Stochastik II

Prof. Dr. Bäuerle

Im Wintersemester 06/07

Das Team von http://mitschriebwiki.nomeata.de/

Inhaltsverzeichnis

1 Maß-Integral und Erwartungswert

Stochastik I: Ein Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ bestehend aus:

(i) $\Omega \neq \emptyset$ bel. Menge, der Ergebnisraum

(ii) $\mathcal{A} \subset \mathcal{P}(\Omega)$ eine σ-Algebra, d.h.
- $\Omega \in \mathcal{A}$
- $A \in \mathcal{A} \implies A^c \in \mathcal{A}$
- $A_1, A_2, \ldots \in \mathcal{A} \implies \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{A}$

(iii) $P : \mathcal{A} \to [0,1]$ ein Wahrscheinlichkeitsmaß, d.h.
- $P(\Omega) = 1$
- $A_1, A_2, \ldots \in \mathcal{A}$, paarweise disjunkt $\implies P(\sum_{i=1}^{\infty} A_i) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i)$ (σ-Additivität)

Statt das Wahrscheinlichkeitsmaßes P betrachten wir jetzt eine allgemeine Funktion $\mu : \mathcal{A} \to \mathbb{R}_+ \cup \{\infty\}$, die beliebige positive Werte annehmen kann.

Definition
Sei $(\Omega, \mathcal{A})$ ein messbarer Raum. Eine Abbildung $\mu : \mathcal{A} \to \mathbb{R}_+ \cup \{\infty\}$ heißt ***Maß*** *auf $(\Omega, \mathcal{A})$, wenn $\mu(\emptyset) = 0$ und $\mu(\sum_{i=1}^{\infty} A_i) = \sum_{i=1}^{\infty} \mu(A_i)$ für alle paarweise disjunkten Ereignisse $A_1, A_2, \ldots, (\Omega, \mathcal{A}, \mu)$ heißt* ***Maßraum****.*

Bemerkung
Da $\mu(A) = \infty$ möglich, definieren wir: $a + \infty = \infty \ \forall a \in \mathbb{R} \cup \{\infty\}$.

Definition
Sei μ ein Maß auf $(\Omega, \mathcal{A})$.

1. *μ heißt* ***endlich****, falls $\mu(\Omega) < \infty$,*
2. *μ heißt* ***σ-endlich****, falls $\exists$ eine Folge $(A_i), i \in \mathbb{N}, A_i \in \mathcal{A}$ mit $\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i = \Omega$ und $\mu(A_i) < \infty \ \forall i \in \mathbb{N}$.*

Beispiel 1.1

a) Sei $(\Omega, \mathcal{A})$ ein messbarer Raum, $\omega \in \Omega$ fest.

$$\delta_\omega(A) := \begin{cases} 1, & \omega \in A \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

für $A \in \mathcal{A}$ definiert ein Maß.
δ_ω heißt **Einpunktmaß** oder **Dirac-Maß** im Punkt ω. Da $\delta_\omega(\Omega) = 1$ ist δ_ω sogar ein Wahrscheinlichkeitsmaß.

b) $\mu := \sum_{\omega\in\Omega} \delta_\omega$ ist das **abzählende Maß** auf Ω.
(Falls $|A| < \infty : \mu(A) = |A|$ Anzahl der Elemente in A.)
μ ist endlich $\Leftrightarrow$ Ω ist endlich,
μ ist σ-endlich $\Leftrightarrow$ Ω ist abzählbar.

c) Sei $\Omega = \mathbb{R}$, $\mathcal{A} = \mathfrak{B}(\mathbb{R})$ Borelsche σ-Algebra.

$$\mathfrak{B}(\mathbb{R}) = \sigma(\underbrace{\{(a,b], -\infty < a < b < \infty\}}_{=:\varepsilon \text{ Erzeuger}}) = \sigma(\varepsilon) := \bigcap_{\mathcal{A}\ \sigma\text{-Algebra}, \varepsilon\subset\mathcal{A}} \mathcal{A}$$

Sei $a, b \in \mathbb{R}$ mit $a < b$. Durch $\lambda((a,b]) := b - a$ wird auf $(\mathbb{R}, \mathfrak{B}(\mathbb{R}))$ ein Maß definiert, das sogenannte **Lebesgue-Maß**. Die Eindeutigkeit von λ folgt aus dem **Eindeutigkeitssatz für Maße**:
Sei $\mathcal{A} = \sigma(\varepsilon)$ und ε durchschnittsstabil (d.h.: $A, B \in \varepsilon \implies A\cap B \in \varepsilon$). Weiter seien μ_1, μ_2 Maße auf $\mathcal{A}$ mit $\mu_1(A) = \mu_2(A)$ $\forall A \in \varepsilon$. $\exists$ eine Folge $(A_n)_{n\in\mathbb{N}} \subset \varepsilon$ mit $A_n \uparrow \Omega$ und $\mu_1(A_n) = \mu_2(A_n) < \infty$ $\forall n$, so gilt $\mu_1 = \mu_2$.
Eine nichttriviale Aufgabe ist es hier zu zeigen, dass λ auf ganz $\mathfrak{B}(\mathbb{R})$ zu einem Maß fortgesetzt werden kann. (gezeigt von Carathéodory; s. z.B. Henze, Bauer)
Bei $\Omega = \bar{\mathbb{R}} = \mathbb{R} \cup \{\infty, -\infty\}$, ist $\mathfrak{B}(\bar{\mathbb{R}}) := \{B \subset \bar{\mathbb{R}} | B \cap \mathbb{R} \in \mathfrak{B}(\mathbb{R})\} = \{B, B \cup \{\infty\}, B \cup \{-\infty\}, B \cup \{\infty, -\infty\} | B \in \mathfrak{B}(\mathbb{R})\}$ eine σ-Algebra (analog $\mathfrak{B}((-\infty,\infty))$ und $\bar{\lambda}(B) = \lambda(B)$ $\forall B \in \mathfrak{B}(\mathbb{R})$ und $\bar{\lambda}(\{\infty\}) = \bar{\lambda}(\{-\infty\}) = 0$
λ ist <u>nicht</u> endlich, da $\lambda((-\infty, a]) = \sum_{n=1}^{\infty} \underbrace{\lambda((a-n, a-n+1])}_{=1} = \infty$, aber σ-endlich, da $\bigcup_{n=1}^{\infty}(-n, n] = \mathbb{R}, \lambda((-n,n]) < \infty$ $\forall n \in \mathbb{N}$.

d) Seien μ_n Maße, $n \in \mathbb{N}$, so ist

$$\mu := \sum_{n=1}^{\infty} b_n \mu_n$$

wieder ein Maß.
Konvention: $a \cdot \infty = \infty \cdot a = \infty, a > 0, 0 \cdot \infty = 0$
Spezialfall: $\mu_n = \delta_{\omega_n} (\omega_n \in \Omega), b \geq 0, \sum_{n=1}^{\infty} b_n = 1$

$$\mu = \sum_{n=1}^{\infty} b_n \delta_{\omega_n}$$

ist dann ein diskretes, auf $\{\omega_1, \omega_2, \ldots\}$ konzentriertes Wahrscheinlichkeitsmaß.

e) Sei $G : \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ wachsend und rechtsseitig stetig (Eine Funktion mit diesen Eigenschaften heißt **maßdefinierende Funktion**. Gilt zusätzlich $\lim_{x\to\infty} G(x) = 1, \lim_{x\to-\infty} G(x) = 0$, dann ist G eine Verteilungsfunktion.)

$$\mu_G((a,b]) := G(b) - G(a)$$

für $a, b \in \mathbb{R}, a \leq b$ definiert μ_G ein Maß auf $(\mathbb{R}, \mathfrak{B}(\mathbb{R}))$, das sogenannte **Lebesgue-Stieltjes-Maß** zu G. (Fortsetzungsproblem analog zu c))

Ist G eine Verteilungsfunktion mit $G(x) = \int_{-\infty}^{x} f(y)\mathrm{d}y$ mit

$$f \geq 0 : \int_{-\infty}^{\infty} f(y)\mathrm{d}y = 1,$$

so ist $\mu_G((a,b]) = \int_a^b f(y)\mathrm{d}y$ ein Wahrscheinlichkeitsmaß mit Dichte f.

Bemerkung
Viele der in Stochastik I für Wahrscheinlichkeitsmaße besprochene Eigenschaften gelten auch für allgemeine Maße μ, z.B. μ ist stetig von unten, d.h.

$$\underbrace{A_n \uparrow}_{A_n \subset A_{n+1}} \text{ mit} \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i = A \implies \mu(A) = \lim_{n\to\infty} (A_n)$$

Bei der Stetigkeit von oben brauchen wir eine Zusatzbedingung:

$$\underbrace{A_n \downarrow}_{A_n \supset A_{n+1}} \text{ mit} \bigcap_{k=1}^{\infty} A_k = A, \underline{\mu(A_n) < \infty} \implies \mu(A) = \lim_{n\to\infty} \mu(A_n)$$

Beispiel
Lebesgue-Maß: $A_n = (-\infty, -n] \downarrow, \emptyset = \bigcap_{n=1}^{\infty}(-\infty, -n], \lim_{n\to\infty} \lambda((-\infty, -n]) = \infty \neq 0 = \lambda(\emptyset)$

Definition
*Seien $(\Omega, \mathcal{A})$ und $(\Omega', \mathcal{A}')$ zwei meßbare Räume. Eine Abbildung $f : \Omega \to \Omega'$ heißt $(\mathcal{A}, \mathcal{A}')$-**messbar**, falls*

$$f^{-1}(A') \in \mathcal{A}, \ \forall A' \in \mathcal{A}'$$

*f mit dieser Eigenschaft heißt **Zufallsgröße**. Ist $\Omega' = \mathbb{R}$, dann **Zufallsvariable**.*

Im Folgenden sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mu)$ ein Maßraum. Ziel ist es, möglichst vielen Funktionen $f : \Omega \to \bar{\mathbb{R}}$ ein Integral bezüglich μ zuzuordnen. Die Konstruktion erfolgt in drei Schritten:

1.) Sei $\mathcal{E} := \{f : \Omega \to \mathbb{R} | f \geq 0, f \text{ ist } \mathcal{A}\text{-messbar}, f(\Omega) \text{ endlich}\}$ die Menge der **Elementarfunktionen** auf Ω.
Ist $f(\Omega) = \{\alpha_1, \ldots, \alpha_n\}, \alpha_j \geq 0$, so gilt:

$$f = \sum_{j=1}^{n} \alpha_j \mathbf{1}_{A_j}$$

mit $A_j := f^{-1}(\{\alpha_j\})$ und $\Omega = \sum_{j=1}^{n} A_j$. Eine Darstellung von f mit dieser Eigenschaft heißt „Normaldarstellung" von f.
Normaldarstellung ist nicht eindeutig.

