

# Stochastik I

Matthias Hahne und das latexki-Team

Dieses Dokument ist eine persönliche Vorlesungsmitschrift der Vorlesung Stochastik I im Sommersemester 2005 bei Prof. Dr. Bäuerle.

Diese Version des Skriptes ist angepasst an die Vorlesung von Prof. Dr. Bäuerle im Wintersemester 05/06 an der Universität Karlsruhe. Koordiniert wurde diese Arbeit über <http://mitschriebwiki.nomeata.de/>, einem L<sup>A</sup>T<sub>E</sub>X-Wiki von Joachim Breitner.

Weder Matthias Hahne noch das latexki-Team geben eine Garantie für die Richtigkeit oder Vollständigkeit des Inhaltes und übernehmen keine Verantwortung für etwaige Fehler.

Stand: 28. September 2017



# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Ereignisse und Wahrscheinlichkeiten</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Kombinatorik und Urnenmodelle</b>	<b>7</b>
2.1	Permutationen . . . . .	7
2.2	Urnenmodelle . . . . .	8
2.3	Weitere Beispiele . . . . .	10
<b>3</b>	<b>Bedingte Wahrscheinlichkeiten und Unabhängigkeiten</b>	<b>13</b>
<b>4</b>	<b>Allgemeine Wahrscheinlichkeitsräume</b>	<b>17</b>
<b>5</b>	<b>Zufallsvariable, Verteilung, Verteilungsfunktion</b>	<b>21</b>
5.1	Zufallsvariable . . . . .	21
5.2	Verteilungen . . . . .	23
5.3	Verteilungsfunktion . . . . .	23
<b>6</b>	<b>Einige Verteilungen</b>	<b>27</b>
6.1	Wichtige diskrete Verteilungen . . . . .	27
6.1.1	Binomialverteilungen . . . . .	27
6.1.2	Hypergeometrische Verteilung . . . . .	28
6.1.3	Geometrische Verteilung . . . . .	28
6.1.4	Poisson-Verteilung . . . . .	29
6.1.5	Diskrete Gleichverteilung . . . . .	29
6.2	Wichtige stetige Verteilungen . . . . .	29
6.2.1	Gleichverteilung . . . . .	30
6.2.2	Exponentialverteilt . . . . .	30
6.2.3	Normalverteilung . . . . .	31
<b>7</b>	<b>Erwartungswert und Varianz</b>	<b>33</b>
<b>8</b>	<b>Zufallsvektoren</b>	<b>39</b>
8.1	Mehrstufige Zufallsexperimente . . . . .	39
8.2	Zufallsvariablen . . . . .	40
<b>9</b>	<b>Unabhängige Zufallsvariablen</b>	<b>43</b>
<b>10</b>	<b>Erzeugende Funktionen</b>	<b>49</b>

<b>11 Konvergenzbegriffe für Zufallsvariablen</b>	<b>53</b>
<b>12 Charakteristische Funktionen</b>	<b>57</b>
<b>13 Grenzwertsätze</b>	<b>61</b>
13.1 Schwache Gesetze der großen Zahlen . . . . .	61
13.2 Das starke Gesetz der großen Zahlen . . . . .	63
13.3 Der zentrale Grenzwertsatz . . . . .	64
<b>14 Parameterschätzung</b>	<b>67</b>
14.1 Maximum-Likelihood-Methode . . . . .	68
14.2 Momentenmethode . . . . .	69
14.3 Wünschenswerte Eigenschaften . . . . .	70
<b>15 Konfidenzintervalle</b>	<b>73</b>
<b>16 Testtheorie</b>	<b>75</b>
16.1 Einführung . . . . .	75
16.2 Tests unter Normalverteilungsannahme . . . . .	77
16.3 Mittelwert bei unbekannter Varianz . . . . .	80
16.4 Test auf die Varianz . . . . .	81
<b>17 Das Lemma von Neyman-Pearson</b>	<b>83</b>
<b>18 Likelihood-Quotienten Test</b>	<b>87</b>

# Kapitel 1

## Ereignisse und Wahrscheinlichkeiten

In der Stochastik werden zufallsabhängige Phänomene mathematisch modelliert und analysiert. (z.B. würfeln)

$\Omega$  = Ergebnisraum (z.B.  $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$ )

$A \subset \Omega$  Ereignis (z.B.  $A = \{2, 4, 6\} \hat{=} \text{gerade Zahl fällt}$ )

Ist  $\omega \in \Omega$ , so heißt  $\{\omega\}$  Elementarereignis

### Beispiel 1.1

- a) Zuerst wird eine Münze geworfen. Fällt Kopf, wird mit einem Würfel geworfen, fällt Zahl so wird nochmal mit der Münze geworfen.

$$\Omega = \{K1, K2, K3, K4, K5, K6, ZZ, ZK\}$$

- b) Rotierender Zeiger

$$\Theta = 2\pi x, 0 \leq x < 1 \text{ sei der Winkel beim Stillstand}$$

$$\Omega = [0, 1)$$

$$A = (0, \frac{1}{4}) \text{ ist das Ereignis: "Zeiger stoppt im I. Quadranten"}$$

Verknüpfungen von Ereignissen werden durch mengentheoretische Operationen beschrieben.

### Definition 1.1

- a) Seien  $A, B \subset \Omega$  Ereignisse. So heißt

$$A \cap B = AB = \{\omega \in \Omega | \omega \in A \text{ und } \omega \in B\} = \{\omega \in \Omega | \omega \in A, \omega \in B\} \text{ **Durchschnitt von A und B.**}$$

$$A \cup B = \{\omega \in \Omega | \omega \in A \text{ oder } \omega \in B\} \text{ **Vereinigung von A und B.**}$$

Sind  $A$  und  $B$  disjunkt, dh.  $A \cap B = \emptyset$  dann schreiben wir auch  $A + B$

$$A \setminus B = \{\omega \in \Omega | \omega \in A, \omega \notin B\}$$

Gesprochen:  $A$  ohne  $B$ . Spezialfall  $A = \Omega$  Dann ist  $\Omega \setminus B = B^c$

$B^c$  heißt **Komplement von B.**

- b) Sind  $\Omega_1, \Omega_2, \dots, \Omega_n$  Ergebnisräume, so ist  
 $\Omega_1 \times \Omega_2 \times \dots \times \Omega_n = \{(a_1, \dots, a_n) | a_i \in \Omega_i, i = 1, \dots, n\}$  das **Kartesische Produkt**.

**Beispiel 1.2** 2x würfeln

$$\Omega = \{(i, j) \in \{1 \dots 6\}\}$$

$$A = \text{Erster Würfel ist eine 6} = \{(6, 1), (6, 2), (6, 3), (6, 4), (6, 5), (6, 6)\} = \{(6, j) | j \in \{1 \dots 6\}\}$$

$$B = \text{Augensumme ist max 4} = \{(i, j) | i + j \leq 4\} = \{(1, 1), (1, 2), (1, 3), (2, 2), (3, 1)\}$$

$$A \cap B = \emptyset$$

$$B^c = \text{Augensumme ist mindestens 5}$$

Mit  $\mathcal{P}(\Omega)$  bezeichnen wir die **Potenzmenge von  $\Omega$** , d.h. die Menge aller Teilmengen von  $\Omega$ . (dazu gehören auch  $\Omega$  und  $\emptyset$ ). Wir wollen nun Ereignissen Wahrscheinlichkeiten zuordnen.

Es sei  $\mathcal{A} \subset \mathcal{P}(\Omega)$  die Menge aller Mengen (Ereignisse) denen wir Wahrscheinlichkeiten zuordnen wollen. Um eine sinnvolle math. Theorie zu bekommen, können wir im Allgemeinen nicht  $\mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega)$  wählen. Jedoch sollte das Mengensystem  $\mathcal{A}$  gewisse Eigenschaften haben.

**Definition 1.2**

- a)  $\mathcal{A} \subset \mathcal{P}(\Omega)$  heißt **Algebra über  $\Omega$** , falls gilt:

$$(i) \Omega \in \mathcal{A}$$

$$(ii) A \in \mathcal{A} \Rightarrow A^c \in \mathcal{A}$$

$$(iii) A_1, A_2 \in \mathcal{A} \Rightarrow A_1 \cup A_2 \in \mathcal{A}$$

- b)  $\mathcal{A} \subset \mathcal{P}(\Omega)$  heißt  **$\sigma$ -Algebra über  $\Omega$** , falls  $\mathcal{A}$  eine Algebra ist und

$$(iv) A_1, A_2, \dots \in \mathcal{A} \Rightarrow \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{A}$$

**Bemerkung 1.1**

- a) Das Paar  $(\Omega, \mathcal{A})$  mit  $\mathcal{A}$   $\sigma$ -Algebra über  $\Omega$  heißt **Messraum**
- b)  $\mathcal{P}(\Omega)$  ist stets eine  $\sigma$ -Algebra. Ist  $\Omega$  endlich oder abzählbar unendlich, so kann  $\mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega)$  gewählt werden. Ist  $\Omega$  nicht abzählbar (siehe Beispiel 1.1), so muss eine kleinere  $\sigma$ -Algebra betrachtet werden. (Kapitel 4).

Wir wollen noch die folgenden Mengenverknüpfungen betrachten.

**Definition 1.3** Seien  $A_1, A_2, \dots \subset \Omega$  Dann heißt

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n = \limsup_{n \rightarrow \infty} A_n := \bigcap_{k=1}^{\infty} \bigcup_{n=k}^{\infty} A_n$$

der **Limes Superior** der Folge  $\{A_n\}$  und

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} A_n = \liminf_{n \rightarrow \infty} A_n := \bigcup_{k=1}^{\infty} \bigcap_{n=k}^{\infty} A_n$$

heißt der **Limes Inferior** der Folge  $\{A_n\}$

**Bemerkung 1.2** Es gilt:

$$\omega \in \limsup_{n \rightarrow \infty} A_n \Leftrightarrow \forall k \in \mathbb{N} \exists n \geq k : \omega \in A_n \Leftrightarrow |\{n \in \mathbb{N} | \omega \in A_n\}| = \infty$$

$\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n$  ist das Ereignis "unendlich viele  $A_n$ 's treten ein"

$$\omega \in \liminf_{n \rightarrow \infty} A_n \Leftrightarrow \exists k \in \mathbb{N}, \text{ so dass } \forall n \geq k \omega \in A_n$$

$\liminf_{n \rightarrow \infty} A_n$  ist also das Ereignis "alle bis auf endlich viele der  $A_n$ 's treffen ein";

**Lemma 1.1** Seien  $A_1, A_2, \dots, \subset \Omega$ .

a) Falls  $\{A_n\}$  wachsend ist, d.h.  $A_1 \subset A_2 \subset \dots$ , dann gilt:

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n = \liminf_{n \rightarrow \infty} A_n = \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n$$

b) Falls  $\{A_n\}$  fallend ist, d.h.  $A_1 \supset A_2 \supset \dots$ , dann gilt:

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n = \liminf_{n \rightarrow \infty} A_n = \bigcap_{n=1}^{\infty} A_n$$

**Bemerkung 1.3**

a) Für  $A_1 \subset A_2 \subset A_3 \subset \dots$  schreiben wir  $A_n \uparrow$ , für  $A_1 \supset A_2 \supset \dots$  schreiben wir  $A_n \downarrow$

b) Falls

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n = \liminf_{n \rightarrow \infty} A_n \text{ schreiben wir kurz: } \lim_{n \rightarrow \infty} A_n$$

**Beweis** a) Sei

$$A := \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n$$

Es gilt

$$\bigcup_{n=k}^{\infty} A_n = A \quad \forall k \in \mathbb{N} \Rightarrow \limsup_{n \rightarrow \infty} A_n = A$$

Andererseits:

$$\bigcap_{n=k}^{\infty} A_n = A_k, \text{ d.h. } \liminf_{n \rightarrow \infty} A_n = A$$

b) analog ■

Ereignissen ordnen wir jetzt Zahlen zwischen 0 und 1 zu, die wir als Wahrscheinlichkeiten interpretieren. Damit dies sinnvoll ist, soll die Zuordnung gewissen AXIOMEN genügen.

**Definition 1.4 (Axiomensystem von Kolmogorov 1933)**

Gegeben sei ein Messraum  $(\Omega, \mathcal{A})$ . Eine Abbildung  $P : \mathcal{A} \rightarrow [0, 1]$  heißt *Wahrscheinlichkeitsmaß* auf  $\mathcal{A}$ , falls

(i)  $P(\Omega) = 1$  “Normiertheit“

(ii)

$$P\left(\sum_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i) \quad \forall \text{ paarweise disjunkten } A_1, A_2, \dots \in \mathcal{A}$$

(d.h.  $A_i \cap A_j = \emptyset \quad \forall i \neq j$ ) “ $\sigma$ -Additivität“

$(\Omega, \mathcal{A}, P)$  heißt **Wahrscheinlichkeitsraum**.

**Beispiel 1.3**

Ist  $\Omega \neq \emptyset$  eine endliche Menge und  $\mathcal{A} = P(\Omega)$ , so wird durch  $P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|} \forall A \subset \Omega$  ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf  $(\Omega, \mathcal{A})$  definiert.

$(\Omega, \mathcal{A}, P)$  nennt man Laplace’schen Wahrscheinlichkeitsraum. Jedes Elementarereignis hat hier die gleiche Wahrscheinlichkeit  $\frac{1}{|\Omega|}$ .

Wir betrachten den gleichzeitigen Wurf zweier Würfel. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass die Augensumme 11 bzw. 12 ist?

2 Würfel

$$\Omega = \{(i, j) | i, j = \{1 \dots 6\}\}$$

$$|\Omega| = 36$$

A = Augensumme 11

B = Augensumme 12

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

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

**Satz 1.2**

Sei  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein Wahrscheinlichkeitsraum und  $A, B, A_1, A_2, \dots \in \mathcal{A}$ . Dann gilt:

a)  $P(A^c) = 1 - P(A)$

b) *Monotonie:*  $A \subset B \Rightarrow P(A) \leq P(B)$

c)

Endliche Additivität  $P\left(\sum_{k=1}^n A_k\right) = \sum_{k=1}^n P(A_k)$  für paarweise disjunkte  $A_1 \dots A_n$

d)  $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(\overbrace{A \cap B}^{=AB})$



e) *Boole'sche Ungleichung:*

$$P\left(\bigcup_{k=1}^n A_k\right) \leq \sum_{k=1}^n P(A_k) \quad \forall n \in \mathbb{N}$$

**Beweis** a) Es gilt:

$$1 = P(\Omega) = P(A + A^c) = P(A + A^c + \emptyset + \emptyset \dots) \stackrel{(ii)}{=} P(A) + P(A^c) + P(\emptyset) + P(\emptyset) \dots \\ \Rightarrow \underline{P(\emptyset) = 0} \text{ und } P(A^c) = 1 - P(A)$$

$$b) P(B) = P(A + B \setminus A) = P(A) + \underbrace{P(B \setminus A)}_{\geq 0} \geq P(A)$$

c) Setze  $A_{n+1} = A_{n+2} = \dots = \emptyset$  und verwende die  $\sigma$ -Additivität.

d) Es gilt:  $A \cup B = A + B \setminus A \Rightarrow P(A \cup B) = P(A) + P(B \setminus A)$

$$B = B \setminus A + A \cap B \Rightarrow P(B) = P(B \setminus A) + \underbrace{P(A \cap B)}_{=AB}$$

Es folgt:  $P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(AB)$

e) Für  $n=2$  folgt die Aussage aus Teil d), da  $P(AB) \geq 0$

Induktion:  $n \rightarrow n + 1$ :

$$P\left(\bigcup_{k=1}^{n+1} A_k\right) = P\left(\bigcup_{k=1}^n A_k \cup A_{n+1}\right) \leq P\left(\bigcup_{k=1}^n A_k\right) + P(A_{n+1}) \leq \sum_{k=1}^n P(A_k) + P(A_{n+1})$$

■

### Satz 1.3 (Siebformel)

Sei  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein Wahrscheinlichkeitsraum, dann gilt für  $A_1 \dots A_n \in \mathcal{A}$ :

$$P\left(\bigcup_{k=1}^n A_k\right) = \sum_{k=1}^n (-1)^{k-1} \cdot \sum_{1 \leq i_1 \leq i_2 \leq \dots \leq i_k \leq n} P(A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_k})$$

### Bemerkung 1.4

a) Die Formel ist auch unter dem Namen: Formel von Poincare-Sylvester oder Formel des Ein- und Ausschließens bekannt.

$$b) n=2 \quad P(A_1 \cup A_2) = P(A_1) + P(A_2) - P(A_1 \cap A_2)$$

Die  $\sigma$ -Additivität ist äquivalent zu einer gewissen Stetigkeit des Wahrscheinlichkeitsmaßes.

**Satz 1.4** Sei  $(\Omega, \mathcal{A})$  ein Messraum und sei  $P : \mathcal{A} \rightarrow [0, 1]$  eine beliebige additive Mengenfunktion, d.h.  $P(A + B) = P(A) + P(B)$  gelte für disjunkte  $A, B \in \mathcal{A}$ . Außerdem sei  $P(\Omega) = 1$ . Dann sind die folgenden Aussagen äquivalent:

a)  $P$  ist  $\sigma$ -additiv (und damit ein Wahrscheinlichkeitsmaß)

b)  $P$  ist stetig von unten, d.h. für  $A_n \in \mathcal{A}$  mit  $A_n \uparrow$  gilt:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n) = P(\lim_{n \rightarrow \infty} A_n)$$

c)  $P$  ist stetig von oben, d.h. für  $A_n \in \mathcal{A}$  mit  $A_n \downarrow$  gilt:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n) = P(\lim_{n \rightarrow \infty} A_n)$$

d)  $P$  ist stetig in  $\emptyset$ , d.h. für  $A_n \in \mathcal{A}$  mit  $A_n \downarrow \emptyset$  gilt:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n) = 0$$

**Beweis** a)  $\Rightarrow$  b) Es sei  $A_0 := \emptyset$ . Dann gilt:

$$\begin{aligned} P(\lim_{n \rightarrow \infty} A_n) &\stackrel{L.1.1}{=} P\left(\bigcup_{k=1}^{\infty} A_k\right) = P\left(\sum_{k=1}^{\infty} (A_k \setminus A_{k-1})\right) = \sum_{k=1}^{\infty} P(A_k \setminus A_{k-1}) = \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^{\infty} P(A_k \setminus A_{k-1}) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n) \end{aligned}$$

b)  $\Rightarrow$  c)  $A_n \downarrow \Rightarrow A_n^c \uparrow$  und

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} 1 - P(A_n^c) = 1 - \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n^c) \stackrel{b)}{=} 1 - P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n^c\right) \stackrel{\text{d'Morgan}}{=} P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} A_n\right)$$

Mit Lemma 1.1 folgt die Behauptung

c)  $\Rightarrow$  d) klar (d) Spezialfall von c))

d)  $\Rightarrow$  a) Seien  $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{A}$  paarweise disjunkt. Dann gilt

$$\bigcup_{k=n+1}^{\infty} A_k \downarrow \emptyset \quad \text{für } n \rightarrow \infty$$

Also

$$P\left(\sum_{k=1}^{\infty} A_k\right) = P\left(\sum_{k=1}^n A_k + \sum_{k=n+1}^{\infty} A_k\right) \stackrel{\text{P endl. Add.}}{=} \sum_{k=1}^n P(A_k) + P\left(\sum_{k=n+1}^{\infty} A_k\right)$$

Für  $n \rightarrow \infty$  gilt:  $P\left(\underbrace{\sum_{k=n+1}^{\infty} A_k}_{B_n}\right) \rightarrow 0$  und die Behauptung folgt. ■

## Kapitel 2

# Kombinatorik und Urnenmodelle

In diesem Abschnitt nehmen wir an, dass  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein Laplace'scher Wahrscheinlichkeitsraum ist (vgl. Bsp.1.3), d.h.  $\Omega$  ist endlich,  $\mathcal{A} = P(\Omega)$  und  $P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|} \forall A \subset \Omega$ . Für reale Vorgänge muss zunächst der "richtige" Wahrscheinlichkeitsraum gefunden werden.

**Beispiel 2.1** Ein Ehepaar hat zwei Kinder. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass die Kinder unterschiedliches Geschlecht haben.

$$\Omega = \{MM, MJ, JM, JJ\}$$

$$A = \{MJ, JM\} \Rightarrow P(A) = \frac{1}{2}$$

Ist der Wahrscheinlichkeitsraum aufgestellt, so müssen zur Bestimmung der Wahrscheinlichkeit  $P(A)$  "nur" die Elemente in  $A$  (und  $\Omega$ ) gezählt werden.

### 2.1 Permutationen

Gegeben seien  $n$  verschiedene Objekte. Eine Permutation der Objekte ist eine beliebige Anordnung darstellen (in Reihe)

**Beispiel 2.2** Gegeben seien a,b,c. Mögliche Permutationen  
abc, acb, bac, bca, cab, cba

#### Lemma 2.1

Die Anzahl der Permutationen von  $n$  verschiedenen Objekten ist  $n! = n \cdot (n-1) \cdot \dots \cdot 1$

**Beweis** Für den ersten Platz hat man  $n$  Möglichkeiten, für den zweiten Platz  $(n-1)$  etc. ■

**Bemerkung 2.1** Gegeben seien  $n$  Objekte, die nicht alle verschieden sind. Es seien  $n_1$  vom Typ 1,  $n_2$  vom Typ 2, ...,  $n_k$  vom Typ  $k$

Also:  $n_1 + \dots + n_k = n$

**Lemma 2.2** Die Anzahl der Permutationen von  $n$  Objekten mit jeweils  $n_1, n_2, \dots, n_k$  gleichen Objekten ist  $\frac{n!}{n_1! \cdot n_2! \cdot \dots \cdot n_k!}$

**Beispiel 2.3** Eine Schachtel enthält 10 Glühbirnen 5 rote, 2 gelbe, 3 blaue. Die Glühbirnen werden nacheinander zufällig in eine Lichterkette geschraubt. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass zuerst die roten, dann die gelben und zuletzt die blauen Glühbirnen aufgehängt werden?

Antwort:  $\frac{5! \cdot 2! \cdot 3!}{10!}$

**Beweis (von Lemma 2.2)** Zunächst nummerieren wir die gleichen Objekte durch, um sie zu unterscheiden. Dann gibt es nach Lemma 2.1  $n!$  mögliche Permutationen. Zu einer Klasse  $K_i$  fassen wir die Permutationen zusammen, bei denen die Elemente vom Typ  $i$  die Plätze tauschen.

Da  $|K_i| = n_i!$  folgt die Behauptung. ■

## 2.2 Urnenmodelle

Gegeben sei eine Urne mit  $n$  Objekten, nummeriert mit  $1, 2, \dots, n$ .  $k$  Objekte werden zufällig gezogen.

A Ziehen mit Zurücklegen, mit Berücksichtigung der Reihenfolge.

Formal können die Ergebnisse dieser Ziehung durch folgende Menge beschrieben werden:

$$M_n^k := \{(i_1, \dots, i_k) \mid i_\nu \in \{1, \dots, n\}, \nu = 1, \dots, k\} = \{1, \dots, n\}^k$$

Die Elemente von  $M_n^k$  nennt man  $k$ -Permutationen von  $\{1, \dots, n\}$  mit Wiederholung.

**Satz 2.3**  $|M_n^k| = n^k$

**Beispiel 2.4** Wie viele verschiedene 3-stellige Zahlen kann man mit den Ziffern  $1, 2, \dots, 9$  bilden?

Antwort:  $9^3 = 729$

B Ziehen ohne Zurücklegen, mit Berücksichtigung der Reihenfolge.

Ergebnisse werden beschrieben durch:

$$M_B = \{(i_1, \dots, i_k) \in M_n^k \mid i_\nu \neq i_\mu \text{ für } \nu \neq \mu\}$$

Die Elemente von  $M_B$  nennt man die  $k$ -Permutationen von  $\{1, \dots, n\}$  ohne Wiederholung.

**Satz 2.4**  $|M_B| = \frac{n!}{(n-k)!}$

**Beweis** Beim ersten Zug gibt es  $n$  Möglichkeiten.

Beim zweiten Zug gibt es  $(n-1)$  Möglichkeiten.

⋮

Beim  $k$ -ten Zug gibt es  $(n-k+1)$  Möglichkeiten.

Insgesamt also  $n \cdot (n-1) \cdot \dots \cdot (n-k+1) = \frac{n!}{(n-k)!}$  ■

**Beispiel 2.5** Wieviele 3-stellige Zahlen mit verschiedenen Ziffern  $1-9$  gibt es?

Antwort:  $9 \cdot 8 \cdot 7 = 504$

C Ziehen ohne Zurücklegen, ohne Berücksichtigung der Reihenfolge.

Ergebnisse werden beschrieben durch:

$$M_C = \{(i_1, \dots, i_k) \in M_n^k \mid i_1 < i_2 < \dots < i_k\}$$

Die Elemente von  $M_C$  nennt man  $k$ -Kombinationen von  $\{1, \dots, n\}$  ohne Wiederholung.

**Satz 2.5**  $|M_C| = \binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!}$

**Beweis** Berücksichtigt man die Reihenfolge, so kann jedes Element aus  $M_C$  auf  $k!$  verschiedene Arten dargestellt werden. Also gilt der Zusammenhang:

$$|M_C| \cdot k! = |M_B| \Rightarrow |M_C| = \frac{n!}{k!(n-k)!} \quad \blacksquare$$

**Beispiel 2.6 (Lotto: 6 aus 49)** Es gibt  $\binom{49}{6} = 13983816$  verschiedene Ziehungsergebnisse

D Ziehen mit Zurücklegen ohne Berücksichtigung der Reihenfolge.

Ergebnisse werden beschrieben durch:

$$M_D = \{(i_1, \dots, i_k) \in M_n^k \mid i_1 \leq i_2 \leq \dots \leq i_k\}$$

Die Elemente von  $M_D$  nennt man  $k$ -Kombinationen von  $\{1, \dots, n\}$  mit Wiederholung.

**Satz 2.6**  $|M_D| = \binom{n+k-1}{k}$

**Beweis** Wir betrachten folgende Abbildung  $f$ :

Sei  $(i_1, \dots, i_k)$  mit  $i_1 \leq i_2 \leq \dots \leq i_k$  ein Element aus  $M_D$ . Dieses wird abgebildet auf  $f((i_1, \dots, i_k)) = (i_1, i_2 + 1, i_3 + 2, \dots, i_k + k - 1) = (j_1, \dots, j_k)$

offenbar gilt  $1 \leq j_1 < j_2 < \dots < j_k \leq n + k - 1$

$f : M_D \rightarrow \{(j_1, \dots, j_k) \in M_{n+k-1}^k \mid j_1 < j_2 < \dots < j_k\} =: M^*$  ist bijektiv da durch  $i_\nu = j_\nu - \nu + 1$  die Umkehrabbildung gegeben ist.

Die Anzahl der Elemente in den Mengen  $M_D$  und  $M^*$  ist also gleich  $\Rightarrow |M_D| = \binom{n+k-1}{k} \quad \blacksquare$

**Bemerkung 2.2** Für  $|M_D|$  gibt es auch eine weitere Interpretation:

$\binom{n+k-1}{k}$  ist die Anzahl der Möglichkeiten  $k$  Objekte auf  $n$  Fächer aufzuteilen (wobei Mehrfachbelegungen möglich sind).

