemerkung (Zusammenhang zu Übergangswahrscheinlichkeiten)

$\Omega = \Omega_1 \times \Omega_2, \quad p(\omega) = p_1(a_1)p_2(a_2|a_1), \quad \omega = (a_1, a_2)$
Für $a_1 \in \Omega_1$ sei

$$B := \{a_1\} \times \Omega_2.$$

Für $a_2 \in \Omega_2$ sei

$$A := \Omega_1 \times \{a_2\}.$$

Es gilt $A \cap B = \{(a_1, a_2)\}$,

$$\mathbb{P}(A \cap B) = \sum_{\omega \in A \cap B} p(\omega) = \sum_{(b_1,b_2) \in A \cap B} p_1(b_1)p_2(b_2|b_1) = p_1(a_1)p_2(a_2|a_1),$$

$$\mathbb{P}(B) = \sum_{b_2 \in \Omega_2} p(a_1|b_2) = \sum_{b_2 \in \Omega_2} p_1(a_1)p_2(b_2|a_1) = p_1(a_1)$$

Es folgt

$$\mathbb{P}(A|B) = \frac{\mathbb{P}(A \cap B)}{\mathbb{P}(B)} \overset{p_1(a_1)>0}{=} p_2(a_2|a_1)$$

8.4 Satz (Multiplikationsformel)

Seien $A_1, \ldots, A_n \subset \Omega$ mit $\mathbb{P}(A_1 \cap \ldots \cap A_{n-1}) > 0$. Dann gilt

$\mathbb{P}(A_1 \cap \ldots \cap A_n) = \mathbb{P}(A_1)\mathbb{P}(A_2|A_1)\mathbb{P}(A_3|A_1 \cap A_2) \cdot \ldots \cdot \mathbb{P}(A_n|A_1 \cap \ldots \cap A_{n-1})$

Beweis. Für $n = 2$:

$$\mathbb{P}(A_1 \cap A_2) = \mathbb{P}(A_1) \cdot \mathbb{P}(A_2|A_1)$$

Allgemein: Ausschreiben der Definitionen + kürzen
$n = 3$: rechte Seite: $\mathbb{P}(A_1) \cdot \frac{\mathbb{P}(A_1 \cap A_2)}{\mathbb{P}(A_1)} = \frac{\mathbb{P}(A_1 \cap A_2 \cap A_3)}{\mathbb{P}(A_1 \cap A_2)} = \mathbb{P}(A_1 \cap A_2 \cap A_3)$ □

8.5 Satz

Sei $A_1, A_2, \ldots$ Zerlegung von $\Omega(\bigcup A_i = \Omega, A_i \cap A_j = \emptyset, i \neq j)$.
Sei $B \subset \Omega$. Dann gilt

1. $\mathbb{P}(B) = \sum_{j=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_j)\mathbb{P}(B|A_j)$ Formel der totalen Wahrscheinlichkeit

2. [1] Für $\mathbb{P}(B) > 0$, so gilt

$$\mathbb{P}(A_k|B) = \frac{\mathbb{P}(A_k)\mathbb{P}(B|A_k)}{\sum_{j=1}^{\infty} \mathbb{P}(A_j)\mathbb{P}(B|A_j)}, \quad k = 1, 2, \ldots$$

[1] Formel von Bayes

(Man vereinbart $\mathbb{P}(B|A_j)\mathbb{P}(A_j) := 0$, falls $\mathbb{P}(A_j) = 0$)

Beweis. 1. $B = B \cap \Omega = \bigcup_{j=1}^{\infty} \underbrace{B \cap A_j}_{\text{paarweise disjunkt}}$ Aus der σ-Additivität von $\mathbb{P}$ folgt

$$\mathbb{P}(B) = \sum_{j=1}^{\infty} \mathbb{P}(B \cap A_j) = \sum_{j=1}^{\infty} \mathbb{P}(B|A_j)\mathbb{P}(A_j)$$

2. rechte Seite der Behauptung: $\frac{\mathbb{P}(B \cap A_k)}{\mathbb{P}(B)} \stackrel{!}{=} \mathbb{P}(A_k|B)$

□

8.6 Beispiel

Eine Krankheit komme bei 4% der Bevölkerung vor[2]. Ein Test spreche bei 90% der Kranken an und bei 20% der Gesunden!

Modell

- Ω : Menge der Personen in Deutschland
- $K \subset \Omega$: Menge der kranken Personen
- $A \subset \Omega$: Menge der (hypothetisch) positiv getesteten Personen
- $\mathbb{P}$ = Gleichverteilung auf Ω

Dann

$$\begin{aligned}\mathbb{P}(K|A) = &\ \text{Wahrscheinlichkeit, dass eine positiv getestete Person krank ist} \\ &\stackrel{Bayes}{=} \frac{\mathbb{P}(K)\mathbb{P}(A|K)}{\mathbb{P}(K)\mathbb{P}(A|K) + \mathbb{P}(K^c)\mathbb{P}(A|K^c)} \quad (K = A_j, K^c = A_k) \\ &= \frac{0,04 \cdot 0,9}{0,04 \cdot 0,9 + 0,96 \cdot 0,2} = \frac{0,036}{0,036 + 0,192} = \frac{0,036}{0,228} = 0,158\end{aligned}$$

8.7 Beispiel (Ziegenproblem)

Ausgelassen.

[2] Die Mediziner sprechen von "Prävalenz".

8.8 Beispiel (Simpson-Paradoxon)

Zulassung von Studenten in Berkeley (1973)

- Zulassungsrate Männer: 44%
- Zulassungsrate Frauen: 35%

Aber: Zulassungsraten der Männer in den einzelnen Fächern kleiner als die der Frauen

Erklärung

- $A \widehat{=}$ Zulassung [3]
- $B \widehat{=}$ Frau [4]
- $K_j \widehat{=}$ Bewerbung für Fach j

Dann kann gelten

$$\mathbb{P}(A|B) < \mathbb{P}(A|B^c)$$

aber

$$\mathbb{P}(A|B \cap K_j) > \mathbb{P}(A|B^c \cap K_j), \quad j = 1, 2, \ldots$$

Denn:

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

$$= \sum_j \underbrace{\mathbb{P}(K_j|B)}_{\text{Bewerbungsrate der Frauen im j-ten Fach}} \underbrace{\mathbb{P}(A|B \cap K_j)}_{\text{siehe oben}}$$

analog

$$\mathbb{P}(A|B^c) = \sum \mathbb{P}(K_j|B^c)\mathbb{P}(A|B^c \cap K_j)$$

Die absolute Erfolgsquote ist eine gewichtete Summe der relativen Erfolgsquoten.