Definition
*Ist f eine Elementarfunktion mit Normaldarstellung $f = \sum_{j=1}^{n} \alpha_j \mathbf{1}_{A_j}$, so heißt $\int f d\mu := \sum_{j=1}^{n} \alpha_j \mu(A_j)$ das μ-**Integral** von f. Schreibweise $\int f d\mu = \mu(f)$.*

Lemma 1.1 (Unabhängigkeit des Integrals von der Normaldarstellung)

Für zwei Normaldarstellungen

$$f = \sum_{j=1}^{n} \alpha_j \mathbf{1}_{A_j} = \sum_{i=1}^{m} \beta_i \mathbf{1}_{B_i}$$

einer Funktion $f \in \mathcal{E}$ gilt:

$$\sum_{j=1}^{n} \alpha_j \mu(A_j) = \sum_{i=1}^{m} \beta_i \mu(B_i)$$

Beweis

$$\text{Voraussetzung} \implies \Omega = \sum_{j=1}^{n} A_j = \sum_{i=1}^{m} B_i$$

$$\begin{aligned} \implies \mu(A_j) &\overset{\sigma-\text{Add.}}{=} \sum_{i=1}^{m} \mu(A_j \cap B_i) \\ \mu(B_i) &= \sum_{i=1}^{n} \mu(A_j \cap B_i) \end{aligned}$$

$$\mu(A_j \cap B_i) \neq 0 \implies A_j \cap B_i \neq \emptyset \implies \alpha_j = \beta_i$$

Insgesamt:

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^{n} \alpha_j \mu(A_j) &= \sum_{j=1}^{n} \sum_{i=1}^{m} \underbrace{\alpha_j}_{\beta_i} \mu(A_j \cap B_i) \\ &= \sum_{i=1}^{m} \beta_i \mu(B_i) \end{aligned}$$

■

Lemma 1.2 (Eigenschaften des μ-Integrals)

a) $\int \mathbf{1}_A d\mu = \mu(A)$ *für* $A \in \mathcal{A}$

b) $\int (\alpha f) d\mu = \alpha \int f d\mu$ *für* $f \in \mathcal{E}, \alpha \geq 0$

c) $\int (f+g) d\mu = \int f d\mu + \int g d\mu$ *für* $f, g \in \mathcal{E}$

d) $f \leq g \implies \int f d\mu \leq \int g d\mu$ *für* $f, g \in \mathcal{E}$

Beweis
a), b) klar

c) Sei $f = \sum_{j=1}^n \alpha_j \mathbf{1}_{A_j}, g = \sum_{i=1}^m \beta_i \mathbf{1}_{B_i}$

$$\begin{aligned}
\implies f &= \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^m \alpha_j \mathbf{1}_{A_j \cap B_i} \\
g &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \beta_i \mathbf{1}_{B_i \cap A_j} \\
\text{also } f+g &= \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^m (\alpha_j + \beta_i) \mathbf{1}_{A_j \cap B_i} \\
\implies \mu(f+g) &= \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^m (\alpha_j + \beta_i) \mu(A_j \cap B_i) \\
&= \sum_{j=1}^n \alpha_j \sum_{i=1}^m \mu(A_j \cap B_i) + \sum_{i=1}^m \beta_i \underbrace{\sum_{j=1}^n \mu(A_j \cap B_i)}_{=\mu(B_i)} \\
&= \mu(f) + \mu(g)
\end{aligned}$$

d) folgt mit gleicher Darstellung wie in c) ■

Bemerkung

a) Ist $f = \sum_{j=1}^n \alpha_j \mathbf{1}_{A_j} \in \mathcal{E}$, aber nicht notwendig eine Normaldarstellung, so folgt aus Lemma 1.2 c) $\int f \mathrm{d}\mu = \sum_{j=1}^n \alpha_j \mu(A_j)$

b) Ist $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ ein Wahrscheinlichkeitsraum und $X : \Omega \to \mathbb{R}_+$ eine Zufallsvariable mit endlich vielen Werten $\{x_1, \ldots, x_n\}$, so gilt:

$$\begin{aligned}
\int X \mathrm{d}P &= \sum_{j=1}^n x_j P(X^{-1}(\{x_j\})) \\
&= \sum_{j=1}^n x_j P^X(\{x_j\})
\end{aligned}$$

$(A_j = X^{-1}(\{x_j\}))$
Also: $\int X \mathrm{d}P = EX$

2.) Sei $\mathcal{E}^+ := \{f : \Omega \to \bar{\mathbb{R}} | f \geq 0, f \text{ ist } \mathcal{A}\text{-messbar}\}$. Wichtig: Elemente von $\mathcal{E}^+$ kann man beliebig gut duch Elemente aus $\mathcal{E}$ approximieren.

Satz 1.1
Zu jedem $f \in \mathcal{E}^+$ gibt es eine wachsende Folge $(u_n)_{n\in\mathbb{N}}$ aus $\mathcal{E}$ mit $u_n \uparrow f$, d.h. $u_n \leq u_{n+1}$ und $\lim_{n\to\infty} u_n = f$ (jeweils punktweise).

Beweis
Sei $\alpha_n : \bar{\mathbb{R}} \to [0,\infty]$ gegeben durch:

$$\alpha_n(x) := \begin{cases} 0, & \text{falls } x < 0 \\ \frac{j}{2^n}, & \text{falls } \frac{j}{2^n} \le x < \frac{j+1}{2^n}, j = 0, 1, \ldots, n2^n - 1 \\ n, & \text{falls } x \ge n \end{cases}$$

(Hier fehlt ein Bild)
α_n ist $\mathfrak{B}$-messbar. $\alpha_n \uparrow$ und $\lim_{n\to\infty} \alpha_n(x) = x$ für $n \to \infty$. Sei $u_n := \alpha_n \circ f$. Dann gilt $u_n \in \mathcal{E}$ und $u_n \uparrow f$. ∎

Bemerkung
Ist f beschränkt, so konvergiert die Folge (u_n) gleichmäßig gegen f, d.h. $\lim_{n\to\infty} \sup_{\omega\in\Omega} |f(\omega) - u_n(\omega)| = 0$.

Definition
Sei $f \in \mathcal{E}^+$ und (u_n) eine wachsende Folge aus $\mathcal{E}$ mit $\lim_{n\to\infty} u_n = f$. Dann heißt

$$\int f\, d\mu := \lim_{n\to\infty} \int u_n\, d\mu$$

*das **μ-Integral von** f. Wir zeigen, dass $\int f\, d\mu$ wohldefiniert ist.*

Lemma 1.3
Sind (u_n) und (v_n) wachsende Folgen aus $\mathcal{E}$ mit $\lim_{n\to\infty} u_n = \lim_{n\to\infty} v_n$, so gilt:

$$\lim_{n\to\infty} \int u_n\, d\mu = \lim_{n\to\infty} \int v_n\, d\mu$$

Beweis
Wir zeigen zunächst: $\lim_{n\to\infty} u_n \ge v$ mit $v \in \mathcal{E} \implies \mu(v) \le \lim_{n\to\infty} \mu(u_n)$
Denn: Sei $v = \sum_{j=1}^m \alpha_j \mathbf{1}_{A_j}$ $(\alpha_j \ge 0, A_j \in \mathcal{A})$ und $0 < c < 1$ beliebig. Sei $B_n := \{\omega | u_n(\omega) \ge cv(\omega)\} \in \mathcal{A}$. Da $u_n \ge cv\mathbf{1}_{B_n}$ folgt:

$$\mu(u_n) \ge c\mu(v\mathbf{1}_{B_n}) \; (*)$$

Nach Voraussetzung: $v \le \lim_{n\to\infty} u_n, u_n \uparrow \implies B_n \uparrow \Omega, A_j \cap B_n \uparrow A_j$

$$\begin{aligned} \implies \mu(v) &= \sum_{j=1}^m \alpha_j \mu(A_j) = \lim_{n\to\infty} \sum_{j=1}^m \alpha_j \mu(A_j \cap B_n) \\ &= \lim_{n\to\infty} \mu(v\mathbf{1}_{B_n}) \end{aligned}$$

Nehme $\lim_{n\to\infty}$ in $(*)$:$\lim_{n\to\infty} \mu(u_n) \ge c\mu(v)$. Da $c < 1$ beliebig war, folgt die Behauptung.
Jetzt zur eigentlichen Aussage: Es gilt: $v_k \le \lim_{n\to\infty} u_n, u_k \le \lim_{n\to\infty} v_n \overset{\text{Hilfsaussage}}{\Longrightarrow}$ $\mu(v_k) \le \lim_{n\to\infty} \mu(u_n), \mu(u_k) \le \lim_{n\to\infty} \mu(v_n),\ \forall k \in \mathbb{N}$.
$\lim_{k\to\infty}$ bei beiden Ungleichungen $\implies$ Behauptung. ∎

Bemerkung

a) Die letzten beiden Definitionen sind verträglich

b) Die Eigenschaften von Lemma 1.2 gelten weiter.

3.) $f : \Omega \to \bar{\mathbb{R}}$ ist $\mathcal{A}$-messbar (ohne Vorzeichenbeschränkung). $f^+ := \max\{0, f\}, f^- := -\min\{0, f\}, f = f^+ - f^-, |f| = f^+ + f^-$

Definition
*Eine $\mathcal{A}$-messbare Funktion $f : \Omega \to \bar{\mathbb{R}}$ heißt μ-integrierbar, falls $\int f^+ d\mu < \infty, \int f^- d\mu < \infty$. In diesem Fall heißt $\int f d\mu = \mu(f) = \int f^+ d\mu - \int f^- d\mu$ das **μ-Integral von f**.*
Schreibweise: $\int f d\mu = \int f(\omega)\mu(d\omega) = \int_\Omega f d\mu; \int_A f d\mu := \int f \cdot \mathbf{1}_A d\mu$

Bemerkung a) Die letzten beiden Definitionen sind verträglich

b) Falls mindestens einer der Werte $\int f^+ \mathrm{d}\mu, \int f^- \mathrm{d}\mu$ endlich ist, so heißt f **quasi-integrierbar**.

c) Ist $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ ein Wahrscheinlichkeitsraum, $X : \Omega \to \mathbb{R}$ eine Zufallsvariable, so gilt: EX existiert $\iff$ X ist P-integrierbar. In diesem Fall: $EX = \int X \mathrm{d}P$

d) Offenbar gilt: f ist integrierbar $\iff$ $|f|$ ist integrierbar

Satz 1.2 (Eigenschaften des μ-Integrals)
Es seien $f, g : \Omega \to \bar{\mathbb{R}}$ μ-integrierbar und $c \in \mathbb{R}$. Dann gilt:

a) cf und $f + g$ sind μ-integrierbar und

$$\begin{aligned} \int cf\, d\mu &= c \int f\, d\mu \\ \int (f+g)\, d\mu &= \int f\, d\mu + \int g\, d\mu \end{aligned}$$

b) $f \leq g \implies \int f d\mu \leq \int g d\mu$

c) $|\int f d\mu| \leq \int |f| d\mu$

Beweis a) α) Sei $c \geq 0$ (analog $c \leq 0$): $(cf)^+ = cf^+, (cf)^- = cf^-$
Also ist cf integrierbar: $\xRightarrow{\text{Satz 1.1}}$ $\exists u_n^+ \uparrow f^+, u_n^+ \in \mathcal{E}$

$$\begin{aligned} \int cf^+ \mathrm{d}\mu &= \lim_{n\to\infty} \int cu_n^+ \mathrm{d}\mu \\ &= c \lim_{n\to\infty} \int u_n^+ \mathrm{d}\mu \\ &= c \int f^+ \mathrm{d}\mu \end{aligned}$$

Analog f^-.

β) $|f+g| \leq |f|+|g| \implies f+g$ μ-integrierbar.
Sei zunächst $f,g \in \mathcal{E}^+ \xrightarrow{\text{Satz 1.1}} \exists u_n \uparrow f, v_n \uparrow g, u_n, v_n \in \mathcal{E} \implies u_n + v_n \uparrow f+g, u_n+v_n \in \mathcal{E}$
Mit Lemma 1.2 folgt:

$$\begin{aligned}
\int (f+g)\mathrm{d}\mu &= \lim_{n\to\infty} \int (u_n+v_n)\mathrm{d}\mu \\
&= \lim_{n\to\infty} (\int u_n \mathrm{d}\mu + \int v_n \mathrm{d}\mu) \\
&= \lim_{n\to\infty} \int u_n \mathrm{d}\mu + \lim_{n\to\infty} \int v_n \mathrm{d}\mu \\
&= \int f \mathrm{d}\mu + \int g \mathrm{d}\mu
\end{aligned}$$

Sei jetzt f, g beliebig
$(f+g)^+ - (f+g)^- = f+g = f^+ - f^- + g^+ - g^- \implies (f+g)^+ + f^- + g^- = (f+g)^- + f^+ + g^+ \overset{\text{s.o.}}{\implies} \int (f+g)^+ \mathrm{d}\mu + \int f^- \mathrm{d}\mu + \int g^- \mathrm{d}\mu = \int (f+g)^- \mathrm{d}\mu + \int f^+ \mathrm{d}\mu + \int g^+ \mathrm{d}\mu$
$\implies \int (f+g)\mathrm{d}\mu = \int (f+g)^+ \mathrm{d}\mu - \int (f+g)^- \mathrm{d}\mu = \int f^+ \mathrm{d}\mu - \int f^- \mathrm{d}\mu + \int g^+ \mathrm{d}\mu - \int g \mathrm{d}\mu = \int f \mathrm{d}\mu + \int g \mathrm{d}\mu$

b) vergleiche Übung

c) $f \leq |f|, -f \leq |f| \xrightarrow{\text{b) mit } g=|f|}$ Behauptung ■

Bemerkung Ist $\mu = \lambda$ das Lebesgue-Maß, so heißt $\int f \mathrm{d}\mu = \int f \mathrm{d}\lambda$ Lebesgue-Integral.