**Beispiel 2.7** Wie viele Möglichkeiten gibt es eine natürliche Zahl  $k$  als Summe von  $n$  nicht negativen, ganzen Zahlen zu schreiben?

$$k = 5, n = 2 \Rightarrow \{(0 + 5), (5 + 0), (1 + 4), (4 + 1), (2 + 3), (3 + 2)\}$$

$$\text{Antwort: } \binom{n+k-1}{k} = \binom{6}{5} = 6$$

Zusammenfassung:

Anzahl der Möglichkeiten bei Ziehung vom Umfang $k$ aus $\{1 \dots n\}$	mit Zurücklegen	ohne Zurücklegen
mit Reihenfolge	$n^k$	$n \cdot (n-1) \cdot \dots \cdot (n-k+1)$ $= \frac{n!}{(n-k)!}$
ohne Reihenfolge	$\binom{n+k-1}{k}$	$\frac{n!}{(n-k)!k!} = \binom{n}{k}$

## 2.3 Weitere Beispiele

### Beispiel 2.8

#### 1. Das Geburtstagsproblem

Im Hörsaal seien  $n$  Studenten. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass mindestens 2 davon am gleichen Tag Geburtstag haben? Wir machen folgende Annahmen:

- den 29. Februar berücksichtigen wir nicht
- die Wahrscheinlichkeit an einem bestimmten Tag Geburtstag zu haben ist für alle Tage gleich
- keine Zwillinge

Es gilt:  $\Omega = \{(i_1, \dots, i_n) | i_\nu \in \{1, \dots, 365\}, \nu = 1, \dots, n\} = \{1, \dots, 365\}^n$

Also gilt:  $|\Omega| = 365^n$

Sei  $A$  das Ereignis, dass mindestens 2 Studenten am gleichen Tag Geburtstag haben. Es gilt  $P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|} = 1 - \frac{|A^c|}{|\Omega|}$  wobei  $A^c$  das Ereignis ist, dass alle Studenten an verschiedenen Tagen Geburtstag haben:

$A^c = \{(i_1, \dots, i_n) \in \Omega | i_\nu \neq i_\mu \text{ für } \nu \neq \mu\}$

Somit (Typ B) gilt:  $|A^c| = \frac{365!}{(365-n)!}$  und die Wahrscheinlichkeit ist damit

$$P(A) = 1 - \frac{365!}{(365-n)! \cdot 365^n} \quad (n \leq 365)$$

Für  $n = 23$ :  $P(A) \geq 0,5$

Für  $n = 50$ :  $P(A) \approx 0,97$

Offenbar ist die Wahrscheinlichkeit wachsend in  $n$ .

#### 2. Das Aufzugsproblem

Ein Aufzug fährt mit 7 Personen im Erdgeschoss los. Auf der Fahrt zur obersten Etage (5.Stock) steigen alle Fahrgäste aus.

- a) Wie viele Möglichkeiten gibt es die Personen abzusetzen, wenn wir sie nicht unterscheiden wollen?

- b) Wie viele Möglichkeiten gibt es die Personen abzusetzen, wenn sie aus 5 Frauen und 2 Männern bestehen und wir Männer und Frauen unterscheiden möchten?

Antwort:

- a) Es handelt sich um Typ D.  $\Rightarrow$  Wir haben  $n = 5$  Stockwerke (=Fächer) auf die wir  $k = 7$  Personen (=Objekte) verteilen.  
 $\binom{n+k-1}{k} = \binom{5+7-1}{7} = \binom{11}{7} = 330$  Möglichkeiten
- b) Hier rechnen wir die Möglichkeiten für Männer und Frauen getrennt aus und multiplizieren sie dann.  
 Frauen:  $\binom{5+5-1}{5} = \binom{9}{5} = 126$   
 Männer:  $\binom{5+2-1}{2} = \binom{6}{2} = 15$   
 Insgesamt gibt es also  $126 \cdot 15 = 1890$  Möglichkeiten.

### 3. Absolute Permutation

Es sei  $S_n$  die Menge aller Permutationen der Zahlen  $\{1 \dots n\}$ . Eine Permutation heißt absolut, falls sie keine einzige Zahl fest lässt.

Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass eine absolute Permutation auftritt, wenn alle Permutationen gleich wahrscheinlich sind?

Es sei  $Abs$  die Menge aller absoluten Permutationen und  $A_k$  die Menge aller Permutationen, die die Zahl  $k$  festhalten,  $k = 1 \dots n$ .

Dann ist  $(Abs)^c = \bigcup_{k=1}^n A_k$ .

Es sei

$$\overline{S}_k := \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq n} P(A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_k})$$

Mit der Siebformel (Satz 1.3) folgt:

$$P(Abs) = 1 - P(Abs^c) = 1 - \sum_{k=1}^n (-1)^{k-1} \cdot \overline{S}_k$$

Die Menge  $A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_k}$  ist die Menge aller Permutationen, die die Zahlen  $i_1 \dots i_k$  festhalten. Also ist

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

Wichtig: Die letzte Wahrscheinlichkeit hängt nur von  $k$  ab, nicht von der konkreten Wahl der  $i_\mu$

In diesem Spezialfall gilt mit Typ C (Lotto):

$$\overline{S}_k = \frac{(n-k)!}{n!} \cdot |M_C| = \frac{(n-k)!}{n!} \cdot \binom{n}{k} = \frac{(n-k)!}{n!} \cdot \frac{n!}{k! \cdot (n-k)!} = \frac{1}{k!}$$

Also:

$$P(Abs) = 1 + \sum_{k=1}^n (-1)^k \cdot \frac{1}{k!} = 1 + \sum_{k=1}^n \frac{(-1)^k}{k!} = \sum_{k=0}^n \frac{(-1)^k}{k!} \quad (0! := 1)$$

Insbesondere:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(Abs_{(n)}) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(-1)^k}{k!} = e^{-1} = \frac{1}{e}$$





## Kapitel 3

# Bedingte Wahrscheinlichkeiten und Unabhängigkeiten

Wie können wir Teilinformationen über den Ausgang eines Zufallsexperimentes nutzen?

**Beispiel 3.1** Es werden zwei Würfel geworfen. Wir erhalten die Information, dass die Augensumme mindestens 10 ist. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass mind. einer der Würfel 6 zeigt?

Aufgrund der Vorinformation wissen wir, dass das Ergebnis des Experiments in der Menge

$$B = \{(4, 6), (6, 4), (5, 5), (5, 6), (6, 5), (6, 6)\}$$

liegt. In nur einem Fall (5,5) ist keine 6 dabei.

Wir definieren die folgenden Ereignisse:

A = mindestens einer der Würfel zeigt 6

B = die Augensumme ist mindestens 10

Die gesuchte Wahrscheinlichkeit sollte also wie folgt sein:

$$\frac{|A \cap B|}{|B|} = \frac{5}{6} = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

**Definition 3.1** Seien  $A, B \in \mathcal{A}$  Ereignisse mit  $P(B) > 0$ . Dann heißt

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

die *bedingte Wahrscheinlichkeit von A unter Bedingung B*.

**Bemerkung 3.1** Bezeichnen wir  $P_B(A) := P(A|B)$ , so ist  $(B, \mathcal{A}_B, P_B)$  wieder ein Wahrscheinlichkeitsraum.

Oft ist die bedingte Wahrscheinlichkeit  $P(A|B)$  gegeben und man muss  $P(A \cap B)$  bestimmen. Also  $P(A \cap B) = P(A|B) \cdot P(B)$

Durch vollständige Induktion nach  $n$  erhält man:

**Satz 3.1 (Multiplikationssatz)**

Seien  $A_1, \dots, A_n \in \mathcal{A}$  Ereignisse mit  $P(A_1 \cap \dots \cap A_n) > 0$ . Dann gilt  
 $P(A_1 \cap \dots \cap A_n) = \prod_{k=1}^n P(A_k | A_1 \cap \dots \cap A_{k-1})$  mit  $A_0 = \Omega$   
 also  $P(A_1 | A_0) = P(A_1)$ .

**Beispiel 3.2** Von einem Kartenspiel mit 32 Blatt, wovon 4 Asse sind, bekommt jeder von 3 Spielern 10 Karten. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass jeder der 3 Spieler genau ein Ass erhält?

Es sei  $A_i$  das Ereignis, dass Spieler  $i$  genau ein Ass erhält.  $i = 1, 2, 3$

Gesucht ist die Wahrscheinlichkeit  $P(A_1 \cap A_2 \cap A_3)$ . Es gilt:

$$P(A_1 \cdot A_2 \cdot A_3) = P(A_1) \cdot P(A_2 | A_1) \cdot P(A_3 | A_2 \cdot A_1)$$

$$P(A_1) = \frac{\binom{4}{1} \cdot \binom{28}{9}}{\binom{32}{10}}, P(A_2 | A_1) = \frac{\binom{3}{1} \cdot \binom{19}{9}}{\binom{22}{10}}, P(A_3 | A_2 \cdot A_1) = \frac{\binom{2}{1} \cdot \binom{10}{9}}{\binom{12}{10}}$$

Satz 3.1  $\Rightarrow P(A_1 \cdot A_2 \cdot A_3) = 0,0556$

**Satz 3.2** Es seien  $B_1, B_2, \dots \in \mathcal{A}$  eine **Ereignispartition** von  $\Omega$ , d.h.

(i)  $B_i \cap B_j = \emptyset$  für  $i \neq j$

(ii)

$$\sum_{i=1}^{\infty} B_i = \Omega$$

(iii)  $P(B_i) > 0 \quad \forall i = 1, 2, \dots$

Dann folgt:

a) **Satz von der totalen Wahrscheinlichkeit**

Für jedes Ereignis  $A \in \mathcal{A}$  gilt:

$$P(A) = \sum_{j=1}^{\infty} P(B_j) \cdot P(A | B_j)$$

b) **Formel von Bayes**

Für jedes Ereignis  $A \in \mathcal{A}$  mit  $P(A) > 0$  gilt:

$$P(B_k | A) = \frac{P(B_k) \cdot P(A | B_k)}{\sum_{j=1}^{\infty} P(B_j) \cdot P(A | B_j)}$$

**Beweis** a)

$$P(A) = P(A \cap \Omega) \cdot P(A \cap \sum_{j=1}^{\infty} B_j) = P(\sum_{j=1}^{\infty} A \cap B_j) = \sum_{j=1}^{\infty} P(A \cap B_j)$$

$$\stackrel{\text{Def. bed. W'keit}}{=} \sum_{j=1}^{\infty} P(A | B_j) \cdot P(B_j)$$

b)

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

Einsetzen von a) liefert die Behauptung ■

**Beispiel 3.3** Bei einer binären Übertragung von Nachrichten werden durch Störung 5% der gesendeten Nullen zu Einsen und 3% der gesendeten Einsen zu Nullen verfälscht. Das Verhältnis der gesendeten Nullen zu den gesendeten Einsen betrage 3:5. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass eine empfangene Null richtig ist?

Es sei  $\Omega = \{(i, j) | i, j \in \{0, 1\}\}$

1. Komponente = gesendetes Signal; 2. Komponente = empfangenes Signal

Wir betrachten die folgenden Ereignisse:

$S_0$  = "eine Null wird gesendet"

$S_1$  = "eine Eins wird gesendet"

$E_0$  = "eine Null wird empfangen"

Bekannt sind:  $P(E_0|S_0) = 0.95$   $P(E_0|S_1) = 0.03$   $P(S_0) = \frac{3}{8}$   $P(S_1) = \frac{5}{8}$

Außerdem ist  $\Omega = S_0 + S_1$ . Damit folgt:

$$P(S_0|E_0) = \frac{P(S_0) \cdot P(E_0|S_0)}{P(S_0) \cdot P(E_0|S_0) + P(S_1) \cdot P(E_0|S_1)} = 0.95$$

Falls  $P(A|B) = P(A)$ , so heißt das, dass "das Eintreten des Ereignisses  $B$  keinen Einfluss auf das Eintreten von  $A$  hat" Wegen der Definition der bedingten Wahrscheinlichkeit ist dies äquivalent zu  $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$

### Definition 3.2

a) Zwei Ereignisse  $A, B \in \mathcal{A}$  heißen **unabhängig**, falls  $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$

b) Die Ereignisse  $A_1, \dots, A_n \in \mathcal{A}$  heißen **unabhängig**, falls für alle  $k = 1, \dots, n$  und für alle  $k$ -Tupel,  $1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_k \leq n$  stets gilt:

$$P\left(\bigcap_{j=1}^k A_{i_j}\right) = \prod_{j=1}^k P(A_{i_j})$$

### Bemerkung 3.2

a) Teilsysteme von unabhängigen Ereignissen sind unabhängig

b) Der Begriff der Unabhängigkeit wird auch für unendliche Folgen von Ereignissen benötigt. Man sagt  $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{A}$  sind unabhängige Ereignisse, falls für jede endliche Teilfolge  $\{i_1, i_2, \dots, i_k\} \subset \{1, 2, \dots\}$  die Ereignisse  $A_{i_1}, \dots, A_{i_k}$  unabhängig sind im Sinne von Teil b).

**Beispiel 3.4** Eine faire Münze wird  $2 \times$  geworfen

$$\Omega = \{KK, KZ, ZK, ZZ\}$$

Es sei  $A_1 = \{KK, KZ\}$  "Kopf im ersten Wurf"

$A_2 = \{KK, ZK\}$  "Kopf im zweiten Wurf"

$A_3 = \{KZ, ZK\}$  "Resultate verschieden"

Es gilt:  $P(A_1 \cap A_2) = \frac{1}{4} = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = P(A_1) \cdot P(A_2)$

$P(A_1 \cap A_3) = P(A_1) \cdot P(A_3), P(A_2 \cap A_3) = P(A_2) \cdot P(A_3)$

Aber:  $P(A_1 \cap A_2 \cap A_3) = P(\emptyset) = 0 \neq P(A_1) \cdot P(A_2) \cdot P(A_3)$

Damit sind  $A_1, A_2, A_3$  nicht unabhängig.

## Kapitel 4

# Allgemeine Wahrscheinlichkeitsräume

Ist  $\Omega$  endlich oder abzählbar unendlich, so kann  $\mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega)$  gewählt werden. Was machen wir z.B. bei  $\Omega = [0, 1)$  im Beispiel des rotierenden Zeigers 1.1.b)?

$\mathcal{P}([0, 1))$  ist zwar eine  $\sigma$ -Algebra, für eine vernünftige Theorie jedoch zu groß, wie die folgende Überlegung zeigt.

Ist der Zeiger fair, so sollte für  $[a, b) \subset [0, 1)$  gelten:

$$P([a, b)) = b - a$$

Bzw.  $\forall A \subset [0, 1)$  und  $\forall x \in [0, 1)$ :

$$P(x + A) = P(A) \quad (*)$$

wobei  $x + A = \{x + y \bmod 1 \mid y \in A\}$  ( $\Rightarrow P$  ändert sich nicht bei Verschiebung des Intervalls)

$P$  ist also eine Gleichverteilung auf  $[0, 1)$ . Es gilt jedoch:

**Satz 4.1** *Ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf (der Potenzmenge)  $\mathcal{P}([0, 1))$  mit der Eigenschaft (\*) existiert nicht.*

**Beweis** Betrachte folgende Äquivalenzrelation auf  $[0, 1)$ :  $x \sim y \Leftrightarrow x - y \in \mathbb{Q}$

Die Äquivalenzklassen bilden eine Partition des  $[0, 1)$

Auswahlaxiom: Aus jeder Klasse wird ein Element genommen und in eine Menge  $A$  gesteckt.

Es gilt nun:

$$(i) \quad (x + A) \cap (y + A) = \emptyset \quad \forall x, y \in \mathbb{Q} \cap [0, 1), x \neq y$$

$$(ii) \quad \bigcup_{x \in \mathbb{Q} \cap [0, 1)} (x + A) = [0, 1)$$

- zu (i)

Annahme:  $\exists a, b \in A$  und  $x, y \in \mathbb{Q} \cap [0, 1), x \neq y$  mit  $(a + x) \bmod 1 = (b + y) \bmod 1$ . Da  $0 < |x - y| < 1$  folgt  $a \neq b$

Wegen  $a - b = y - x(\pm 1) \in \mathbb{Q}$  würde  $a, b$  in der gleichen Klasse liegen. Widerspruch.

- zu (ii)
  - “ $\subset$ “: ist klar
  - “ $\supset$ “: Sei  $z \in [0, 1) \Rightarrow \exists a \in A$  mit  $a \sim z$ , d.h.  $x := z - a \in \mathbb{Q}$  und  $-1 < x < 1$   
Falls  $x < 0$  ersetze  $x$  durch  $x + 1$  ( $z = (x + 1) + a \bmod 1$ )

Sei jetzt  $P$  ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf  $\mathcal{P}([0, 1))$  mit (\*). Dann gilt:

$$1 \stackrel{\text{Normiertheit}}{=} P([0, 1)) \stackrel{(i),(ii)}{=} P\left(\sum_{x \in \mathbb{Q} \cap [0, 1)} (x+A)\right) \stackrel{\sigma\text{-Add}}{=} \sum_{x \in \mathbb{Q} \cap [0, 1)} P(x+A) \stackrel{(*)}{=} \sum_{x \in \mathbb{Q} \cap [0, 1)} P(A)$$

$\Rightarrow$  Widerspruch ■

#### Definition 4.1

Es sei  $\Omega \neq \emptyset$  und  $\mathcal{E} \subset \mathcal{P}(\Omega)$ . Dann heißt

$$\sigma(\mathcal{E}) := \bigcap_{\mathcal{A} \supset \mathcal{E}, \mathcal{A} \text{ } \sigma\text{-Algebra}} \mathcal{A}$$

die von  $\mathcal{E}$  erzeugte  $\sigma$ -Algebra.  $\mathcal{E}$  heißt **Erzeugendensystem**.

#### Bemerkung 4.1

- $\sigma(\mathcal{E})$  ist die kleinste  $\sigma$ -Algebra, die  $\mathcal{E}$  enthält.
- Der Durchschnitt von beliebig vielen  $\sigma$ -Algebren über  $\Omega$  ist wieder eine  $\sigma$ -Algebra ( $\rightarrow$  Übung)
- $\sigma(\mathcal{E}) \neq \emptyset$ , da  $\mathcal{P}(\Omega) \supset \mathcal{E}$  und  $\sigma$ -Algebra ist.

Wir definieren jetzt eine  $\sigma$ -Algebra auf  $\mathbb{R}$ .

**Definition 4.2** Es sei  $\mathcal{E} := \{(a, b], -\infty < a < b < \infty\}$  Dann heißt  $\mathfrak{B} = \mathfrak{B}(\mathbb{R}) = \sigma(\mathcal{E})$  **Borelsche  $\sigma$ -Algebra** oder  $\sigma$ -Algebra der Borelschen Mengen von  $\mathbb{R}$

#### Bemerkung 4.2

- Es gilt auch
  - $\mathfrak{B} = \sigma(\{(-\infty, a], a \in \mathbb{R}\}) = \sigma(\{F \subset \mathbb{R} | F \text{ abgeschlossen}\})$
  - $= \sigma(\{U \subset \mathbb{R} | U \text{ offen}\})$
  - zur letzten Gleichung:  $\mathfrak{B} = \sigma(U \subset \mathbb{R} | U \text{ offen})$ 
    - $\mathfrak{B} \supset \sigma(\{U \subset \mathbb{R} | U \text{ offen}\})$ , da sei  $U \subset \mathbb{R}$  offen  $\forall x \in U \exists (a, b] \subset U$  mit  $x \in (a, b], a, b \in \mathbb{Q}$   
also  $U = \bigcup_{\{(a,b) \in \mathbb{Q}^2 | (a,b] \subset U\}} (a, b] \in \mathfrak{B}$
    - “ $\subset$ “  $(a, b] = \bigcap_{n=1}^{\infty} (a, b + \frac{1}{n}) \in \sigma(\{U \subset \mathbb{R} | U \text{ offen}\})$

- b) Sei  $A \subset \mathbb{R}$ ,  $A \neq \emptyset$  Dann ist  
 $\mathfrak{B}_A := \{B \cap A \mid B \in \mathfrak{B}\}$  eine  $\sigma$ -Algebra über  $A$

**Satz 4.2** Es gibt ein Wahrscheinlichkeitsmaß  $P$  auf  $([0, 1], \mathfrak{B}_{[0,1]})$  mit der Eigenschaft  $P(A) = P(A + x) \forall A \in \mathfrak{B}_{[0,1]}, \forall x \in [0, 1]$

Insbesondere gilt:

$$P([a, b]) = b - a \quad \forall 0 \leq a < b < 1$$

**Bemerkung 4.3**  $P$  heißt Gleichverteilung auf dem Einheitsintervall.

Sei  $x \in [0, 1)$  Wegen  $P(\{x\}) = \lim_{n \rightarrow \infty} P([x, x + \frac{1}{n}]) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} = 0$   
gilt  $P([a, b]) = P([a, b))$  für  $a, b \in [0, 1]$

Ist das Wahrscheinlichkeitsmaß aus Satz 4.2 eindeutig?

**Definition 4.3** Sei  $\Omega \neq \emptyset$   $\mathcal{D} \subset \mathcal{P}(\Omega)$  heißt **Dynkin-System**, falls gilt:

- (i)  $\Omega \in \mathcal{D}$
- (ii)  $A \in \mathcal{D} \Rightarrow A^c \in \mathcal{D}$
- (iii)  $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{D}$  mit  $A_i \cap A_j = \emptyset$  für  $i \neq j \Rightarrow \sum_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{D}$

**Bemerkung 4.4** Der Durchschnitt von beliebig vielen Dynkin-Systemen ist wieder ein Dynkin-System. Es sei

$$\delta(\mathcal{E}) := \bigcap_{\mathcal{D} \supset \mathcal{E}, \mathcal{D} \text{ Dynkin-System}} \mathcal{D}$$

das von  $\mathcal{E}$  erzeugte Dynkin-System.

**Definition 4.4** Ein Mengensystem  $\mathcal{E}$  heißt **durchschnittsstabil** ( $\cap$ -stabil), falls  $A, B \in \mathcal{E} \Rightarrow A \cap B \in \mathcal{E}$

**Satz 4.3 (Satz über monotone Klassen)**

Ist  $\mathcal{E}$  ein  $\cap$ -stabiles Mengensystem, so gilt  $\delta(\mathcal{E}) = \sigma(\mathcal{E})$

**Satz 4.4** Sei  $\mathcal{A}$  eine  $\sigma$ -Algebra mit  $\cap$ -stabilem Erzeuger  $\mathcal{E}$ . Sind  $P$  und  $Q$  Wahrscheinlichkeitsmaße auf  $\mathcal{A}$  mit der Eigenschaft  $P(E) = Q(E) \quad \forall E \in \mathcal{E}$ ,  
so gilt:  $P(A) = Q(A) \quad \forall A \in \mathcal{A}$ .

**Beweis** Sei  $\mathcal{D} := \{A \in \mathcal{A} \mid P(A) = Q(A)\}$  Nach Voraussetzung ist  $\mathcal{E} \subset \mathcal{D}$ . Wegen den Eigenschaften von Wahrscheinlichkeitsmaßen ist  $\mathcal{D}$  ein Dynkin-System.

Satz 4.3  $\mathcal{D} \supset \delta(\mathcal{E}) = \sigma(\mathcal{E}) = \mathcal{A}$  ■

**Bemerkung 4.5**  $\mathcal{E} := \{[a, b) \mid 0 \leq a < b < 1\}$  ist ein Erzeugendensystem von  $\mathfrak{B}_{[0,1]}$ .  
Offenbar ist  $\mathcal{E}$  durchschnittsstabil.

Also ist  $P$  aus Satz 4.3 eindeutig.





## Kapitel 5

# Zufallsvariable, Verteilung, Verteilungsfunktion

### 5.1 Zufallsvariable

Sei  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein beliebiger Wahrscheinlichkeitsraum. Häufig interessiert nicht  $\omega$  selbst, sondern eine Kennzahl  $X(\omega)$ , d.h. wir betrachten eine Abbildung  $\omega \mapsto X(\omega)$

**Beispiel 5.1**  $2 \times$  würfeln

$$\Omega = \{(i, j) | i, j \in \{1, 2, \dots, 6\}\}$$

$$X(\omega) = X((i, j)) = i + j \text{ "Augensumme"}$$

Sei  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  Wir möchten jetzt dem Ereignis  $X \in B = \{\omega \in \Omega | X(\omega) \in B\}$ ,  $B \subset \mathbb{R}$  eine Wahrscheinlichkeit zuordnen.

Also muss  $\{\omega | X(\omega) \in B\} \in \mathcal{A}$  sein.

**Definition 5.1** Sei  $(\Omega, \mathcal{A})$  ein beliebiger Messraum. Eine Abbildung  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  heißt *Zufallsvariable*, falls

$$X^{-1}(B) = \{\omega \in \Omega | X(\omega) \in B\} \in \mathcal{A}, \quad \forall B \in \mathfrak{B}$$

Diese Bedingung nennt man auch  $(\mathcal{A}, \mathfrak{B})$ -Messbarkeit von  $X$ .

#### Satz 5.1

Eine Abbildung  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  ist genau dann *Zufallsvariable*, wenn

$$X^{-1}((-\infty, a]) = \{\omega | X(\omega) \leq a\} =: \{X \in B\} =: (X \in B) \in \mathcal{A}, \quad \forall a \in \mathbb{R}$$

**Beweis** " $\Rightarrow$ " Sei  $X$  Zufallsvariable.  $(-\infty, a] \in \mathfrak{B} \Rightarrow$  Behauptung

" $\Leftarrow$ "  $X^{-1}((-\infty, a]) \in \mathcal{A}$

Definiere  $\mathcal{A}_0 = \{B \subset \mathbb{R} | X^{-1}(B) \in \mathcal{A}\}$ .  $\mathcal{A}_0$  ist eine  $\sigma$ -Algebra über  $\mathbb{R}$ :

(i)  $X^{-1}(\mathbb{R}) = \Omega \in \mathcal{A} \Rightarrow \mathbb{R} \in \mathcal{A}_0$

(ii)  $X^{-1}(B^c) = \{\omega | X(\omega) \notin B\} = \{\omega | X(\omega) \in B\}^c = (X^{-1}(B))^c$

Also  $B \subset \mathcal{A}_0 \Rightarrow B^c \subset \mathcal{A}_0$

(iii)

$$X^{-1}\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} B_n\right) = \bigcup_{n=1}^{\infty} X^{-1}(B_n)$$

Nach Voraussetzung ist  $\mathcal{E} = \{(-\infty, a], a \in \mathbb{R}\} \subset \mathcal{A}_0 \Rightarrow \mathcal{A}_0 \supset \sigma(\mathcal{E}) = \mathfrak{B} \Rightarrow$   
Behauptung ■

**Bemerkung 5.1**

- a) Satz 5.1 bleibt richtig, wenn wir  $\mathcal{E} = \{(-\infty, a], a \in \mathbb{R}\}$  durch ein anderes Erzeugendensystem von  $\mathfrak{B}$  ersetzen.
- b) Bei Anwendungen ist oft  $(\Omega, \mathcal{A}) = (\mathbb{R}, \mathfrak{B})$

Wann ist eine Abbildung  $X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  messbar (ZV)?

**Satz 5.2** Sei  $(\mathbb{R}, \mathfrak{B})$  gegeben,  $X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  ist z.B. messbar, falls  $X$  stetig oder (schwach) monoton wachsend oder fallend.

**Beweis** Sei  $X$  stetig. Dann ist  $X^{-1}(U)$  offen, falls  $U$  offen.

Sei  $X$  wachsend  $\Rightarrow \{\omega \in \mathbb{R} | X(\omega) \leq a\}$  ist von der Gestalt  $(-\infty, b) \in \mathfrak{B}$  oder  $(-\infty, b] \in \mathfrak{B}$  ■

**Bemerkung 5.2** Es sei  $X(\omega) = c \forall \omega \in \Omega, c \in \mathbb{R}$ . Dann ist  $X$  eine Zufallsvariable.

**Satz 5.3** Seien  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  und  $Y : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  Zufallsvariablen, dann ist  $Y \circ X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  wieder eine Zufallsvariable.