[3] Ereignis, dass rein zufällig ausgewählter Bewerber erfolgreich ist mit seiner Bewerbung.
[4] Ereignis, dass zufällig ausgewählte weibliche Bewerberin erfolgreich ist.

Kapitel 9

Stochastische Unabhängigkeit

$(\Omega, \mathbb{P})$ diskreter Wahrscheinlichkeitsraum.

9.1 Definition

$A_1, \ldots, A_n \subset \Omega$ heißen **stochastisch unabhängig**, falls

$$\mathbb{P}(\bigcap_{j \in T} A_j) = \prod_{j \in T} \mathbb{P}(A_j), \quad T \subseteq \{1, \ldots, n\}, |T| \geq 2.$$

($2^n - n - 1$ Gleichungen.)

9.2 Bemerkung

1. A, B stochastisch unabhängig
   $\Leftrightarrow \mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B)$
   $\overset{\mathbb{P}(B)>0}{\Leftrightarrow} \mathbb{P}(A|B) = \mathbb{P}(A)$ (Interpretation!) [1]
   $\Leftrightarrow \mathbb{P}(B|A) \overset{\mathbb{P}(B)>0}{=} \mathbb{P}(B)$

2. $\mathbb{P}(B) = 0 \rightsquigarrow A$ und B sind stochastisch unabhängig
   $\mathbb{P}(B) = 1 \rightsquigarrow A$ und B sind stochastisch unabhängig

3. A, B, C unabhängig $\Leftrightarrow$
   $$\left.\begin{array}{l} \mathbb{P}(A \cap B) = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) \\ \mathbb{P}(A \cap C) = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(C) \\ \mathbb{P}(B \cap C) = \mathbb{P}(B)\mathbb{P}(C) \end{array}\right\} \text{paarweise stochastische Unabhängigkeit}$$
   $$\mathbb{P}(A \cap B \cap C) = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B)\mathbb{P}(C)$$

[1] Wenn die Kenntnis des Eintretens von B keinerlei Rückschlüsse auf das Eintreten von A zulässt.

Wiederholung $A, B \subset \Omega$ stochastisch unabhängig

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

$$\Leftrightarrow \mathbb{P}(A|B) = \mathbb{P}(A) \Leftrightarrow \mathbb{P}(B|A) = \mathbb{P}(B)$$

$A_1, \ldots, A_n$ stochastisch unabhängig $\Leftrightarrow$

$$\mathbb{P}(\bigcap_{j \in T} A_j) = \prod_{j \in T} \mathbb{P}(A_j), \quad T \subset \{1, \ldots, n\}, |T| \geq 2$$

9.3 Bemerkungen

(iv) A, B stochastisch unabhängig. Dann:

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(A \cap B^c) &= \mathbb{P}(A) - \mathbb{P}(A \cap B) \\ &\stackrel{!}{=} \mathbb{P}(A) - \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B) \\ &= \mathbb{P}(A)(1 - \mathbb{P}(B)) = \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B^c) \end{aligned}$$

Also sind A und B^c (also auch A^c und B^c bzw. A^c und B) stochastisch unabhängig.
(v) Seien $A_1, \ldots, A_n$ unabhängig und $1 \leq i_1 < \ldots < i_k \leq n$. Dann sind $A_{i_1}, \ldots, A_{i_k}$ stochastisch unabhängig.
(vi) Ist A von A unabhängig, so ist

$$\mathbb{P}(A) = \mathbb{P}(A)^2$$

d.h. $\mathbb{P}(A) \in \{0, 1\}$.
(vii) Man nennt $A_1, A_2, \ldots \subset \Omega$ stochastisch unabhängig

$$\stackrel{d}{\Leftrightarrow} A_1, \ldots, A_n \text{ stochastisch unabhängig für jedes } n \geq 2.$$

9.4 Beispiel (Produkträume)

Sei $(\Omega, \mathbb{P}) := (\bigotimes_{j=1}^{n} \Omega_j, \bigotimes_{j=1}^{n} \mathbb{P}_j)$, d.h.

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(\{(a_1, \ldots, a_n)\}) &= p(\omega) \quad \omega = (a_1, \ldots, a_n) \\ &= p_1(a_1) \cdot \ldots \cdot p_n(a_n) \quad (p_i(a_i) = \mathbb{P}_i(\{a_i\})) \end{aligned}$$

Sei $B = B_1^* \times \ldots \times B_n^*, \quad B_i^* \in \Omega_i$. Dann $\mathbb{P}(B_1^* \times \ldots \times B_n^*)$

$$= \sum_{(a_1, \ldots, a_n) \in B_1^* \times \ldots \times B_n^*} p_1(a_1) \cdot \ldots \cdot p_n(a_n)$$

$$= \sum_{a_1 \in B_1^*} \cdots \sum_{a_n \in B_n^*} p_1(a_1) \cdot \ldots \cdot p_n(a_n)$$

$$= \prod_{j=1}^{n} \sum_{a \in B_j^*} p_j(a) = \prod_{j=1}^{n} \mathbb{P}_j(B_j^*) \qquad (*)$$

Sei jetzt $A_j^* \subset \Omega_j, j = 1, \ldots, n$.

Behauptung $A_j = \Omega_1 \times \ldots \times \Omega_{j-1} \times A_j^* \times \Omega_{j+1} \times \ldots \times \Omega_n, \quad j = 1, \ldots, n$ stochastisch unabhängig.

Beweis. Sei $T \subset \{1, \ldots, n\}$ mit $|T| \geq 2$.
Definiere

$$B_j^* := \begin{cases} A_j^*, & j \in T, \\ \Omega_j, & j \notin T. \end{cases}$$

Dann

$$\mathbb{P}(\bigcap_{j \in T} A_j) = \mathbb{P}(B_1^* \times \ldots \times B_n^*)$$

[2]

$$(*) \quad \prod_{j=1}^{n} \mathbb{P}_j(B_j^*) = \prod_{j \in T} \mathbb{P}_j(A_j^*)$$

$$\stackrel{(*)}{=} \prod_{j \in T} \mathbb{P}_j(A_j)$$

[3] □

9.5 Satz

$A_1, \ldots, A_n$ stochastisch unabhängig $\Leftrightarrow$

$$\mathbb{P}(\bigcap_{j \in I} A_j \cap \bigcap_{j \in J} A_j^c) = \prod_{j \in I} \mathbb{P}(A_j) \prod_{j \in J} \mathbb{P}(A_j^c) \quad I, J \subset \{1, \ldots, n\}, I \cap J = \emptyset$$