Beispiel 1.2 a) Sei δ_ω das Dirac-Maß, $f: \Omega \to \bar{\mathbb{R}}$ ist δ_ω-integrierbar falls $f(\omega) < \infty$ und dann gilt

$$\int f \mathrm{d}\delta_\omega = f(\omega)$$

Denn: Sei $f \in \mathcal{E} \implies f = \sum_{j=1}^n \alpha_j \mathbf{1}_{A_j} \implies \int f \mathrm{d}\delta_\omega = \sum_{j=1}^n \alpha_j \delta_\omega(A_j) = \alpha_k \cdot 1 = f(\omega)$
$f \in \mathcal{E}^+ : u_n \uparrow f, \int u_n \mathrm{d}\delta_\omega = u_n(\omega) \uparrow f(\omega)$
f allgemein $\implies f = f^+ - f^-$

b) Sei (μ_n) eine Folge von Maßen und $\mu = \sum_{n=1}^\infty \mu_n$. Für $f: \Omega \to \bar{\mathbb{R}}$ gilt:

$$f \text{ ist } \mu\text{-integrierbar} \iff \sum_{n=1}^\infty \int |f| \mathrm{d}\mu_n < \infty$$
$$\int f \mathrm{d}\mu = \sum_{n=1}^\infty \int f \mathrm{d}\mu_n \text{ (vergleiche Übung)}$$

Spezialfall: $(\Omega, \mathcal{A}) = (\mathbb{N}, \mathcal{P}(\mathbb{N})), \mu = \sum_{n=1}^\infty \delta_n$ (Zählmaß auf $\mathbb{N}$)
f ist μ-integrierbar $\iff \sum_{n=1}^\infty |f(n)| < \infty$, dann $\int f \mathrm{d}\mu = \sum_{n=1}^\infty f(n)$.
Summation ist ein Spezialfall von Integration. Sei $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \ldots\}, \mathcal{A} =$

$\mathcal{P}(\Omega)$.$\mu = P := \sum_{n=1}^{\infty} p_n \delta_{\omega_n}$ mit $p_n \geq 0, \sum_{n=1}^{\infty} p_n = 1$ (Wahrscheinlichkeitsmaß).
Sei $X : \Omega \to \bar{\mathbb{R}}$ eine Zufallsvariable:

$$EX \text{ existiert } \iff \sum_{n=1}^{\infty} |X(\omega_n)| p_n < \infty \iff X \text{ist} P\text{-integrierbar}$$

$$EX = \sum_{n=1}^{\infty} X(\omega_n) P_n = \sum_{n=1}^{\infty} X(\omega_n) P(\{\omega_n\}) = \int X \mathrm{d}P$$

c) Sei $\Omega = [a, b]$ und $\mathcal{A} = \mathfrak{B}_{[a,b]} = \{A \cap [a, b] | A \in \mathfrak{B}\}$ (Spur von $\mathfrak{B}$ auf $[a, b]$)
$\mu(A) := \lambda(A)\ \forall A \in \mathcal{A}$. Ist $f : \Omega \to \mathbb{R}$ messbar und f Riemann-integrierbar, so ist f auch μ-integrierbar und es gilt:

$$\int f \mathrm{d}\mu = \int f(x) \mathrm{d}x$$

(Hier fehlt ein Bild zur Veranschaulichung)
Das Lebesgue-Integral ist eine Erweiterung des Riemann-Integrals:
Sei $f = \mathbf{1}_{\mathbb{Q} \cap [0,1]}$. f ist nicht Riemann-integrierbar. Da $f \in \mathcal{E}$ gilt:

$$\int f \mathrm{d}\lambda = 0 \cdot \lambda(\mathbb{Q}^c \cap [0, 1]) + 1 \cdot \lambda(\mathbb{Q} \cap [0, 1]) = 0$$

Das letzte Gleichheitszeichen gilt wegen:

(i) $\lambda(\{a\}) = 0$, da $\{a\} = \cap_{n=1}^{\infty} [a, a + \frac{1}{n})$

(ii) $\lambda(\sum_{i=1}^{\infty} \{a_i\}) = \sum_{i=1}^{\infty} \lambda(\{a_i\}) = 0$

Vorsicht bei uneigentlichen Riemann-Integralen! $\int_0^{\infty} \frac{\sin x}{x} \mathrm{d}x$ ist Riemann-integrierbar, aber nicht Lebesgue-integrierbar.

2 Eigenschaften des Maß-Integrals

2.1 Konvergenzsätze

Im Folgenden sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mu)$ ein Maßraum und $f, f_1, f_2, \ldots : \Omega \to \bar{\mathbb{R}}$ messbare Funktionen.

Satz 2.1 (Satz von Beppo Levi, Satz von der monotonen Konvergenz)
Sind $f, f_1, f_2, \ldots \geq 0$ mit $f_n \uparrow f$, so gilt

$$\lim_{n\to\infty} \int f_n \, d\mu = \int f \, d\mu.$$

Beweis $\forall f_n \; \exists (u_{nm})_{m\in\mathbb{N}} \subset \mathcal{E}$ mit $u_{nm} \uparrow f_n$ für $m \to \infty$. Sei $h_m := \max\{u_{1m}, \ldots, u_{mm}\} \implies h_m \uparrow$ und $(h_m) \subset \mathcal{E}$. Außerdem: $u_{nm} \leq h_m$ für $n \leq m$.
Also: $f_n = \sup_{m\in\mathbb{N}} u_{nm} = \sup_{m\geq n} u_{nm} \leq \sup_{m\in\mathbb{N}} h_m$ und $h_m \leq f_m \leq f$. Insgesamt: $h_m \uparrow f$ und $\lim_{m\to\infty} \int h_m \mathrm{d}\mu = \int f \mathrm{d}\mu$. Mit $\int h_m \mathrm{d}\mu \leq \int f_m \mathrm{d}\mu \leq \int f \mathrm{d}\mu$ folgt die Behauptung. ■

Im Folgenden sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mu)$ ein Maßraum und $f_1, f_2, f_3, \ldots : \Omega \to \bar{\mathbb{R}}$ messbare Funktionen.

Satz 2.2 (Lemma von Fatou)
Gilt $f_n \geq 0, n \in \mathbb{N}$, so folgt

$$\int \liminf_{n\to\infty} f_n \, d\mu \leq \liminf_{n\to\infty} \int f_n \, d\mu$$

Beweis Sei $g_n := \inf_{m\geq n} f_m, f := \liminf_{n\to\infty} f_n$, so gilt $g_n \uparrow f$ und mit Satz 2.1
$\int \liminf_{n\to\infty} f_n \mathrm{d}\mu = \lim_{n\to\infty} \int g_n \mathrm{d}\mu = \liminf_{n\to\infty} \int g_n \mathrm{d}\mu \leq \liminf_{n\to\infty} \int f_n \mathrm{d}\mu$ ■

Satz 2.3 (Satz von Lebesgue oder Satz von der majorisierten Konvergenz)

Es gelte $\lim_{n\to\infty} f_n(\omega) = f(\omega) \; \forall \omega \in \Omega$. Existert eine μ-integrierbare Funktion $g : \Omega \to \mathbb{R}$ mit der Eigenschaft $|f_n(\omega)| \leq g(\omega) \; \forall \omega \in \Omega, \; \forall n \in \mathbb{N}$, so folgt:

$$\lim_{n\to\infty} \int f_n \, d\mu = \int f \, d\mu$$

Beweis Sei $g_n := |f_n - f|, h := |f| + g$. Wegen $|h| \leq 2g$ ist h μ-integrierbar. Außerdem gilt

$$\begin{aligned} h - g_n &= |f| + g - |f_n - f| \geq |f| + g - |f_n| - |f| \\ &= g - |f_n| \geq 0 \end{aligned}$$

wegen $g_n \to 0$ gilt $h - g_n \to h$, also folgt mit Satz 2.2

$$\begin{aligned}\int h \mathrm{d}\mu &= \int \liminf_{n\to\infty}(h-g_n)\mathrm{d}\mu \\ &\leq \liminf_{n\to\infty}\int(h-g_n)\mathrm{d}\mu \\ &= \underbrace{\int h\mathrm{d}\mu}_{<\infty} - \limsup_{n\to\infty}\int g_n \mathrm{d}\mu\end{aligned}$$

■

$\Longrightarrow$ $\limsup_{n\to\infty}\int g_n\mathrm{d}\mu \leq 0$ Wegen $g_n \geq 0$ bedeutet dies:

$$\lim_{n\to\infty}\int |f_n - f|\mathrm{d}\mu = \lim_{n\to\infty}\int g_n \mathrm{d}\mu = 0$$

und damit

$$|\int f_n\mathrm{d}\mu - \int f\mathrm{d}\mu| = |\int(f_n-f)\mathrm{d}\mu| \leq \int |f_n - f|\mathrm{d}\mu \to 0$$

Bemerkung 2.1 Für Wahrscheinlichkeitsmaße lautet Satz 2.3:
Ist $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$ eine Folge von Zufallsvariablen, so dass $X_n \overset{f.s.}{\to} X$ (X ist dann automatisch wieder eine Zufallsvariable) und es gibt eine Zufallsvariable Y mit $|X_n| \leq Y \; \forall n \in \mathbb{N}$ und $EY < \infty$, so gilt $\lim_{n\to\infty} EX_n = EX$.
Oft kommt man mit einer Majorante der Form $Y \equiv c, c \in \mathbb{R}$ zum Ziel.

2.2 Verhalten bei Transformationen

Es sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mu)$ ein Maßraum und $(\Omega', \mathcal{A}')$ ein messbarer Raum und $T : \Omega \to \Omega'$ eine $(\mathcal{A}, \mathcal{A}')$-messbare Abbildung. Aus Stochastik 1 ist bekannt (vgl. §5.2, Verteilung), dass durch

$$\mu^T : \mathcal{A}' \to [0,\infty], \mu^T(A') := \mu(\underbrace{T^{-1}(A')}_{\in\mathcal{A}}) = \mu(\{\omega \in \Omega | T(\omega) \in A'\})$$

ein Maß auf $(\Omega', \mathcal{A}')$ definiert wird (Maßtransport). μ^T heißt **Bildmaß** von μ unter der Tranformation T.
Ist $X = T$ eine Zufallsgröße auf einem Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ mit Werten in $(\Omega', \mathcal{A}')$, so nennt man $\mu^T = P^X$ die Verteilung von X. Sei nun weiter $f : \Omega' \to \mathbb{R}$ messbar.