**Satz 5.4** Sei  $(\Omega, \mathcal{A})$  ein Messraum und  $X, Y$  Zufallsvariablen darauf.

- a)  $\{X < Y\} = \{\omega \in \Omega | X(\omega) < Y(\omega)\}, \{X \leq Y\}, \{X = Y\} \in \mathcal{A}$
- b) Sind  $\alpha, \beta \in \mathbb{R}$ , so sind  
 $\alpha X + \beta, X + Y, X \cdot Y, X \wedge Y = \min\{X, Y\}, X \vee Y = \max\{X, Y\}$   
 Zufallsvariablen
- c) Ist  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  eine Folge von Zufallsvariablen, so sind auch  
 $\sup_{n \in \mathbb{N}} X_n, \inf_{n \in \mathbb{N}} X_n, \limsup_{n \rightarrow \infty} X_n, \liminf_{n \rightarrow \infty} X_n$   
 Zufallsvariablen, falls sie  $\mathbb{R}$ -wertig sind.  
 Gilt  $X_n(\omega) \rightarrow X(\omega) \forall \omega \in \Omega$ , so ist auch  $X$  eine Zufallsvariable.

**Beweis** a)  $\{X < Y\} = \bigcup_{q \in \mathbb{Q}} \underbrace{\{X < q\}}_{\in \mathcal{A}} \cap \underbrace{\{Y > q\}}_{\in \mathcal{A}}$   
 $\{X \leq Y\} = \{X > Y\}^c \in \mathcal{A}, \{X = Y\} = \{X \leq Y\} \cap \{X \geq Y\} \in \mathcal{A}$

- b) (i)  $x \mapsto \alpha x + \beta$  ist stetig

- (ii)  $\{X + Y \leq a\} = \{X \leq a - Y\} = \{X \leq a - Y\} \in \mathcal{A} \forall a \in \mathbb{R}$ , da  $a - Y$  Zufallsvariable + Teil a)
- (iii)  $X \cdot Y = \frac{1}{4}((X + Y)^2 - (X - Y)^2)$
- (iv)  $\{X \vee Y \leq a\} = \{X \leq a\} \cap \{Y \leq a\} \in \mathcal{A}$
- c)  $\{\sup_{n \in \mathbb{N}} X_n \leq a\} = \bigcap_{n=1}^{\infty} \{X_n \leq a\} \in \mathcal{A}$   
 $\inf_{n \in \mathbb{N}} X_n = -\sup_{n \in \mathbb{N}} (-X_n)$   
 $\limsup_{n \rightarrow \infty} X_n = \inf_{n \in \mathbb{N}} \sup_{m \geq n} X_m$   
 $\liminf_{n \rightarrow \infty} X_n = \sup_{n \in \mathbb{N}} \inf_{m \geq n} X_m$   
 Im Falle der Konvergenz ist  $X = \limsup_{n \rightarrow \infty} X_n$  ■

**Bemerkung 5.3** Teil c) ist ohne Einschränkung gültig, wenn man  $\overline{\mathbb{R}} = \mathbb{R} \cup \{-\infty\} \cup \{+\infty\}$  betrachtet und  $\mathfrak{B}$  zu  $\mathfrak{B}(\overline{\mathbb{R}}) = \sigma(\mathfrak{B} \cup \{-\infty\}, \{+\infty\})$  erweitert.

## 5.2 Verteilungen

### Definition 5.2

Es sei  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein Wahrscheinlichkeitsraum und  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  eine Zufallsvariable. Die **Verteilung** der Zufallsvariablen ist die Mengenfunktion  $P_X : \mathfrak{B} \rightarrow [0, 1]$  mit  $P_X(B) = P(\{\omega \in \Omega | X(\omega) \in B\}) \quad \forall B \in \mathfrak{B}$

### Bemerkung 5.4

a)  $P_X$  ist ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf dem Messraum  $(\mathbb{R}, \mathfrak{B})$ , denn:

- $P_X(\mathbb{R}) = P(\Omega) = 1$  (Normiertheit)
- Für  $B_1, B_2, \dots \in \mathfrak{B}$  paarweise disjunkt gilt: ( $\sigma$ -Additivität)

$$P_X\left(\sum_{i=1}^{\infty} B_i\right) = P\left(X^{-1}\left(\sum_{i=1}^{\infty} B_i\right)\right) = P\left(\sum_{i=1}^{\infty} X^{-1}(B_i)\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P\left(X^{-1}(B_i)\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P_X(B_i)$$

b) Die Abbildung  $P \rightarrow P_X$  nennt man **Maßtransport** vom Messraum  $(\Omega, \mathcal{A})$  in den Messraum  $(\mathbb{R}, \mathfrak{B})$

## 5.3 Verteilungsfunktion

Eine Verteilung  $P_X : \mathfrak{B} \rightarrow [0, 1]$  kann durch eine "einfachere" Funktion  $F_X : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$  beschrieben werden.

**Definition 5.3** Es sei  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein Wahrscheinlichkeitsraum und  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  eine Zufallsvariable. Die Funktion  $F_X : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$  mit  $F_X(x) = P(X \leq x) = P(\{\omega \in \Omega | X(\omega) \leq x\}) = P_X((-\infty, x])$  heißt **Verteilungsfunktion** von  $X$ .

**Bemerkung 5.5** Da die Mengen  $(-\infty, x], x \in \mathbb{R}$  einen  $\cap$ -stabilen Erzeuger von  $\mathfrak{B}$  bilden, wird  $P_X$  durch  $F_X$  eindeutig festgelegt (siehe Satz 4.4)

**Satz 5.5**

Sei  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  eine Zufallsvariable und  $F_X : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$  ihre Verteilungsfunktion. Dann gilt:

a)

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} F_X(x) = 0, \quad \lim_{x \rightarrow \infty} F_X(x) = 1$$

b)  $F_X$  ist (schwach) monoton wachsend.

c)  $F_X$  ist rechtsseitig stetig.

**Beweis**    b) folgt aus der Monotonie von  $P_X$

a) Sei  $(x_n)$  eine reellwertige Folge mit  $\lim_{n \rightarrow \infty} x_n = -\infty$

Setze  $y_n := \sup_{m \geq n} x_m$  Dann gilt  $y_n \downarrow -\infty$ , also  $(-\infty, y_n] \downarrow \emptyset$

Da  $P_X$  stetig in  $\emptyset$  ist (Satz 1.4) folgt:

$$0 \leq F_X(x_n) = P_X((-\infty, x_n]) \leq P_X((-\infty, y_n]) \rightarrow 0 \text{ f\u00fcr } n \rightarrow \infty$$

Andere Grenzwertaussage mit Stetigkeit von unten von  $P_X$

c) Sei  $x \in \mathbb{R}, x_n \geq x \forall n \in \mathbb{N}$  und  $\lim_{n \rightarrow \infty} x_n = x$

Setze  $y_n = \sup_{m \geq n} x_m$ , also  $y_n \downarrow x$  und

$$F_X(x) = P_X((-\infty, x]) \leq P_X((-\infty, x_n]) = F_X(x_n) \leq P_X((-\infty, y_n]) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} P_X((-\infty, x]) = F_X(x)$$

weil  $P_X$  stetig von oben.

Umgekehrt gibt es zu jeder Funktion  $F : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$  mit den Eigenschaften a),b),c) aus Satz 5.5 eine Zufallsvariable  $X$ , so dass  $F = F_X$ . ■

**Definition 5.4**

Es sei  $F : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$  eine Funktion mit den Eigenschaften a),b),c) aus Satz 5.5.

Die **Quantilfunktion**  $F^{-1}$  zu  $F$  ist:

$$F^{-1}(0, 1) \rightarrow \mathbb{R}, \quad F^{-1}(y) = \inf\{x \in \mathbb{R} | F(x) > y\}$$

**Bemerkung 5.6**

a) Ist  $F$  stetig und streng monoton wachsend, so ist  $F^{-1}$  die \u00fcbliche Umkehrfunktion.

b) F\u00fcr  $0 < \alpha < 1$  hei\u00dft  $F_X^{-1}(\alpha)$   $\alpha$ -Quantil zu  $X$

**Lemma 5.6**

$$y \leq F(x) \Leftrightarrow F^{-1}(y) \leq x, \quad \forall y \in (0, 1), x \in \mathbb{R}$$

**Beweis** “ $\Rightarrow$ “ Definition von  $F^{-1}$

“ $\Leftarrow$ “  $F(x) < y \Rightarrow F(x + \frac{1}{n}) < y$  f\u00fcr ein  $n \in \mathbb{N}$  ( $F$  ist rechtsseitig stetig)

$$\begin{aligned} \Rightarrow F^{-1}(y) &\geq x + \frac{1}{n} \quad (F \text{ monoton wachsend}) \\ \Rightarrow F^{-1}(y) &> x \end{aligned}$$

■

**Satz 5.7**

Es sei  $F : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1]$  eine Funktion mit den Eigenschaften a), b), c) aus Satz 5.5. Dann gibt es einen Wahrscheinlichkeitsraum  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  und eine Zufallsvariable  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  mit Verteilungsfunktion  $F$ .

**Beweis** Wähle  $\Omega = [0, 1)$ ,  $\mathcal{A} = \mathfrak{B}_{[0,1)}$ ,  $P = \text{Unif}[0, 1)$  (Gleichverteilung).

Definiere  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  durch  $X(\omega) := F^{-1}(\omega)$

Offenbar ist  $F^{-1}$  monoton wachsend, also  $X$  eine Zufallsvariable und

$$F_X(x) = P(X < x) = P(\{\omega \in \Omega \mid F^{-1}(\omega) \leq x\}) \stackrel{L.5.6}{=} P(\{\omega \in \Omega \mid \omega \leq F(x)\}) = P([0, F(x)]) = F(x)$$

■



# Kapitel 6

## Einige Verteilungen

Im folgenden sei  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein Wahrscheinlichkeitsraum

**Definition 6.1** Eine Zufallsvariable  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  bzw. ihre Verteilung heißen **diskret** falls es eine endliche oder abzählbare Menge  $C \subset \mathbb{R}$  gibt, so dass  $P(X \in C) = 1$ . O.B.d.A. sei  $C = \{x_1, x_2, \dots\}$  ( $x$  verschieden). Die Folge  $\{p_X(k)\}_{k \in \mathbb{N}}$  mit  $p_X(k) = P(X = x_k)$  heißt **Zähldichte** (oder Wahrscheinlichkeitsfunktion) von  $X$

### Bemerkung 6.1

- a) Für eine Zähldichte  $\{p_X(k)\}_{k \in \mathbb{N}}$  gilt  $p_X(k) \geq 0 \quad \forall k \in \mathbb{N}$  und  $\sum_{k=1}^{\infty} p_X(k) = 1$
- b) Die Verteilung von  $X$  wird durch die Zähldichte bestimmt, denn  $\forall B \in \mathfrak{B}$  gilt:

$$P_X(B) = P_X(B \cap C) = P_X\left(\sum_{k|x_k \in B} \{x_k\}\right) = \sum_{k|x_k \in B} p_X(k)$$

## 6.1 Wichtige diskrete Verteilungen

### 6.1.1 Binomialverteilungen

Eine diskrete Zufallsvariable  $X$  heißt **binomialverteilt**, mit Parameter  $n \in \mathbb{N}$  und  $p \in [0, 1]$  (kurz  $X \sim B(n, p)$ ) falls  $p_X(k) = P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$  für  $k = 0, 1, \dots, n$

**Beispiel 6.1** Eine Münze wird  $n$ -mal geworfen

$$\Omega = \{(\omega_1, \dots, \omega_n) | \omega_i \in \{K, Z\}, i = 1, \dots, n\} = \{K, Z\}^n$$

Es sei  $X : \Omega \rightarrow \{0, 1, 2, \dots, n\}$  mit  $X(\omega) = \sum_{i=1}^n 1_{\{\omega_i=K\}}$  die Anzahl der Kopf-Würfe in der Folge. Weiter seien die Ereignisse  $A_i = \{\omega | \omega_i = K\} = \{i\text{-ter Wurf}$

Kopf},  $i = 1, \dots, n$  unabhängig und  $P(A_i) = p, i = 1, \dots, n$  Dann gilt:

$$\begin{aligned}
 P(X = k) &= P\left(\sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq n} A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_k} \bigcap_{j \notin \{i_1, \dots, i_k\}} A_j^c\right) \\
 &= \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq n} P(A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_k} \bigcap_{j \notin \{i_1, \dots, i_k\}} A_j^c) \\
 &= \sum_{1 \leq i_1 < \dots < i_k \leq n} \underbrace{P(A_{i_1}) \dots P(A_{i_k})}_{=p^k} \cdot \underbrace{\prod_{j \notin \{i_1, \dots, i_k\}} P(A_j^c)}_{=(1-p)^{n-k}} \\
 &= \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}
 \end{aligned}$$

Die Verteilungsfunktion  $F_X$  ist hier

$$F_X(x) = \sum_{k \leq x} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}, x \in \mathbb{R}$$

hier fehlt ein Bild

Es gilt  $P(X = x) = F_X(x) - F_X(x^-), x \in \mathbb{R}$

### 6.1.2 Hypergeometrische Verteilung

Eine Urne enthält  $r$  rote und  $s$  schwarze Kugeln,  $r + s = n$ . Es werden  $m$  Kugeln ohne Zurücklegen gezogen.  $X(\omega)$  sei die Anzahl der gezogenen roten Kugeln. Dann gilt:

$$P(X = k) = \frac{\binom{r}{k} \binom{n-r}{m-k}}{\binom{n}{m}}$$

$X$  nimmt die Werte  $k = \max\{0, m - s\}, \dots, \min\{r, m\}$  an und  $X$  heißt **hypergeometrisch verteilt** mit Parameter  $r, n, m \in \mathbb{N}$

### 6.1.3 Geometrische Verteilung

Eine diskrete Zufallsvariable  $X$  heißt **geometrisch verteilt** mit Parameter  $p \in (0, 1)$ , falls

$$P(X = k) = (1-p)^{k-1} p \text{ für } k = 1, 2, 3, \dots$$

**Beispiel 6.2** Wir würfeln bis erstmals eine 6 fällt.  $X(\omega)$  sei die Anzahl der benötigten Würfe. Dann gilt:

$$P(X = k) = P(\text{Wurf 1 bis } k-1 \text{ keine 6, dann 6}) = \frac{5^{k-1} \cdot 1}{6^k} = \frac{1}{6} \left(\frac{5}{6}\right)^{k-1}$$



### 6.1.4 Poisson-Verteilung

Eine diskrete Zufallsvariable  $X$  heißt **Poisson-verteilt** mit Parameter  $\lambda > 0$  wenn:  $P(X = k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$  für  $k = 0, 1, 2, \dots$

Die Poisson-Verteilung kann man auffassen als Approximation der Binomialverteilung bei großem  $n$  und kleinem  $p$ . Es gilt:

**Satz 6.1** Sei  $\lambda > 0$  und  $p_n := \frac{\lambda}{n} < 1$ . Dann gilt:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \binom{n}{k} p_n^k (1 - p_n)^{n-k} = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$$

**Beweis**

$$\begin{aligned} \binom{n}{k} p_n^k (1 - p_n)^{n-k} &= \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} \\ &= \frac{\lambda^k}{k!} \cdot \underbrace{\frac{n!}{(n-k)! n^k}}_{\rightarrow 1} \cdot \underbrace{\left(\frac{1 - \frac{\lambda}{n}}{1 - \frac{\lambda}{n}}\right)^k}_{\rightarrow 1} \cdot \underbrace{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n}_{\rightarrow e^{-\lambda}} \\ &\xrightarrow{n \rightarrow \infty} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad \blacksquare \end{aligned}$$

#### Wichtiges Beispiel:

Eine Versicherung hat ein Portfolio von  $n$  Risiken ( $n$  groß). Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Risiko in einem bestimmten Zeitraum einen Schaden liefert sei  $p_n = \frac{\lambda}{n}$ . Dann ist  $X =$  Anzahl der Risiken, die einen Schaden liefern  $\sim B(n, p_n)$ , also  $X$  in etwa Poisson-verteilt.

### 6.1.5 Diskrete Gleichverteilung

Eine diskrete Zufallsvariable  $X$  heißt **gleichverteilt** auf  $\{x_1, \dots, x_m\} \subset \mathbb{R}$ , falls:  $P(X = x_i) = \frac{1}{m}$  für  $i = 1, \dots, m$

## 6.2 Wichtige stetige Verteilungen

**Definition 6.2** Eine Zufallsvariable  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  bzw. ihre Verteilung heißen **absolutstetig**, falls die Verteilungsfunktion  $F_X$  von  $X$  die folgende Darstellung besitzt:

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(y) dy \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

wobei  $f_X : \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty)$  die **Dichte** von  $X$  ist.

**Bemerkung 6.2**

a) Jede integrierbare Funktion  $f_X : \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty)$  mit der Eigenschaft

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(y) dy = 1 \quad \text{definiert durch} \quad F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(y) dy$$

ist eine Verteilungsfunktion.

b) Die Dichte ist das stetige Analogon zur Zähldichte. Es gilt:

$$P_X(B) = P(x \in B) = \int_B f_X(y) dy \quad \forall B \in \mathfrak{B}$$

da  $P_X$  eine Verteilung ist (nachrechnen!) und auf  $\{(-\infty, b], b \in \mathbb{R}\}$  mit  $F_X$  übereinstimmt.

$f_X$  kann aber Werte größer als 1 annehmen.

c) Bei einer absolutstetigen Zufallsvariable gilt  $P(X = x) = 0 \quad \forall x \in \mathbb{R}$  und

$F_X(x)$  ist stetig. Ist  $f_X(x)$  stetig, so ist  $F_X$  differenzierbar und es gilt:

$F'_X(x) = f_X(x)$ . Im Allgemeinen ist  $F_X$  aber nicht differenzierbar.

### 6.2.1 Gleichverteilung

Eine Zufallsvariable  $X$  heißt **gleichverteilt** auf dem Intervall  $(a, b)$ ,  $a < b$  (Schreibweise:  $X \sim U(a, b)$  bzw.  $\text{Unif}(a, b)$ ), falls die Dichte von  $X$  gegeben ist durch:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & \text{für } a < x < b \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

Die Verteilungsfunktion ist gegeben durch:

$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & \text{falls } x \leq a \\ \int_a^x \frac{1}{b-a} dy = \frac{x-a}{b-a}, & \text{falls } a < x < b \\ 1, & \text{falls } x \geq b \end{cases}$$

### 6.2.2 Exponentialverteilt

Eine Zufallsvariable  $X$  heißt **exponentialverteilt** mit Parameter  $\lambda > 0$  ( $X \sim \exp(\lambda)$ ), falls die Dichte von  $X$  gegeben ist durch:

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

Für die Verteilungsfunktion gilt:

$$F_X(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ \int_0^x \lambda e^{-\lambda y} dy = 1 - e^{-\lambda x}, & x \geq 0 \end{cases}$$

Die Exponentialverteilung wird oft zur Beschreibung von Lebens- oder Zeitdauern verwendet und besitzt die Eigenschaft der „Gedächtnislosigkeit“, d.h. für zwei Zeitpunkte  $0 < s < t$  gilt:

$$\begin{aligned}
P(X \geq t | X \geq s) &= \frac{P(X \geq t, X \geq s)}{P(X \geq s)} = \frac{P(X \geq t)}{P(X \geq s)} \\
&= \frac{1 - F_X(t)}{1 - F_X(s)} = \frac{e^{-\lambda t}}{e^{-\lambda s}} = e^{-\lambda(t-s)} = P(X \geq t - s)
\end{aligned}$$

### 6.2.3 Normalverteilung

Eine Zufallsvariable  $X$  heißt **normalverteilt** mit Parameter  $\mu \in \mathbb{R}$  und  $\sigma^2 > 0$  (Schreibweise  $X \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2)$ ) falls die Dichte von  $X$  gegeben ist durch:

$$\begin{aligned}
f(x) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(x - \mu)^2}{\sigma^2}\right) \quad , x \in \mathbb{R} \\
&=: \varphi_{\mu, \sigma^2}(x)
\end{aligned}$$

Ist  $\mu = 0$  und  $\sigma^2 = 1$  so nennt man  $X$  **standard normalverteilt**. Die Verteilungsfunktion wird hier häufig mit  $\Phi$  bezeichnet, also:

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}y^2\right) dy$$

**Lemma 6.2** *Es gilt:*

- a)  $\lim_{x \rightarrow \infty} \Phi(x) = 1$
- b)  $\Phi(x) = 1 - \Phi(-x) \quad , \forall x \in \mathbb{R}$
- c)  $X \sim N(\mu, \sigma^2), a \neq 0, b \in \mathbb{R} \rightarrow aX + b \sim N(a\mu + b, a^2\sigma^2)$

**Beweis** a) ( $\frac{1}{\sqrt{2\pi}}$  ist Konstante und wird hier weggelassen; Trick: wir quadrieren)

$$\begin{aligned}
\left(\int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2}y^2\right) dy\right)^2 &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2}(x^2 + y^2)\right) dx dy = \int_0^{2\pi} \int_0^{\infty} r e^{-\frac{r^2}{2}} dr d\varphi = \\
&= \int_0^{2\pi} -e^{-\frac{r^2}{2}} \Big|_0^{\infty} d\varphi = 2\pi
\end{aligned}$$

b) es gilt  $\varphi_{0,1}(x) = \varphi_{0,1}(-x)$

c) sei  $Y = aX + b$ . Es gilt:

$$\begin{aligned}
P(Y \leq y) &= P\left(X \leq \frac{y - b}{a}\right) = \int_{-\infty}^{\frac{y-b}{a}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(x - \mu)^2}{\sigma^2}\right) dx \\
&= \int_{-\infty}^y \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(x' - b - a\mu)^2}{a^2\sigma^2}\right) \frac{1}{a} dx' \\
&\Rightarrow Y \sim \mathcal{N}(a\mu + b, a^2\sigma^2) \quad \blacksquare
\end{aligned}$$



# Kapitel 7

## Erwartungswert und Varianz von Zufallsvariablen

Im Folgenden sei  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein Wahrscheinlichkeitsraum. Der Erwartungswert von  $X$  ist ein Lebesgue-Integral (allerdings allgemeiner als in Analysis II). Zunächst wird der Erwartungswert für sogenannte Elementare Zufallsvariablen definiert.

**Definition 7.1** Eine Zufallsvariable  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  heißt *elementar*, falls sie eine Darstellung

$$X(\omega) = \sum_{i=1}^m \alpha_i \cdot 1_{A_i}(\omega)$$

besitzt, mit  $A_i \in \mathcal{A}$ ,  $\alpha_i \in \mathbb{R}_+$ ,  $m \in \mathbb{N}$ .  $M^E$  sei die Menge aller elementaren Zufallsvariablen auf dem Wahrscheinlichkeitsraum.

Für  $X \in M^E$  sei das Integral von  $X$  bezüglich  $P$  definiert durch  $\int X dP := \int_{i=1}^n \alpha_i P(A_i)$

**Bemerkung 7.1** a)  $\int X dP$  ist unabhängig von der gewählten Darstellung von  $X$  (vgl. Analysis II)

b) Sei  $X$  eine diskrete Zufallsvariable. Wir führen das Zufallsexperiment  $n$ -mal durch ( $n$  groß). Welchen Wert erhält man im Mittel für  $X$ ? Der Wert  $x_k$  tritt bei dem Experiment  $n_k$ -mal auf ( $\sum_{k=0}^{\infty} n_k = n$ ). Mittelwert:  $\frac{1}{n} \sum_{k=0}^{\infty} n_k x_k$

Jetzt wird der Integralbegriff erweitert. Sei  $M^+ := \{X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}_+ \mid X \text{ ist Zufallsvariable}\}$ . Für  $X \in M^+$  betrachte die Folge  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  mit

$$X_n := \sum_{i=0}^{n-2^n} \frac{i}{2^n} 1_{A_i^n} \text{ mit } A_i^n = \begin{cases} \{\frac{i}{2^n} \leq X \leq \frac{i+1}{2^n}\} & , \text{ falls } i = 0, 1, \dots, n \cdot 2^n - 1 \\ \{X \geq 1\} & , \text{ falls } i = n \cdot 2^n \end{cases}$$

Offenbar ist  $X_n \in M^E$  und  $x_n(\omega) \leq x_{n+1}(\omega) \forall \omega \in \Omega$ . Außerdem gilt  $X_n(\omega) \uparrow X(\omega)$  punktweise  $\forall \omega \in \Omega$ .

$$\int X dP := \lim_{n \rightarrow \infty} \int X_n dP.$$

**Bemerkung 7.2** a) Der Grenzwert existiert wegen der Monotonie

- b) Der Grenzwert ist unabhängig von der gewählten Folge  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ : Sei  $(Y_n)_{n \in \mathbb{N}}$  eine weitere Folge elementarer Zufallsvariablen, die monoton wachsend gegen  $X$  konvergiert, so gilt  $\lim_{n \rightarrow \infty} \int X_n dP = \lim_{n \rightarrow \infty} \int Y_n dP$  (vergleiche Analysis II).

Für eine beliebige Zufallsvariable  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  gilt:  $X = X^+ - X^-$  wobei  $X^+ = \max\{X, 0\}$  und  $X^- = -\min\{X, 0\}$ , also  $X^+, X^- \in M^+$ .

Wir definieren durch

$$\int X dP = \int X^+ dP - \int X^- dP =: \int_{\Omega} X(\omega) dP(\omega) =: EX$$

den **Erwartungswert** von  $X$ .  $X$  heißt integrierbar, falls  $\int X^+ dP < \infty$  und  $\int X^- dP < \infty$ , d.h. wenn  $\int |X| dP < \infty$

**Bemerkung 7.3** a) Für  $A \in \mathcal{A}$  sei  $\int X dP := \int_{\Omega} X 1_A dP$

- b) In Stochastik II wird das Thema weiter vertieft.

### Satz 7.1

Es seien  $X, Y$  Zufallsvariablen mit existierendem Erwartungswert und  $a, b \in \mathbb{R}$

- a) Dann existiert auch  $E(aX + bY)$  und es gilt:

$$E(aX + bY) = aEX + bEY \quad \text{„Linearität“}$$

- b) Gilt  $X \leq Y$ , d.h.  $X(\omega) \leq Y(\omega) \quad \forall \omega \in \Omega$ , so folgt:

$$EX \leq EY \quad \text{„Monotonie“}$$

**Beweis** vgl. Analysis II ■

**Satz 7.2** Sei  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein Wahrscheinlichkeitsraum und  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  eine Zufallsvariable mit Verteilung  $P_X$ .  $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  sei messbar (Zufallsvariable). Dann ist (im Falle der Existenz):

$$Eg(X) = \int_{\Omega} g(X) dP = \int_{\mathbb{R}} g dP_X$$

**Beweis** Sei zunächst  $g \in M^E$ , also  $g(\omega) = \sum_{i=0}^m \alpha_i 1_{B_i}(\omega)$  für  $m \in \mathbb{N}$ ,  $\alpha_i \in \mathbb{R}_+$ ,  $B_i \in \mathfrak{B}$  somit  $g(X) = \sum_{i=0}^m \alpha_i \cdot 1_{A_i}$ ,  $A_i = X^{-1}(B_i)$  und  $\int_{\Omega} g(x) dP = \sum_{i=0}^m \alpha_i \cdot P(A_i) = \sum_{i=0}^m \alpha_i P_X(B_i) = \int_{\mathbb{R}} g dP_X$ .

Falls  $g \geq 0$ , wähle  $\{g_n\} \subset M^E$  mit  $g_n \uparrow g$ . Die Gleichung gilt für jedes  $g_n$ , Grenzübergang liefert die Gleichheit für  $g$ . Falls  $g$  beliebig, betrachte  $g = g^+ - g^- \Rightarrow$  Behauptung. ■

Wir unterscheiden jetzt die beiden Fälle dass  $X$  diskret bzw. absolutstetig ist. Hier ergeben sich relativ einfache Formeln.