(Hierbei $\bigcap_{j \in \emptyset} B_j := \Omega$, $\prod_{j \in \emptyset} a_j := 1$)

Beweis. Induktion über Anzahl der Elemente von J (vergleiche auch Bemerkung 9.3 (iv)) □

[2] $(A_1 \times A_2) \cap (B_1 \times B_2) = (A_1 \cap B_1) \times (A_2 \cap B_2)$
[3] mit $B_i^* = \Omega_i$ bis auf ein i

Definition Für $A \subset \Omega$ sei $A^0 := A^c, A^1 := A$.
Für $B_1, \dots, B_n \subset \Omega$ sei

$$\sigma(B_1, \dots, B_k) := \{B \subset \Omega \colon \exists U \subset \{0,1\}^k \text{ mit } B = \bigcup_{(\epsilon_1,\dots,\epsilon_n)\in U} B_1^{\epsilon_1} \cap \dots \cap B_k^{\epsilon_k}\}.$$

(Die von $B_1, \dots, B_k$ erzeugte Algebra).

Beispiel 9.1. *(TODO: Bild)*

Bemerkung 9.1. *Eine Menge der Form*

$$B_1^{\epsilon_1} \cap \dots \cap B_k^{\epsilon_k} \text{ für } (\epsilon_1, \dots, \epsilon_k) \in \{0,1\}^k$$

heißt Atom von $\sigma(B_1, \dots, B_k)$. Jede Menge in $\sigma(B_1, \dots, B_k)$ ist Vereinigung von Atomen. Insbesondere gilt

$$B_1, \dots, B_k \in \sigma(B_1, \dots, B_k), \emptyset \in \sigma(B_1, \dots, B_k), \Omega \in \sigma(B_1, \dots, B_k).$$

9.6 Satz (Blockungslemma)

Seien $A_1, \dots, A_k, A_{k+1}, \dots, A_n$ stochastisch unabhängig und
$B \in \sigma(A_1, \dots, A_k), C \in \sigma(A_{k+1}, \dots, A_n)$. Dann sind B und C stochastisch unabhängig.

Beweis. Es gilt

$$\mathbb{P}(B \cap C) = \mathbb{P}\left(\underbrace{(\bigcup_{(\epsilon_1,\dots,\epsilon_k)\in U} A_1^{\epsilon_1} \cap \dots A_k^{\epsilon_k})}_{B} \cap \underbrace{(\bigcup_{(\epsilon_{k+1},\dots,\epsilon_n)\in V} A_{k+1}^{\epsilon_{k+1}} \cap \dots \cap A_n^{\epsilon_n})}_{C} \right)$$

disjunkte Vereinigung

$$= \sum_U \mathbb{P}\left((A_1^{\epsilon_1} \cap \dots \cap A_k^{\epsilon_k}) \cap \bigcup_V (A_{k+1}^{\epsilon_{k+1}} \cap \dots \cap A_n^{\epsilon_n}) \right)$$

$$= \sum_{U,V} \mathbb{P}(A_1^{\epsilon_1} \cap \dots \cap A_k^{\epsilon_k} \cap A_{k+1}^{\epsilon_{k+1}} \cap \dots A_n^{\epsilon_n})$$

$$= \sum_{U,V} \left(\underbrace{\prod_{j=1}^{k} \mathbb{P}(A_j^{\epsilon_j})}_{\mathbb{P}(A_1^{\epsilon_1}\cap\dots\cap A_k^{\epsilon_k})} \underbrace{\prod_{j=k+1}^{n} \mathbb{P}(A_j^{\epsilon_j})}_{\mathbb{P}(A_{k+1}^{\epsilon_{k+1}}\cap\dots\cap A_n^{\epsilon_n})} \right)$$

$$= \sum_{(\epsilon_1,\ldots,\epsilon_k)\in U} \mathbb{P}(A_1^{\epsilon_1} \cap \ldots \cap A_k^{\epsilon_k}) \sum_{(\epsilon_{k+1},\ldots,\epsilon_n)\in V} \mathbb{P}(A_{k+1}^{\epsilon_{k+1}} \cap \ldots \cap A_n^{\epsilon_n})$$

$$\overset{!}{=} \mathbb{P}(B)\mathbb{P}(C)$$

□

9.7 Satz

$A_1, \ldots, A_n \subset \Omega$ stochastisch unabhängig. Ferner gelte $\mathbb{P}(A_i) = p, \quad i = 1, \ldots, n$. Dann ist

$$X := \sum_{j=1}^{n} 1_{A_j}$$

$Bin(n,p)$-verteilt.

Beweis. Es gilt

$$\{X = k\} = \bigcup_{T\subseteq\{1,\ldots,n\},|T|=k} \left(\bigcap_{j\in T} A_j \cap \bigcap_{j\notin T} A_j^c \right)$$

disjunkte Vereinigung, also

$$\mathbb{P}(X = k) = \mathbb{P}(\{X = k\}) = \sum_{T\subseteq\{1,\ldots,n\},|T|=k} \mathbb{P}(\bigcap_{j\in T} A_j \cap \bigcap_{j\notin T} A_j^c)$$

$$\overset{\text{Voraussetzung}}{=} \sum_{T\subseteq\{1,\ldots,n\},|T|=k} p^k(1-p)^{n-k} = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

□

9.8 Beispiel (Bernoulli-Kette der Länge n)

$(\Omega, \mathbb{P}) := \bigotimes_{j=1}^{n} (\Omega_j, \mathbb{P}_j)$
$\Omega_1 = \ldots = \Omega_n = \{0, 1\}$
$\mathbb{P}_j(\{1\}) = 1 - \mathbb{P}_j(\{0\}) = p, \quad j = 1, \ldots, n$
Die Ereignisse

$$A_j := \{(a_1, \ldots, a_n) \in \Omega \colon a_j = 1\}, \quad j = 1, \ldots, n$$

sind stochastisch unabhängig.
Ferner $\mathbb{P}(A_j) = p$.

Kapitel 10

Gemeinsame Verteilung

$(\Omega, \mathbb{P})$ diskreter Wahrscheinlichkeitsraum (mit Träger Ω_0).