Skizze:
$$\begin{tikzcd} (\Omega,\mathcal{A}) \arrow[r, "T"] \arrow[dr, "f\circ T"'] & (\Omega',\mathcal{A}') \arrow[d, "f"] \\ & (\mathbb{R},\mathfrak{B}) \end{tikzcd}$$

Satz 2.4 (Integration bezüglich des Bildmaßes, Transformationssatz)
Mit den obigen Bezeichnungen und Voraussetzungen gilt: f ist genau dann μ^T-integrierbar, wenn $f \circ T$ μ-integrierbar ist.
Dann gilt:

$$\int f \, d\mu^T = \int (f \circ T) \, d\mu$$

Beweis

(i) Falls $f = \mathbf{1}_A, (A \in \mathcal{A})$ gilt

$$\begin{aligned} \int f \mathrm{d}\mu^T &= \mu^T(A) \\ &= \mu(T^{-1}(A)) \\ &= \int \mathbf{1}_{T^{-1}(A)} \mathrm{d}\mu \\ &= \int \mathbf{1}_A \circ T \mathrm{d}\mu \\ &= \int f \circ T \mathrm{d}\mu \end{aligned}$$

wegen Satz 1.2(a) folgt damit die Aussage für $f \in \mathcal{E}$

(ii) Sei jetzt $f \geq 0 \implies \exists (u_n)_{n \in \mathbb{N}} \subset \mathcal{E}$ mit $u_n \uparrow f$ und $\int f \mathrm{d}\mu^T = \lim_{n \to \infty} \int u_n \mathrm{d}\mu^T$.
Offenbar gilt $u_n \circ T \in \mathcal{E}, (u_n \circ T) \uparrow (f \circ T)$
Also folgt:

$$\begin{aligned} \int f \mathrm{d}\mu^T &= \lim_{n \to \infty} \int u_n \mathrm{d}\mu^T \\ &\overset{(i)}{=} \lim_{n \to \infty} \int (u_n \circ T) \mathrm{d}\mu \\ &= \int (f \circ T) \mathrm{d}\mu \end{aligned}$$

(iii) Ist $f : \Omega' \to \mathbb{R}$ eine beliebige $(\mathcal{A}', \mathfrak{B})$-messbare Abbildung so gilt

$$\begin{aligned} \int f^+ \mathrm{d}\mu^T < \infty &\iff \int f^+ \circ T \mathrm{d}\mu < \infty \\ \int f^- \mathrm{d}\mu^T < \infty &\iff \int f^- \circ T \mathrm{d}\mu < \infty \end{aligned}$$

Da $(f \circ T)^+ = f^+ \circ T, (f \circ T)^- = f^- \circ T$, folgt f μ^T-integrierbar $\iff$ $f \circ T$

μ-integrierbar

$$\begin{aligned}\int f \mathrm{d}\mu^T &= \int f^+ \mathrm{d}\mu^T - \int f^- \mathrm{d}\mu^T \\ &\overset{(ii)}{=} \int f^+ \circ T \mathrm{d}\mu - \int f^- \circ T \mathrm{d}\mu \\ &= \int (f \circ T)^+ \mathrm{d}\mu - \int (f \circ T)^- \mathrm{d}\mu \\ &= \int f \circ T \mathrm{d}\mu.\end{aligned}$$

■

Bemerkung 2.2 Das Beweisverfahren (zuerst für $f \in \mathcal{E}$ (bzw. $f = \mathbf{1}_A$), dann für $f \in \mathcal{E}^+$, dann für f beliebig) heißt **algebraische Induktion** und wird häufig verwendet.

2.3 Nullmengen und Maße mit Dichten

Im Folgenden sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mu)$ ein Maßraum.

Definition 2.1 *$N \in \mathcal{A}$ heißt μ-Nullmenge, falls $\mu(N) = 0$.*

Definition 2.2 *Ist (A) eine Aussage, die von $\omega \in \Omega$ abhängt, so sagen wir, dass (A) μ-**fast überall** (μ-f.ü.) gilt, wenn (A) wahr ist $\forall \omega$ außerhalb einer μ-Nullmenge. Ist $\mu = P$ ein Wahrscheinlichkeitsmaß, so sagt man P-fast-überall oder P-fast sicher (P-f.s.)*

Satz 2.5
$f, g : \Omega \to \mathbb{R}$ seien $(\mathcal{A}, \mathfrak{B})$ messbar.

a) Sei $f \geq 0$. Dann gilt: $\int f d\mu = 0 \iff f = 0, \mu$-f.ü.

b) Ist f μ-integrierbar und gilt $f = g$ μ-f.ü., so ist auch g μ-integrierbar mit $\int f d\mu = \int g d\mu$.

Beweis

a) Sei $N := \{\omega \in \Omega | f(\omega) \neq 0\}$. $N \in \mathcal{A}$, da f messbar.
   (i) Annahme: $\int f \mathrm{d}\mu = 0$.
   Sei $A_n := \{\omega \in \Omega | f(\omega) \geq \frac{1}{n}\} \implies A_n \uparrow N$ und $\mu(N) = \lim_{n\to\infty}(\mu(A_n))$.
   Außerdem gilt $0 = \int f \mathrm{d}\mu \geq \int \frac{1}{n} \cdot \mathbf{1}_{A_n} \mathrm{d}\mu = \frac{1}{n} \cdot \mu(A_n) \geq 0$
   $\implies \mu(A_n) = 0 \; \forall n \in \mathbb{N} \implies \mu(N) = 0$, also $f = 0$ μ-f.ü.
   (ii) Annahme: N ist μ-Nullmenge.
   Sei $g \in \mathcal{E}$, $g(\Omega) = \{\alpha_1, \ldots, \alpha_n\}$, $g \leq f$.
   $\implies g = \sum_{j=1}^n \alpha_j \circ \mathbf{1}_{A_j}$.
   Falls $\alpha_j > 0 \implies A_j \subset N \implies \int g \mathrm{d}\mu = 0 \overset{\text{L.1.3}}{\implies} \int f \mathrm{d}\mu = 0$.

b) Seien zunächst $f, g \geq 0$, $N := \{f \neq g\} \overset{\text{a)}}{\Rightarrow}$

$$\begin{aligned}\int f \mathrm{d}\mu &= \int_N f \mathrm{d}\mu + \int_{N^C} f \mathrm{d}\mu \\ &= 0 + \int_{N^C} g \mathrm{d}\mu \\ &= \int_N g \mathrm{d}\mu + \int_{N^C} g \mathrm{d}\mu \\ &= \int g \mathrm{d}\mu\end{aligned}$$

Insbesondere: $\int f \mathrm{d}\mu < \infty \iff \int g \mathrm{d}\mu < \infty$.
Seien nun f, g beliebig. Wegen $\{f^+ = g^+\} \supset \{f = g\} \subset \{f^- = g^-\}$ gilt auch $f^+ = g^+$ und $f^- = g^-$ μ-f.ü. und mit dem vorigen Teil folgt die Behauptung. ■

Bemerkung 2.3 Im Folgenden sei $L^1(\Omega, \mathcal{A}, \mu) := \{f : \Omega \to \mathbb{R} \mid f$ ist messbar und μ-integrierbar$\}$ (ist ein Vektorraum) und wir definieren
$f \sim_\mu g :\iff f = g$ μ-f.ü. und $\sim_\mu$ ist Äquivalenzrelation auf $\{f : \Omega \to \mathbb{R} \mid f$ ist messbar$\}$. Sei $f^{[\mu]}$ die Äquivalenzklasse zu f.
Mit Satz 2.5: Entweder alle oder keines der Elemente in $f^{[\mu]}$ ist μ-integrierbar und die Integrale sind ggfs. gleich. Außerdem gilt:
$f_1 \in f^{[\mu]}$, $g_1 \in g^{[\mu]} \implies f_1 + g_1 \in (f+g)^{[\mu]}$.
$\implies$ Man kann zum Raum der Äquivalenzklassen übergehen: $L^1(\Omega, \mathcal{A}, \mu)/\sim_\mu$
Mit $||f^{[\mu]}||_1 := \int |f| \mathrm{d}\mu$ ist eine Norm definiert; sie ist wohldefiniert, da $\int f_1 \mathrm{d}\mu = \int f_2 \mathrm{d}\mu \ \forall f_1, f_2 \in f^{[\mu]}$.
Wichtig: $f \mapsto \int |f| \mathrm{d}\mu =: ||f||$ ist auf $L^1(\Omega, \mathcal{A}, \mu)$ keine Norm, da $||f|| = 0 \implies f \equiv 0$ im Allgemeinen falsch ist!

Satz 2.6 *$(L^1(\Omega, \mathcal{A}, \mu)/\sim_\mu, ||\cdot||_1)$ ist ein Banachraum.*

Definition 2.3 *Es seien μ, ν Maße auf dem messbaren Raum $(\Omega, \mathcal{A})$. Gilt dann $\mu(A) = 0 \implies \nu(A) = 0 \ \forall A \in \mathcal{A}$, so heißt ν **μ-stetig**, in Zeichen $\nu \ll \mu$. Man sagt auch, dass μ das Maß ν dominiert.*

Satz 2.7 *und Definition*
*Sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mu)$ ein Maßraum und $f : \Omega \to \mathbb{R}_+$ $(\mathcal{A}, \mathfrak{B})$-messbar. Dann wird durch $\nu : \mathcal{A} \to \mathbb{R}_+ \cup \{\infty\}$, $\nu(A) := \int_A f d\mu$ ein Maß auf $(\Omega, \mathcal{A})$ definiert. Man nennt ν das **Maß mit der Dichte** f bzgl. μ und f eine **μ-Dichte** von ν. Schreibweise: $f = \frac{d\nu}{d\mu}$*

Beweis Wir weisen nach, dass ν ein Maß ist:
$\nu \geq 0$ ist klar, da f nach $\mathbb{R}_+$ abbildet;

(i) $\mu(\emptyset) = \int f \cdot \mathbf{1}_\emptyset \mathrm{d}\mu = 0$.

(ii) Seien $A_1, A_2, \ldots$ paarweise disjunkt und $A = \sum_{n=1}^{\infty} A_n$.
Wegen $f \cdot \mathbf{1}_{\sum_{k=1}^{n} A_k} \uparrow f \cdot \mathbf{1}_A$ folgt mit Satz 2.1:

$$\begin{aligned}
\nu(\sum_{n=1}^{\infty} A_n) &= \int f \cdot \mathbf{1}_A \mathrm{d}\mu \\
&= \lim_{n\to\infty} (\int f \cdot \underbrace{\mathbf{1}_{\sum_{k=1}^{n} A_k}}_{=\sum_{k=1}^{n} \mathbf{1}_{A_k}} \mathrm{d}\mu) \\
&= \lim_{n\to\infty} (\int \sum_{k=1}^{n} f \cdot \mathbf{1}_{A_k} \mathrm{d}\mu) \\
&= \lim_{n\to\infty} (\sum_{k=1}^{n} (\underbrace{\int f \cdot \mathbf{1}_{A_k} \mathrm{d}\mu}_{=\nu(A_k)})) \\
&= \sum_{k=1}^{\infty} \nu(A_k)
\end{aligned}$$

■

Satz 2.8 (Satz von Radon-Nikodym)
Seien μ, ν Maße auf dem messbaren Raum $(\Omega, \mathcal{A})$, μ sei σ-endlich. Dann gilt:
ν ist genau dann μ-stetig, wenn ν eine Dichte bzgl. μ hat.

Beweis ν hat Dichte bzgl. $\mu \implies \nu(A) = \int_A f \mathrm{d}\mu = \int f \cdot \mathbf{1}_A \mathrm{d}\mu \xRightarrow{\text{S.2.5a)}} \nu \ll \mu$.
Die andere Richtung siehe z.B. Henze, Stochastik II. ■

Satz 2.9 *Seien μ und ν Maße auf $(\Omega, \mathcal{A})$, ν habe μ-Dichte f. Dann gilt für alle $(\mathcal{A}, \mathfrak{B})$-messbaren Abbildungen $g : \Omega \to \mathbb{R}$:*
g ist genau dann ν-integrierbar, wenn $g \cdot f$ μ-integrierbar ist und in diesem Fall ist $\int g d\nu = \int g \cdot f d\mu$.