**Satz 7.3** Sei  $X$  eine diskrete Zufallsvariable mit Werten  $x_0, x_1, x_2, \dots$  und Zähldichte  $\{P_X^{(k)}\}_{k \in \mathbb{N}_0}$ .  $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  sei messbar. Dann existiert  $Eg(X)$ , falls  $\sum_{k=0}^{\infty} |g(x_k)| P_X(k) < \infty$  und es gilt:

$$Eg(X) = \sum_{k=0}^{\infty} g(x_k) P_X(k)$$

**Beweis** Sei zunächst  $g \in M^E$ , also  $g = \sum_{i=1}^m \alpha_i 1_{B_i}$  für  $m \in \mathbb{N}, \alpha_i \in \mathbb{R}_+, B_i \in \mathfrak{B}$ . Es gilt (vgl. Beweis vorher):  $Eg(X) = \sum_{i=0}^m \alpha_i P_X(B_i) = \sum_{i=1}^m \alpha_i \left( \sum_{x_k \in B_i} P_X(k) \right) = \sum_{i=1}^m \alpha_i \sum_{k=0}^{\infty} 1_{B_i}(x_k) P_X(k) = \sum_{k=0}^{\infty} \underbrace{\sum_{i=1}^m \alpha_i 1_{B_i}(x_k)}_{=g(x_k)} P_X(k) = \sum_{k=0}^{\infty} g(x_k) P_X(k)$ . All-

gemeines  $g$  wie im Beweis von Satz 7.2 ■

**Beispiel 7.1** Sei  $X \sim B(n, p)$  (binomialverteilt). Dann gilt:

$$P_X(k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \quad k = 0, 1, \dots, n$$

Also folgt:

$$\begin{aligned} EX &= \sum_{k=0}^n k \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} = np \sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} p^{k-1} (1-p)^{(n-1)-(k-1)} = \\ &= np \underbrace{\sum_{k=0}^{n-1} \binom{n-1}{k} p^k (1-p)^{(n-1)-k}}_{=(p+(1-p))^{n-1}=1} = np \end{aligned}$$

**Satz 7.4** Sei nun  $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  eine absolut stetige Zufallsvariable mit Dichte  $f_X$ .  $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  sei messbar. Dann existiert  $Eg(X)$ , falls  $\int_{-\infty}^{\infty} |g(x)| f_X(x) dx < \infty$  und es gilt:

$$Eg(X) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_X(x) dx$$

**Beweis** ähnlich wie in Satz 7.3 ■

**Beispiel 7.2** Sei  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  ( $X$  normalverteilt). Also ist

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}\right)$$

Es folgt:

$$\begin{aligned} EX &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{\infty} x \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} (\sigma u + \mu) \exp\left(-\frac{1}{2} u^2\right) du \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} \sigma u \exp\left(-\frac{1}{2} u^2\right) du}_{=0 \text{ wg. Symmetrie}} + \mu \underbrace{\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2} u^2\right) du}_{=1, \text{ da Dichte}} = \mu \end{aligned}$$

**Definition 7.2** Sei  $X$  eine Zufallsvariable

- a) Ist  $k \in \mathbb{N}$  und existiert  $E|X|^k$ , dann heißt  $EX^k$ ,  **$k$ -tes Moment von  $X$**  und  $E(X - EX)^k$ ,  **$k$ -tes zentriertes Moment von  $X$**
- b) Das zweite zentrierte Moment heißt auch **Varianz** von  $X$ .  
Wir schreiben:  $\text{Var}(X) = E(X - EX)^2$   
 $\sigma(X) := \sqrt{\text{Var}(X)}$  heißt **Standardabweichung**

**Bemerkung 7.4** Die Varianz misst die mittlere quadratische Abweichung der Zufallsvariable  $X$  von ihrem Mittelwert.  $\sigma(X)$  hat die gleiche Dimension wie  $X$ .

**Satz 7.5** Sei  $X$  eine Zufallsvariable. Falls die entsprechenden Größen existieren, gilt:

- a)  $\text{Var}(X) = EX^2 - (EX)^2$
- b)  $\text{Var}(aX + b) = a^2 \text{Var}(X)$  für  $a, b \in \mathbb{R}$
- c)  $\text{Var}(X) \geq 0$  und  $\text{Var}(X) = 0 \Leftrightarrow P(X = c) = 1$  für ein  $c \in \mathbb{R}$

**Beweis** a)  $\text{Var}(X) = E(X^2 - 2XEX + (EX)^2) \stackrel{\text{Satz 7.2a}}{=} EX^2 - 2(EX)^2 + (EX)^2 = EX^2 - (EX)^2$

b) Wir verwenden a):  $\text{Var}(aX + b) = E(aX + b)^2 - (aEX + b)^2 =$   
 $= E(a^2X^2 + 2abX + b^2) - a^2(EX)^2 - 2abEX - b^2 =$   
 $= a^2EX^2 + 2abEX + b^2 - a^2(EX)^2 - 2abEX - b^2 =$   
 $= a^2(EX^2 - (EX)^2) = a^2 \text{Var}(X)$

- c) Da  $0 \leq (X - EX)^2 \stackrel{7.2b}{\Rightarrow} \text{Var}(X) \geq 0$   
Ist  $X$  diskret, so gilt:  $\text{Var}(X) = \sum_{k=1}^{\infty} (x_k - EX)^2 P(X = x_k)$   
 $\text{Var}(X) = 0 \Leftrightarrow X$  nimmt nur den Wert  $x_1 = EX$  ( $x_k = EX \forall k \in \mathbb{N}$ ) an.  
Analog im stetigen Fall. ■

**Beispiel 7.3** Sei  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

Bsp. 7.2  $\Rightarrow EX = \mu$

Also:  $\text{Var}(X) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 \exp\left(-\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx = \dots = \sigma^2$

( $\rightarrow$  Übung)

Die folgende Ungleichung ist wegen ihrer Allgemeinheit nützlich:

**Satz 7.6 (Tschebyscheff-Ungleichung)**

Sei  $X$  eine Zufallsvariable mit  $E|X| < \infty$  und  $\varepsilon > 0$ . Dann gilt:

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



**Beweis**

Betrachte:

$$g : \mathbb{R} \rightarrow \{0, 1\} \quad g(x) = \begin{cases} 1 & , \text{ falls } |x - EX| \geq \varepsilon \\ 0 & , \text{ sonst} \end{cases}$$

$$\text{und } h : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R} \quad h(x) = \frac{1}{\varepsilon^2}(x - EX)^2$$

Offenbar gilt  $g(x) \leq h(x) \forall x \in \mathbb{R}$  Also folgt  $g(X) \leq h(X)$  und mit Satz 7.2 b

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



# Kapitel 8

## Zufallsvektoren

### 8.1 Mehrstufige Zufallsexperimente

Oft besteht ein Zufallsexperiment aus einer Reihe von Vorgängen. Sei  $(\Omega_i, \mathcal{A}_i, P_i)$  ein Wahrscheinlichkeitsraum für die Vorgänge  $i = 1, \dots, n$ .

Für das Gesamtexperiment wählen wir dann:

$$\Omega = \Omega_1 \times \dots \times \Omega_n$$

$$\mathcal{A} := \mathcal{A}_1 \otimes \dots \otimes \mathcal{A}_n$$

wobei  $\mathcal{A}$  die sogenannte **Produkt- $\sigma$ -Algebra** ist, d.h.

$$\mathcal{A} = \sigma(\{A_1 \times \dots \times A_n \mid A_i \in \mathcal{A}_i, i = 1 \dots n\})$$

#### Bemerkung 8.1

a)  $A_1 \times \dots \times A_n$  nennt man **Rechteckmengen**.

b) Ist  $\mathcal{A}_1 = \dots = \mathcal{A}_n = \mathfrak{B} = \mathfrak{B}(\mathbb{R})$ , so gilt:

$$\mathfrak{B}(\mathbb{R}^n) := \underbrace{\mathfrak{B} \otimes \dots \otimes \mathfrak{B}}_{n\text{-mal}} = \sigma(\{(-\infty, x_1] \times \dots \times (-\infty, x_n] \mid x_i \in \mathbb{R}, i = 1, \dots, n\})$$

Sei  $P$  nun ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf  $(\Omega, \mathcal{A})$ . Für  $A_i \in \mathcal{A}_i$  wird durch

$$Q_i(A_i) := P(\Omega_1 \times \dots \times \Omega_{i-1} \times A_i \times \Omega_{i+1} \times \dots \times \Omega_n)$$

auf  $(\Omega_i, \mathcal{A}_i)$  wieder ein Wahrscheinlichkeitsmaß definiert, die sogenannte **Randverteilung (Marginalverteilung)**, denn:

$$(i) \quad Q_i(\Omega_i) = P(\Omega) = 1$$

(ii)

$$\begin{aligned} Q_i\left(\sum_{j=1}^{\infty} A_i^{(j)}\right) &= P(\Omega_1 \times \dots \times \Omega_{i-1} \times \sum_{j=1}^{\infty} A_i^{(j)} \times \Omega_{i+1} \times \dots \times \Omega_n) = \\ &= P\left(\sum_{j=1}^{\infty} (\Omega_1 \times \dots \times \Omega_{i-1} \times A_i^{(j)} \times \Omega_{i+1} \times \dots \times \Omega_n)\right) = \sum_{j=1}^{\infty} Q_i(A_i^{(j)}) \end{aligned}$$

Damit  $P$  sinnvoll ist, sollte gelten  $Q_i(A_i) = P_i(A_i) \quad \forall A_i \in \mathcal{A}_i, i = 1 \dots n$

## 8.2 Zufallsvariablen

Gegeben sei ein Wahrscheinlichkeitsraum  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ . Wir betrachten jetzt mehrere Zufallsvariablen.

**Beispiel 8.1**  $n$ -mal würfeln  $\Omega = \{1, \dots, 6\}^n$   $\mathcal{A} = P(\Omega)$   $P(A) = \frac{|A|}{|\Omega|}$

$$X(\omega) = X((\omega_1, \dots, \omega_n)) = \max_{i=1, \dots, n} \omega_i$$

$$Y(\omega) = Y((\omega_1, \dots, \omega_n)) = \min_{i=1, \dots, n} \omega_i$$

$$P(X = 3, Y = 3) = P(\{3, \dots, 3\}) = \frac{1}{6^n}$$

**Definition 8.1** Sei  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein Wahrscheinlichkeitsraum und  $X_1, \dots, X_n : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  Zufallsvariablen.

a)  $X = (X_1, \dots, X_n) : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$  heißt **Zufallsvektor**

b) Die (**gemeinsame**) **Verteilung** von  $X$  ist gegeben durch:

$$P_X : \mathfrak{B}(\mathbb{R}^n) \rightarrow [0, 1) \quad P_X(B) := P(\{\omega \in \Omega | X(\omega) \in B\}), B \in \mathfrak{B}(\mathbb{R}^n)$$

c) Die (**gemeinsame**) **Verteilungsfunktion**  $F_X : \mathbb{R}^n \rightarrow [0, 1]$  ist definiert durch:  
 $F_X(x_1, \dots, x_n) = P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n)$

**Bemerkung 8.2** Wie im Fall  $n = 1$  ist  $P_X$  durch  $F_X$  bestimmt.

**Definition 8.2** Sei  $X = (X_1, \dots, X_n) : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$  ein Zufallsvektor.

a)  $X$  heißt **diskret**, falls es eine endliche oder abzählbare Menge  $C = \{x_1, x_2, \dots\} \subset \mathbb{R}^n$  gibt, so dass  $P(X \in C) = 1$ . Die Folge  $\{p_X(k)\}_{k \in \mathbb{N}}$  mit  $p_X(k) = P(X = x_k)$  heißt (**gemeinsame**) **Zähldichte**.

b)  $X$  heißt **absolutstetig**, falls es eine integrierbare Funktion  $f_X : \mathbb{R}^n \rightarrow [0, \infty)$  (die **gemeinsame Dichte**) gibt mit:

$$F_X(x_1, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{x_n} \dots \int_{-\infty}^{x_1} f_X(y_1, \dots, y_n) dy_1 \dots dy_n$$

**Bemerkung 8.3**

a) Ist  $X = (X_1, \dots, X_n)$  diskret bzw. stetig, so sind auch  $X_1 \dots X_n$  selbst diskret bzw. stetig und wir können die **Rand-(Marginal) Zähldichte (Dichte)** bestimmen:

$$P(X_i = x_i) = P(\{\omega | X(\omega) \in C, X_i(\omega_i) = x_i\}) = \sum_{\substack{y \in C \\ y_i = x_i}} P(X = y)$$

$$f_{X_i}(x_i) = \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty}}_{(n-1)\text{mal}} f_X(y_1, \dots, y_{i-1}, x_i, y_{i+1}, \dots, y_n) dy_1 \dots dy_{i-1} dy_{i+1} \dots dy_n$$

$$\text{denn: } F_{X_i}(x_i) = P(X_i \leq x_i) = \lim_{\substack{x_j \rightarrow \infty \\ (i \neq j)}} P(\underbrace{X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n}_{=F_X(x_1, \dots, x_n)}) = \int_{-\infty}^{x_i} f_{X_i}(u) du$$

b) Ist  $X$  absolutstetig mit Dichte  $f_X$ , so ist die Verteilung von  $X$  gegeben durch:

$$P_X(B) := \int_B f_X(y) dy \quad \forall B \in \mathfrak{B}(\mathbb{R}^n)$$

**Beispiel 8.2 (Multinomialverteilung)** Ein Experiment (z.B. Würfeln) hat  $r$  mögliche Ausgänge  $E_1, \dots, E_r$  mit jeweiliger Wahrscheinlichkeit  $p_1, \dots, p_r$ , wobei  $p_1 + \dots + p_r = 1$ .

$$\Omega = \{\omega = (\omega_1, \dots, \omega_n) \mid \omega_i \in \{E_1, \dots, E_r\}\}, \quad \mathcal{A} = \sigma(\Omega)$$

$X_i(\omega)$  sei die Anzahl der  $E_i$ -Ausgänge,  $P(\{\omega_1, \dots, \omega_n\}) := p_1^{X_1(\omega)} \dots p_r^{X_r(\omega)}$

Sei nun  $k_1, \dots, k_n \in \mathbb{N}_0$  mit  $k_1 + \dots + k_n = n$ .

$$\begin{aligned} P(X_1 = k_1, \dots, X_n = k_n) &= p_1^{k_1} \dots p_r^{k_r} \cdot \text{Anzahl der } \omega_i, \text{ bei denen } k_i \text{ Komponenten} \\ &\quad \text{den Wert } E_i \text{ haben, } i = 1 \dots r \\ &= p_1^{k_1} \dots p_r^{k_r} \cdot \frac{n!}{k_1! \dots k_n!} \end{aligned}$$

Dies ist die Zähldichte der **Multinomialverteilung** ( $M(n, r, p_1, \dots, p_r)$ ).

**Bemerkung 8.4** a) Für  $r = 2$  erhalten wir die Binomialverteilung, also  $M(n, 2, p, 1-p) = B(n, p)$ .

b) Die eindimensionalen Randverteilungen einer Multinomialverteilung sind binomialverteilt.

**Beispiel 8.3** Der Zufallsvektor  $X = (X_1, X_2)$  hat eine **bivariate Normalverteilung**, falls  $X$  absolut stetig ist mit Dichte

$$f_X(x_1, x_2) = \frac{1}{2\pi(|\Sigma|)^{\frac{1}{2}}} \exp\left(-\frac{1}{2}(x - \underline{\mu})^\top \Sigma^{-1}(x - \underline{\mu})\right)$$

$$\text{wobei: } \underline{\mu} = (\mu_1, \mu_2)^\top \in \mathbb{R}^2, \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix}, \quad \sigma_1^2 > 0, |\sigma_{12}| < \sigma_1 \sigma_2$$

Schreibweise:  $X \sim N(\underline{\mu}, \Sigma)$

**Beispiel 8.4** Gegeben sei  $X = (X_1, X_2)$  mit Dichte

$$f_{(X_1, X_2)}(x_1, x_2) = \begin{cases} 4x_1 x_2 & \text{für } 0 \leq x_1, x_2 \leq 1 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Test: ( $f_{(X_1, X_2)}$  Dichte)

$$\int_0^1 \int_0^1 4x_1x_2 \, dx_1dx_2 = \int_0^1 2x_2 [x_1^2]_0^1 \, dx_2 = x_2^2 \Big|_0^1 = 1$$

Randdichte von  $X_1$ :

$$f_{X_1}(x_1) = \int_0^1 4x_1x_2 \, dx_2 = 2x_1 [x_2^2]_0^1 = 2x_1 \quad \text{für } 0 \leq x_1 \leq 1$$

$$\begin{aligned} P(X_1 \leq 2X_2) &= P((X_1, X_2) \in B) \\ &= \int_0^{\frac{1}{2}} \int_0^{2t_2} 4t_1t_2 \, dt_1dt_2 + \int_{\frac{1}{2}}^1 \int_0^1 4t_1t_2 \, dt_1dt_2 \\ &= \int_0^{\frac{1}{2}} 2t_2 [t_1^2]_0^{2t_2} \, dt_2 + \int_{\frac{1}{2}}^1 2t_2 [t_1^2] \, dt_2 \\ &= 2 [t_2^4]_0^{\frac{1}{2}} + [t_2^2]_{\frac{1}{2}}^1 = \frac{7}{8} \end{aligned}$$

# Kapitel 9

## Unabhängige Zufallsvariablen

Die Unabhängigkeit von Zufallsvariablen wird auf die Unabhängigkeit von Ereignissen zurückgeführt. Im Folgenden sei  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein Wahrscheinlichkeitsraum.

### Definition 9.1

a) Zufallsvariablen  $X_1, \dots, X_n : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  heißen **unabhängig**, falls:

$$F_{X_1, \dots, X_n}(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n F_{X_i}(x_i), \text{ d.h.}$$

$$P(\underbrace{X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n}_{A_1 \cap \dots \cap A_n}) = \prod_{i=1}^n P(\underbrace{X_i \leq x_i}_{A_i}) \quad \forall (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$$

b) Sei  $X_1, X_2, \dots$  eine (unendliche) Folge von Zufallsvariablen.  $X_1, X_2, \dots$  heißen **unabhängig**, falls jede endliche Teilfolge  $X_{i_1}, \dots, X_{i_k}$  aus unabhängigen Zufallsvariablen besteht.

**Satz 9.1** Die Zufallsvariablen  $X_1, \dots, X_n : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  sind genau dann unabhängig, wenn  $\forall B_1, \dots, B_n \in \mathfrak{B}$  gilt:

$$P(X_1 \in B_1, \dots, X_n \in B_n) = \prod_{i=1}^n P(X_i \in B_i) \text{ bzw. } P_X(B_1 \times \dots \times B_n) = \prod_{i=1}^n P_{X_i}(B_i)$$

d.h. die gemeinsame Verteilung ist das Produkt der einzelnen Randverteilungen.

### Beweis

“ $\Leftarrow$ “ setze  $B_i = (-\infty, x_i]$ ,  $i = 1, \dots, n$

“ $\Rightarrow$ “ Folgt aus Satz 4.4 und Übung ( $\{(-\infty, x_i] \times \dots \times (-\infty, x_n], x_i \in \mathbb{R} \cup \{\infty\}\}$ ) ist ein  $\cap$ -stabiler Erzeuger von  $\mathfrak{B}(\mathbb{R}^n)$ )

**Beispiel 9.1** Wir betrachten die mehrstufigen Zufallsexperimente aus §8.1. Es sei  $\Omega, \mathcal{A}$  wie in §8.1 und

$$P(A_1 \times \cdots \times A_n) = P_1(A_1) \cdots P_n(A_n) \text{ für } A_i \in \mathcal{A}_i \quad i = 1, \dots, n$$

das sogenannte Produktmaß.

Durch die Festlegung auf den Rechteckmengen ist es auf ganz  $\mathcal{A}$  eindeutig bestimmt (Satz 4.4). Weiter sei  $X_i(\omega) = X_i((\omega_1, \dots, \omega_n)) = \omega_i$  die  $i$ -te Projektion,  $i = 1, \dots, n$ . Dann sind  $X_1, \dots, X_n$  unabhängig, da

$$\begin{aligned} P(X_1 \in A_1, \dots, X_n \in A_n) &= P(A_1 \times \cdots \times A_n) = \prod_{i=1}^n P_i(A_i) \\ &= \prod_{i=1}^n P(\Omega_1 \times \cdots \times \Omega_{i-1} \times A_i \times \Omega_{i+1} \times \cdots \times \Omega_n) \\ &= \prod_{i=1}^n P(X_i \in A_i) \end{aligned}$$

**Satz 9.2** Sei  $X = (X_1, \dots, X_n)$  ein Zufallsvektor.

a) Ist  $X$  diskret mit  $P(X \in C) = 1$ ,  $C \in \mathbb{R}^n$  abzählbar, dann sind  $X_1, \dots, X_n$  unabhängig, genau dann wenn:

$$P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n) = \prod_{i=1}^n P(X_i = x_i) \quad \forall (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n$$

b) Ist  $X$  absolut stetig, so sind  $X_1, \dots, X_n$  unabhängig, genau dann wenn

$$f_X(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f_{X_i}(x_i) \quad \forall (x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R} \setminus B$$

wobei  $B$  "eine kleinere Menge" ist (vom Lebesgue-Maß 0). D.h. die gemeinsame Dichte ist das Produkt der Randdichten.

**Beispiel 9.2** Sei  $X = (X_1, X_2)$  ein absolutstetiger Zufallsvektor mit Dichte

$$f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\varrho^2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{x_1^2 - 2\varrho x_1 x_2 + x_2^2}{1-\varrho^2}\right) \quad x_1, x_2 \in \mathbb{R} \text{ für } \varrho \in [0, 1)$$

Dies ist ein Spezialfall von Beispiel 8.4 mit  $\sigma_1 = \sigma_2 = 1$ ,  $\sigma_{12} = \varrho$ ,  $\mu_1 = \mu_2 = 0$   
Randdichte  $f_{X_1}(x_1)$  von  $X_1$ :

$$\begin{aligned} f_{X_1}(x_1) &= \int_{-\infty}^{\infty} f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) dx_2 \\ &= \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\varrho^2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{x_1^2 (1-\varrho^2)}{1-\varrho^2}\right) \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(x_2 - \varrho x_1)^2}{1-\varrho^2}\right) dx_2 \\ &= \frac{1}{2\pi} \exp\left(-\frac{1}{2} x_1^2\right) \cdot \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2} u^2} du}_{=\sqrt{2\pi}} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2} x_1^2\right) \quad (\text{also } X_1 \sim N(0, 1)) \end{aligned}$$



$$\text{Analog: } f_{X_2}(x_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}x_2^2\right) \quad (\text{also } X_2 \sim N(0, 1))$$

das heißt die Randverteilungen sind für alle  $\rho$  Standardverteilungen.  $X_1, X_2$  sind unabhängig  $\Leftrightarrow \rho = 0$ . Für  $\rho \neq 0$ :  $f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) = f_{X_1}(x_1)f_{X_2}(x_2)$

**Bemerkung 9.1** Sind  $X_1, \dots, X_n$  unabhängige Zufallsvariablen und  $n_1 + \dots + n_k = n$ ,  $n_i \in \mathbb{N}$ ,  $\varphi_i \in \mathbb{R}^{n_i} \rightarrow \mathbb{R}$  messbar,  $i = 1, \dots, k$ , dann sind auch die Zufallsvariablen  $\varphi_1(X_1, \dots, X_{n_1}), \varphi_2(X_{n_1+1}, \dots, X_{n_1+n_2}), \dots, \varphi_k(X_{n_1+\dots+n_{k-1}+1}, \dots, X_n)$  unabhängig.

**Beispiel 9.3** Es gibt 2 Spieler. Spieler 1 denkt sich zwei Zahlen  $a, b \in \mathbb{R}$  aus. Eine faire Münze entscheidet, ob  $a$  oder  $b$  aufgedeckt wird. Spieler 2 muss raten, ob die verdeckte Zahl größer oder kleiner als die aufgedeckte Zahl ist.

Intuition: Wahrscheinlichkeit richtig zu raten =  $\frac{1}{2}$

Es geht besser: Spieler 2 generiert eine Zahl  $c$  zufällig  $C \sim N(0, 1)$

Entscheidung:  $c$  und die aufgedeckte Zahl werden verglichen.

**Mathematisches Modell:**

$(\Omega_1, \mathcal{A}_1, P_1)$  mit  $\Omega_1 = \{a, b\}$ ,  $\mathcal{A}_1 = \mathcal{P}(\Omega)$ ,  $P_1(\{a\}) = P_1(\{b\}) = \frac{1}{2}$

Sei  $M : \Omega_1 \rightarrow \{a, b\}$ ,  $M(a) = a$ ,  $M(b) = b$  die Zufallsvariablen, die das Ergebnis des Münzwurfes beschreibt.

$(\Omega_2, \mathcal{A}_2, P_2)$  mit  $\Omega_2 = \mathbb{R}$ ,  $\mathcal{A}_2 = \mathfrak{B}$ ,  $P_2(B) = \int_B \varphi_{0,1}(x) dx$

$C : \Omega_2 \rightarrow \mathbb{R}$ ,  $C(\omega) = \omega$ .

Wichtig:  $M$  und  $C$  sind unabhängig. Sei o.B.d.A.  $a < b$ . Wir betrachten den Produktraum mit dem Produktmaß

$P = P_1 \otimes P_2$ . Es sei  $G$  das Ereignis, dass Spieler 2 richtig rät.

$$P(G|M = a) = \frac{P(G, M = a)}{P(M = a)} = \frac{P(C > a, M = a)}{P(M = a)} \stackrel{C, M \text{ unabh.}}{=} \frac{P(C > a)P(M = a)}{P(M = a)}$$

$$\text{Analog: } P(G|M = b) = P(C \leq b)$$

$$\begin{aligned} P(G) &= P(G|M = a)\frac{1}{2} + P(G|M = b)\frac{1}{2} = \frac{1}{2}(P(c > a) + P(c \leq b)) = \\ &= \frac{1}{2}(1 - \Phi(a) + \Phi(b)) = \frac{1}{2}(1 + \underbrace{\Phi(b) - \Phi(a)}_{>0}) > \frac{1}{2} \end{aligned}$$

**Satz 9.3** Sei  $X = (X_1, X_2) : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^2$  ein absolutstetiger Zufallsvektor mit gemeinsamer Dichte  $f_X$ . Dann ist auch die Zufallsvariable  $X_1 + X_2$  absolutstetig und ihre Dichte ist gegeben durch:

$$f_{X_1+X_2}(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(y, x-y) dy \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

Falls die Zufallsvariable  $X_1$  und  $X_2$  unabhängig sind, gilt insbesondere die sog. **Faltungsgleichung**

$$f_{X_1+X_2}(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{X_1}(y) \cdot f_{X_2}(x-y) dy \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

**Bemerkung 9.2**

Sind  $X$  und  $Y$  unabhängig, so schreibt man

$$P_{X+Y} = P_X * P_Y$$

und nennt  $P_X * P_Y$  **Faltung**

**Beweis**

Zwischen Verteilungsfunktion und Dichte gibt es eine eindeutige Zuordnung. Also genügt es zu zeigen:

$$\begin{aligned} P(X_1 + X_2 \leq z) &= \int_{-\infty}^z \int_{-\infty}^{\infty} f_X(y, x-y) dy dx \\ \int_{-\infty}^z \int_{-\infty}^{\infty} f_X(y, x-y) dy dx &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^z f_X(y, x-y) dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{z-y} f_X(y, u) du dy \\ &= \int_{\{(u,y) \in \mathbb{R}^2 | u+y \leq z\}} f_X(y, u) du dy \\ &= P_X(\{(u, y) \in \mathbb{R}^2 | u + y \leq z\}) = P(X_1 + X_2 \leq z) \end{aligned}$$

Die Faltungsformel ergibt sich mit Satz 9.1.b).