10.1 Definition

Seien $X_j \colon \Omega \to \mathbb{R} \quad (j = 1, \dots, k)$ Zufallsvariablen. Definiere $X \colon \Omega \to \mathbb{R}^k$ vermöge $X(\omega) = (X_1(\omega), \dots, X_k(\omega)), \quad \omega \in \Omega$. Dann heißt X k-**dimensionaler Zufallsvektor**.
Für $B \subset \mathbb{R}^k$ sei $X^{-1}(B) \equiv \{X \in B\} := \{\omega \in \Omega \colon X(\omega) \in B\}$. Die Abbildung

$$\mathbb{P}^X \colon \mathcal{P}(\mathbb{R}) \to [0, 1]$$

definiert durch

$$\mathbb{P}^X(B) := \mathbb{P}(\{X \in B\})(= \mathbb{P}(X \in B))$$

heißt Verteilung von X oder auch gemeinsame Verteilung von $X_1, \dots, X_k$.
Die Verteilung von X_j heißt j**-te Marginalverteilung (von X_j)**.

Wiederholung $(\Omega, \mathbb{P})$ Wahrscheinlichkeitsraum
$\Omega_0 := \{\omega \in \Omega \colon \mathbb{P}(\{\omega\}) > 0\}$ diskret
$X = (X_1, \dots, X_k) \colon \Omega \to \mathbb{R}^k$
Verteilung: $\mathbb{P}^X$

$$\mathbb{P}^X(A) := \mathbb{P}(X \in A) \equiv \mathbb{P}(\{\omega \colon X(\omega) \in A\}), \quad A \subset \mathbb{R}^k$$

Bemerkung Die gemeinsame Verteilung legt Randverteilungen fest. ($k = 2$)

$$\mathbb{P}(X_1 = x_1) \quad \left(= \mathbb{P}^{X_1}(\{x_1\})\right)$$
$$= \mathbb{P}\left(\{X_1 = x_1\} \cap \bigcup_{x_2 \in X_2(\Omega_0)} \{X_2 = x_2\}\right)$$

$$\overset{\sigma\text{-Additivität}}{=} \sum_{x_2 \in X_2(\Omega_0)} \underbrace{\mathbb{P}(\{X_1 = x_1\} \cap \{X_2 = x_2\})}_{\mathbb{P}(X_1 = x_1, X_2 = x_2)}$$
$$= \sum_{x_2 \in X_2(\Omega_0)} \mathbb{P}^{(X_1,X_2)}(\{(x_1, x_2)\})$$

10.2 Beispiel

$\Omega := \{1, \ldots, 6\}^2$
$\mathbb{P}$ = Gleichverteilung (2-maliger Würfelwurf)

$$X_1((k,l)) := \min(k,l), X_2((k,l)) := \max(k,l)$$

(TODO: Tabelle)

$$\mathbb{P}(X_1 = i, X_2 = j), \quad i, j = 1, \ldots, 6$$

Es gilt

$$\mathbb{P}(X_1 = i) = \mathbb{P}(X_2 = 7 - i), \quad i = 1, \ldots, 6$$
$$\rightsquigarrow \mathbb{P}^{X_1} = \mathbb{P}^{7-X_2} \quad (X_1 \neq 7 - X_2)$$
$$X_1 \overset{d}{=} 7 - X_2 \quad \text{Verteilungsgleichheit}$$

10.3 Beispiel

$\mathbb{P}(X_1 = i, X_2 = j)$
($c \in [0, \frac{1}{2}]$ fest)

i \ j	1	2	
1	c	$\frac{1}{2} - c$	$\frac{1}{2}$
2	$\frac{1}{2} - c$	c	$\frac{1}{2}$
	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	

$$\mathbb{P}(X_1 = 1) = \mathbb{P}(X_1 = 1, X_2 = 1) + \mathbb{P}(X_1 = 1, X_2 = 2)$$

$$\rightsquigarrow \mathbb{P}^{X_1} = \mathbb{P}^{X_2} \mathrel{\hat{=}} \text{fairer Münzwurf!}$$

Also legen die Randverteilungen $\mathbb{P}^{X_1}, \mathbb{P}^{X_2}$ die gemeinsame Verteilung $\mathbb{P}^{(X_1,X_2)}$ <u>nicht</u> fest.

10.4 Definition

$X_1, \ldots, X_k \colon \Omega \to \mathbb{R}$ heißen **stochastisch unabhängig**

$$\Leftrightarrow \{X_1 \in B_1\}, \ldots, \{X_k \in B_k\} \text{ stochastisch unabhängig } \forall B_1, \ldots, B_k \subset \mathbb{R}$$

10.5 Satz

Die folgenden Aussagen sind äquivalent:

1. $X_1, \ldots, X_k$ sind stochastisch unabhängig
2. $\mathbb{P}(X_1 \in B_1, \ldots, X_k \in B_k) = \prod_{i=1}^{k} \mathbb{P}(X_i \in B_i) \quad B_1, \ldots, B_k \subset \mathbb{R}$
3. $\mathbb{P}(X_1 = x_1, \ldots, X_k = x_k) = \prod_{i=1}^{k} \mathbb{P}(X_i = x_i) \quad x_1, \ldots, x_k \in \mathbb{R}$

Beweis. (1) $\Rightarrow$ (2) Klar nach Definition.
(2) $\Rightarrow$ (1): Wähle in der Definition $B_j = \mathbb{R}$ für $j \notin T(\{X_j \in B_j\} = \Omega)$
(2) $\Rightarrow$ (3): Setze $B_i = \{x_i\}$
(3) $\Rightarrow$ (2): Für $B_1, \ldots, B_k \subset \mathbb{R}$ gilt

$$\mathbb{P}(X_1 \in B_1, \ldots, X_k \in B_k) \quad (= \mathbb{P}^{(X_1,\ldots,X_k)}(B_1 \times \ldots \times B_k)) \quad (B_i \subset \underbrace{X_i(\Omega_0)}_{\text{diskret}})$$

$$\begin{aligned} &= \sum_{x_1 \in B_1, \ldots, x_k \in B_k} \mathbb{P}(X_1 = x_1, \ldots, X_k = x_k) \\ &\overset{(3)}{=} \sum \mathbb{P}(X_1 = x_1) \ldots \mathbb{P}(X_k = x_k) \\ &= \mathbb{P}(X_1 \in B_1) \cdot \ldots \cdot \mathbb{P}(X_k \in B_k) \end{aligned}$$

[1] □

Bemerkung Im Falle stochastischer Unabhängigkeit legen die Randverteilungen die gemeinsame Verteilung fest.

10.6 Satz (Blockungslemma)

Es seien $X_1, \ldots, X_k$ stochastisch unabhängige, eindimensionale Zufallsvariablen und $1 \leq l \leq k-1$, $g\colon \mathbb{R}^l \to \mathbb{R}$, $h\colon \mathbb{R}^{k-l} \to \mathbb{R}$. Dann sind $g(X_1, \ldots, X_l)$ und $h(X_{l+1}, \ldots, X_k)$ stochastisch unabhängig.