Beweis Übung. ■

Bemerkung 2.4 Merkregel: $\int g \mathrm{d}\nu = \int g \cdot \frac{\mathrm{d}\nu}{\mathrm{d}\mu} \mathrm{d}\mu$.

Beispiel 2.1 Sei $\mu = \lambda$ das Lebesgue-Maß und $\nu = P^X$ die Verteilung einer Zufallsvariablen X. Ist X absolutstetig, so gilt (Stochastik I):

$$P^X(B) = \int_B f_X(x) \mathrm{d}x$$

mit $f_X : \mathbb{R} \to \mathbb{R}_+ \cup \{\infty\}$ und

$$EX = \int_\Omega X \mathrm{d}P = \int_\mathbb{R} x P^X(\mathrm{d}x) = \int_\mathbb{R} x \cdot f_X(x) \mathrm{d}x.$$

mit den Sätzen 2.4 und 2.9.

2.4 Ungleichungen und Räume integrierbarer Funktionen

Hier stellen wir einige Hilfsmittel für später zusammen. Der folgende Satz behandelt den Spezialfall von Wahrscheinlichkeitsmaßen.

Satz 2.10 *Es sei $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ ein Wahrscheinlichkeitsraum, $X : \Omega \to \mathbb{R}$ eine Zufallsvariable und $\gamma > 0$. Dann gilt:*

$$P(|X| \geq a) \leq \frac{1}{a^\gamma} \cdot E|X|^\gamma \quad \forall a > 0.$$

Existiert die Varianz von X, so gilt:

$$P(|X - EX| \geq a) \leq \frac{1}{a^2} \cdot \mathrm{Var}(X) \quad \forall a > 0.$$

(Ungleichung von Tschebyschef, siehe Abschnitt 7.6, Stochastik I)

Beweis
Sei $Y : \Omega \to \mathbb{R}$ definiert durch:

$$Y(\omega) = \begin{cases} a, & \text{falls } |X(\omega)| \geq a \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

$$\begin{aligned} &\Longrightarrow \quad |Y| \leq |X| \\ &\Longrightarrow \quad |Y|^\gamma \leq |X|^\gamma \quad \forall \gamma > 0 \\ &\Longrightarrow \quad a^\gamma P(|X| \geq a) = a^\gamma P(|Y| \geq a) = E|Y|^\gamma \leq E|X|^\gamma \end{aligned}$$

Für Teil 2 setze $\tilde{X} := X - EX$ und $\gamma = 2$. ■

Sei $I \subset \mathbb{R}$ ein offenes Intervall und $\Phi : I \to \mathbb{R}$ eine konvexe Funktion, d.h.

$$\Phi(\alpha x + (1 - \alpha)y) \leq \alpha \Phi(x) + (1 - \alpha)\Phi(y) \quad \forall x, y \in I, \ \forall \alpha \in [0, 1]$$

Außerdem gilt $\forall y \in I, \exists m \in \mathbb{R}$, mit

$$\Phi(x) \geq \Phi(y) + m(x - y)$$

Satz 2.11 (Jensensche Ungleichung)
Es seien $I \subset \mathbb{R}$ ein offenes Intervall, $\Phi : I \to \mathbb{R}$ konvex und X eine Zufallsvariable mit $E|X| < \infty, E|\Phi(X)| < \infty$ und $P(X \in I) = 1$. Dann gilt:

$$EX \in I \text{ und } \Phi(EX) \leq E\Phi(X)$$

Beweis
Falls $I = (-\infty, \infty)$ ist automatisch $EX \in I$. Ist $X < a$ P-f.s. so gilt: $EX \leq Ea = a$.
Falls $E(a - X) = 0$ folgt, da $a - X \geq 0 \overset{\text{Satz 2.5}}{\Longrightarrow} X = a$ P-f.s. Widerspruch!
D.h., falls $I = (\cdot, a) \subset (-\infty, a) \Longrightarrow EX < a$. Analog untere Schranke $\Longrightarrow EX \in I$.
Mit der Vorüberlegung folgt $(y = EX, x = X(\omega))$

$$\Phi(X) \geq \Phi(EX) + m(X - EX) \quad \text{P-f.s.}$$

für ein $m \in \mathbb{R}$. Erwartungswert auf beiden Seiten führt zur Behauptung (Nullmengen können wir vernachlässigen). ■

Beispiel 2.2
Für $\Phi(x) = |x|, \Phi(x) = x^2$ folgt: $|EX| \leq E|X|, (EX)^2 \leq EX^2$. ($\Longrightarrow$ $EX^2 - (EX)^2 = \operatorname{Var} X \geq 0$)

Im Folgenden sei $(\Omega, \mathcal{A}, \mu)$ wieder ein Maßraum.

Definition
*Eine messbare Funktion $f : \Omega \to \mathbb{R}$ heißt p-**fach** μ-**integrierbar**, wenn $\int |f|^p \, d\mu < \infty$ mit $p > 0$.*

$$L^p(\Omega, \mathcal{A}, \mu) := \{f : \Omega \to \mathbb{R} | \int |f|^p \, d\mu < \infty\}$$

$$||f||_p = \left(\int |f|^p \, d\mu \right)^{\frac{1}{p}}$$

Wie im vorigen Abschnitt ist L^p bzw. $L^p(\Omega, \mathcal{A}, \mu)/ \sim_\mu$ ein Vektorraum über $\mathbb{R}$ und $||f||_p$ auf den Äquivalenzklassen eine Norm.

Satz 2.12

a) *(Höldersche Ungleichung) Es seien $p > 1, f \in L^p(\Omega, \mathcal{A}, \mu), g \in L^q(\Omega, \mathcal{A}, \mu)$, wobei $\frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1$. Dann folgt: $f \cdot g \in L^1(\Omega, \mathcal{A}, \mu)$ und es gilt:*

$$||f \cdot g||_1 \leq ||f||_p \cdot ||g||_q$$

b) *(Minkowskische Ungleichung) Es seien $p \geq 1$ und $f, g \in L^p(\Omega, \mathcal{A}, \mu)$. Dann folgt $f + g \in L^p(\Omega, \mathcal{A}, \mu)$ und es gilt:*

$$||f + g||_p \leq ||f||_p + ||g||_p$$

Beweis

a) Falls $\int |f|^p \mathrm{d}\mu = 0 \xRightarrow{\text{Satz 2.5}} f = 0$ μ-f.s. und die Ungleichung ist richtig. Sei also $||f||_p > 0$ und $||g||_q > 0$ (gleiches Argument). $x \mapsto \log x$ ist konkav, d.h. es gilt: $\alpha \log(a) + (1 - \alpha) \log(b) \leq \log(\alpha a + (1 + \alpha) b)$ $\forall a, b > 0, 0 < \alpha < 1$. $\exp(\cdot)$ auf beiden Seiten:

$$a^\alpha b^{1-\alpha} \leq \alpha a + (1 - \alpha) b \quad \forall a, b \geq 0, 0 < \alpha < 1$$

Setze $a := \frac{|f(\omega)|^p}{||f||_p^p}, b := \frac{|g(\omega)|^q}{||g||_q^q}, \alpha = \frac{1}{p}$ (ω beliebig)

$$\begin{aligned}
\Longrightarrow \quad \frac{|f(\omega)| \cdot |g(\omega)|}{||f||_p \cdot ||g||_q} &\leq \frac{1}{p} \frac{|f(\omega)|^p}{||f||_p^p} + \frac{1}{q} \frac{|g(\omega)|^q}{||g||_q^q} \\
\Longrightarrow \quad |f(\omega)| \cdot |g(\omega)| &\leq \frac{1}{p} |f(\omega)|^p ||f||_p^{1-p} ||g||_q + \frac{1}{q} |g(\omega)|^q ||g||_q^{1-q} ||f||_p \\
\xRightarrow{\text{Int. über } \omega} \quad ||f \cdot g||_1 &\leq \frac{1}{p} ||f||_p^p ||f||_p^{1-p} ||g||_q + \frac{1}{q} ||g||_q^q ||g||_q^{1-q} ||f||_p \\
&= \frac{1}{p} ||f||_p ||g||_q + \frac{1}{q} ||g||_q ||f||_p \\
\Longrightarrow \quad & \text{Behauptung}
\end{aligned}$$

b) Wegen $|f+g| \leq |f|+|g|$ gilt $||f+g||_p \leq |||f|+|g|||_p$. Also genügt es die Ungleichung für $f+g \geq 0$ zu beweisen. Falls $p=1$ folgt $||f+g||_1 = \int (f+g)\mathrm{d}\mu = \int f \mathrm{d}\mu + \int g \mathrm{d}\mu = ||f||_1 + ||g||_1$. Sei also $p>1$. Mit $(f+g)^p \leq (2 \cdot \max\{f,g\})^p \leq 2^p(|f|^p + |g|^p) \implies (f+g) \in L^p$, also $||f+g||_p < \infty$. Sei $q := \frac{1}{1-\frac{1}{p}}$. Anwendung von Teil a) liefert:

$$\begin{aligned} ||f+g||_p^p &= \int f(f+g)^{p-1}\mathrm{d}\mu + \int g(f+g)^{p-1}\mathrm{d}\mu \\ &\overset{\text{a)}}{\leq} (||f||_p + ||g||_p)||(f+g)^{p-1}||_q \quad (*) \end{aligned}$$

Wegen $(p-1)q = p$ gilt:

$$||(f+g)^{p-1}||_q = \left(\int (f+g)^{(p-1)q}\mathrm{d}\mu\right)^{\frac{1}{q}} = ||f+g||_p^{\frac{p}{q}} = ||f+g||_p^{p-1}$$

Falls $||f+g||_p = 0$ ist die Ungleichung richtig. Sei also $||f+g||_p > 0$. Nehme $(*)$ und teile durch $||f+g||_p^{p-1}$ auf beiden Seiten $\implies$ Behauptung. ■

Bemerkung
Falls $p = q = 2, \Omega = \{1,\ldots,n\}, \mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega), \mu = \sum_{k=1}^n \delta_k, f(i) = a_i, g(i) = b_i$, bekommt man:

$$\sum_{i=1}^n a_i b_i \leq \left(\sum_{i=1}^n a_i^2\right)^{\frac{1}{2}} \cdot \left(\sum_{i=1}^n b_i^2\right)^{\frac{1}{2}}$$

In diesem Fall ist Satz 2.12 a) die Cauchy-Schwarz-Ungleichung.
Lineare Algebra: $|\langle a,b\rangle| \leq ||a|| \cdot ||b|| \quad \forall a,b \in \mathbb{R}^n$. Das motiviert

Satz 2.13
Es sei $(\Omega,\mathcal{A},\mu)$ ein Maßraum und $L^2(\Omega,\mathcal{A},\mu)/\sim_\mu$ der Raum der $\sim_\mu$-Äquivalenzklassen quadratisch μ-integrierbarer Funktion $f:\Omega \to \mathbb{R}$.
Dann ist $\langle f,g\rangle := \int f \cdot g d\mu$ hierauf ein Skalarprodukt, durch den $L^2(\Omega,\mathcal{A},\mu)/\sim_\mu$ zu einem Hilbertraum wird.

Beweis siehe Henze, Stochastik II ■

Bemerkung

a) $(L^p(\Omega,\mathcal{A},\mu)/\sim_\mu, ||\cdot||_p)$ ist ein Banachraum für $p \geq 1$.

b) Ist $\Phi : L^p(\Omega,\mathcal{A},\mu) \to \mathbb{R}$ stetig und linear, so existiert ein $g \in L^q(\Omega,\mathcal{A},\mu)$ mit $\Phi(f) = \int f \cdot g \mathrm{d}\mu \quad \forall f \in L^p(\Omega,\mathcal{A},\mu)$.