**Beispiel 9.4** Ist  $X_1 \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ ,  $X_2 \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$  und  $X_1, X_2$  unabhängig so gilt:

$$X_1 + X_2 \sim N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$$

d.h. die Normalverteilung ist **faltungsstabil**.

**Satz 9.4** Seien  $X, Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  unabhängige Zufallsvariablen mit existierenden Erwartungswerten, so existiert auch der Erwartungswert von  $X \cdot Y$  und es gilt:

$$E X \cdot Y = E X \cdot E Y$$

**Beweis**

Wir betrachten für den Beweis nur den Fall, dass  $(X, Y)$  diskret ist. (Zähldichte)

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} |x_k y_j| P(X = x_k, Y = y_j) &= \sum_{k=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} |x_k y_j| P(X = x_k) P(Y = y_j) \\ &= \underbrace{\left( \sum_{k=1}^{\infty} |x_k| P(X = x_k) \right)}_{< \infty \text{ nach Vor.}} \underbrace{\left( \sum_{j=1}^{\infty} |y_j| P(Y = y_j) \right)}_{< \infty \text{ nach Vor.}} < \infty \end{aligned}$$

Also existiert  $EXY$ . Gleiche Rechnung ohne Betragsstriche ergibt  $EXY = EX \cdot EY$ . Im Allgemeinen folgt die Existenz von  $EXY$  nicht aus der Existenz von  $EX$  und  $EY$ .

**Satz 9.5 (Cauchy-Schwarz-Ungleichung)** Es seien  $X, Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  Zufallsvariablen mit existierendem zweiten Moment, so existiert auch  $EXY$  und es gilt:

$$(EXY)^2 \leq EX^2 EY^2$$

**Beweis**

Es gilt:  $|X \cdot Y(\omega)| = |X(\omega)||Y(\omega)| \stackrel{da(X-Y)^2 > 0}{\leq} X^2(\omega) + Y^2(\omega) \quad \forall \omega \in \Omega$

Aus der Voraussetzung und Satz 7.2.b) folgt die Existenz von  $EXY$ . Außerdem folgt mit Satz 7.2 die Existenz von  $E(X + aY)^2 \quad \forall a \in \mathbb{R}$

Es gilt:  $0 \leq E(X + aY)^2 = EX^2 + a^2 EY^2 + 2aEXY \quad \forall a \in \mathbb{R}$

1. Fall:  $EY^2 = 0 \Rightarrow EXY = 0$ , da die rechte Seite eine Gerade in  $a$  ist.  
 $\Rightarrow$  Ungleichung gilt.

2. Fall:  $EY^2 \neq 0$ : Rechte Seite wird minimal bei  $a^* = -\frac{EXY}{EY^2}$   
 Minimal-Stelle einsetzen ergibt:  $\frac{1}{EY^2}(EX^2 EY^2 - (EXY)^2) \geq 0$   
 $\Rightarrow$  Ungleichung gilt.

**Definition 9.2** Es seien  $X, Y$  Zufallsvariablen mit  $EX^2 < \infty, EY^2 < \infty$ .

a) Dann heißt  $\text{Cov}(X, Y) := E[(X - EX)(Y - EY)]$  die **Kovarianz** von  $X$  und  $Y$ . Ist  $\text{Cov}(X, Y) = 0$ , so nennt man  $X$  und  $Y$  **unkorreliert**.

b) Ist  $\text{Var}(X) \cdot \text{Var}(Y) > 0$ , so heißt

$$\rho(X, Y) := \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}(X) \text{Var}(Y)}}$$

der **Korrelationskoeffizient** von  $X$  und  $Y$ .

**Satz 9.6** Seien  $X, Y$  Zufallsvariablen mit  $EX^2 < \infty, EY^2 < \infty$ . Dann gilt:

a)  $\text{Cov}(X, Y) = EXY - EX \cdot EY$

b) Sind  $X$  und  $Y$  unabhängig, so auch unkorreliert.

c) Ist  $\rho(X, Y)$  erfüllt, so gilt:  $-1 \leq \rho(X, Y) \leq 1$

**Beweis**

a) Es gilt:  $\text{Cov}(X, Y) = E[XY - XEY - YEX + EX \cdot EY] = EXY - EXEY$

b) folgt aus a) und Satz 9.4

c) Mit Satz 9.5 folgt:

$$\begin{aligned} \text{Var}(X) \text{Var}(Y) \rho^2(X, Y) &= (E[(X - EX)(Y - EY)])^2 \leq E(X - EX)^2 E(Y - EY)^2 \\ &= \text{Var}(X) \text{Var}(Y) \end{aligned}$$

**Bemerkung 9.3**

- a) Der Korrelationskoeffizient ist ein Maß für die lineare Abhängigkeit der zwei Zufallsvariablen. Betrachte den Extremfall  $Y = aX + b$  mit  $a \neq 0$ ,  $b \in \mathbb{R}$  gilt  $\text{Cov}(X, Y) = E[(X - EX)(aX + b - aEX - b)] = a \text{Var}(X)$ . und

$$\rho(X, Y) = \frac{a \text{Var}(X)}{\sqrt{a^2 \text{Var}^2(X)}} = \begin{cases} 1 & \text{falls } a > 0 \\ -1 & \text{falls } a < 0 \end{cases}$$

- b) Es gibt Zufallsvariablen, die unkorreliert, aber nicht stochastisch unabhängig sind.

Es sei z.B.  $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \omega_3\}$

$\omega$	$P(\{\omega\})$	$X(\omega)$	$Y(\omega)$	$X(\omega) \cdot Y(\omega)$
$\omega_1$	$\frac{1}{3}$	0	-1	0
$\omega_2$	$\frac{1}{3}$	1	0	0
$\omega_3$	$\frac{1}{3}$	0	1	0

Es gilt:  $\text{Cov}(X, Y) = 0 - 0 = 0$  unkorreliert, aber  $P(X = 0, Y = 1) = \frac{1}{3}$   
 $P(X = 0)P(Y = 1) = \frac{2}{3} \cdot \frac{1}{3} = \frac{2}{9} \neq \frac{1}{3} = P(X = 0, Y = 1)$  sind nicht unabhängig.

- c) Es gilt:  $\text{Cov}(X, X) = \text{Var}(X)$ ,  $\text{Cov}(X, Y) = \text{Cov}(Y, X)$

**Satz 9.7**

Seien  $X_1, \dots, X_n$  Zufallsvariablen mit existierendem zweiten Moment, so gilt:

$$\text{Var}(X_1 + \dots + X_n) = \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) + 2 \sum_{1 \leq i, j \leq n} \text{Cov}(X_i, X_j)$$

Sind die Zufallsvariablen unabhängig (oder unkorreliert), so gilt:

$$\text{Var}(X_1 + \dots + X_n) = \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i)$$

**Beweis**

Mit Satz 7.2 gilt:

$$\begin{aligned} \text{Var}(X_1 + \dots + X_n) &= E \left( \sum_{i=1}^n (X_i - EX_i) \right)^2 = E \sum_{1 \leq i, j \leq n} (X_i - EX_i)(X_j - EX_j) \\ &= \sum_{1 \leq i, j \leq n} \text{Cov}(X_i, X_j) = \sum_{i=1}^n \text{Var}(X_i) + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} \text{Cov}(X_i, X_j) \end{aligned}$$

Der zweite Teil aus Satz 9.6 b)

**Definition 9.3**

Sei  $X = (X_1, \dots, X_n)$  ein Zufallsvektor mit  $EX_i^2 < \infty$ ,  $\forall i = 1, \dots, n$

- a)  $EX = (EX_1, \dots, EX_n)$  heißt **Erwartungswertvektor von X**.
- b) Die  $n \times n$ -Matrix  $\text{Cov } X = (\text{Cov}(X_i, X_j))_{1 \leq i, j \leq n}$  heißt **Kovarianzmatrix von X**.

# Kapitel 10

## Erzeugende Funktionen

In diesem Kapitel sei  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein Wahrscheinlichkeitsraum und  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{N}_0$  eine diskrete Zufallsvariable mit Zähldichte  $\{p_X(k)\}_{k \in \mathbb{N}_0}$ , also  $p_X(k) = P(X = k)$ ,  $k \in \mathbb{N}_0$

### Definition 10.1

Sei  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{N}_0$  eine Zufallsvariable mit Zähldichte  $\{p_X(k)\}_{k \in \mathbb{N}_0}$ . Die Funktion  $g_X : [-1, 1] \rightarrow \mathbb{R}$  mit

$$g_X(s) = \sum_{k=0}^{\infty} p_X(k) s^k = E s^X$$

heißt *erzeugende Funktion von X*.

### Bemerkung 10.1

a)  $g_X(s)$  ist wohldefiniert für  $|s| \leq 1$ , da

$$\sum_{k=0}^{\infty} p_X(k) |s|^k \leq \sum_{k=0}^{\infty} p_X(k) = 1$$

Insbesondere:  $g_X(1) = 1$

b)  $g_X^{(n)}(s)$  ist wohldefiniert für  $s \in (-1, 1)$

c) Es gilt:

$$p_X(k) = \frac{g_X^{(k)}(0)}{k!} \quad \text{für } k \in \mathbb{N}_0$$

Es sei  $g_X(s^-) = \lim_{z \uparrow s} g_X(z)$  „linksseitiger Grenzwert“

### Satz 10.1

Besitzt die  $\mathbb{N}_0$ -wertige Zufallsvariable  $X$  die erzeugende Funktion  $g_X$ , so gilt:

a)  $EX = g_X'(1^-)$ , falls  $EX$  existiert

b)  $\text{Var}(X) = g_X''(1^-) + g_X'(1^-) - (g_X'(1^-))^2$  falls  $\text{Var}(X)$  existiert.

**Beweis**

a)

$$g'_X(s) = \sum_{k=1}^{\infty} p_X(k)k \cdot s^{k-1} \xrightarrow{s \rightarrow 1} \sum_{k=1}^{\infty} p_X(k)k = EX$$

b) ähnlich

**Beispiel 10.1**Sei  $X \sim B(n, p)$ ,  $n \in \mathbb{N}$ ,  $p \in (0, 1)$ 

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}, \quad k = 0, 1, \dots, n$$

Es gilt:

$$g_X(s) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \cdot s^k = (sp + 1 - p)^n$$

$$g'_X(s) = n(sp + 1 - p)^{n-1} p$$

$$g''_X(s) = n(n-1)(sp + 1 - p)^{n-2} p^2$$

Also:

$$EX = g'_X(1^-) = np$$

$$\text{Var}(X) = n(n-1)p^2 + np - (np)^2 = n^2p^2 - np^2 + np - n^2p^2 = np(1-p)$$

**Satz 10.2 (Eindeutigkeitssatz für erzeugende Funktionen)**

Sind  $X$  und  $Y$  zwei diskrete Zufallsvariablen mit Werten in  $\mathbb{N}_0$ , Zähldichten  $\{p_X(k)\}_{k \in \mathbb{N}_0}$ ,  $\{p_Y(k)\}_{k \in \mathbb{N}_0}$  und erzeugenden Funktionen  $g_X(s)$ ,  $g_Y(s)$ , so gilt:

$$p_X(k) = p_Y(k) \quad \forall k \in \mathbb{N}_0 \iff g_X(s) = g_Y(s) \quad \forall s \in [-1, 1]$$

**Beweis**

Identitätssatz für Potenzreihen.

**Satz 10.3**

Sind  $X$  und  $Y$  zwei unabhängige, diskrete Zufallsvariablen mit Werten in  $\mathbb{N}_0$ , dann gilt:

$$g_{X+Y}(s) = g_X(s) \cdot g_Y(s) \quad \forall s \in [-1, 1]$$

**Beweis**Für  $s \in [-1, 1]$  gilt:

$$\begin{aligned} g_{X+Y}(s) &= \sum_{k=0}^{\infty} s^k \cdot P(X+Y = k) = \sum_{k=0}^{\infty} \overbrace{s^k}^{=s^i s^{k-i}} \sum_{i=0}^k \underbrace{P(X=i, Y=k-i)}_{\substack{X, Y \text{ unabh.} \\ = P(X=i) \cdot P(Y=k-i)}} \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{i=0}^k s^i P(X=i) s^{k-i} P(Y=k-i) \\ &= \left( \sum_{i=0}^{\infty} s^i P(X=i) \right) \cdot \left( \sum_{j=0}^{\infty} s^j P(Y=j) \right) \\ &= g_X(s) \cdot g_Y(s) \end{aligned}$$

**Beispiel 10.2**

Es sei  $X \sim B(n, p)$ ,  $Y \sim B(m, p)$ ,  $X$  und  $Y$  unabhängig.

Mit Beispiel 10.1 gilt:  $g_X(s) = (sp + 1 - p)^n$ ,  $g_Y(s) = (sp + 1 - p)^m$

Also folgt mit Satz 10.3:

$$g_{X+Y}(s) = (sp + 1 - p)^{n+m} \Rightarrow X + Y \sim B(n + m, p)$$

Insbesondere ist  $X = \sum_{i=1}^n X_i$ , wobei  $X_1, \dots, X_n$  unabhängig und identisch verteilt mit  $X_i \sim B(1, p)$

**Beispiel 10.3 (Ruinspiel)** • Spieler I besitzt  $n$  Euro

- Spieler II besitzt  $(N - n)$  Euro
- Pro Runde: Spieler I gewinnt von Spieler II einen Euro mit Wahrscheinlichkeit  $p$ , sonst verliert er einen Euro an Spieler II
- Die Runden sind unabhängig
- Gespielt wird bis ein Spieler pleite ist

Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass Spieler I gewinnt? Sei dabei  $N \in \mathbb{N}$  fest. Wir definieren die Ereignisse  $A_n =$  Spieler I gewinnt bei Anfangskapital  $n$  und  $B =$  Spieler I gewinnt die erste Runde. Mit dem Satz der totalen Wahrscheinlichkeit ergibt sich:

$$P(A_n) = P(A_n|B) \cdot P(B) + P(A_n|B^c) \cdot P(B^c) \text{ für } 0 < n < N$$

Sei  $p_n := P(A_n)$ :  $p_n = p_{n+1} \cdot p + p_{n-1} \cdot (1 - p)$ ,  $0 < n < N$  und  $p_0 = 0$  und  $p_N = 1$ . Die ist eine sogenannte Differenzgleichung. Sei  $\rho := \frac{1-p}{p}$  und  $\rho \neq 1$  (d.h.  $p \neq \frac{1}{2}$ ).

$$\begin{aligned} p_{n+1} &= (1 + \rho)p_n - \rho p_{n-1}, \quad n = 1, 2, \dots \\ s^{n+1}p_{n+1} &= (1 + \rho)s^{n+1}p_n - \rho s^{n+1}p_{n-1}, \quad n = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

Sei  $\hat{g}(s) = \sum_{n=0}^{\infty} p_n s^n$ . Dann folgt:

$$\begin{aligned} \hat{g}(s) - p_1 \cdot s &= (1 + \rho)s\hat{g}(s) - \rho s^2\hat{g}(s) \\ \Rightarrow \hat{g}(s) &= \frac{p_1 \cdot s}{1 - (1 + \rho)s + \rho s^2} = \frac{p_1}{\rho - 1} \left( \frac{1}{1 - \rho s} - \frac{1}{1 - s} \right) \\ &= \frac{p_1}{\rho - 1} \left( \sum_{k=0}^{\infty} (\rho s)^k - \sum_{k=0}^{\infty} s^k \right) \\ \Rightarrow p_n &= \frac{p_1}{s - 1} (\rho^n - 1) \end{aligned}$$

Randbedingung:  $p_N = 1$  ergibt  $p_1 = \frac{\rho - 1}{\rho^N - 1}$ . Insgesamt:

$$p_n = \frac{\rho^n - 1}{\rho^N - 1}, \quad n = 0, 1, \dots$$

Bei  $\rho = 1$ :

$$p_n = \frac{n}{N}, \quad n = 1, 2, \dots$$





# Kapitel 11

## Konvergenzbegriffe für Zufallsvariablen

Sei  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein Wahrscheinlichkeitsraum und  $X_1, X_2, \dots \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  Zufallsvariablen. "Konvergenz" der Folge  $\{X_n\}$  kann man auf verschiedene Weise definieren.

### Definition 11.1

a)  $X_n$  konvergiert ***P-fast sicher (P-f.s.)*** gegen  $X$

Schreibweise:  $X_n \xrightarrow{f.s.} X$ , wenn gilt:

$$P(\{\omega \in \Omega \mid \lim_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega) = X(\omega)\}) = 1$$

b)  $X_n$  konvergiert ***in Wahrscheinlichkeit (stochastisch)*** gegen  $X$

Schreibweise:  $X_n \xrightarrow{P} X$ , wenn gilt:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\{\omega \in \Omega \mid |X_n(\omega) - X(\omega)| \geq \varepsilon\}) = 0 \quad \forall \varepsilon > 0$$

c)  $X_n$  konvergiert ***in Verteilung*** gegen  $X$

Schreibweise:  $X_n \xrightarrow{d} X$ , wenn gilt:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(x) = F_X(x) \quad \forall x \in \mathbb{R} \quad \text{an denen } F_X(x) \text{ stetig ist}$$

### Beispiel 11.1

Sei  $X_1, X_2, \dots$  eine Folge von unabhängigen, identisch verteilten (u.i.v.) Zufallsvariablen mit  $P(X_n = 1) = P(X_n = -1) = \frac{1}{2}$  ( $\Rightarrow EX_n = 0$ )

Mit der Ungleichung von Tschebyscheff (Satz 7.4) folgt:

$$P\left(\left|\frac{1}{k} \sum_{i=1}^n X_i - 0\right| \geq \varepsilon\right) \leq \frac{E\left(\left(\frac{1}{k} \sum_{i=1}^n X_i\right)^2\right)}{\varepsilon^2} = \frac{1}{n^2} \cdot \frac{n}{\varepsilon^2} = \frac{1}{n\varepsilon^2} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

Also:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{P} 0$$

**Satz 11.1**

*Fast sichere Konvergenz impliziert die Konvergenz in Wahrscheinlichkeit.*

**Beweis**

Sei  $X_n \xrightarrow{fs} X$  und  $N := \{\omega \in \Omega \mid X_n(\omega) \not\rightarrow X(\omega)\}$  also  $P(N) = 0$

Sei  $\varepsilon > 0$  und für  $n \in \mathbb{N}$

$$A_n = \{\omega \in \Omega \mid \sup_{m \geq n} |X_m(\omega) - X(\omega)| \geq \varepsilon\}$$

Es gilt  $A_n \downarrow$  und  $\omega \in A_n \forall n \in \mathbb{N} \Rightarrow \forall n \in \mathbb{N}, \exists m \geq n : |X_m(\omega) - X(\omega)| \geq \frac{\varepsilon}{2}$

Also:

$$A_n \downarrow \bigcap_{m=1}^{\infty} A_m =: N_\varepsilon \subset \{\limsup_{n \rightarrow \infty} |X_n - X| \geq \frac{\varepsilon}{2}\} \subset N$$

Da  $P$  stetig von oben folgt:

$$0 \leq P(|X_n - X| \geq \varepsilon) \leq P(A_n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} P(N_\varepsilon) \leq P(N) = 0$$

**Bemerkung 11.1**

Die Umkehrung von Satz 11.1 gilt nicht.

Sei  $(\Omega, \mathcal{A}, P) = ([0, 1), \mathfrak{B}_{[0,1)}, \text{Unif}(0, 1))$

(Hier fehlen Skizzen, die  $X_1, X_2, \dots$  beschreiben.)

Offenbar  $P(\{\omega \in \Omega \mid \lim_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega) \text{ existiert}\}) = 0$

aber  $P(\{\omega \in \Omega \mid |X_n(\omega) - 0| \geq \varepsilon\}) = P(X_n = 1) \rightarrow 0$  für  $n \rightarrow \infty$

Das heißt :  $X_n \xrightarrow{P} 0$  aber  $X_n \not\xrightarrow{fs} 0$

**Satz 11.2**

*Konvergenz in Wahrscheinlichkeit impliziert Konvergenz in Verteilung.*

**Beweis**

Vorüberlegung:  $P(A) = P(AB) + P(AB^c) \leq P(AB) + P(B^c)$

$$\Rightarrow P(AB) \geq P(A) - P(B^c) \quad (*)$$

Sei  $X_n \xrightarrow{P} X$ . Für alle  $x \in \mathbb{R}$  gilt:

$$\{\omega \mid X_n(\omega) \leq x\} \supset \{\omega \mid X(\omega) \leq x - \varepsilon, |X_n(\omega) - X(\omega)| < \varepsilon\}, \quad \varepsilon > 0$$

$$\text{da } X_n = X + X_n - X \leq X + |X_n - X| \leq x - \varepsilon + \varepsilon = x$$

Also:

$$\begin{aligned} F_{X_n}(x) &= P(X_n \leq x) \geq P(\underbrace{X \leq x - \varepsilon}_A, \underbrace{|X_n - X| < \varepsilon}_B) \\ &\Rightarrow F_{X_n}(x) \geq \underbrace{P(X \leq x - \varepsilon)}_{F_X(x - \varepsilon)} - P(|X_n - X| \geq \varepsilon) \end{aligned}$$

Andererseits:

$$\begin{aligned} F_{X_n}(x) &= P(X_n \leq x) \\ &= P(X_n \leq x, |X_n - X| < \varepsilon) + P(X_n \leq x, |X_n - X| \geq \varepsilon) \\ &\leq \underbrace{P(X \leq x + \varepsilon)}_{=F_X(x+\varepsilon)} + P(|X_n - X| \geq \varepsilon) \end{aligned}$$

Insgesamt:

$$F_X(x - \varepsilon) - P(|X_n - X| \geq \varepsilon) \leq F_{X_n}(x) \leq F_X(x + \varepsilon) + P(|X_n - X| \geq \varepsilon)$$

Mit  $n \rightarrow \infty$  folgt:

$$F_X(x - \varepsilon) - 0 \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(x) \leq \limsup_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(x) \leq F_X(x + \varepsilon) + 0$$

Mit  $\varepsilon \rightarrow 0$  ( $x$  ist Stetigkeitsstelle von  $F_X$ ) folgt die Behauptung.

### Bemerkung 11.2

Die Umkehrung von Satz 11.2 gilt nicht:

$$\Omega = \{\omega_1, \omega_2\}, \quad \mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega), \quad P(\{\omega_1\}) = P(\{\omega_2\}) = \frac{1}{2}$$

$X(\omega) = 1, \quad X(\omega_2) = -1$ . Also:

$$P(X \leq x) = F_X(x) = \begin{cases} 0, & x < -1 \\ \frac{1}{2}, & -1 \leq x < 1 \\ 1, & x \geq 1 \end{cases} = F_{-X}(x)$$

Sei  $X_n := (-1)^n X \Rightarrow F_{X_n} = F_X \Rightarrow X_n \xrightarrow{d} X$

Aber  $(X_n)$  konvergiert nicht in Wahrscheinlichkeit.

$$X_{2n} = X \xrightarrow{P} X, \quad X_{2n+1} = -X \xrightarrow{P} -X \quad \text{und} \quad P(X = -X) = 0$$

Insgesamt:

$$\boxed{X_n \xrightarrow{fs} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{P} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{d} X}$$

### Lemma 11.3

Konvergenz in Verteilung gegen eine Konstante  $c \in \mathbb{R}$  impliziert Konvergenz in Wahrscheinlichkeit, das heißt:

$$X_n \xrightarrow{d} c \Rightarrow X_n \xrightarrow{P} c$$

**Beweis**

Übung



# Kapitel 12

## Charakteristische Funktionen

In §10 haben wir für diskrete Zufallsvariablen die erzeugende Funktion betrachtet. Jetzt betrachten wir eine andere Transformierte, die für beliebige Zufallsvariablen  $X$  definiert ist. Im Folgenden sei  $(\Omega, \mathcal{A}, P)$  ein Wahrscheinlichkeitsraum.

### Definition 12.1

Es sei  $X$  eine Zufallsvariable. Dann heißt  $\varphi_X : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{C}$

$$\varphi_X(t) := Ee^{itX}$$

die *charakteristische Funktion* zu  $X$

### Bemerkung 12.1

a) Man kann im Reellen rechnen.

$$Ee^{itX} = E \cos(tX) + iE \sin(tX)$$

Insbesondere existieren die Erwartungswerte ohne weitere Bedingung.

b)  $\varphi_X(t)$  hängt nur von der Verteilung von  $X$  ab

c) Ist  $X$  diskret, so gilt:  $\varphi_X(t) = g_X(e^{it})$

d) Ist  $X$  absolutstetig, so gilt:  $\varphi_X(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} f_X(x) dx$  (Fourier-Transformierte von  $f_X$ )

### Beispiel 12.1

Es sei  $X \equiv \mu \in \mathbb{R}$  Dann ist  $\varphi_X(t) = Ee^{it\mu} = e^{it\mu}$

### Beispiel 12.2

Es sei  $X \sim N(0, 1)$  Also:

$$\begin{aligned}
\varphi_X(t) &= Ee^{itX} = E\cos(tX) + iE\sin(tX) \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} \cos(tx) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx + i \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} \sin(tx) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx}_{=0} \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} -x \sin(tx) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \quad \underbrace{= \dots =}_{\text{part. Integration}} - \int_{-\infty}^{\infty} t \cos(tx) \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = -t\varphi_X(t)
\end{aligned}$$

und  $\varphi_X(0) = 1$  Lösung der Dgl.  $\varphi_X(t) = e^{-\frac{t^2}{2}}$

### Satz 12.1

Es sei  $\varphi_X$  die charakteristische Funktion einer Zufallsvariablen  $X$ . Dann gilt:

- a)  $\varphi_X(0) = 1$
- b)  $|\varphi_X(t)| \leq 1 \quad \forall t \in \mathbb{R}$
- c) Für  $a, b \in \mathbb{R}$  gilt:  $\varphi_{aX+b}(t) = e^{ibt} \varphi_X(at)$

### Beweis

- a)  $\varphi_X(0) = Ee^{i0X} = 1$
- b)  $|\varphi_X(t)| \leq E|e^{itX}| = 1$
- c)  $\varphi_{aX+b}(t) = Ee^{it(aX+b)} = e^{itb} \overbrace{Ee^{itaX}}{=\varphi_X(at)}$

### Beispiel 12.3

Es sei  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$

Es gilt:  $\mu + \sigma Z \sim N(\mu, \sigma^2)$ , falls  $Z \sim N(0, 1)$  (Lemma 6.1)

$$\text{Also: } \varphi_X(t) = \varphi_{\mu+\sigma Z}(t) \stackrel{\text{Satz 12.1 c)}}{=} e^{i\mu t} e^{-\frac{\sigma^2 t^2}{2}}$$

### Satz 12.2

Sind  $X_1, \dots, X_n$  unabhängige Zufallsvariablen mit charakteristischen Funktionen  $\varphi_{X_1}, \dots, \varphi_{X_n}$  so gilt für die charakteristische Funktion  $\varphi_{\sum_{i=1}^n X_i}$  von  $\sum_{i=1}^n X_i$ :

$$\varphi_{\sum_{i=1}^n X_i}(t) = \prod_{i=1}^n \varphi_{X_i}(t), \quad \forall t \in \mathbb{R}$$

### Beweis

$$\varphi_{X+Y}(t) = Ee^{it(X+Y)} = E(e^{itX} e^{itY}) \stackrel{X, Y \text{ unabh.}}{=} Ee^{itX} \cdot Ee^{itY} = \varphi_X(t) \cdot \varphi_Y(t)$$

**Satz 12.3**

Falls  $E|X|^n < \infty$ ,  $n \in \mathbb{N}$ , so ist  $\varphi_X$   $n$ -mal differenzierbar und es gilt:

$$\varphi_X^{(n)}(0) = i^n EX^n \quad (\text{n-te Moment})$$

**Beweis**

Man darf  $E$  (= Integral) und Differentiation vertauschen.