Beweis. Übung! □

[1] $\sum_{i,j} a_i b_j = (\sum a_i)(\sum b_j)$ "Fubini"

10.7 Satz (allgemeine Transformations-Formel)

Seien $Z\colon \Omega \to \mathbb{R}^k$ Zufallsvektor, $g\colon \mathbb{R}^k \to \mathbb{R}$. Setze

$$M := \{z \in \mathbb{R}^k \colon \mathbb{P}(Z = z) > 0\}.$$

Dann ist $g(Z)$ integrierbar[2] genau dann, wenn

$$\sum_{z\in M} |g(z)| \cdot \mathbb{P}(Z = z) < \infty$$

In diesem Fall ist der Erwartungswert

$$\mathbb{E}g(Z) = \sum_{z\in M} g(z) \cdot \mathbb{P}(Z = z)$$

Beweis. vgl. eindimensionalen Spezialfall. □

10.8 Satz

Seien $X, Y \colon \Omega \to \mathbb{R}$ stochastisch unabhängig. Sind X, Y integrierbar, so ist auch $X \cdot Y$ integrierbar und $\mathbb{E}(X \cdot Y) = (\mathbb{E}X) \cdot (\mathbb{E}Y)$.

Beweis. Setze $M := \{(x, y) \in \mathbb{R}^2 \colon \mathbb{P}(X = x, Y = y) > 0\} = \{(x, y)\colon \mathbb{P}(X = x) > 0, \mathbb{P}(Y = y) > 0\}$. Dann

$$\begin{aligned}\mathbb{E}|X \cdot Y| &= \sum_{\omega\in\Omega_0} |X(\omega)||Y(\omega)|\mathbb{P}(\{\omega\}) \\ &\overset{!}{=} \sum_{(x,y)\in M} |x||y| \underbrace{\mathbb{P}(X = x, Y = y)}_{\mathbb{P}(X=x)\cdot\mathbb{P}(Y=y)} \\ &= \underbrace{\left(\sum_{x\colon \mathbb{P}(X=x)>0} |x|\mathbb{P}(X = x)\right)}_{<\infty} \cdot \underbrace{\left(\sum_{y\colon \mathbb{P}(Y=y)>0} |y|\mathbb{P}(Y = y)\right)}_{<\infty}\end{aligned}$$

Dieselbe Rechnung "ohne Betragsstriche" liefert die behauptete Formel. □

10.9 Satz (Faltungsformel)

Sind X, Y unabhängige reelle Zufallsvariablen, so gilt

$$\mathbb{P}(X + Y = z) = \sum_{x\in X(\Omega_0)} \mathbb{P}(X = x)\mathbb{P}(Y = z - x), \quad z \in \mathbb{R}$$

[2] d.h. der Erwartungswert existiert.

Beweis. Ohne Unabhängigkeit gilt

$$\mathbb{P}(X+Y=z) \stackrel{!}{=} \sum_{X \in X(\Omega_0)} \mathbb{P}(X=x, Y=z-x)$$

□

10.10 Satz (Additionsgesetz für Binomialverteilungen)

Seien $X \sim Bin(m,p), Y \sim Bin(n,p)$ stochastisch unabhängig.
Dann ist $X+Y \sim Bin(m+n,p) \quad \forall m,n \geq 1, p \in [0,1]$

Beweis. Es seien $A_1, \ldots, A_m, A_{m+1}, \ldots, A_{m+n}$ unabhängige Ereignisse mit $\mathbb{P}(A_i) = p$. Dann sind

$$X' := \sum_{i=1}^{m} 1_{A_i}, \qquad Y' := \sum_{i=m+1}^{m+n} 1_{A_i}$$

$Bin(m,p)$ bzw. $Bin(n,p)$ Binomialverteilt. (Bernoulli-Kette)
Nach Blockungslemma sind X', Y' stochastisch unabhängig! Außerdem

$$X' + Y' = \sum_{i=1}^{m+n} 1_{A_i} \sim Bin(m+n,p)$$

Aber aus $(X', Y') \stackrel{d}{=} (X,Y)$ folgt

$$X' + Y' \stackrel{d}{=} X + Y, \text{ d.h. } X+Y \sim Bin(m+n,p)$$

$$\mathbb{P}^{X'+Y'} = \mathbb{P}^{X+Y}$$

□

Kapitel 11

Varianz, Kovarianz, Korrelation

$(\Omega, \mathbb{P})$ diskreter Wahrscheinlichkeitsraum.

11.1 Definition

Falls X Zufallsvariable und $\mathbb{E}X^2 < \infty$, so heißt

$$V(X) \equiv Var(X) := \mathbb{E}(X - \mathbb{E}X)^2$$

Varianz von X.

11.2 Bemerkungen

1. Wegen
$$|X| \leq 1 + X^2$$
$$(X-a)^2 \leq X^2 + 2|a||X| + a^2$$
ist $V(X)$ wohldefiniert.

2. Gilt $\sum\limits_{i=1}^{\infty} \mathbb{P}(X = x_i) = 1$, so ist
$$V(X) = \sum (x_i - \mathbb{E}X)^2 \mathbb{P}(X = x_i) \quad \text{(Transformationsformel)}$$

3. Es gilt
$$\begin{aligned} V(X) &= \mathbb{E}(X^2 - 2\underbrace{(\mathbb{E}X)}_{\mu} X + \underbrace{(\mathbb{E}X)^2}_{\mu^2}) \\ &= \mathbb{E}X^2 - 2\mu\mathbb{E}X + \mu^2 \quad \text{(Linearität des Erwartungswertes)} \\ &= \mathbb{E}X^2 - \mu^2 = \mathbb{E}X^2 - (\mathbb{E}X)^2 \end{aligned}$$

4. Varianz kann als Trägheitsmoment interpretiert werden.

11.3 Satz

Sei $\mathbb{E}X^2 < \infty$.

1. $V(X) = \mathbb{E}(X-c)^2 - (\mathbb{E}X - c)^2, \quad c \in \mathbb{R}$ (Steiner-Formel)
2. $V(X) = \min\limits_c \mathbb{E}(X-c)^2$
3. $V(aX+b) = a^2 V(X)$
4. $V(X) = 0 \Leftrightarrow \exists a \in \mathbb{R} \colon \mathbb{P}(X=a) = 1$.