3 Produktmaße und Unabhängigkeit

3.1 Der allgemeine Fall

Im Folgenden sei $I \neq \emptyset$ eine beliebige Indexmenge. $\forall i \in I$ sei $(\Omega_i, \mathcal{A}_i)$ ein messbarer Raum. Weiter sei $\Omega := \times_{i \in I} \Omega_i$ ein neuer Ergebnisraum. Wir definieren die **Projektion** auf die i-te Koordinate $\Pi_i : \Omega \to \Omega_i$ durch $\Pi_i(\omega) = \omega_i$.

Definition *Die* ***Produkt-σ-Algebra*** $\mathcal{A} := \bigotimes_{i \in I} \mathcal{A}_i$ *ist die kleinste σ-Algebra mit der Eigenschaft, dass für alle* $i \in I$ *die Abbildung* Π_i $(\mathcal{A}, \mathcal{A}_i)$*-messbar ist. Genauer:*

$$\mathcal{A} := \sigma \left(\bigcup_{i \in I} \left\{ \Pi_i^{-1}(A_i) | A_i \in \mathcal{A}_i \right\} \right)$$

Bemerkung Sei $J \subset I$, $\Pi_J : \Omega \to \times_{i \in J} \Omega_i$, $\Pi_J(\omega)(j) = \omega_j$ $(j \in J)$ die Projektion auf die J-Koordinaten, so bildet

$$\left\{ \Pi_J^{-1}(A_J) | A_J \in \bigotimes_{i \in J} \mathcal{A}_i, J \subset I, J \text{ endlich} \right\}$$

ein durchschnittstabiles Erzeugendensystem von $\mathcal{A}$. Man nennt diese Mengen auch **Zylindermengen** mit endlicher Basis.

$$\left(A_J = A_{i_1} \times \cdots \times A_{i_{|J|}}, \Pi_J^{-1}(A_J) = \bigcap_{k=1}^{|J|} \Pi_{i_k}^{-1}(A_{i_k}) \right)$$

Beispiel 3.1 Ist $I = \{1, \ldots, n\}$ endlich, so ist (vgl. Stochastik I, §8):

$$\mathcal{A} = \bigotimes_{i=1}^{n} \mathcal{A}_i = \sigma \left(\{ A_1 \times \cdots \times A_n | A_i \in \mathcal{A}_i, \, i \in \{1, \ldots, n\} \} \right)$$

Wir betrachten zunächst den Fall $|I| = 2$. Gegeben seien zwei Maßräume $(\Omega_1, \mathcal{A}_1, \mu_1)$ und $(\Omega_2, \mathcal{A}_2, \mu_2)$. Weiter sei $\Omega = \Omega_1 \times \Omega_2$, $\mathcal{A} = \mathcal{A}_1 \otimes \mathcal{A}_2$. Wir müssen nun ein Produktmaß konstruieren.

Lemma 3.1 *Für alle* $A \in \mathcal{A}$, $\omega_1 \in \Omega_1$, $\omega_2 \in \Omega_2$ *gilt:*

$$\begin{aligned} A_{\omega_1} &:= \{ \omega_2 \in \Omega_2 | \, (\omega_1, \omega_2) \in A \} \in \mathcal{A}_2 \textit{ und} \\ A_{\omega_2} &:= \{ \omega_1 \in \Omega_1 | \, (\omega_1, \omega_2) \in A \} \in \mathcal{A}_1. \end{aligned}$$

A_{ω_i} heißt ω_i-Schnitt von A für $i = 1, 2$.

- hier fehlt eine Skizze -

Beweis Sei $\omega_1 \in \Omega_1$. Dann ist $\mathcal{A}' := \{A \in \mathcal{A} | A_{\omega_1} \in \mathcal{A}_2\} \subset \mathcal{A}$, also die Menge der Mengen, für die das Lemma gilt, eine σ-Algebra, denn:

(i)

$$\Omega_{\omega_1} = \Omega_2 \in \mathcal{A}_2 \quad \Longrightarrow \quad \Omega \in \mathcal{A}'$$

(ii)

$$\begin{aligned} (\Omega \backslash A)_{\omega_1} &= \{\omega_2 | (\omega_1, \omega_2) \notin A\} \\ &= \{\omega_2 | (\omega_1, \omega_2) \in A\}^C \\ &= \Omega_2 \backslash \underbrace{A_{\omega_1}}_{\in \mathcal{A}_2} \in \mathcal{A}_2 \end{aligned}$$

$\Longrightarrow (\Omega \backslash A)_{\omega_1} \in \mathcal{A}'$.

(iii)

$$\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \right)_{\omega_1} = \bigcup_{n=1}^{\infty} (A_n)_{\omega_1} \in \mathcal{A}_2 \Longrightarrow \left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n \right)_{\omega_1} \in \mathcal{A}'$$

$$\text{Wegen } (A_1 \times A_2)_{\omega_1} = \begin{cases} A_2 & , \omega_1 \in A_1 \\ \emptyset & , \omega_1 \notin A_1 \end{cases} \in \mathcal{A}_2 \text{ gilt:}$$

$$\sigma\left(\{A_1 \times A_2 | A_1 \in \mathcal{A}_1,\ A_2 \in \mathcal{A}_2\}\right) \subset \mathcal{A}', \text{ also gilt } \mathcal{A} = \mathcal{A}'$$

mit der Voraussetzung von oben. Aus Symmetriegründen gilt die entsprechende Aussage auch für A_{ω_2}, $\omega_2 \in \Omega_2$. ■

Lemma 3.2 *Die Maße μ_1, μ_2 seien σ-endlich. Dann gilt für alle $A \in \mathcal{A}$:*

$$\begin{aligned} \omega_1 &\mapsto \mu_2(A_{\omega_1}) \text{ ist } (\mathcal{A}_1, \mathfrak{B}_{(-\infty,\infty]})\text{-messbar,} \\ \omega_2 &\mapsto \mu_1(A_{\omega_2}) \text{ ist } (\mathcal{A}_2, \mathfrak{B}_{(-\infty,\infty]})\text{-messbar.} \end{aligned}$$

Beweis μ_2 σ-endlich $\Longrightarrow \exists (B_n)_{n \in \mathbb{N}} \subset \mathcal{A}_2$ mit $B_n \uparrow \Omega_2$ und $\mu_2(B_n) < \infty \quad \forall n \in \mathbb{N}$. Setze $f_A(\omega_1) := \mu_2(A_{\omega_1})$, $f_{A,n}(\omega_1) := \mu_2(A_{\omega_1} \cap B_n)$. Sei $\mathcal{D} := \{D \in \mathcal{A} | f_{D,n} \text{ ist } (\mathcal{A}_1, \mathfrak{B})\text{-messbar}\}$ für ein festes n. Dann gilt:

(i) $f_{\Omega,n} = \mu_2(\Omega_2 \cap B_n) = \mu_2(B_n)$

(ii) $f_{D^C,n} = \mu_2(B_n) - f_{D,n}$, also $D \in \mathcal{D} \implies D^C \in \mathcal{D}$

(iii) $f_{\sum_{i=1}^\infty D_i,n} = \sum_{i=1}^\infty f_{D_i,n}$, also $D_i \in \mathcal{D} \implies \sum_{i=1}^\infty D_i \in \mathcal{D}$

Damit ist $\mathcal{D}$ ein Dynkin-System (vgl. Stochastik 1).
Wegen $f_{A_1\times A_2,n}(\omega_1) = \mu_2(A_2 \cap B_n) \cdot \mathbf{1}_{A_1}(\omega_1)$ ist $f_{A_1\times A_2,n}$ für $A_1 \in \mathcal{A}_1$, $A_2 \in \mathcal{A}_2$ messbar und daher $A_1 \times A_2 \in \mathcal{D}$.
$\mathcal{D}$ enthält also das durchnittstabile Erzeugendensystem von $\mathcal{A}$.
$\xRightarrow{\text{St.1, S.4.3}} \mathcal{D} = \mathcal{A} \quad \implies \quad f_{A,n}$ ist $(\mathcal{A}_1, \mathfrak{B})$-messbar $\forall A \in \mathcal{A}$, $n \in \mathbb{N}$.
Wegen $f_A = \sup_{n\in\mathbb{N}}\{f_{A,n}\}$ folgt die Behauptung. ■

Definition 3.1 *und Satz:*
Sind μ_1, μ_2 σ-endlich, so existiert genau ein Maß μ auf $\mathcal{A}_1 \otimes \mathcal{A}_2$ mit $\mu(A_1 \times A_2) = \mu_1(A_1)\cdot\mu_2(A_2)$ $\forall A_1 \in \mathcal{A}_1, \forall A_2 \in \mathcal{A}_2$. μ heißt ***Produktmaß*** *von μ_1 und μ_2, Schreibweise: $\mu = \mu_1 \otimes \mu_2$. Für μ gilt[1]:*

$$\mu(A) = \int \mu_2(A_{\omega_1})\, \mu_1(d\omega_1) = \int \mu_1(A_{\omega_2})\, \mu_2(d\omega_2) \quad \forall A \in \mathcal{A}$$

Schließlich ist μ auch σ-endlich.

Beweis Es seien wieder $f_A(\omega_1) = \mu_2(A_{\omega_1})$. Seien $A_n \in \mathcal{A}, n \in \mathbb{N}, A_n$ paarweise disjunkt und $\sum_{n=1}^\infty A_n = A$. Es folgt:

$$\begin{aligned}
\int f_A \mathrm{d}\mu_1 &\overset{\text{stetig von unten}}{=} \int \lim_{n\to\infty} \left(f_{\sum_{i=1}^n A_i}\right) \mathrm{d}\mu_1 \\
&\overset{\text{monotone Konvergenz}}{=} \lim_{n\to\infty} \left(\int f_{\sum_{i=1}^n A_i} \mathrm{d}\mu_1\right) \\
&= \lim_{n\to\infty} \left(\sum_{i=1}^n \left(\int f_{A_i} \mathrm{d}\mu_1\right)\right) \\
&= \sum_{i=1}^\infty \left(\int f_{A_i} \mathrm{d}\mu_1\right)
\end{aligned}$$

Außerdem ist $\int f_\emptyset \mathrm{d}\mu_1 = \int 0 \mathrm{d}\mu_1 = 0$.
Also ist $\Pi : \mathcal{A} \to [0,\infty]$, $\Pi(A) := \int f_A \mathrm{d}\mu_1$ ein Maß auf $\mathcal{A}$. Nach Konstruktion gilt: $\Pi(A_1 \times A_2) = \int \mu_2(A_2) \cdot \mathbf{1}_{A_1} \mathrm{d}\mu_1 = \mu_2(A_2) \cdot \mu_1(A_1)$.
Analog ist $\Pi'(A) := \int \mu_1(A_{\omega_2}) \cdot \mu_2(\mathrm{d}\mu_2)$ ein Maß mit $\Pi'(A_1 \times A_2) = \mu_1(A_1)\cdot\mu_2(A_2)$, d.h. Π und Π' stimmen auf dem durchschnittstabilen Erzeuger $\{A_1 \times A_2 | A_i \in \mathcal{A}_i\}$ überein. Der Eindeutigkeitssatz für Maße (vgl. Übung) liefert $\Pi = \Pi' =: \mu$ auf ganz $\mathcal{A}$. σ-Endlichkeit ist klar. ■

[1] Anmerkung: $\int_\Omega f \mathrm{d}\mu = \int f(\omega)\, \mu(\mathrm{d}\omega)$

Wie integriert man bzgl. $\mu_1 \otimes \mu_2$?
Ist $f : \Omega \to \mathbb{R}$ eine Abbildung, so sei

$$\begin{aligned} f_{\omega_1}: \quad & \Omega_2 \to \mathbb{R}, \quad f_{\omega_1}(\omega_2) := f(\omega_1, \omega_2), \\ f_{\omega_2}: \quad & \Omega_1 \to \mathbb{R}, \quad f_{\omega_2}(\omega_1) := f(\omega_1, \omega_2). \end{aligned}$$