( $\rightarrow$  Majorisierte Konvergenz Stochastik II)

$$\varphi_X^{(n)}(t) = \frac{d^n}{(dt)^n} Ee^{itX} = E \left( \frac{d^n}{(dt)^n} e^{itX} \right) = E((iX)^n e^{itX}) = i^n EX^n e^{itX}$$

$$\Rightarrow \varphi_X^{(n)}(0) = i^n EX^n$$

**Beispiel 12.4**

Sei  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$   $E|X|^n < \infty \quad \forall n \in \mathbb{N}$

$$\text{Beispiel 12.3} \quad \Rightarrow \varphi_X(t) = e^{i\mu t} e^{-\frac{\sigma^2 t^2}{2}}$$

$$\xrightarrow[\text{(n=1)}]{\text{Satz 12.2}} EX = \frac{1}{i} (\varphi_X^i(0)) = \frac{1}{i} ((i\mu - \sigma^2 t) e^{i\mu t - \frac{\sigma^2 t^2}{2}}) \Big|_{t=0} = \mu$$

**Satz 12.4 (Eindeutigkeitssatz für charakteristische Funktionen)**

Sind  $X$  und  $Y$  Zufallsvariablen mit derselben charakteristischen Funktion, so haben  $X$  und  $Y$  dieselbe Verteilung.

**Beweis**

Siehe zum Beispiel: Hesse Seite 94

**Beispiel 12.5**

Es seien  $X_1 \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ ,  $X_2 \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ ,  $X_1, X_2$  unabhängig.

$$\text{Beispiel 12.3} \quad \Rightarrow \varphi_{X_1}(t) = e^{it\mu_1} e^{-\frac{\sigma_1^2 t^2}{2}} \quad (\text{entsprechend für } X_2)$$

$$\text{Satz 12.2:} \quad \varphi_{X_1+X_2}(t) = \varphi_{X_1}(t) \cdot \varphi_{X_2}(t) = e^{it(\mu_1+\mu_2)} \cdot e^{-\frac{(\sigma_1^2+\sigma_2^2)t^2}{2}}$$

$\xrightarrow{\text{Satz 12.4}} X_1 + X_2 \sim N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)$  (vgl. Beispiel 9.4 bzw. Übung)

**Satz 12.5 (Stetigkeitssatz bei charakteristischen Funktionen)**

Es sei  $(X_n)$  eine Folge von Zufallsvariablen mit zugehörigen Verteilungsfunktionen  $F_{X_n}(x)$  und charakteristischen Funktionen  $\varphi_{X_n}(t)$ . Folgende Aussagen sind äquivalent:

$$a) X_n \xrightarrow{d} X$$

$$b) \varphi_{X_n}(t) \rightarrow \varphi(t) \quad \forall t \in \mathbb{R} \text{ und } \varphi \text{ ist stetig in } 0.$$

In diesem Fall ist  $\varphi$  die charakteristische Funktion von  $X$ .

**ohne Beweis**





# Kapitel 13

## Grenzwertsätze

### 13.1 Schwache Gesetze der großen Zahlen

#### Satz 13.1 (Tschebyscheffs schwaches Gesetz der großen Zahlen)

Es seien  $X_1, X_2, \dots$  unabhängig und identisch verteilte Zufallsvariablen mit  $EX_i = \mu$  und  $\text{Var}(X_i) < \infty$ . Dann gilt:

$$\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \xrightarrow{P} \mu$$

#### Beweis

Mit der Ungleichung von Tschebyscheff (Satz 7.4) folgt:

$$\begin{aligned} P\left(\left|\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} - \mu\right| \geq \varepsilon\right) &\leq \frac{\text{Var}\left(\frac{X_1 + \dots + X_n}{n}\right)}{\varepsilon^2} \stackrel{\text{Satz 9.6}}{=} \frac{\frac{1}{n^2} \text{Var}(X_1 + \dots + X_n)}{\varepsilon^2} = \\ &= \frac{\text{Var}(X_1)}{n \cdot \varepsilon^2} \rightarrow 0 \quad \text{für } n \rightarrow \infty \end{aligned}$$

$\Rightarrow$  Behauptung

Die Bedingung  $\text{Var}(X_i) < \infty$  soll weg. Zur Vorbereitung brauchen wir einige Ergebnisse aus der Analysis.

**Lemma 13.2** Für alle  $m \in \mathbb{N}$  und  $t \in \mathbb{R}$  gilt:

$$\left| e^{it} - \sum_{k=0}^{m-1} \frac{(it)^k}{k!} \right| \leq \frac{|t|^m}{m!}$$

#### Beweis

Es genügt  $t \geq 0$  zu betrachten, da  $|z| = |\bar{z}|$

Für  $e^{it}$  gilt die folgende Taylorentwicklung mit Integraldarstellung des Restgliedes (Beweis durch Induktion nach  $m$ ):

$$e^{it} = \sum_{k=0}^{m-1} \frac{(it)^k}{k!} + i^m \int_0^t \frac{(t-u)^{m-1}}{(m-1)!} e^{iu} du$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow \left| e^{it} - \sum_{k=0}^{m-1} \frac{(it)^k}{k!} \right| &= \left| \underbrace{i^m}_{|\cdot|=1} \int_0^t \frac{(t-u)^{m-1}}{(m-1)!} \underbrace{e^{iu}}_{|\cdot|=1} du \right| \leq \int_0^t \frac{(t-u)^{m-1}}{(m-1)!} du = \\ &= -\frac{(t-u)^m}{m!} \Big|_0^t = \frac{t^m}{m!} \end{aligned}$$

**Lemma 13.3**

Sei  $X$  eine Zufallsvariable mit existierendem Erwartungswert  $EX = \mu$  und  $\varphi_X(t)$  die zugehörige charakteristische Funktion. Dann gilt  $\forall t \in \mathbb{R}$ :

$$\varphi_X\left(\frac{t}{n}\right) = 1 + i\mu\left(\frac{t}{n}\right) + o_t\left(\frac{1}{n}\right)$$

**Beweis**

Zu zeigen:  $\forall t \in \mathbb{R}$  gilt:  $\left[ \varphi_X\left(\frac{t}{n}\right) - \left(1 + i\mu\frac{t}{n}\right) \right] \cdot n \rightarrow 0$  für  $n \rightarrow \infty$

$$n \cdot \left[ \varphi_X\left(\frac{t}{n}\right) - \left(1 + i\mu\frac{t}{n}\right) \right] = E \left[ \underbrace{n \cdot \left( e^{i\frac{t}{n}X} - 1 - \frac{itX}{n} \right)}_{=: Y_n} \right]$$

Lemma 13.2 mit  $m = 2$ :

$$|Y_n| \leq n \cdot \frac{\left|\frac{t}{n}X\right|^2}{2!} = \frac{t^2 X^2}{2!n} \xrightarrow{f.s.} 0 \quad \text{für } n \rightarrow \infty$$

Limes und  $E$  kann man hier vertauschen ( $\rightarrow$  majorisierte Konvergenz)

$\Rightarrow$  Behauptung

**Lemma 13.4**

Sei  $z \in \mathbb{C}$  fest  $\{\eta_n\}_{n \in \mathbb{N}}$   $\eta_n \in \mathbb{C}$  und  $\eta_n \rightarrow 0$ . Dann gilt:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left( 1 + \frac{z}{n} + \frac{\eta_n}{n} \right)^n = e^z$$

**Beweis**

1. Fall:  $z = 0$

Zu zeigen:  $(1 + \frac{\eta_n}{n})^n \rightarrow 1$  für  $n \rightarrow \infty$

$$\begin{aligned} \left| \left( 1 + \frac{\eta_n}{n} \right)^n - 1 \right| &= \left| \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} \left( \frac{\eta_n}{n} \right)^k \right| \leq \sum_{k=1}^n \binom{n}{k} \left( \frac{|\eta_n|}{n} \right)^k = \left( 1 + \frac{|\eta_n|}{n} \right)^n - 1 \\ &\stackrel{\text{MWS}}{\leq} \frac{|\eta_n|}{n} n (1 + \vartheta)^{n-1} \leq |\eta_n| \left( 1 + \frac{|\eta_n|}{n} \right)^n \leq |\eta_n| \left( 1 + \frac{1}{n} \right)^n \leq \underbrace{|\eta_n| \cdot e}_{\rightarrow 0 \text{ für } n \rightarrow \infty} \end{aligned}$$

2. Fall:  $z \neq 0$

$$\left( 1 + \frac{z}{n} + \frac{\eta_n}{n} \right)^n = \left( 1 + \frac{z}{n} \right)^n \left( \frac{1 + \frac{z}{n} + \frac{\eta_n}{n}}{1 + \frac{z}{n}} \right)^n = \underbrace{\left( 1 + \frac{z}{n} \right)^n}_{\rightarrow e^z \text{ für } n \rightarrow \infty} \cdot \underbrace{\left( 1 + \frac{\varepsilon_n}{n} \right)^n}_{\rightarrow 1 \text{ für } n \rightarrow \infty \text{ (Fall 1)}}$$

mit  $\varepsilon_n \rightarrow 0$  für  $n \rightarrow \infty$

**Satz 13.5 (Khinchins schwaches Gesetz der großen Zahlen, 1929)**

Es seien  $X_1, X_2, \dots$  unabhängig und identisch verteilte Zufallsvariablen mit  $E|X_i| < \infty$ ,  $EX_i = \mu$ . Dann gilt:

$$\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \xrightarrow{P} \mu$$

**Beweis**

Da  $\mu \in \mathbb{R}$  konstant, genügt wegen Lemma 11.3 zu zeigen  $\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \xrightarrow{d} \mu$

Satz 12.5  $\Rightarrow$  zu zeigen ist:  $\varphi_{\frac{X_1 + \dots + X_n}{n}}(t) \rightarrow \varphi_\mu(t) \stackrel{\text{Bsp. 12.1}}{=} e^{it\mu}$

Also:

$$\begin{aligned} \varphi_{\frac{X_1 + \dots + X_n}{n}}(t) &\stackrel{\text{Satz 12.1c)}}{=} \varphi_{X_1 + \dots + X_n}\left(\frac{t}{n}\right) \stackrel{\text{Satz 12.2}}{=} \prod_{k=1}^n \varphi_{X_k}\left(\frac{t}{n}\right) = \left(\varphi_{X_1}\left(\frac{t}{n}\right)\right)^n \\ &\stackrel{\text{Lem. 13.3}}{=} \left(1 + \frac{i\mu t}{n} + o_t\left(\frac{1}{n}\right)\right)^n \stackrel{\text{Lem. 13.4}}{\rightarrow} e^{it\mu} \end{aligned}$$

**13.2 Das starke Gesetz der großen Zahlen****Satz 13.6 (Kolmogorovs starkes Gesetz der großen Zahlen)**

Es seien  $X_1, X_2, \dots$  unabhängig und identisch verteilte Zufallsvariablen mit  $E|X_i| < \infty$ ,  $EX_i = \mu$ . Dann gilt:

$$\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} \xrightarrow{f.s.} \mu$$

ohne Beweis

**Beispiel 13.1 (Monte-Carlo-Simulation)**

Es sei  $f : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}_+$  eine stetige Funktion.  $M := \max_{x \in [0, 1]} f(x)$ . Wir wollen  $\int_0^1 f(x) dx$  numerisch (näherungsweise) berechnen.

Dazu  $U_1, V_1, U_2, V_2, \dots$  eine Folge von unabhängigen Zufallsvariablen, wobei die  $(U_i)$  identisch verteilt sind mit  $U_i \sim U(0, 1)$  und die  $(V_i)$  identisch verteilt sind mit  $V_i \sim U(0, M)$ . Wir setzen

$$I_k = \begin{cases} 1 & , \text{ falls } f(U_k) > V_k \\ 0 & , \text{ falls } f(U_k) \leq V_k \end{cases}$$

Dann gilt:  $I_1, I_2, \dots$  sind unabhängig und identisch verteilte Zufallsvariablen mit

$$EI_k = P(f(U_k) > V_k) = P((U_k, V_k) \in G) = \int_0^1 \int_0^{f(x)} \frac{1}{M} \cdot 1 dy dx = \frac{1}{M} \int_0^1 f(x) dx$$

$$\text{Satz 13.6: } \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n I_k \xrightarrow{f.s.} \frac{1}{M} \int_0^1 f(x) dx \quad \text{für } n \rightarrow \infty$$

**Beispiel 13.2 (Normale Zahlen)**

Es sei  $\Omega = [0, 1)$  und  $\omega \in \Omega$ . Wir betrachten die Dualbruchzerlegung von  $\omega$ : das heißt

$$\omega = \sum_{k=1}^{\infty} a_k \cdot \frac{1}{2^k} \quad a_k \in \{0, 1\}$$

$\omega$  heißt normal, falls die Werte 0 und 1 asymptotisch gleich häufig auftreten.

Wie viele  $\omega \in \Omega$  sind normal?

Sei  $\mathcal{A} = \mathfrak{B}_{[0,1]}$  und definiere die Zufallsvariablen  $X_1, X_2, \dots, X_n: \Omega \rightarrow \{0, 1\}$  durch

$X_n(\omega) = a_n$  für  $n \in \mathbb{N}$  (Beachte  $X_n$  ist Zufallsvariable)

Weiter sei:

$A_n(x_1, \dots, x_n) := \{\omega \in \Omega \mid X_1(\omega) = x_1, \dots, X_n(\omega) = x_n\}$   
 $= \{\omega \in \Omega \mid \frac{x_1}{2} + \frac{x_2}{2^2} + \dots + \frac{x_n}{2^n} \leq \omega < \frac{x_1}{2} + \dots + \frac{x_n}{2^n} + \frac{1}{2^n}\}$  für  $x_1, \dots, x_n \in \{0, 1\}$  fest.

Wir nehmen an, dass  $P = \text{unif}(0,1)$ , das heißt  $P([a, b]) = b - a$  für  $0 \leq a < b < 1$ .

Also  $P(A_n(x_1, \dots, x_n)) = \frac{1}{2^n}$

$\Rightarrow P(X_1 = 0) = P(A_1(0)) = \frac{1}{2} = P(X_1 = 1)$

$P(X_2 = 0) = P(X_2 = 0, X_1 = 0) + P(X_2 = 0, X_1 = 1) =$

$= P(A_2(0,0)) + P(A_2(1,0)) = \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{1}{2}$

und  $P(X_2 = 1) = \frac{1}{2}$

$P(X_1 = x_1, X_2 = x_2) = \frac{1}{4} = P(X_1 = x_1)P(X_2 = x_2)$  für  $x_1, x_2 \in \{0, 1\}$

Also sind die Zufallsvariablen  $X_1, X_2, \dots$  unabhängig und identisch verteilt

mit  $P(X_k = 0) = P(X_k = 1) = \frac{1}{2}$  und  $EX_k = \frac{1}{2}$

Nach Satz 13.6 gilt:

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X_k \xrightarrow{f.s.} \frac{1}{2} \quad \text{für } n \rightarrow \infty$$

das heißt fast alle Zahlen des Intervalls  $[0, 1)$  bis auf eine Menge  $A \subset [0, 1)$  mit  $P(A) = 0$  sind "normal"

**13.3 Der zentrale Grenzwertsatz**

Betrachte die Situation aus Satz 13.1:

Seien  $X_1, X_2, \dots$  unabhängig und identisch verteilte Zufallsvariablen,

$EX_i = \mu, \text{Var}(X_i) < \infty$

Dann gilt:

$$P\left(\left|\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} - \mu\right| \geq \varepsilon\right) \leq \frac{\text{Var}(X_1)}{n \cdot \varepsilon^2}$$

Setze  $\varepsilon = \hat{\varepsilon} \cdot n^{-\frac{1}{2} + \delta}$  mit  $\delta > 0$

$$P\left(\left|\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} - \mu\right| \geq \frac{\hat{\varepsilon}}{n^{\frac{1}{2} - \delta}}\right) \leq \frac{\text{Var}(X_1)}{n \cdot \hat{\varepsilon}^2 n^{-1 + 2\delta}} = \frac{\text{Var}(X_1)}{\hat{\varepsilon}^2 n^{2\delta}}$$

Also für  $\delta > 0: n^{\frac{1}{2} - \delta} \left(\frac{X_1 + \dots + X_n}{n} - \mu\right) \xrightarrow{P} 0$

Was ist mit  $\delta = 0$ ?

**Satz 13.7 (Zentraler Grenzwertsatz)**

Es seien  $X_1, X_2, \dots$  unabhängig und identisch verteilte Zufallsvariablen mit  $EX_i = \mu$  und  $0 < \text{Var}(X_i) = \sigma^2 < \infty$ . Dann gilt:

$$\frac{X_1 + \dots + X_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \xrightarrow{d} X \sim N(0, 1), \text{ also}$$

$$P\left(\frac{X_1 + \dots + X_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \leq x\right) \rightarrow \Phi(x) \quad \text{für } n \rightarrow \infty, \forall x \in \mathbb{R}$$

**Beweis**

Betrachte zunächst den Fall  $\mu = 0, \sigma = 1$

$$\text{zu zeigen: } \frac{X_1 + \dots + X_n}{\sqrt{n}} \xrightarrow{d} X \sim N(0, 1)$$

$$\varphi_{\frac{X_1 + \dots + X_n}{\sqrt{n}}}(t) \stackrel{\text{Satz 12.1c)}}{=} \varphi_{X_1 + \dots + X_n}\left(\frac{t}{\sqrt{n}}\right) \stackrel{\text{Satz 12.2}}{=} \left(\varphi_{X_1}\left(\frac{t}{\sqrt{n}}\right)\right)^n =$$

$$\stackrel{\text{vgl. L. 13.3}}{=} \left(1 + \underbrace{\frac{it\mu}{\sqrt{n}}}_{=0} + \frac{(it)^2}{2n} \underbrace{EX^2}_{=1} + o\left(\frac{1}{n}\right)\right)^n = \left(1 - \frac{t^2}{2n} + o\left(\frac{1}{n}\right)\right)^n \xrightarrow{\text{nach Lem. 13.4}} e^{-\frac{t^2}{2}}$$

Allgemeiner Fall:

Setze  $Y_n = \frac{X_n - \mu}{\sigma}$

Also  $Y_1, Y_2, \dots$  unabhängig und identisch verteilt mit  $EY_1 = 0, \text{Var}(Y_n) = 1$

Wende jetzt Spezialfall an:

$$\frac{X_1 + \dots + X_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} = \frac{Y_1 + \dots + Y_n}{\sqrt{n}} \xrightarrow{d} X \sim N(0, 1)$$

**Korollar 13.8**

Unter den Voraussetzungen des ZGWS gilt für feste  $\alpha, \beta \in \mathbb{R}, \alpha < \beta$ :

$$P\left(\alpha \leq \underbrace{\frac{X_1 + \dots + X_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma}}_{=: T_n} \leq \beta\right) \rightarrow \Phi(\beta) - \Phi(\alpha) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\alpha}^{\beta} e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$

**Beweis** Sei  $\varepsilon > 0$ .

$$\underbrace{F_{T_n}(\beta) - F_{T_n}(\alpha)}_{\xrightarrow{n \rightarrow \infty} \Phi(\beta) - \Phi(\alpha)} \leq P(\alpha \leq T_n \leq \beta) \leq \underbrace{F_{T_n}(\beta) - F_{T_n}(\alpha - \varepsilon)}_{\xrightarrow{n \rightarrow \infty} \Phi(\beta) - \Phi(\alpha - \varepsilon)}$$

Mit  $\varepsilon \rightarrow 0$  folgt daraus die Behauptung. ■

**Satz 13.9** Sind die Zufallsvariablen  $X_1, X_2$  unabhängig und identisch verteilt mit  $EX_1 = \mu$  sowie  $|\mu|_3 = E|X_1 - \mu|^3$ , so gilt:

$$\sup_{x \in \mathbb{R}} |F_{T_n}(x) - \Phi(x)| \leq \frac{|\mu|_3}{\sigma^3 \sqrt{n}}$$

**Beispiel 13.3**

Es seien  $X_1, X_2, \dots$  unabhängig und identisch verteilte Zufallsvariablen mit  $X_n \sim B(1, p)$ . Also  $EX_n = p$ ,  $\text{Var}(X_n) = p(1-p)$ ,  $0 < p < 1$   
Sei  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ , dann gilt nach dem ZGWS:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left(\frac{S_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \leq x\right) = \Phi(x)$$

Umgeformt ergibt das:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(S_n \leq np + x\sqrt{np(1-p)}) = \Phi(x)$$

Da  $S_n \sim B(n, p)$  heißt das:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k \leq np + x\sqrt{np(1-p)}} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} = \Phi(x)$$

Diese Version nennt man auch **Grenzwertsatz von DeMoivre Laplace**.

**Beispiel 13.4 (Wahlumfrage)**

Wir wollen den Anteil  $p$  der Anhänger der Partei A unter den Wahlberechtigten ermitteln. Dazu nehmen wir eine Stichprobe  $X_1, \dots, X_n$ , wobei:

$$X_i = \begin{cases} 1 & , \text{ falls Person } i \text{ Partei A wählt} \\ 0 & , \text{ falls Person } i \text{ Partei A nicht wählt} \end{cases} \quad i = 1, \dots, n$$

Sei  $S_n := X_1 + \dots + X_n$ . Wir schätzen  $\hat{p} = \frac{S_n}{n}$

Wie groß muss der Stichprobenumfang  $n$  mindestens gewählt werden, damit der Schätzfehler  $|\hat{p} - p|$  mit einer Wahrscheinlichkeit von mindestens 0.95 nicht größer als 0.02 ist?

Also gesucht ist die kleinste Zahl  $n \in \mathbb{N}$  mit

$$P(|\frac{S_n}{n} - p| \leq 0.02) \geq 0.95 \Leftrightarrow P\left(\left|\frac{S_n - np}{\sqrt{np(1-p)}}\right| \leq \frac{0.02\sqrt{n}}{\sqrt{p(1-p)}}\right) \geq 0.95$$

Wegen  $p(1-p) = \frac{1}{4} - (p - \frac{1}{2})^2 \leq \frac{1}{4} \quad \forall p \in [0, 1]$  folgt:

$$P\left(\left|\frac{S_n - np}{\sqrt{np(1-p)}}\right| \leq \frac{0.02\sqrt{n}}{\sqrt{p(1-p)}}\right) \geq P\left(\left|\frac{S_n - np}{\sqrt{np(1-p)}}\right| \leq 0.04\sqrt{n}\right)$$

Für  $n$  groß ist etwa  $\frac{S_n - np}{\sqrt{np(1-p)}} \sim N(0, 1)$

$$\Rightarrow P\left(\left|\frac{S_n - np}{\sqrt{np(1-p)}}\right| \leq 0.04\sqrt{n}\right) \approx \Phi(0.04\sqrt{n}) - \Phi(-0.04\sqrt{n}) = 2\Phi(0.04\sqrt{n}) - 1 = 0.95$$

$$\Rightarrow n = (25\Phi^{-1}(0.975))^2 = 2401$$

# Kapitel 14

## Parameterschätzung

### Modell

Es sei  $\{P_\theta | \theta \in \Theta\}$ ,  $\Theta \subset \mathbb{R}^m$  eine Familie von Verteilungen auf  $\chi$  (sog. Stichprobenraum),  $x = (x_1, \dots, x_n)$  sei eine Realisierung der Zufallsstichprobe  $X = (X_1, \dots, X_n)$  zu einer Verteilung  $P \in \{P_\theta | \theta \in \Theta\}$ , wobei der wahre Parameter  $\theta$  unbekannt ist.

### Problem

Schätze unbekanntes  $\theta$  aus der konkreten Realisierung von  $X$ .

### Definition 14.1

Seien  $X_1, \dots, X_n$  unabhängig und identisch verteilte Zufallsvariablen mit Verteilung  $P$ .

Dann heißt der Zufallsvektor  $(X_1, \dots, X_n)$  **Zufallsstichprobe zur Verteilung  $P$** . Eine Realisierung  $(x_1, \dots, x_n)$  von  $(X_1, \dots, X_n)$  nennt man **Stichprobe**.

### Beispiel 14.1

Gegeben sei ein Würfel, den wir  $n$ -mal werfen dürfen. Aus der Beobachtung ist die Wahrscheinlichkeit zu schätzen eine 6 zu würfeln.

Modell:  $\chi = \{0, 1\}$ :  $0 \hat{=}$  keine 6 gewürfelt,  $1 \hat{=}$  6 gewürfelt.

$P_\theta = B(1, \theta)$ ,  $\Theta = [0, 1]$

**Definition 14.2** Eine messbare Abbildung  $T : \chi^n \rightarrow \tilde{\Theta}$ ,  $\tilde{\Theta} \supset \Theta$ , heißt **Schätzer** für  $\theta$ .

**Beispiel 14.2** a) Die Statistik  $\bar{X} = \frac{1}{n}(X_1 + \dots + X_n)$  heißt **Stichprobenmittel**

b) Die Statistik  $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$  heißt **Stichprobenvarianz**

### Beispiel 14.3 (Schätzung eines Fischbestandes)

Teich enthält unbekannte Zahl  $N = \theta$  von Fischen

$r$  Fische werden gefangen, (rot) markiert und wieder ausgesetzt.

In einem zweiten Zug werden  $m$  Fische gefangen  $x$  davon seien markiert.

Wie groß ist  $N$ ?

### Modell

Urne mit  $N = \theta$  Kugeln,  $r$  rot,  $N - r =: s$  schwarz  
 $m$  Kugeln werden ohne Zurücklegen gezogen. Die Zufallsvariable  $X$  beschreibe die Anzahl der roten unter den gezogenen Kugeln.

**Also**

$\chi = \mathbb{N}_0$ ,  $P_\theta \sim \text{Hypergeom.}(\theta, r, m)$ ,  $\Theta = \mathbb{N}$ . Beachte:  $n = 1$

## 14.1 Maximum-Likelihood-Methode

**Idee:**

Wir wählen für  $\theta$  den Wert, unter dem die Wahrscheinlichkeit, dass die konkrete Stichprobe vorliegt maximiert wird.

Im folgenden sei  $P_\theta$  diskret mit Zähldichte  $p(x; \theta)$  oder stetig mit Dichte  $f(x; \theta)$

**Definition 14.3**

Gegeben sei eine Stichprobe  $x = (x_1, \dots, x_n)$ . Dann heißt die Funktion

$$L_x(\theta) := f(x_1; \theta) \cdots f(x_n; \theta) \quad \text{bzw.} \quad L_x(\theta) := \underbrace{p(x_1; \theta) \cdots p(x_n; \theta)}_{P_\theta(X_1, \dots, X_n) = (x_1, \dots, x_n)}$$

die **Likelihood-Funktion** der Stichprobe.

Eine Funktion  $\hat{\theta}_{ML}(x)$  heißt **Maximum-Likelihood Schätzer (MLS)**, falls

$$L_x(\hat{\theta}_{ML}(x)) = \sup_{\theta \in \Theta} L_x(\theta)$$

**Bemerkung 14.1**

a) Ist  $P_\theta$  diskret, so gilt:

$$L_X(\theta) = p(x_1; \theta) \cdots p(x_n; \theta) = P_\theta(X_1 = x_1) \cdots P_\theta(X_n = x_n) \stackrel{X \text{ unabhängig}}{=} P_\theta(X = x)$$

b) Der MLS  $\hat{\theta}_{ML}(x)$  ist nicht immer eindeutig.

**Beispiel 14.4 (vgl. Beispiel 14.3)**

$n = 1$

$$\text{Likelihood-Funktion: } L_x(\theta) = \frac{\binom{r}{x} \binom{\theta-r}{k-x}}{\binom{\theta}{k}}$$

Für welches  $\theta$  ist  $L_x(\theta)$  maximal?