Beweis. (1) $V(X) =$

$$= \mathbb{E}(\underbrace{X-c}+\underbrace{c-\mathbb{E}X})^2$$

$$= \mathbb{E}(X-c)^2 + 2\underbrace{\mathbb{E}(X-c)(c-\mathbb{E}X)}+(c-\mathbb{E}X)^2$$

[1]

$$= \mathbb{E}(X-c)^2 - 2\mathbb{E}(c-\mathbb{E}X)^2 + (c-\mathbb{E}X)^2$$

(2) (1) $\rightsquigarrow \mathbb{E}(X-c)^2 = V(X) + (\mathbb{E}X-c)^2$
(3) $\mathbb{E}(aX+b-\mathbb{E}(aX+b))^2$

$$= \mathbb{E}(aX+b-a\mathbb{E}X-b)^2$$

$$= a^2\mathbb{E}(X-\mathbb{E}X)^2$$

(4) Bemerkung 11.2.(2) $\rightsquigarrow$

$$V(X) = 0 \Leftrightarrow (x_i - \mathbb{E}X)^2\mathbb{P}(X=x_i) = 0$$

$$\Leftrightarrow \forall i \text{ mit } \mathbb{P}(X=x_i) \text{ gilt } x_i = \mathbb{E}X$$

$$\Leftrightarrow \text{ Es gibt nur ein } i_0 \text{ mit } \mathbb{P}(X=x_{i_0}) > 0$$

$$\text{Dann ist } \mathbb{P}(X=x_{i_0}) = 1, \text{ und } x_{i_0} = \mathbb{E}X.$$

□

11.4 Beispiel

1. $X = 1_A, \quad A \subset \Omega$.

$$VarX = \mathbb{E}1_A^2 - (\mathbb{E}1_A)^2 = \mathbb{E}1_A - (\mathbb{E}1_A)^2$$

$$= \mathbb{P}(A) - \mathbb{P}(A)^2 = \mathbb{P}(A)(1-\mathbb{P}(A))$$

[1] $\mathbb{E}c = c$

2. $X = \sum\limits_{i=1}^{n} 1_{A_i}, \quad A_i \subset \Omega_i, i = 1, \ldots, n$

$$V(X) = \mathbb{E}\left(\sum_{i=1}^{n} 1_{A_i}\right) \cdot \left(\sum_{j=1}^{n} 1_{A_j}\right) - (\mathbb{E}\sum 1_{A_i})^2$$

$$= \sum_{i=1}^{n} \mathbb{P}(A_i) + \sum_{i \neq j} \mathbb{P}(A_i \cap A_j) - (\sum_{i=1}^{n} \mathbb{P}(A_i))^2$$

Es gelte etwa (für ein $c \geq -r, r, s \in \mathbb{N}$)

$$\mathbb{P}(A_i) = \frac{r}{r+s} =: p$$

$$\mathbb{P}(A_i \cap A_j) = \frac{r}{r+s} \frac{r+c}{r+s+c}, \quad i \neq j$$

($c = -1$: Ziehen ohne Zurücklegen, $c = 0 \hat{=}$ Ziehen mit Zurücklegen, $c > 0$: Polyasches Urnenschema). Dann

$$V\left(\sum_{i=1}^{n} X_i\right) = np(1-p) \cdot \left(1 + \frac{(n-1) \cdot c}{r+s+c}\right)$$

(3) $X \sim Bin(n,p) : V(x) = np(1-p) \quad (c = 0)$
(4) $X \sim Hyp(n,r,s) : V(X) = np(1-p)\left(1 - \frac{(n-1)}{r+s-1}\right) \quad (c = -1)$

11.5 Definition

X heißt standardisiert, wenn $\mathbb{E}X = 0$ und $V(X) = 1$. Ist X eine beliebige Zufallsvariable ($\mathbb{E}X^2 < \infty$), so heißt (falls $V(X) > 0$)

$$X^* = \frac{X - \mathbb{E}X}{\sqrt{V(X)}}$$

Standardisierung von X. (Es gilt $\mathbb{E}X^* = 0, V(X^*) = 1$)

Bemerkung $X \sim Bin(n,p), \quad X^* = \frac{X-np}{\sqrt{np(1-p)}}$

11.6 Satz (Tschebyschov-Ungleichung)

Für jede Zufallsvariable X mit $\mathbb{E}X^2 < \infty$ gilt

$$\mathbb{P}(|X - \mathbb{E}X| \geq c) \leq \frac{V(X)}{c^2}), \quad c > 0.$$

Beweis. Es sei (für gegebenes $c > 0$)

$$g(t) = \begin{cases} 1, & \text{falls } |t - \mathbb{E}X| \geq c \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}, \quad t \in \mathbb{R}$$

Ferner sei

$$h(t) = \frac{(t - \mathbb{E}X)^2}{c^2}$$

(TODO: Bild)
Wegen $g \leq h$ ist $g(X) \leq h(X)$, also

$$\underbrace{\mathbb{E}g(X)}_{=\mathbb{P}(|X-\mathbb{E}X| \geq c)} \leq \underbrace{\mathbb{E}h(X)}_{\underbrace{=\mathbb{E}\frac{(X-\mathbb{E}X)^2}{c^2}}_{=\frac{1}{c^2}V(X)}}$$

□

11.7 Definition

Es gelte $\mathbb{E}X^2 < \infty, \mathbb{E}Y^2 < \infty$. Die Zahl

$$(Cov(X,Y) =)C(X,Y) := \mathbb{E}(X - \mathbb{E}X)(Y - \mathbb{E}Y)$$

heißt **Kovarianz zwischen** X **und** Y. Gilt $C(X,Y) = 0$, so heißen X und Y **unkorreliert**. Gilt $V(X) > 0, V(Y) > 0$, so heißt

$$\rho(X,Y) := \frac{C(X,Y)}{\sqrt{V(X)}\sqrt{V(Y)}}$$

Korrelationskoeffizient zwischen X **und** Y. (Wegen $|a \cdot b| \leq \frac{1}{2}(a^2 + b^2)$ ist $(X - \mathbb{E}X)(Y - \mathbb{E}Y) \in L^1(\mathbb{P}))$[2].