Lemma 3.3 *Ist $f(\mathcal{A}, \mathfrak{B})$-messbar, so ist f_{ω_1} $(\mathcal{A}_2, \mathfrak{B})$-messbar $\forall \omega_1 \in \Omega_1$ und f_{ω_2} ist $(\mathcal{A}_1, \mathfrak{B})$-messbar $\forall \omega_2 \in \Omega_2$.*

Beweis

$$\begin{aligned} f_{\omega_1}^{-1}(B) &= \{\omega_2 \in \Omega_2 | f(\omega_1, \omega_2) \in B\} \\ &= (\{\omega \in \Omega | f(\omega) \in B\})_{\omega_1} \\ &= \Bigg(\underbrace{f^{-1}(B)}_{\in \mathcal{A}}\Bigg)_{\omega_1} \in \mathcal{A}_2 \quad \forall B \in \mathfrak{B}. \end{aligned}$$ ■

Satz 3.1 (Satz von Fubini, Teil I, auch: Satz von Tonelli)
Es seinen μ_1 und μ_2 σ-endlich sowie $f : \Omega \to \mathbb{R}_+$ $(\mathcal{A}, \mathfrak{B})$-messbar[2]. Dann ist

$$\begin{aligned} \omega_1 &\mapsto \int f_{\omega_1} d\mu_2 \quad (\mathcal{A}_1, \mathfrak{B}_{(-\infty,\infty]})\text{-messbar und} \\ \omega_2 &\mapsto \int f_{\omega_2} d\mu_1 \quad (\mathcal{A}_2, \mathfrak{B}_{(-\infty,\infty]})\text{-messbar und es gilt:} \end{aligned}$$

$$\int f \, d(\mu_1 \otimes \mu_2) = \int \left(\int f_{\omega_2} d\mu_1 \right) \mu_2(d\omega_2) = \int \left(\int f_{\omega_1} d\mu_2 \right) \mu_1(d\omega_1).$$

Beweis mit algebraischer Induktion.

(1) Falls $f = \sum_{i=1}^n \alpha_i \mathbf{1}_{A_i}$ erhält man mit $(\mathbf{1}_A)_{\omega_2}(\omega_1) = \mathbf{1}_{A_{\omega_2}}(\omega_1)$ die Beziehung

$$\int f_{\omega_2} \mathrm{d}\mu_1 \overset{lin.}{=} \sum_{i=1}^n \alpha_i \int \mathbf{1}_{(A_i)_{\omega_2}} \mathrm{d}\mu_1 = \sum_{i=1}^n \alpha_i \mu_1 \left((A_i)_{\omega_2} \right)$$

$$\overset{\text{L.3.2}}{\Longrightarrow} \omega_2 \mapsto \int f_{\omega_2} \mathrm{d}\mu_1 \text{ist messbar.}$$

$$\Longrightarrow \int \left(\int f_{\omega_2} \mathrm{d}\mu_1 \right) \mu_2(\mathrm{d}\omega_2) = \sum_{i=1}^n \alpha_i \int \mu_1 \left((A_i)_{\omega_2} \right) \mu_2 \mathrm{d}(\omega_2)$$

$$\overset{D.3.1}{=} \sum_{i=1}^n \alpha_i \cdot \mu_1 \otimes \mu_2(A_i) = \int f \mathrm{d}(\mu_1 \otimes \mu_2).$$

[2] Dass hier $f \geq 0$ gilt, ist wesentlich für Fubini I; den allgemeinen Fall behandelt Fubini II.

(2) $f \geq 0$, f $(\mathcal{A}, \mathfrak{B})$-messbar.
$\Longrightarrow$ $\exists (u_n)_{n\in\mathbb{N}} \subset \mathcal{E}$ mit $u_n \uparrow f$ und $\int f \mathrm{d}\mu = \lim_{n\to\infty}(\int u_n \mathrm{d}\mu)$.
Wegen $(u_n)_{\omega_2} \uparrow f_{\omega_2}$ und $g_n(\omega_2) := \int (u_n)_{\omega_2} \mathrm{d}\mu_1 \uparrow \int f_{\omega_2} \mathrm{d}\mu_1 \forall\ \omega_2 \in \Omega_2$ ist nach Schritt 1 $\int g_n(\omega_2)\mu_2(\mathrm{d}\omega_2) = \int u_n \mathrm{d}(\mu_1 \otimes \mu_2)$. Mit dem Satz von der monotonen Konvergenz folgt:

$$\begin{aligned}
\int \left(\int f_{\omega_2} \mathrm{d}\mu_1 \right) \mu_2 \left(\mathrm{d}\omega_2\right) &= \lim_{n\to\infty} \left(\int g_n \mathrm{d}\mu_2 \right) \\
&= \lim_{n\to\infty} \left(\int u_n \mathrm{d} \left(\mu_1 \otimes \mu_2\right) \right) \\
&= \int f \mathrm{d} \left(\mu_1 \otimes \mu_2\right).
\end{aligned}$$

Wiederhole die Schritte mit ω_2 statt mit ω_1 und erhalte den Rest der Behauptung.■

Bevor wir den Satz von Fubini für allgemeine f beweisen, benötigen wir folgende Überlegung:

Bemerkung 3.1 Ist $(\Omega, \mathcal{A}, \mu)$ Maßraum, $A \in \mathcal{A}$ mit $\mu(A^C) = 0$, $f : A \to \mathbb{R}$, so nennen wir f $(\mathcal{A}, \mathfrak{B})$-messbar, μ-integrierbar, etc., wenn dies auf die folgende Fortsetzung $\bar{f}$ von f zutrifft:
$\bar{f} : \Omega \to \mathbb{R},\ \bar{f}(\omega) := \begin{cases} f(\omega) & \omega \in A \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$ und schreiben dann $\int f \mathrm{d}\mu$ statt $\int \bar{f} \mathrm{d}\mu$.

Satz 3.2 (Satz von Fubini, Teil II)
Es seien μ_1 und μ_2 σ-endlich, $f : \Omega \to \mathbb{R}$ $(\mu_1 \otimes \mu_2)$-integrierbar.
Dann sind μ_1-fast alle f_{ω_1} μ_2-integrierbar und μ_2-fast alle f_{ω_2} μ_1-integrierbar.
Weiter sind die Integrale

$$\omega_1 \mapsto \int f_{\omega_1} d\mu_2$$

und

$$\omega_2 \mapsto \int f_{\omega_2} d\mu_1$$

als Funktionen von ω_1 bzw. ω_2 im obigen Sinne μ_1- bzw. μ_2-integrierbar und es gilt:

$$\int f d \left(\mu_1 \otimes \mu_2\right) = \int \left(\int f_{\omega_2} d\mu_1 \right) \mu_2 \left(d\omega_2\right) = \int \left(\int f_{\omega_1} d\mu_2 \right) \mu_1 \left(d\omega_1\right)$$

Beweis
Es gilt $|f|_{\omega_1} = |f_{\omega_1}|$, $f_{\omega_1}^+ = (f_{\omega_1})^+$ und $f_{\omega_1}^- = (f_{\omega_1})^-$.
Also folgt aus Satz 3.1.:

$$\begin{aligned}
\int |f| \mathrm{d}\mu &= \int \left(\int |f_{\omega_1}| \mathrm{d}\mu_2 \right) \mu_1 \left(\mathrm{d}\omega_1\right) < \infty \text{ (das ist die Voraussetzung)} \\
&\Longrightarrow \mu_1 \left(\left\{ \omega_1 | \int |f_{\omega_1}| \mathrm{d}\mu_2 = \infty \right\} \right) = 0 \\
&\Longrightarrow f_{\omega_1} \text{ ist } \mu_1\text{-f.ü. } \mu_2\text{-integrierbar.}
\end{aligned}$$

Satz 3.1. angewandt auf $f_{\omega_1}^+$ und $f_{\omega_1}^-$ ergibt, dass

$$\omega_1 \mapsto \int f_{\omega_1} \mathrm{d}\omega_2 = \left(\int f_{\omega_1}^+ \mathrm{d}\mu_2 \; - \; \int f_{\omega_1}^- \mathrm{d}\mu_2 \right)$$

$(\mathcal{A}, \mathfrak{B})$-messbar ist (auf einer μ_1-Nullmenge könnte "$\infty - \infty$"stehen und die Funktion wäre dort nicht definiert, siehe hierzu aber die vorstehende Bemerkung) und

$$\begin{aligned} \int \left(\int f_{\omega_1} \mathrm{d}\mu_2 \right) \mu_1 \left(\mathrm{d}\omega_1 \right) &= \int \left(\int f_{\omega_1}^+ \mathrm{d}\mu_2 \; - \; \int f_{\omega_1}^- \mathrm{d}\mu_2 \right) \mu_1 \left(\mathrm{d}\omega_1 \right) \\ &= \int f^+ \mathrm{d}\mu \; - \; \int f^- \mathrm{d}\mu \\ &= \int f \mathrm{d}\mu. \end{aligned}$$

Der Rest folgt mit dem Symmetrieargument. ■

Bemerkung 3.2

a) Der Satz von Fubini läßt sich wie folgt schreiben:

$$\begin{aligned} \int f \mathrm{d} \left(\mu_1 \otimes \mu_2 \right) &= \int \int f \left(\omega_1, \omega_2 \right) \mu_1 \left(\mathrm{d}\omega_1 \right) \mu_2 \left(\mathrm{d}\omega_2 \right) \\ &= \int \int f \left(\omega_1, \omega_2 \right) \mu_2 \left(\mathrm{d}\omega_2 \right) \mu_1 \left(\mathrm{d}\omega_1 \right) \end{aligned}$$

Die Integrationsreihenfolge spielt also keine Rolle.

b) Sind messbare Räume $(\Omega_i, \mathcal{A}_i)$ $(i \in I)$ gegeben mit $|I|$ endlich und $|I| > 2$, so erhält man ein Maß $\mu := \bigotimes_{i \in I} \mu_i$ auf der Produkt-σ-Algebra durch schrittweises Ausführen von Produkten mit 2 Faktoren. Insbesondere gilt auf Rechteckmengen $A_1 \times \cdots \times A_n$ mit $A_i \in \mathcal{A}_i$ $(i = 1, \ldots, n)$:

$$\mu(A_1 \times \cdots \times A_n) = \Pi_{i=1}^n \mu_i(A_i).$$

Da die Rechteckmengen ein durchschnittstabiler Erzeuger von $\mathcal{A}$ sind, folgt wegen der Eindeutigkeit von μ:

$$(\mu_1 \otimes \mu_2) \otimes \mu_3 = \mu_1 \otimes (\mu_2 \otimes \mu_3) \quad \text{(Assoziativität des Maßprodukts)}$$

Satz 3.3
Auf $(\Omega, \mathcal{A})$ *existiert genau ein Wahrscheinlichkeitsmaß* $P := \otimes_{i \in I} P_i$ *mit*

$$P^{\Pi_J} = \bigotimes_{i \in J} P_i \quad \forall J \subset I, J endlich.$$

Beweis Siehe z.B. Bauer, Henze, Stochastik II S.8.13. ■

$$\begin{array}{ccc} \mu & & \mu^T \\ (\Omega, \mathcal{A}) & \xrightarrow{T} & (\Omega', \mathcal{A}') \\ P & & P^{\Pi_J} \\ (\Omega, \mathcal{A}) & \xrightarrow{\Pi_J} & (\times_{i\in J}\Omega_i, \otimes_{i\in J}\mathcal{A}_i) \end{array}$$

z.B. $P((\times_{i\in J}A_i) \ \times \ (\times_{j\notin J}\Omega_j)) = \prod_{i\in J} P_i(A_i), \ A = \times_{i\in J}A_i$

Definition *Sei $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ ein Wahrscheinlichkeitsraum und $(\Omega_i', \mathcal{A}_i')$ ein messbarer Raum $\forall i \in I$. $X_i : \Omega \to \Omega_i'$ seien Zufallsgrößen. Die Familie $(X_i)_{i\in I}$ heißt **stochastisch unabhängig** genau dann, wenn $\forall J \subset I, J$ endlich und $\forall A_j' \in \mathcal{A}_j', j \in J$*

$$\underbrace{P(\cap_{j\in J}\{X_j \in A_j'\})}_{P^X(\times_{j\in J}A_j' \times \times_{i\notin J}\Omega_i)} = \prod_{j\in J} \underbrace{P(X_j \in A_j')}_{P^{X_j}(A_j')}$$

Bemerkung Bei der Überprüfung der Bedingung kann man sich auf $A_j \in \mathcal{E}_j$ beschränken, wobei $\mathcal{E}_j$ ein durchschnittsstabiler Erzeuger von $\mathcal{A}_j$ ist.