Betrachte:

$$\frac{L_x(\theta)}{L_x(\theta-1)} = \frac{\binom{r}{x} \binom{\theta-r}{m-x} \binom{\theta-1}{m}}{\binom{\theta}{m} \binom{r}{x} \binom{\theta-1-r}{m-x}} = \frac{(\theta-r)(\theta-m)}{\theta(\theta-r-m+x)}$$

$$L_x(\theta) > L_x(\theta-1) \Leftrightarrow (\theta-r)(\theta-m) > \theta(\theta-r-m+x) \Leftrightarrow mr > \theta x \Leftrightarrow \theta < \frac{mr}{x}$$

Also ist  $L_x(\theta)$  maximal für  $\hat{\theta}(x) = \lfloor \frac{mr}{x} \rfloor$

$\hat{\theta}(x)$  ist eindeutig, falls  $\frac{mr}{x} \notin \mathbb{N}$

Falls  $\frac{mr}{x} \in \mathbb{N}$  sind  $\hat{\theta}_1(x) = \frac{mr}{x}$  und  $\hat{\theta}_2(x) = \frac{mr}{x} - 1$  MLS



**Beispiel 14.5 (Schätzung einer Erfolgswahrscheinlichkeit)**

Aus  $n$  Bernoulli-Experimenten liegen  $x$  Erfolge vor, gesucht ist die Erfolgswahrscheinlichkeit:

Modell:  $\chi = \mathbb{N}$ ,  $n = 1$ ,  $P_\theta = B(m, \theta)$ ,  $\Theta = (0, 1)$ .

$$\text{Likelihood-Funktion: } L_x(\theta) = \binom{m}{x} \theta^x (1 - \theta)^{m-x}, \theta \in [0, 1]$$

Statt  $L_x(\theta)$  ist es oft einfacher,  $\log(L_x(\theta))$  zu maximieren, die sogenannte **Log-Likelihoodfunktion**

$$\log(L_x(\theta)) = \log \binom{m}{x} + x \log \theta + (m - x) \log(1 - \theta)$$

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \log(L_x(\theta)) = \frac{x}{\theta} - \frac{(m - x)}{1 - \theta} = 0 \quad \Leftrightarrow \quad \theta = \frac{x}{m}$$

$\theta$  ist tatsächlich Maximum-Stelle, dass heißt  $\hat{\theta}_{\text{ML}}(x) = \frac{x}{m}$

## 14.2 Momentenmethode

**Idee:**

Die ersten Momente von  $P_\theta$  sollten mit den empirischen Momenten übereinstimmen. Aus diesen Gleichungssystemen bestimmen wir den Schätzer.

Es sei  $X \sim P_\theta$ . Dann ist das  $k$ -te Moment

$$\mu_k = \mu_k(\theta) = E_\theta X^k, \quad k = 1, 2, \dots$$

Wir betrachten nun die **empirischen Momente** zur Stichprobe  $x = (x_1, \dots, x_n)$ .

$$\bar{x}_k := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k$$

Es soll nun gelten:  $\mu_k(\theta) = \bar{x}_k$   $k = 1, 2, \dots, m$ . Aufgelöst nach  $\theta$  ergibt sich dann der Momentenschätzer  $\hat{\theta}_{\text{MM}}(x) \in \Theta$ .

**Beispiel 14.6**

$P_\theta = N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\theta = (\mu, \sigma^2)$ ,  $m = 2$

$$(1) \quad \mu_1 = \mu = E_\theta X = \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$(2) \quad \mu_2 = E_\theta X^2 = \text{Var}_\theta(X) + (E_\theta X)^2 = \sigma^2 + \mu^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2$$

Aus (1) folgt:  $\hat{\mu}(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \bar{x}$

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

### 14.3 Wünschenswerte Eigenschaften von Punktschätzern

Im folgenden sei  $X = (X_1, \dots, X_n)$  eine Zufallsstichprobe zur Verteilung  $P_\theta$  und  $T: \chi \rightarrow \tilde{\Theta}$  ein Schätzer von  $\theta$ . Mit  $E_\theta$  bezeichnen wir den Erwartungswert bezüglich  $P_\theta$ .

#### Definition 14.4

a) Der Schätzer  $T$  heißt **erwartungstreu** (unbiased), falls

$$E_\theta T(X_1, \dots, X_n) = \theta \quad \forall \theta \in \Theta$$

b)  $b_T(\theta) := E_\theta T(X_1, \dots, X_n) - \theta$  heißt **Verzerrung** (Bias) des Schätzers  $T$ . Ein erwartungstreuer Schätzer ist unverzerrt.

#### Beispiel 14.7 (vgl. Bsp.14.6)

- $T(x) = \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$  ist ein erwartungstreuer Schätzer für  $\theta = E_\theta X_i$ , denn  $E_\theta(T(X)) = E_\theta\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E_\theta X_i = \theta$
- Ein erwartungstreuer Schätzer für  $\theta = \text{Var}_\theta(X_i)$  ist  $[S^2(x) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2]$

#### Definition 14.5

Sei  $T$  ein Schätzer für  $\theta$ . Dann heißt

$$\text{MSE}(T) := E_\theta[(T(X_1, \dots, X_n) - \theta)^2]$$

(mittlerer) **quadratischer Fehler** ("mean-squared-error")

#### Beispiel 14.8

Sei  $P_\theta = U(0, \theta)$ ,  $\Theta = \mathbb{R}$ ,  $\chi = \mathbb{R}_+$  und  $X = (X_1, \dots, X_n)$  eine Zufallsstichprobe zur Verteilung  $U(0, \theta)$

**Momentenmethode:**  $\bar{x} = E_\theta X_i = \frac{\theta}{2} \Rightarrow \hat{\theta}_{\text{MM}} = 2 \cdot \bar{x}$

**Maximum-Likelihood-Methode:**

$$f(x, \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta}, & 0 \leq x \leq \theta \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

$$\Rightarrow L_x(\theta) = L_{(x_1, \dots, x_n)}(\theta) = f(x_1; \theta) \cdot \dots \cdot f(x_n; \theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta^n}, & 0 \leq x_1, \dots, x_n \leq \theta \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

Maximiere  $L_x(\theta)$  in  $\theta$ :  $\hat{\theta}_{\text{ML}}(x) = \max(x_1, \dots, x_n)$

Welcher Schätzer ist besser?

$$E_\theta[\hat{\theta}_{\text{MM}}(X)] = 2E_\theta \bar{X} = \theta \quad , \text{ also ist } \hat{\theta}_{\text{MM}} \text{ erwartungstreu}$$

Verteilungsfunktion von  $\hat{\theta}_{\text{ML}}(X)$  ist

$$F_\theta(x) = P_\theta(\max(X_1, \dots, X_n) \leq x) = P_\theta(X_1 \leq x, \dots, X_n \leq x)$$

$$= P_\theta(X_1 \leq x) \cdots P_\theta(X_n \leq x) = \left(\frac{x}{\theta}\right)^n, \text{ falls } 0 \leq x \leq \theta$$

Also Dichte von  $\hat{\theta}_{\text{ML}}(X)$ :

$$f_{\hat{\theta}_{\text{ML}}}(x) = \begin{cases} \frac{n}{\theta} \left(\frac{x}{\theta}\right)^{n-1} & , \text{ falls } 0 \leq x \leq \theta \\ 0 & , \text{ sonst} \end{cases}$$

und

$$E_\theta[\hat{\theta}_{\text{ML}}(X)] = \int_0^\theta x f_{\hat{\theta}_{\text{ML}}}(x) dx = \int_0^\theta n \left(\frac{x}{\theta}\right)^n dx = \frac{n}{n+1} \theta$$

also nicht erwartungstreu.

Aber:

$$\text{MSE}(\hat{\theta}_{\text{MM}}(X)) = E_\theta \left( \left[ 2 \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \theta \right]^2 \right) = \frac{\theta^2}{3n}$$

$$\text{MSE}(\hat{\theta}_{\text{ML}}(X)) = E_\theta([\max(X_1, \dots, X_n) - \theta]^2) = \frac{2\theta^2}{(n+2)(n+1)}$$

$$\frac{\text{MSE}(\hat{\theta}_{\text{MM}}(X))}{\text{MSE}(\hat{\theta}_{\text{ML}}(X))} = \frac{2}{3} \frac{n}{(n+2)(n+1)} \quad \text{relative Effizienz}$$

Bei großem  $n$  ist  $\text{MSE}(\hat{\theta}_{\text{ML}}(X))$  kleiner als  $\text{MSE}(\hat{\theta}_{\text{MM}}(X))$ .

### Bemerkung 14.2

Falls  $T$  erwartungstreu ist, gilt  $\text{MSE}(T) = \text{Var}_\theta(T)$

Für  $\text{Var}_\theta(T)$  kann man die folgende untere Abschätzung angeben.

### Satz 14.1 (Ungleichung von Rao-Cramér)

Sei  $X = (X_1, \dots, X_n)$  eine Zufallsstichprobe zur Verteilung  $P_\theta$ .  $T$  sei ein Schätzer für  $\theta$ . Dann gilt:

$$\text{Var}_\theta(T(X)) \geq \frac{(1 + \frac{\partial}{\partial \theta} b_T(\theta))^2}{E_\theta[(\frac{\partial}{\partial \theta} \log L_X(\theta))^2]}$$

### Bemerkung 14.3

(i)  $I(\theta) := E_\theta[(\frac{\partial}{\partial \theta} \log L_X(\theta))^2]$  heißt **Fisher-Information**

(ii) Ist  $T$  erwartungstreu, so ist  $b_T(\theta) = 0$  und  $\text{Var}_\theta(T(X)) \geq \frac{1}{I(\theta)}$

### Beweis

Wir nehmen an, dass  $L_x(\theta) > 0 \forall x \in \chi^n \forall \theta \in \Theta$ ,  $\Theta$  sei ein offenes Intervall in  $\mathbb{R}$  und  $P_\theta$  sei diskret. Es gilt:

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \log L_x(\theta) = \frac{L'_x(\theta)}{L_x(\theta)}$$

Weiter gilt:

$$(1) \sum_{x \in \mathcal{X}^n} L_x(\theta) = \sum_{x \in \mathcal{X}^n} P_\theta(X = x) = 1$$

$$(2) \theta + b_T(\theta) = E_\theta T(X) = \sum_{x \in \mathcal{X}^n} T(x) \cdot L_x(\theta)$$

Wir differenzieren (1) und (2) nach  $\theta$ , und nehmen an, dass wir  $\frac{\partial}{\partial \theta}$  und  $\sum$  vertauschen könne.

(1')

$$0 = \sum_{x \in \mathcal{X}^n} L'_x(\theta) = \sum_{x \in \mathcal{X}^n} \frac{\partial}{\partial \theta} \log(L_x(\theta)) \cdot L_x(\theta) = E_\theta \left[ \frac{\partial}{\partial \theta} \log L_X(\theta) \right]$$

(2')

$$1 + b'_T(\theta) = \sum_{x \in \mathcal{X}^n} T(x) L'_x(\theta)$$

$$\sum_{x \in \mathcal{X}^n} T(x) \frac{\partial}{\partial \theta} \log(L_x(\theta)) \cdot L_x(\theta) = E_\theta \left[ T(X) \cdot \frac{\partial}{\partial \theta} \log L_X(\theta) \right]$$

(2') - (1')  $E_\theta T(X)$

$$1 + b'_T(\theta) = E_\theta [(T(X) - E_\theta T(X)) \frac{\partial}{\partial \theta} \log L_X(\theta)]$$

Mit der Ungleichung von Cauchy-Schwarz folgt:

$$\begin{aligned} (1 + b'_T(\theta))^2 &= \left( E_\theta [(T(X) - E_\theta T(X)) \frac{\partial}{\partial \theta} \log L_X(\theta)] \right)^2 \\ &\leq E_\theta [(T(X) - E_\theta T(X))^2] \cdot E_\theta \left[ \frac{\partial}{\partial \theta} \log L_X(\theta)^2 \right] = \text{Var}_\theta T \cdot I(\theta) \end{aligned}$$

# Kapitel 15

## Konfidenzintervalle

### Definition 15.1

Sei  $\alpha \in (0, 1)$  fest vorgegeben. Ein Intervall der Form  $[L(x), U(x)]$  mit messbaren Funktionen  $L, U : \chi^n \rightarrow \Theta \subset \mathbb{R}$  heißt  $(1 - \alpha)$ -**Konfidenzintervall**, falls  $L(x) \leq U(x) \forall x \in \chi^n$  und  $P_\theta(L \leq U) = 1$  mit  $P_\theta(L \leq \theta \leq U) = 1 - \alpha$

### Bemerkung 15.1

- (i) Sowohl Lage als auch Länge des Konfidenzintervalls hängen von der konkreten Stichprobe ab.
- (ii) Sei zum Beispiel  $\alpha = 0.05$ , dann enthält das Konfidenzintervall in 95% der Fälle den wahren Parameter.

### Beispiel 15.1

Es sei  $P_\theta = N(\theta, \sigma^2)$ ,  $\sigma^2$  bekannt. Stichprobe  $X$  vom Umfang  $n$ .

Bestimme  $(1 - \alpha)$ -Konfidenzintervall für  $\theta$ .

Sei

$$z := \frac{\bar{X} - \theta}{\sigma}.$$

Unter  $P_\theta$  gilt:  $z \sim N(0, 1)$ , (wegen Lemma 6.2, Bsp. 9.4). Wichtig: die Verteilung von  $z$  unter  $P_\theta$  hängt nicht mehr von  $\theta$  ab.

$$\Phi(c) - \Phi(-c) = P_\theta(-c \leq z \leq c) = P_\theta\left(\underbrace{X - \frac{c}{\sqrt{n}}\sigma}_{L(X)} \leq \theta \leq \underbrace{\bar{X} + \frac{c}{\sqrt{n}}\sigma}_{U(X)}\right) \stackrel{!}{=} 1 - \alpha$$

$$1 - \alpha = \Phi(c) - \Phi(-c) = \Phi(c) - (1 - \Phi(c)) = 2\Phi(c) - 1 \Rightarrow \Phi(c) = 1 - \frac{\alpha}{2}$$

Mit  $z_\alpha$  bezeichnen wir im Folgenden das  $\alpha$ -Quantil der Standardnormalverteilung.

Also:  $\Phi(z_\alpha) = \alpha$ . Wegen Symmetrie gilt:  $z_\alpha = -z_{1-\alpha}$

$\Rightarrow z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ . Ein  $(1 - \alpha)$ -Konfidenzintervall ist also:

$$\left[ \bar{x} - \frac{z_{1-\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n}}\sigma, \bar{x} + \frac{z_{1-\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n}}\sigma \right]$$

Die ist ein Sonderfall. Die Länge des Konfidenzintervalls:  $2 \cdot \frac{z_{1-\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n}} \sigma$  und hängt nicht vom Zufall ab.

**Beispiel 15.2** Es sei  $P_\theta = B(m, \theta)$ ,  $\Theta = [0, 1]$ ,  $\chi = \mathbb{N}_0$ ,  $n = 1$

$$\text{Beispiel 13.4: } P_\theta \left( \frac{X - m\theta}{\sqrt{m\theta(1-\theta)}} \leq x \right) \approx \Phi(x)$$

Dann gilt:

$$P_\theta \left( -c \leq \frac{X - m\theta}{\sqrt{m\theta(1-\theta)}} \leq c \right) \approx \Phi(c) - \Phi(-c) \stackrel{!}{=} 1 - \alpha \Rightarrow c = z_{1-\frac{\alpha}{2}}$$

Wir versuchen auf die Darstellung  $L(x) \leq \theta \leq U(x)$  zu kommen:

$$\begin{aligned} -c \leq \frac{X - m\theta}{\sqrt{m\theta(1-\theta)}} \leq c &\Leftrightarrow |X - m\theta| \leq c\sqrt{m\theta(1-\theta)} \\ &\Leftrightarrow (X - m\theta)^2 \leq c^2 m\theta(1-\theta) \\ &\Leftrightarrow \theta^2(c^2 + m) - \theta(2x + c^2) + \frac{x^2}{m} \leq 0 \end{aligned}$$

Nullstellen der Parabel in  $\theta$ :

$$\theta_{1/2} = \frac{1}{m + c^2} \left( x + \frac{c^2}{2} \pm c\sqrt{\frac{X(m-X)}{m} + \frac{c^2}{4}} \right)$$

Das heißt:

$$\begin{aligned} L(x) &= \frac{1}{m + (z_{\frac{\alpha}{2}})^2} \left( x + \frac{(z_{\frac{\alpha}{2}})^2}{2} + z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{x(m-x)}{m} + \frac{(z_{\frac{\alpha}{2}})^2}{4}} \right) \\ U(X) &= \frac{1}{m + (z_{\frac{\alpha}{2}})^2} \left( x + \frac{(z_{\frac{\alpha}{2}})^2}{2} - z_{\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{x(m-x)}{m} + \frac{(z_{\frac{\alpha}{2}})^2}{4}} \right) \end{aligned}$$

In einer Klinik gab es im letzten Jahr 87827 Geburten, davon 45195 Jungen.

Gesucht: 0.99 - Konfidenzintervall für die Wahrscheinlichkeit, dass ein Neugeborenes männlich ist.

Hier:  $m = 87827$ ,  $x = 45195$ ,  $\alpha = 0,01$

$$z_{\frac{\alpha}{2}} = z_{0,005} = -z_{0,995} = -z_{1-\frac{\alpha}{2}} = -2,576$$

Einsetzen:  $[0, 51091, 0, 51961]$

# Kapitel 16

## Testtheorie

### 16.1 Einführung

$\{P_\theta | \theta \in \Theta\}$ ,

$x = (x_1, \dots, x_n)$  ist Realisierung von der Zufallsstichprobe  $X = (X_1, \dots, X_n)$  zur Verteilung  $P_\theta$ .

$\Theta = \Theta_0 + \Theta_1$ ,  $\theta$  ist nicht bekannt.

Wir müssen entscheiden, ob eher  $\theta \in \Theta_0$  oder  $\theta \in \Theta_1$ .

D.h. wir wägen die Hypothese  $H_0 : \theta \in \Theta_0$

gegen die Alternative  $H_1 : \theta \in \Theta_1$

ab.

Falls  $\Theta \subset \mathbb{R}$ , können folgende typische Fragestellungen auftreten. (sei  $\theta_0 \in \Theta$ )

$$H_0 : \theta \leq \theta_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \theta > \theta_0$$

ein sogenanntes **einseitiges Testproblem**.

$$H_0 : \theta = \theta_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \theta \neq \theta_0$$

ein sogenanntes **zweiseitiges Testproblem**.

#### Beispiel 16.1

a) Einseitiger Test:

Ist der Schadstoffgehalt im Nahrungsmittel der  $\not\leq$  der zulässigen Grenze  $\theta_0$ ?

b) Zweiseitiger Test:

Hält die Abfüllanlage das Sollgewicht  $\theta_0$  ein?

Aufgabe:

Bestimme  $R \subset \mathbb{R}^n = \chi^n$ , so dass  $H_0$  verworfen wird, falls die Stichprobe  $x \in R$ .  $R$  heißt **kritischer Bereich**.

Folgende Entscheidungen sind möglich:

0 =  $H_0$  wird nicht verworfen.

1 =  $H_0$  wird verworfen.

### Definition 16.1

Gegeben sei ein Testproblem  $H_0$  vs  $H_1$ .

- a) Sei  $x \in \chi^n$  eine Stichprobe. Eine Funktion  $\varphi : \chi^n \rightarrow \{0, 1\}$  heißt **Test** oder **Testverfahren**. Es gilt:  $R = \{x \in \chi^n | \varphi(x) = 1\}$
- b) Einen **Fehler erster Art** macht man, wenn man zu Unrecht  $H_0$  ablehnt.  
Einen **Fehler zweiter Art** macht man, wenn man zu Unrecht  $H_0$  annimmt.
- c) Sei  $\varphi$  ein Test. Die Funktion  $\beta : \Theta \rightarrow [0, 1]$  definiert durch:

$$\beta(\theta) = P_\theta(X \in R) = P_\theta(\varphi(x) = 1)$$

heißt **Gütefunktion**. Für  $\theta \in \Theta_1$  heißt  $\beta(\theta)$  **Macht des Test**.

### Bemerkung 16.1

Entscheidung	$H_0$	$H_1$
“wahr“		
$H_0$	ok	Fehler 1.Art
$H_1$	Fehler 2.Art	ok

### Definition 16.2

Gegeben sei ein Test.

Wir sagen, dass der Test **Niveau (Signifikanzniveau)**  $\alpha$  hat, falls  $\forall \theta \in \Theta_0$  gilt:  
 $\beta(\theta) \leq \alpha$ , d.h. die Wahrscheinlichkeit für einen Fehler erster Art ist maximal  $\alpha$ .



## 16.2 Tests unter Normalverteilungsannahme

### Test auf den Mittelwert bei bekannter Varianz

$X = (X_1, \dots, X_n), X_i \sim P_\mu = N(\mu, \sigma_0^2), \sigma_0$  sei bekannt,  $\mu \in \Theta = \mathbb{R}$ .

Testproblem:

$$H_0 : \mu \leq \mu_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \mu > \mu_0 = 1000$$

mit  $\mu_0 \in \mathbb{R}$  gegeben.

Sinnvoller Test:

$$\varphi(x) = \varphi(x_1, \dots, x_n) = \begin{cases} 1 & , \text{ falls } \bar{x} \leq c \\ 0 & , \text{ falls } \bar{x} > c \end{cases}, \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

$c \in \mathbb{R}$  ist jetzt noch zu bestimmen und zwar so, dass der Test das Niveau  $\alpha$  erhält.

Bestimmung der Gütefunktion:

betrachte  $\sqrt{n} \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma_0}$

$$P_\mu \left( \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma_0} \leq x \right) = \Phi(x), \text{ (siehe Lemma 6.2)}$$

$$\beta_c(\mu) = P_\mu(\bar{X} > c) = P_\mu \left( \sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma_0} > \sqrt{n} \frac{c - \mu}{\sigma_0} \right) = 1 - \Phi \left( \sqrt{n} \frac{c - \mu}{\sigma_0} \right)$$

Einstellen des Testniveaus:  $\beta_c(\mu) \leq \alpha \quad \forall \mu \leq \mu_0$

Es gilt:

$$\begin{aligned} \mu &\mapsto \beta_c(\mu) & , & \text{ wachsend für festes } c \in \mathbb{R} \\ c &\mapsto \beta_c(\mu) & , & \text{ fallend für festes } \mu \in \mathbb{R} \end{aligned}$$

deswegen genügt:  $\beta_c(\mu_0) \leq \alpha$

$$\beta_c(\mu_0) \leq \alpha \Leftrightarrow 1 - \underbrace{\Phi \left( \sqrt{n} \frac{c - \mu_0}{\sigma_0} \right)}_{=z_{1-\alpha}} \leq \alpha \Leftrightarrow c \geq \frac{z_{1-\alpha} \sigma_0}{\sqrt{n}} + \mu_0 =: c^*$$

### Definition 16.3

Gegeben sei ein Testproblem zum Niveau  $\alpha$  und  $D_\alpha$  eine Menge von Tests zum Niveau  $\alpha$ .

$\varphi^* \in D_\alpha$  heißt **gleichmäßig bester Test** in  $D_\alpha$ , falls

$$\forall \theta \in \Theta_1 : \beta^*(\theta) = P_\theta(\varphi^*(x) = 1) = \max_{\varphi \in D_\alpha} P_\theta(\varphi(x) = 1)$$

Zurück zum Beispiel:

sei  $D_\alpha$  die Menge aller Tests der Form

$$\varphi(x) = \begin{cases} 0 & , \text{ falls } \bar{x} \leq c \\ 1 & , \text{ falls } \bar{x} > c \end{cases} \text{ und } c \geq c^*$$

I.A. findet man keinen gleichmäßig besten Test.

$$\varphi(x) = \begin{cases} 0 & , \text{ falls } \bar{x} \leq c^* \\ 1 & , \text{ falls } \bar{x} > c^* \end{cases}$$

ist gleichmäßig bester Test in  $D_\alpha$ , denn:

$$\beta_c^*(\mu_0) = \alpha \beta_{c^*+h}(\mu) = \beta_c^*(\mu - h) \leq \beta_c^*(\mu) \quad \forall \mu \in \mathbb{R}, h \geq 0$$

### Bemerkung 16.2 (Wahl der Nullhypothese)

Wird  $H_0$  verworfen, so hat man eine Sicherheitswahrscheinlichkeit von  $1 - \alpha$  für die Alternative. Möchte man sich zum Beispiel für  $\theta < \theta_0$  entscheiden, sollte man die Nullhypothese  $H_0 : \theta \geq \theta_0$  wählen.

### Definition 16.4

Seien  $X_0, X_1, \dots, X_r$  unabhängig und identisch verteilte ZV mit  $X_i \sim N(0, 1), r \in \mathbb{N}$ . Dann heißt die Verteilung von

a)

$$\sum_{i=1}^r X_i^2$$

eine  $\chi^2$ -Verteilung mit  $r$  Freiheitsgraden (Schreibweise:  $\chi_r^2$ )

b)

$$\frac{X_0}{\sqrt{\frac{1}{r} \sum_{i=1}^r X_i^2}}$$

eine  $t$ -Verteilung mit  $r$  Freiheitsgraden (Schreibweise:  $t_r$ )

### Satz 16.1

Es sei  $X = (X_1, \dots, X_n)$  eine Zufallsstichprobe zur  $N(\mu, \sigma^2)$ -Verteilung. Dann gilt:

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

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right) \text{ und } \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$$

**Beweis** Es sei  $Y_i := \frac{X_i - \mu}{\sigma}$   $i = 1, \dots, n$

Vor.  $\Rightarrow Y_1, \dots, Y_n$  unabhängig und identisch verteilt mit  $Y_i \sim N(0, 1)$

Sei  $Y = (Y_1, \dots, Y_n)$ .

$$f_y(y_1, \dots, y_n) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\right)^n e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n Y_i^2}$$

Sei jetzt  $a \in \mathbb{R}^{n \times n}$  eine orthogonale Matrix (d.h.  $A^{-1} = A^T$ ) mit

$$a_{nj} = \frac{1}{\sqrt{n}}, \quad j = 1, \dots, n$$

Sei  $Z := A \cdot Y$  und  $a, b \in \mathbb{R}^n$  mit  $a_i \leq b_i$

$$\begin{aligned} P(Z \in \underbrace{(a, b)}_{=(a_1, b_1] \times \dots \times (a_n, b_n]}) &= P(Y \in A^{-1}(a, b)) \\ &= \int_{A^{-1}(a, b)} f_y(y_1, \dots, y_n) dy_1 \cdots dy_n \\ &\stackrel{\text{Substitutionsregel}}{=} \int_{(a, b]} f_y(z_1, \dots, z_n) dz_1 \cdots dz_n \\ &= P(Y \in (a, b]) \quad (\text{wegen } \|y\|^2 = \|Ay\|^2, \det A = 1) \end{aligned}$$

$\Rightarrow Z \stackrel{d}{=} Y$  und  $Z_1, \dots, Z_n$  unabhängig.

$$\begin{aligned} Z_n &= \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n Y_i = \sqrt{n} \cdot \bar{Y} = \frac{\sqrt{n}}{\sigma} (\bar{X} - \mu) \\ (n-1)S^2(x) &= \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \sigma^2 (n-1)S^2(Y) = \sigma^2 \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2 \\ &= \sigma^2 \sum_{i=1}^n (Y_i^2 - 2Y_i \bar{Y} + \bar{Y}^2) = \sigma^2 \left( \sum_{i=1}^n Y_i^2 - n\bar{Y}^2 \right) \\ &= \sigma^2 (\underbrace{\|Y\|^2}_{=\|Z\|^2} - Z_n^2) = \sigma^2 (Z_1^2 + \dots + z_{n+1}^2) \end{aligned}$$

$\bar{X}$  und  $S^2(X)$  sind unabhängig, da  $\bar{X}$  nur von  $Z_n$  und  $S^2(x)$  nur von  $Z_1, \dots, Z_{n-1}$  abhängt.  $\bar{X} \sim N(\mu, \frac{\sigma^2}{n})$  klar und  $\frac{(n-1)S^2(X)}{\sigma^2} = (n-1)S^2(Y) = Z_1^2 + \dots + Z_{n-1}^2 \sim \chi_{n-1}^2$  nach Definition der  $\chi^2$ -Verteilun.  $\blacksquare$

**Korollar 16.2** *Unter der Voraussetzung von Satz 16.1 gilt:*

$$\sqrt{n} \cdot \frac{(\bar{X} - \mu)}{S} \sim t_{n-1}$$

**Beweis** Weil  $\bar{X}$  und  $S^2(X)$  unabhängig sind, sind auch die Zufallsvariablen

$$\sqrt{n} \left( \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \right) \quad \text{und} \quad \sqrt{\frac{1}{(n-1)} \frac{(n-1)S^2(X)}{\sigma^2}} \quad \text{unabhängig.}$$

Also gilt:

$$\frac{\sqrt{n}(X - \mu)}{S(X)} = \frac{\overbrace{\sqrt{n} \cdot \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma}}^{\sim N(0,1)}}{\sqrt{\frac{1}{n-1} \underbrace{(n-1)S^2(X)}_{\sim \chi_{n-1}^2}}} \sim t_{n-1}$$

### 16.3 Test auf den Mittelwert bei unbekannter Varianz

$P_{\mu, \sigma^2} = N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\theta = (\mu, \sigma^2) \in \Theta = \mathbb{R} \times \mathbb{R}_+$ .  $\sigma^2$  ist hier nicht bekannt!