11.8 Satz

1. $C(X,Y) = \mathbb{E}XY - (\mathbb{E}X\mathbb{E}Y)$
2. $C(X,Y) = C(Y,X), \quad C(X,X) = V(X)$
3. $C(aX + b, cY + d) = a \cdot c \cdot C(X,Y)$
4. X, Y unabhängig $\Rightarrow C(X,Y) = 0$
5. $V(X,Y) = V(X) + V(Y) + 2C(X,Y)$

[2] $L^1(\mathbb{P}) \rightsquigarrow$ integrierbar

6. $V(\sum\limits_{j=1}^{n} X_j) = \sum V(X_j) + \sum\limits_{i \neq j} C(X,Y)$

7. $C(1_A, 1_B) = \mathbb{P}(A \cap B) - \mathbb{P}(A)\mathbb{P}(B)$

8. $C(\sum\limits_{i=1}^{n} X_i, \sum\limits_{j=1}^{m} Y_j) = \sum\limits_{i,j} C(X_i, Y_j)$

9. $\rho(aX + b, cY + d) = sgn(a \cdot c)\rho(X,Y)$

Beweis. a),b),c) stimmt.
d) Satz 10.8.

$$C(X,Y) = \mathbb{E}X \cdot Y - \mathbb{E}X\mathbb{E}Y = 0.$$

e) folgt aus f, f folgt aus h
h) linke Seite

$$\begin{aligned}
&\mathbb{E}(\sum_i X_i - \sum_i \mathbb{E}X_i, \sum_j X_j - \sum_j \mathbb{E}X_j) \\
&= \mathbb{E}(\sum_i (X_i - \mathbb{E}X_i))(\sum_j (X_j - \mathbb{E}X_j)) \\
&= \sum_{i,j} \mathbb{E}(X_i - \mathbb{E}X_i) \cdot (Y_j - \mathbb{E}Y_j)
\end{aligned}$$

i) für $a, b \in \mathbb{R}, c, d \in \mathbb{R}$

$$\begin{aligned}
&\rho(aX + b, cY + d) \\
&\stackrel{Def}{=} \frac{cov(aX + b, cY + d)}{\sqrt{Var(aX + b) \cdot Var(cY + d)}} \\
&\stackrel{11.8.c}{=} \frac{acCov(X,Y)}{\sqrt{a^2c^2}\sqrt{Var(X) \cdot Var(Y)}} \\
&= sgn(ac) \cdot \rho(X,Y)
\end{aligned}$$

□

11.9 Folgerung

Sind $X_1, \ldots, X_n$ unabhängig, so folgt

$$V(\sum_{i=1}^{n} X_i) = \sum_{i=1}^{n} V(X_i) \quad \text{(aus iv+vi(d+f))}$$

11.10 Beispiel

Für $X \sim Bin(n,p)$ gilt (nach Satz 9.6)

$$X \stackrel{d}{=} X_1 + \ldots + X_n$$

mit $X_1, \ldots, X_n$ unabhängig und identisch verteilt mit

$$\mathbb{P}(X_i = 1) = 1 - \mathbb{P}(X_i = 0) = p \quad \text{für } i = 1, \ldots, n$$

Also ist nach 11.9 und 11.4.i

$$V(X) = \sum_{i=1}^{n} V(X_i)$$
$$= n \cdot V(X_1) = np(1-p)$$

in Übereinstimmmung mit 11.4.iii (siehe auch Übung). Das folgende Resultat ist analog zu 1.6:

11.11 Satz

Gilt $\mathbb{E}X^2 < \infty, \mathbb{E}Y^2 < \infty$ und $V(X)V(Y) > 0$, so folgt

$$\min_{a,b} \mathbb{E}(Y - a - bX)^2 = V(Y)(1 - \rho^2(X,Y))$$

Die Minimalstelle (a^*, b^*) ist gegeben durch

$$b^* = \frac{C(X,Y)}{V(X)}, \quad a^* = \mathbb{E}Y - b^*\mathbb{E}X$$

Beweis. $\left(\text{allg. } \inf_{x,y} f(x,y) = \inf_x \inf_y f(x,y) = \inf_y \inf_x f(x,y)\right)$
Es seien $a, b \in \mathbb{R}$ und $Z := Y - bX$. Dann ist

$$\mathbb{E}(Y - bX - a)^2 = \mathbb{E}(Z-a)^2$$
$$\stackrel{11.3.i, Steiner}{=} V(Z) + \underbrace{(\mathbb{E}Z - a)^2}_{\geq 0}$$

Also ist $a^* = \mathbb{E}Z = \mathbb{E}Y - b^*\mathbb{E}X$.
Es verbleibt die Aufgabe

$$\min_b \underbrace{\mathbb{E}(Y - \mathbb{E}Y - b(X - \mathbb{E}X))^2}_{=:f(b)}$$

$$f(b) = Var(Y) - 2bC(X,Y) + b^2 Var(X)$$

$$= {}^{3}V(X)\underbrace{\left(b-\frac{C(X,Y)}{V(X)}\right)^2}_{\geq 0}+V(Y)-\frac{C(X,Y)^2}{V(X)}$$

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

□

11.12 Folgerung

1. $C(X,Y)^2 \leq V(X) \cdot V(Y)$ (Cauchy-Schwarz-Ungleichung)
2. $|\rho(X,Y)| \leq 1$
3. $|\rho(X,Y)| = 1$

$$\Leftrightarrow \exists a, b \in \mathbb{R}\colon \mathbb{E}(Y-a-bX)^2 = 0$$

$$\Leftrightarrow \exists a, b \in \mathbb{R}\colon \mathbb{P}(Y-a-bX=0) = 1$$

$$(\Leftrightarrow Y = a+bX \quad \mathbb{P}-\text{fast sicher})$$

insbesondere $\rho(X,Y) = 1 \Rightarrow b > 0$

$$(b^* = \frac{C(X,Y)}{V(X}) = \rho(X,Y) \cdot \underbrace{\sqrt{\frac{V(Y)}{V(X)}}}_{>0}$$

und $\rho(X,Y) = -1 \Rightarrow b < 0$.

11.13 Bemerkung

Falls $\mathbb{P}(X = x_j, Y = y_j) = \frac{1}{n} \quad (1 \leq j \leq n)$ so

$$\mathbb{E}(Y-a-bX)^2 = \sum_{j=1}^{n} \frac{1}{n} \cdot (y_j - a - bx_j)^2$$

$\rightsquigarrow$ Methode der kleinsten Quadrate $\rightsquigarrow$ Kapitel 1 (empirischer Korrelationskoeffizient)

[3]quadratische Ergänzung

Kapitel 12

Wichtige diskrete Verteilungen

1. Binomialverteilung $Bin(n,p) \rightsquigarrow$ Kapitel 6, 9.6
2. Hypergeometrische Verteilung $Hyp(n,r,s) \rightsquigarrow$ Kapitel 6
3. Poisson-Verteilung $Po(\lambda)$
4. Geometrische Verteilung $G(p)$
5. Negative Binomialverteilung $Nb(r,p)$
6. Multinomialverteilung $Mult(n,p_1,\ldots,p_s)$

12.1 Satz (Gesetz seltener Ereignisse)

Sei $(p_n)_{n\geq 1}, 0 \leq p_n \leq 1$ eine Folge mit

$$np_n \overset{n\to\infty}{\to} \lambda \quad (0 < \lambda < \infty)$$

Dann gilt

$$\underbrace{\binom{n}{k} p_n^k (1-p_n)^{n-k}}_{=\mathbb{P}(X_n=k) \text{ für } X_n\sim Bin(n,p_n)} \overset{n\to\infty}{\to} e^{-\lambda}\frac{\lambda^k}{k!}$$

Beweis. linke Seite:

$$\frac{n!}{k!(n-k)!}\frac{1}{n^k}\cdot(n\cdot p_n)^k(1-\frac{n\cdot p_n}{n})^{n-k}$$

$$\frac{1}{k!}\underbrace{\frac{n^k}{n^k}}_{\to 1}\underbrace{(n,p_n)^k}_{\to\lambda^k}\underbrace{(1-\frac{n\cdot p_n}{n})^{n-k}}_{\to e^{-\lambda}}$$

$$\frac{n^k}{n^k} = \frac{n}{n}\cdot\frac{(n-1)}{n}\cdot\frac{(n-2)}{n}\cdot\ldots\cdot\frac{(n-k+1)}{n}$$

und allgemein für $a_n \to 1$ gilt

$$(1+\frac{a_n}{n})^n \to e^a$$

□

12.2 Definition

$$X \sim Po(\lambda) \Leftrightarrow \mathbb{P}(X=k) = e^k \frac{\lambda^k}{k!}, \quad k \in \mathbb{N}_0$$

(Poisson-Verteilung mit Parameter $\lambda, \lambda \in (0,\infty)$) Also, falls $n \cdot p_n \to \lambda$,

$$Bin(n,p_n) \to Po(\lambda) \text{ im Sinne von 12.1}$$

12.3 Satz

1. $X \sim Po(\lambda) \Rightarrow \mathbb{E}X = V(X) = \lambda$
2. X, Y unabhängig, $X \sim Po(\lambda), Y \sim Po(\mu)$

$$\Rightarrow X+Y \sim Po(\lambda+\mu)(\text{Additivgesetz})$$

Beweis. 1.

$$\mathbb{E}X = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot e^{-\lambda}\frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} \cdot \lambda \underbrace{\sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda^{k-1}}{(k-1)!}}_{=\sum_{j=0}^{\infty}\frac{\lambda^j}{j!}=e^{\lambda}} = \lambda$$

$$\mathbb{E}(X(X-1)) = \sum_{k=2}^{\infty} k(k-1)e^{-\lambda}\frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda}\lambda^2 e^{\lambda} = \lambda^2$$

$$\begin{aligned} Var(X) &= \mathbb{E}X^2 - (\mathbb{E}X)^2 \\ &= \mathbb{E}(X(X-1)) + \mathbb{E}X - \mathbb{E}X^2 \\ &= \lambda^2 + \lambda - \lambda^2 = \lambda \end{aligned}$$

2. Faltungsformel (Übung!)

□

12.4 Definition und Satz

Sei $0 < p < 1$.

$$X \sim G(p) :\Leftrightarrow \mathbb{P}(X = k) = (1-p)^k \cdot p, \quad k \in \mathbb{N}_0$$

(geometrische Verteilung mit Parameter p)
Es gilt

1. $\mathbb{E}X = \frac{1}{p} - 1$
2. $V(X) = \frac{1-p}{p^2}$

X modelliert <u>Anzahl der Nieten vor dem ersten Treffer</u> in einer unendlichen Bernoulli-Kette mit Trefferwahrscheinlichkeit p.

Beweis.

$$\sum_{k=0}^{\infty} X^k \equiv \frac{1}{1-x} \text{ auf } (-1,1)$$

$$\Rightarrow \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot x^{k-1} = \frac{1}{(1-x)^2} \text{ für } |x| < 1$$

$$\Rightarrow \sum_{k=2}^{\infty} k(k-1)x^{k-2} = \frac{2}{(1-x)^3}$$

$$\mathbb{E}X = \sum_{k=1}^{\infty} k(1-p)^k \cdot p = p(1-p) \sum_{k=1}^{\infty} k(1-p)^{k-1}$$

$$p(1-p)\frac{1}{(1-(1-p))^2}$$

$$= \frac{1-p}{p}$$

$$\mathbb{E}X(X-1) = p(1-p)^2 \underbrace{\sum_{k=2}^{\infty} k(k-1)(1-p)^{k-2}}_{=\frac{2}{p^3}}$$

$$= 2\left(\frac{(1-p)}{p}\right)^2$$

$$\Rightarrow Var(X) = 2\left(\frac{1-p}{p}\right)^2 + \frac{1-p}{p} - \left(\frac{1-p}{p}\right)^2$$

$$= \left(\frac{1-p}{p}\right)^2 + \frac{1-p}{p} = \left(\frac{1-p}{p}\right)\underbrace{\left(\frac{1-p}{p} + 1\right)}_{=\frac{1}{p}} = \frac{1-p}{p^2}$$

$\square$

12.5 Definition und Satz

X hat eine negative Binomialverteilung mit Parametern r und p ($r \in \mathbb{N}$ und $0 < p < 1$), falls gilt:

$$\mathbb{P}(X = k) = \binom{k+r-1}{k} p^r (1-p)^k, \quad k \in \mathbb{N}_0$$

Es gilt

$$\mathbb{E}X = r \cdot \frac{1-p}{p}$$
$$V(X) = r \cdot \frac{1-p}{p^2},$$

Notation: $X \sim Nb(r,p)$

12.6 Satz

$X_1, \dots, X_r \overset{u.i.v.[1]}{\sim} G(p)$

$$\Rightarrow X_1 + \dots + X_r \sim Nb(r,p)$$

Beweis. Faltungsformel (Übung) □

12.7 Bemerkung

1. $X \sim Nb(r,p)$

$$\mathbb{P}(X = k) = \frac{(k+r-1)^{\underline{k}}}{k!} p^r (1-p)^k$$
$$= \frac{-r \cdot (-r-1) \cdot \ldots \cdot (-r-k+1)}{k!} (-1)^k p^r (1-p)^k$$
$$= \binom{-r}{k} \cdot p^r (-(1-p))^k$$

wobei $\binom{-r}{k} = \frac{-r^{\underline{k}}}{k!} \quad \forall r \in \mathbb{R}$

[1] unabhängig identisch verteilt