**Einseitiges Testproblem:**  $H_0 : \mu \leq \mu_0$  vs  $H_1 : \mu > \mu_0$  für ein festes  $\mu_0 \in \mathbb{R}$

Sei  $X = (X_1, \dots, X_n)$  eine Zufallsstichprobe zu  $P_{\mu, \sigma^2}$ . Dann gilt:  $\sqrt{n} \frac{\bar{X} - \mu}{S} \sim t_{n-1}$

Als Test verwenden wir:

$$\varphi(x) = \varphi(x_1, \dots, x_n) = \begin{cases} 1, & \text{falls } \bar{x} \leq \frac{1}{\sqrt{n}} \overbrace{t_{n-1}(1-\alpha)}^{(1-\alpha)\text{-Quantil der } t_{n-1}\text{-Verteilung}} S(x) + \mu_0 \\ 0, & \text{falls } \bar{x} > \dots \end{cases}$$

Der Test  $\varphi$  hält das Niveau  $\alpha$  ein: Sei  $\mu \leq \mu_0$

$$\begin{aligned} \beta_\varphi(\mu) &= P_{\mu, \sigma^2} \left( \sqrt{n} \cdot \frac{\bar{X} - \mu_0}{S(X)} > t_{n-1}(\alpha - 1) \right) \\ &\leq P_{\mu, \sigma^2} \left( \sqrt{n} \cdot \frac{\bar{X} - \mu}{S(X)} > t_{n-1}(\alpha - 1) \right) \\ &= 1 - P_{\mu, \sigma^2} \left( \sqrt{n} \cdot \frac{\bar{X} - \mu}{S(X)} \leq t_{n-1}(\alpha - 1) \right) = 1 - (1 - \alpha) = \alpha \end{aligned}$$

**Zweiseitiges Testproblem:**  $H_0 : \mu = \mu_0$  vs  $H_1 : \mu \neq \mu_0$

Der zugehörige Test ist:

$$\varphi(x) = \varphi(x_1, \dots, x_n) \begin{cases} 0, & \text{falls } \sqrt{n} \left| \frac{\bar{x} - \mu_0}{S(x)} \right| \leq t_{n-1} \left( 1 - \frac{\alpha}{2} \right) \\ 1, & \text{falls } \sqrt{n} \left| \frac{\bar{x} - \mu_0}{S(x)} \right| > t_{n-1} \left( 1 - \frac{\alpha}{2} \right) \end{cases} \text{ hat Niveau } \alpha \quad \blacksquare$$

**Beispiel 16.2 (Zweiseitiger t-Test)** Dieses Beispiel wurde nur in der Hannover-schen Vorlesung gezeigt.

Einer früheren Untersuchung zur Folge sind Jungen einer bestimmten Altersgruppe im Mittel  $\sigma_0 = 150\text{cm}$  groß. Ein Hersteller für Kinderbekleidung möchte feststellen, ob sich seit der letzten Untersuchung eine Veränderung ergeben hat. Dazu wird die Größe von  $n = 49$  zufällig ausgesuchten Jungen des entsprechenden Alters gemessen:

Es ergibt sich:  $\bar{X} = 147$  und  $S^2 = \frac{1}{(49-1)} \sum_{i=1}^{49} (X_i - \bar{X})^2 = 36$ .

Als Niveau wird  $\alpha = 0.05$  gewählt.

Annahme: Körpergröße normalverteilt  $N(\theta, \sigma^2)$

$$H_0 : \theta = \theta_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \theta \neq \theta_0$$

$$\sqrt{n} \left| \frac{\bar{X} - \theta_0}{S} \right| = \left| \frac{147 - 150}{6} \right| \cdot 7 = 3,5$$

Aus Tabelle:  $t_{48}(1 - \frac{\alpha}{2}) = t_{48}(0.975) \approx 2.01$

Ablehnung von  $H_0$  ist auf dem Niveau  $\alpha = 0.05$  gesichert.

Bemerkung:

Die angegebenen t-Tests sind unverfälscht und trennscharf in Menge der unverfälschten Tests.

## 16.4 Test auf die Varianz

$P_{\mu, \sigma^2} = N(\mu, \sigma^2)$ ,  $\theta = (\mu, \sigma^2) \in \Theta = \mathbb{R} \times \mathbb{R}_+$ . wie gehabt.

**Testproblem:**  $H_0 : \sigma^2 \leq \sigma_0^2$  vs.  $H_1 : \sigma^2 > \sigma_0^2$

Nach Satz 16.1 gilt:

$$P_{\mu, \sigma^2} \left( \frac{(n-1)S(X)^2}{\sigma_0} \leq x \right) = F_{\chi_{n-1}^2}(x)$$

Als Test verwenden wir:

$$\varphi(x) = \varphi(x_1, \dots, x_n) = \begin{cases} 0, & \text{falls } \frac{(n-1)S(x)^2}{\sigma_0} \leq \chi_{n-1}^2(1-\alpha) \\ 1, & \text{falls } \frac{(n-1)S(x)^2}{\sigma_0} > \chi_{n-1}^2(1-\alpha) \end{cases}$$

Berechnung des Testniveaus: Sei  $\sigma^2 \leq \sigma_0^2$

$$P_{\mu, \sigma^2} \left( \frac{(n-1)S(X)^2}{\sigma_0} > \chi_{n-1}^2(1-\alpha) \right) \leq P_{\mu, \sigma^2} \left( \frac{(n-1)S(X)^2}{\sigma} > \chi_{n-1}^2(1-\alpha) \right) = 1 - (1-\alpha) = \alpha$$



## Kapitel 17

# Randomisierte Tests und das Lemma von Neyman-Pearson

Wir betrachten folgendes Testproblem: Sei  $X \sim B(5, \theta)$  mit  $\theta \in \Theta = \{\frac{1}{2}, \frac{3}{4}\}$

$$H_0 : \theta = \frac{1}{2} \text{ vs. } H_1 : \theta = \frac{3}{4}$$

Wir wollen einen Test der Form

$$\varphi(x) = \begin{cases} 0, & x \leq c \\ 1, & x > c \end{cases}$$

der das Niveau  $\alpha = 0,05$  einhält.

$$\beta\left(\frac{1}{2}\right) = P_{\frac{1}{2}}(X > c) \stackrel{!}{\leq} 5$$

$$\begin{aligned} P_{\frac{1}{2}}(X = 5) &= \left(\frac{1}{2}\right)^5 &&= \frac{1}{32} < 0,05 \\ P_{\frac{1}{2}}(X \in \{4, 5\}) &= \left(\frac{1}{2}\right)^5 + \binom{5}{4} \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^5 &&= \frac{6}{32} > 0,05 \end{aligned}$$

Das heißt der Test

$$\varphi(x) = \begin{cases} 0, & \text{falls } x \leq 4 \\ 1, & \text{falls } x = 5 \end{cases}$$

hält das Niveau  $\sigma$  ein. Leider wird das Signifikanzniveau nicht voll ausgeschöpft.  $\Rightarrow$  mache bei  $x = 4$  ein zusätzliches Experiment.

### Definition 17.1

Eine Funktion  $\varphi : \chi^n \rightarrow [0, 1]$ , die angibt mit welcher Wahrscheinlichkeit  $\varphi(x)$  die Hypothese  $H_0$  abgelehnt wird, heißt **randomisierter Test**. Die Gütefunktion wird jetzt definiert durch

$$\beta(\theta) := E_{\theta} \varphi(X).$$

**Bemerkung 17.1**

Die bisher betrachteten nicht randomisierten Tests sind ein Spezialfall:

$$\varphi(x) = \begin{cases} 0, & x \notin R \\ 1, & x \in R \end{cases}$$

Die Definition der Gütefunktion stimmt mit der bisherigen überein:

$$\beta(\theta) = E_{\theta} \varphi(X) = P_{\theta}(X \in R)$$

Im Beispiel: Wir lehnen  $H_0$  jetzt auch im Falle  $x = 4$  mit einer Wahrscheinlichkeit  $p$  ab:

$$\varphi(x) = \begin{cases} 1, & x = 5 \\ \gamma, & x = 4 \\ 0, & x \in \{0, 1, 2, 3\} \end{cases}$$

$\gamma$  ist so zu bestimmen, dass der Test Niveau  $\alpha = 0,05$  hat.

$$0,05 \stackrel{!}{=} \beta\left(\frac{1}{2}\right) = E_{\frac{1}{2}} \varphi(x) = 1 \cdot \frac{1}{32} + \gamma \binom{5}{4} \frac{1}{32} \Rightarrow \gamma = \frac{3}{25}$$

Im Folgenden betrachten wir den Spezialfall  $\Theta = \{\theta_0, \theta_1\}$

$$H_0 : \theta = \theta_0 \quad \text{vs} \quad H_1 : \theta = \theta_1$$

**Definition 17.2**

Ein randomisierter Test  $\varphi^* : \chi^n \rightarrow [0, 1]$  heißt **Neyman-Pearson-Test**, wenn eine Konstante  $c^* \in [0, \infty)$  und eine Funktion  $\gamma : \chi^n \rightarrow [0, 1]$  gibt mit

$$\varphi^*(x) = \begin{cases} 1 & \text{falls } L_x(\theta_1) > c^* L_x(\theta_0) \\ \gamma(x) & \text{falls } L_x(\theta_1) = c^* L_x(\theta_0) \\ 0 & \text{falls } L_x(\theta_1) < c^* L_x(\theta_0) \end{cases}$$

**Satz 17.1 (Lemma von Neyman-Pearson)**

- a) Ist  $\varphi^*$  ein Neyman-Pearson-Test mit  $\alpha = \beta_{\varphi^*}(\theta_0)$ . Dann ist  $\varphi^*$  trennscharf unter allen Tests zum gleichen Niveau  $\alpha$ , das heißt er hat den kleinsten Fehler zweiter Art.
- b) Für jedes  $\alpha \in (0, 1)$  existiert ein Neyman-Pearson-Test  $\varphi^*$  zum Niveau  $\alpha$ . Dabei kann  $\gamma(x) \equiv \gamma$  gewählt werden.

**Beweis**

- a) Sei  $\varphi$  ein weiterer Test zum Niveau  $\alpha$ . Zu zeigen:  $1 - \beta_{\varphi^*}(\theta_1) \leq 1 - \beta_{\varphi}(\theta_1)$   
Sei

$$A := \{x \in \chi^n \mid \varphi^*(x) > \varphi(x)\} \quad \text{und} \quad B := \{x \in \chi^n \mid \varphi^*(x) < \varphi(x)\}$$



Es gilt:

$$\begin{aligned} x \in A &\Rightarrow \varphi^*(x) > 0 && \Rightarrow L_x(\theta_1) \geq c^* L_x(\theta_0) \\ x \in B &\Rightarrow \varphi^*(x) < 1 && \Rightarrow L_x(\theta_1) \leq c^* L_x(\theta_0) \end{aligned}$$

Also (wir betrachten nur den diskreten Fall):

$$\begin{aligned} \beta_{\varphi^*}(\theta_1) - \beta_{\varphi}(\theta_1) &= \sum_{x \in \mathcal{X}^n} (\varphi^*(x) - \varphi(x)) L_x(\theta_1) \\ &= \sum_{x \in A} (\varphi^*(x) - \varphi(x)) L_x(\theta_1) + \sum_{x \in B} (\varphi^*(x) - \varphi(x)) L_x(\theta_1) \\ &\geq \sum_{x \in A} (\varphi^*(x) - \varphi(x)) c^* L_x(\theta_0) + \sum_{x \in B} (\varphi^*(x) - \varphi(x)) c^* L_x(\theta_0) \\ &= c^* \sum_{x \in \mathcal{X}^n} (\varphi^*(x) - \varphi(x)) = c^* \left( \underbrace{\beta_{\varphi^*}(\theta_0)}_{=\alpha} - \underbrace{\beta_{\varphi}(\theta_0)}_{\leq \alpha} \right) \geq 0 \end{aligned}$$

b) Für  $c \geq 0$  sei

$$\alpha(c) := P_{\theta_0} \left( \frac{L_X(\theta_1)}{L_X(\theta_0)} > c \right) \text{ sowie } \alpha(c^-) := P_{\theta_0} \left( \frac{L_X(\theta_1)}{L_X(\theta_0)} \geq c \right)$$

Sei  $c^* := \inf\{c | \alpha(c) \leq \alpha\}$ . Dann gilt:  $\alpha(c^*) \geq \alpha \geq \alpha(c^*)$ .

Sei außerdem

$$\gamma^* = \begin{cases} 0, & \text{falls } \alpha(c^* -) = \alpha(c^*) \\ \frac{\alpha - \alpha(c^*)}{\alpha(c^* -) - \alpha(c^*)}, & \text{falls } \alpha(c^* -) > \alpha(c^*) \end{cases}$$

Dann gilt:

$$\begin{aligned} \beta_{\varphi^*}(\theta_0) &= E_{\theta_0} \varphi^*(X) \\ &= P_{\theta_0} \left( \frac{L_X(\theta_1)}{L_X(\theta_0)} > c^* \right) + \gamma^* P_{\theta_0} \left( \frac{L_X(\theta_1)}{L_X(\theta_0)} = c^* \right) + 0 \\ &= \alpha(c^*) + \gamma^* (\alpha(c^* -) - \alpha(c^*)) \\ &= \alpha \end{aligned}$$

### Beispiel 17.1

Es sei  $P_{\theta} \sim \text{Exp}(\theta)$  und  $\Theta = \{\theta_0, \theta_1\}$  mit  $\theta_0 < \theta_1$ . Es ist

$$L_x(\theta) = \theta^n e^{-\theta \sum_{i=1}^n X_i} = \theta^n e^{-\theta n \bar{X}}$$

Betrachte

$$c^* < q(x) = \frac{L_X(\theta_1)}{L_X(\theta_0)} = \left( \frac{\theta_1}{\theta_0} \right)^n e^{n\bar{x}(\theta_0 - \theta_1)} =: q^*(\bar{x})$$

$q^*(\bar{x})$  ist fallen in  $\bar{x}$ . Also ist der zugehörige Neyman-Pearson-Test äquivalent zu:

$$\varphi(x) = \begin{cases} 1, & \text{falls } \bar{X} < c^* \quad (\Leftrightarrow q(x) > \tilde{c}) \\ \gamma^*, & \text{falls } \bar{X} = c^* \quad (\Leftrightarrow q(x) = \tilde{c}) \\ 0, & \text{falls } \bar{X} > c^* \quad (\Leftrightarrow q(x) < \tilde{c}) \end{cases}$$

$$\alpha(c) = P_{\theta_0}(\bar{X} < c) = P_{\theta_0}(\sum_{i=1}^n X_i < nc)$$

Es ist  $\sum_{i=1}^n X_i \sim \Gamma(n, \theta_0)$  für  $\theta \in \Theta$ . Offenbar ist  $\alpha(c) = P_{\theta_0}(\bar{x} < c)$  stetig in  $c$  und damit  $\gamma^* = 0$ .  $c$  ist so zu wählen, dass

$$P_{\theta_0} \left( \sum_{i=1}^n X_i < nc^* \right) \stackrel{!}{=} \alpha$$

Wir betrachten jetzt wieder den Fall:

$$H_0 : \theta \leq \theta_0 \text{ vs. } H_1 : \theta > \theta_0$$

Im allgemeinen können wir hier nicht wie vorher einen trennscharfen Test konstruieren. Es gibt aber Spezialfälle wo das klappt.

### Definition 17.3

$\{f(x, \theta), \theta \in \Theta\}$  bzw.  $\{p(x, \theta), \theta \in \Theta\}$  heißt **Familie von (Zähl-)Dichten mit monotonen Dichtequotienten**, falls es eine messbare Funktion  $T : \chi^n \rightarrow \mathbb{R}$  gibt, so dass

$$q(x) = \frac{L_x(\theta_1)}{L_x(\theta_0)} = q^*(T(X_1, \dots, X_n))$$

und  $q^*$  eine monotone Funktion in  $T(x_1, \dots, x_n) = T(x)$  ist  $\forall \theta_0 < \theta_1$

### Beispiel 17.2 (vgl. Beispiel 15.3)

Die Familie der Exponentialverteilungen erfüllt die Bedingung mit  $T(x) = \bar{x}$ .

### Satz 17.2

- a) Sei  $x \in \chi^n$  eine Zufallsstichprobe zu einer Verteilung mit monoton nicht fallendem Dichtequotienten in  $T(x)$ . Jeder Test der Form:

$$\varphi(x) = \begin{cases} 1, & T(x) > t_0 \\ \gamma, & T(x) = t_0 \\ 0, & T(x) < t_0 \end{cases}$$

ist gleichmäßig bester Test für das Testproblem

$$H_0 : \theta \leq \theta_0 \text{ vs. } H_1 : \theta > \theta_0$$

zum Niveau

$$\alpha = E_{\theta_0}(\varphi(X)) = \sup_{\theta \leq \theta_0} E_{\theta}(\varphi(X))$$

- b) Für jedes  $\alpha \in (0, 1)$  und  $\theta_0 \in \Theta$  existiert ein Test wie in a) beschrieben.

# Kapitel 18

## Likelihood-Quotienten Test

Gegeben sei ein allgemeines Testproblem:

$$H_0 : \theta \in \Theta_0 \text{ vs. } H_1 : \theta \in \Theta_1$$

**Definition 18.1** Der *Likelihood-Quotient* ist definiert durch:

$$q(x) = \frac{\sup_{\theta \in \Theta_0} L_x(\theta)}{\sup_{\theta \in \Theta_1} L_x(\theta)}$$

Ein Test der Form:

$$\varphi(x) = \begin{cases} 0, & q(x) > c_0 \\ \gamma, & q(x) = c_0 \\ 1, & q(x) < c_0 \end{cases}$$

heißt *Likelihood-Quotienten Test*.

### Bemerkung 18.1

Der Neyman-Pearson-Test ist ein spezieller Likelihood-Quotienten-Test.

**Beispiel 18.1**  $P_{\mu, \sigma^2} = N(\mu, \sigma^2)$ ,  $X = (X_1, \dots, X_n)$  Zufallsstichprobe zu  $N(\mu, \sigma^2)$ .  
 $\theta = (\mu, \sigma^2) \in \Theta = \mathbb{R} \times \mathbb{R}_+$ .

Testproblem:

$$H_0 : \mu = \mu_0 \text{ vs. } H_1 : \mu \neq \mu_0$$

$$\Theta_0 = \{(\mu, \sigma^2) | \mu = \mu_0, \sigma^2 \in \mathbb{R}_+\}$$

$$\Theta_1 = \{(\mu, \sigma^2) | \mu \neq \mu_0, \sigma^2 \in \mathbb{R}_+\}$$

Likelihood-Quotient:

$$\sup_{\theta \in \Theta_0} L_x(\theta) = \sup_{\sigma^2} \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{\frac{n}{2}}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2\right)$$

Der Maximum-Likelihood-Schätzer für  $\sigma^2$  (bei bekanntem  $\mu = \mu_0$ ) ist:

$$\hat{\sigma}_{\text{ML}}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2$$

$$\Rightarrow \sup_{\theta \in \Theta_0} L_x(\theta) = \frac{n^{\frac{n}{2}}}{(2\pi)^{\frac{n}{2}} (\sum_{i=1}^n (x_i - \mu_0)^2)^{\frac{n}{2}}} e^{-\frac{n}{2}}$$

Analog:

$$\begin{aligned} \sup_{\theta \in \Theta_1} L_x(\theta) &= \frac{n^{\frac{n}{2}}}{(2\pi)^{\frac{n}{2}} (\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2)^{\frac{n}{2}}} e^{-\frac{n}{2}} \\ \Rightarrow q(x) &= \left( \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu - 0)^2} \right)^{\frac{n}{2}} \\ &= (1 + n \cdot T^*(x))^{-\frac{n}{2}} \text{ mit } T^*(x) = \frac{(\bar{x} - \mu_0)^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \end{aligned}$$

$q(x)$  ist fallend in  $T^*(x)$ , das heißt der kritische Bereich ist:

$$\begin{aligned} \{x | q(x) < c_0\} &= \{x | T^*(x) > c'\} = \left\{x \mid \frac{u(\bar{x} - \mu_0)^2}{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} > c'\right\} \\ &= \left\{x \mid \left| \sqrt{n} \cdot \frac{\bar{x} - \mu_0}{S(x)} \right| > \sqrt{n(n-1)c'}\right\} \end{aligned}$$

Der Likelihood-Quotiententest ist also äquivalent zu folgendem Test:

$$\varphi(x) = \begin{cases} 0, & \text{falls } \left| \sqrt{n} \cdot \frac{\bar{x} - \mu_0}{S(x)} \right| \leq \sqrt{n(n-1)c'} \\ 1, & \text{falls } \left| \sqrt{n} \cdot \frac{\bar{x} - \mu_0}{S(x)} \right| > \sqrt{n(n-1)c'} \end{cases}$$

Beachte:

$$\sqrt{n} \cdot \frac{\bar{X} - \mu - 0}{S(x)} \sim t_{n-1}$$

Einstellen des Testniveaus:

$$\begin{aligned} \beta(\mu_0) = E_{\mu_0} \varphi(X) &= P_{\mu_0} \left( \underbrace{\left| \sqrt{n} \cdot \frac{\bar{X} - \mu_0}{S(X)} \right|}_{=:z} > \underbrace{\sqrt{n(n-1)c'}}_{=: \tilde{c}} \right) \stackrel{!}{=} \alpha \\ &= P_{\mu_0}(z < -\tilde{c}) + P_{\mu_0}(z > \tilde{c}), \quad z \sim t_{n-1} \end{aligned}$$

Wichtig: Die Dichte der  $t_{n-1}$ -Verteilung ist symmetrisch zu 0

$$\begin{aligned} &= 2(1 - F_{t_{n-1}}(\tilde{c})) \stackrel{!}{=} \alpha \\ \Rightarrow \tilde{c} &= t_{n-1}\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right) \end{aligned}$$

# Stichwortverzeichnis

- (1 -  $\alpha$ )-Konfidenzintervall, 73
- $\chi^2$ -Verteilung, 78
- $\sigma$ -Algebra über  $\Omega$ , 2
  
- absolutstetig, 29, 40
- Algebra über  $\Omega$ , 2
  
- bedingte Wahrscheinlichkeit, 13
- bivariate Normalverteilung, 41
- Borelsche  $\sigma$ -Algebra, 18
  
- Cauchy-Schwarz-Ungleichung, 47
- charakteristische Funktion zu  $X$ , 57
  
- Dichte von  $X$ , 29
- diskret, 27
- diskrete Verteilungen, 27
  - binomialverteilt, 27
  - geometrisch, 28
  - gleichverteilt, 29
  - hypergeometrisch, 28
  - Poisson - verteilt, 29
- Durchschnitt von  $A$  und  $B$ , 1
- durchschnittsstabil, 19
- Dynkin-System, 19
  
- Eindeutigkeitssatz für char. Funkt., 59
- einseitiges Testproblem, 75
- Elementare Zufallsvariable, 33
- empirischen Momente, 69
- erwartungstreu, 70
- Erwartungswertvektor von  $X$ , 48
- erzeugende Funktion von  $X$ , 49
- Erzeugendensystem, 18
  
- Faltung, 46
  - Faltungsformel, 45
  - faltungsstabil, 46
- Fehler
  - 1.Art, 76
  - 2.Art, 76
- Fisher-Information, 71
- Formel von Bayes, 14
  
- gleichmäßig bester Test, 77
- Grenzwertsatz von DeMoivre Laplace, 66
- Gutefunktion, 76
  
- $k$ -tes Moment von  $X$ , 36
- $k$ -tes zentriertes Moment von  $X$ , 36
- Kartesische Produkt, 2
- Khinchins schw. Gesetz der gr. Zahlen, 63
- Kolmogorovs st. Gesetz der gr. Zahlen, 63
- Komplement von  $B$ , 1
- konvergiert
  - in Verteilung, 53
  - in Wahrscheinlichkeit, 53
  - P-fast sicher, 53
- Korrelationskoeffizient, 47
- Kovarianz, 47
- Kovarianzmatrix von  $X$ , 48
- kritischer Bereich, 75
  
- Lemma von Neyman-Pearson, 84
- Likelihood-Funktion, 68
- Likelihood-Quotient, 87
- Likelihood-Quotienten Test, 87
- Log-Likelihoodfunktion, 69
  
- Macht des Test, 76
- Marginalverteilung, 39
- Maximum-Likelihood Schätzer (MLS), 68
- Messraum, 2
- Monte-Carlo-Simulation, 63
- Multinomialverteilung, 41
- Multiplikationssatz, 14
  
- Neyman-Pearson-Test, 84

- Niveau (Signifikanzniveau), 76  
Potenzmenge von  $\Omega$ , 2  
Produkt- $\sigma$ -Algebra, 39  
quadratischer Fehler, 70  
Quantilfunktion, 24  
Rand-(Marginal) Zahldichte, 40  
randomisierter Test, 83  
Randverteilung, 39  
Rechteckmengen, 39  
Satz über monotone Klassen, 19  
Satz von der totalen W'keit, 14  
Schätzer, 67  
Siebformel, 5  
standard normalverteilt, 31  
Standardabweichung, 36  
stetige Verteilungen  
    exponentialverteilt, 30  
    gleichverteilt, 30  
    normalverteilt, 31  
Stetigkeitssatz bei char. Funkt., 59  
Stichprobe, 67  
Stichprobenmittel, 67  
Stichprobenvarianz, 67  
t-Verteilung, 78  
Tscheby. schw. Gesetz der gr. Zahlen, 61  
unabhängige Zufallsvariable, 43  
Unabhängigkeit von Ereignissen, 15  
Ungleichung von Rao-Cramér, 71  
Varianz, 36  
Vereinigung von  $A$  und  $B$ , 1  
Verteilung, 23  
Verteilungsfunktion, 23  
Verzerrung, 70  
Wahl der Nullhypothese, 78  
Wahrscheinlichkeitsmas, 4  
Wahrscheinlichkeitsraum, 4  
Zahldichte (gemeinsame), 40  
Zahldichte von  $X$ , 27  
Zentraler Grenzwertsatz, 65  
Zufallsstichprobe, 67  
Zufallsvariable, 21  
Zufallsvektor, 40  
Zweiseitiger t-Test, 80  
zweiseitiges Testproblem, 75