In der Situation der vorigen Definition gilt für $\Omega' := \times_{i\in I}\Omega_i, \mathcal{A}' := \otimes_{i\in I}\mathcal{A}_i$:

$$X : \Omega \to \Omega', \ (X(\omega))(i) := X_i(\omega), \ \forall\, i \in I, \omega \in \Omega$$

ist $(\mathcal{A}, \mathcal{A}')$-messbar (vgl. Ü 2.1), d.h. X transportiert P zu einem Wahrscheinlichkeitsmaß P^X auf $(\Omega', \mathcal{A}')$. P^X nennt man auch **gemeinsame Verteilung** der Zufallsgrößen $X_i, i \in I$.

Satz 3.4
Die Familie $X = (X_i)_{i\in I}$ ist genau dann unabhängig, wenn

$$P^X = \otimes_{i\in I} P^{X_i}$$

Beweis Folgt aus der Definition und S.3.3. ■

Bemerkung

(i) Unabhängigkeit der $(X_i)_{i\in I}$ ist äquivalent dazu, dass jede endliche Teilfamilie $(X_i)_{i\in J}, J \subset I$, ($J$ endlich), unabhängig ist.

(ii) Sei $\Omega_i' = \mathbb{R}, X = (X_1, \ldots, X_d)$ ein Zufallsvektor und $x = (x_1, \ldots, x_d) \in \mathbb{R}^d$. $F_X(x_1, \ldots, x_d) = P^X((-\infty, x_1] \times \cdots \times (-\infty, x_d]) = P(X_1 \le x_1, \ldots, X_d \le x_d)$ ist die gemeinsame Verteilungsfunktion. Da $\mathcal{E} = \{(-\infty, x] : x \in \mathbb{R}^d\}$ durchschnittsstabiler Erzeuger von $\mathfrak{B}^d$ ist, sind
$X_1, \ldots, X_d$ unabhängig $\iff F_X(x_1, \ldots, x_d) = F_{X_1}(x_1) \cdots F_{X_d}(x_d) \ \forall\, x \in \mathbb{R}^d$.
Falls Dichten existieren:
$X_1, \ldots, X_d$ unabhängig $\iff f_X(x_1, \ldots, x_d) = f_{X_1}(x_1) \cdots f_{X_d}(x_d) \ \forall\, x \in \mathbb{R}^d$

(iii) Als Wahrscheinlichkeitsraum für das Experiment "$\infty-$oft Münze werfen" kann man z.B. $\Omega = \{0,1\}^{\mathbb{N}}, \mathcal{A} = \otimes_{i\in\mathbb{N}}\mathcal{P}(\{0,1\}), P = \otimes_{i\in\mathbb{N}}(\frac{1}{2}(\delta_0 + \delta_1))$ wählen. S.3.3 impliziert, dass es zu jedem vorgegebenen Wahrscheinlichkeitsmaß eine Folge von unabhängigen und indentisch verteilten Zufallsvektoren gibt. Man kann beim Münzexperiment auch $([0,1), \mathfrak{B}_{[0,1)}, \lambda_{[0,1)}), X_n(\omega) = \lfloor 2^n \cdot \omega \rfloor \bmod 2$ wählen. (vgl. Bsp 13.2 St I)

3.2 Reellwertige Abbildungen, Rechnen mit Verteilungen

Wir betrachten den Spezialfall $(\Omega_i, \mathcal{A}_i, \mu_i) = (\mathbb{R}, \mathfrak{B}, \lambda)$ für $i = 1, \ldots, d$. Hier folgt: $\Omega = \mathbb{R}^d, \mathcal{A} = \otimes_{i=1}^d \mathcal{A}_i = \sigma(\{(a_1, b_1]\times\cdots\times(a_d, b_d] : a_i \leq b_i,\ a_i, b_i \in \mathbb{R},\ i = 1, \ldots, d\}) = \mathfrak{B}^d$.
$P = \lambda^d, \lambda^d((a_1, b_1] \times \cdots \times (a_d, b_d]) = \prod_{i=1}^d (b_i - a_i) \hat{=}$ Volumen. Was passiert, wenn $(a, b]$ mit einer Abbildung Ψ transformiert wird?

Satz 3.5 (Transformationssatz für das $d-$dimensionale Lebesgue-Maß)
Es seien $U, V \subset \mathbb{R}^d$ offen und $\Psi : U \to V$ eine bijektive, stetig differenzierbare Abbildung. Gilt dann $\det(\Psi')(x) \neq 0\ \forall\, x \in U$, so hat das Bildmaß der Einschränkung von λ^d auf U unter Ψ bzgl. der Einschränkung von λ^d auf V die Dichte

$$\frac{d(\lambda_U^d)^\Psi}{d\lambda_V^d}(y) = \frac{1}{|\det \Psi'(\Psi^{-1}(y))|}\ \forall\, y \in V.$$

Beweis Henze, Stochastik II. ■

Bemerkung

(a) Unter den Voraussetzungen von S.3.5 ist auch Ψ^{-1} stetig differenzierbar und die Kettenregel liefert:

$$\det(\Psi'(\Psi^{-1})(y)) \cdot \det((\Psi^{-1})')(y) = 1.$$

Es gilt also

$$\frac{d(\lambda_U^d)^\Psi}{d\lambda_V^d}(y) = |\det(\Psi^{-1})'(y)|\ \forall\, y \in V.$$

(b) Mit S.2.4 gilt:

$$\int_U f(\Psi(x))\mathrm{d}x \overset{S.2.4}{=} \int_V f(y)\mathrm{d}(\lambda_U^d)^\Psi = \int_V f(y)\ |\det(\Psi^{-1})'(y)|\ \mathrm{d}y$$

bzw.

$$\int_U g(x)\mathrm{d}x = \int_V g(\Psi^{-1}(y))\ |\det(\Psi^{-1})'(y)|\ \mathrm{d}y$$

Beispiel 3.2 Transformation auf Polarkoordinaten
Hier: d=2. $U = \{(x_1, x_2) \in \mathbb{R}^2 : x_1 > 0 \text{ oder } x_2 \neq 0\}$, $V = (0, \infty) \times (-\pi, \pi)$, $\Psi : U \to V, (x_1, x_2) \xrightarrow{\Psi} (r, \Phi)$ bijektiv. $(\Psi^{-1})_1(r, \Phi) = r \cos \Phi, (\Psi^{-1})_2(r, \Phi) = r \sin \Phi$.

$$\Longrightarrow (\Psi^{-1})'(r, \Phi) = \begin{pmatrix} \cos \Phi & -r \sin \Phi \\ \sin \Phi & r \cos \Phi \end{pmatrix}$$

$$\Longrightarrow \frac{\mathrm{d}(\lambda_U^d)^\Psi}{\mathrm{d}(\lambda_V^d)} = r \cos^2 \Phi + r \sin^2 \Phi = r \;\forall\, (r, \Phi) \in V.$$

Wir bekommen:

$$\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x_1, x_2) \mathrm{d}x_1 \mathrm{d}x_2 = \int_{-\pi}^{\pi} \int_0^{\infty} r \cdot g(r \cos \Phi, r \sin \Phi) \mathrm{d}r \mathrm{d}\Phi$$

Im Folgenden sei $X = (X_1, \ldots, X_d) : \Omega \to \mathbb{R}^d$ ein Zufallsvektor.

Satz 3.6 (Transformationssatz für Wahrscheinlichkeitsdichten)
Es seien U und V offene Teilmengen von $\mathbb{R}^d$ und $\Psi : U \to V$ eine bijektive, stetige und differenzierbare Abbildung mit der Eigenschaft

$$\det \Psi'(x) \neq 0 \quad \forall x \in U.$$

Ist dann X ein Zufallsvektor auf $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ mit $P(X \in U) = 1$ und Dichte f_X, so ist auch $Y := \Psi(X)$ absolutstetig und eine Dichte f_Y von Y auf V ist gegeben durch

$$f_Y(y) = |\det(\Psi^{-1})'(y)| f_X(\Psi^{-1}(y)) \quad \forall y \in V$$

Beweis Seien $A \subset V, A \in \mathfrak{B}^d$. Mit Satz 3.5 folgt:

$$\begin{aligned} P(Y \in A) &= P(X \in \Psi^{-1}(A)) \\ &= \int_U \mathbf{1}_{\Psi^{-1}(A)}(x) f_X(x) \mathrm{d}x \\ &= \int_V \mathbf{1}_{\Psi^{-1}(A)}(\Psi^{-1}(y)) f_X(\Psi^{-1}(y)) \cdot |\det(\Psi^{-1})'(y)| \mathrm{d}y \\ &= \int_A |\det(\Psi^{-1})'(y)| f_X(\Psi^{-1}(y)) \mathrm{d}y \end{aligned}$$

■

Beispiel 3.3 (Box-Muller-Algorithmus zur Erzeugung von $N(0,1)$-verteilten Zufallsvariablen)
Seien $U_1, U_2 \sim U(0,1)$ und unabhängig. Definiere:

$$X_1 := \sqrt{-2 \log(U_1)} \cos(2\pi U_2) = \Psi_1(U_1, U_2)$$

$$X_2 := \sqrt{-2 \log(U_1)} \sin(2\pi U_2) = \Psi_2(U_1, U_2)$$

Dann sind $X_1, X_2 \sim N(0,1)$ und unabhängig. Beweis mit Satz 3.6. Sei $U = (0,1)^2$

$$\begin{aligned}
V &= \{(X_1, X_2) \in \mathbb{R}^2 | X_1 < 0 \text{ oder } X_2 \neq 0\} \\
\Psi'(u) &= \begin{pmatrix} -(-2\log(u_1))^{-\frac{1}{2}} \frac{\cos(2\pi u_2)}{u_1} & -(-2\log u_1)^{\frac{1}{2}} 2\pi \sin(2\pi u_2) \\ -(-2\log(u_1))^{-\frac{1}{2}} \frac{\sin(2\pi u_2)}{u_1} & (-2\log u_1)^{\frac{1}{2}} 2\pi \cos(2\pi u_2) \end{pmatrix} \\
\Longrightarrow \quad \det \Psi' &= -\frac{2\pi}{u_1} \text{ und} \\
u_1 &= e^{-\frac{1}{2}(x_1^2 + x_2^2)} \\
\Longrightarrow \quad f_X(x) &= \frac{1}{|\det \Psi'(\Psi^{-1}(x))|} \cdot 1 \\
&= \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}(x_1^2 + x_2^2)} \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x_1^2} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x_2^2}
\end{aligned}$$

$\Longrightarrow$ Behauptung

Satz 3.7
Sind X und Y unabhängige Zufallsvariablen mit Dichten f_X und f_Y, so ist auch die Zufallsvariable $Z := X + Y$ absolutstetig und eine zugehörige Dichte ist gegeben durch:

$$f_Z(z) = \int f_X(x) \cdot f_Y(z-x)\,dx \quad \text{„Faltung“}$$

Beweis Verwende Satz 3.6 mit $\Psi : \mathbb{R}^2 \to \mathbb{R}^2, \Psi(x,y) = (x, x+y)$ $(\Psi^{-1}(x,z) = (x, z-x))$

$$\Longrightarrow \quad f_{X,Z}(x,z) = f_{X,Y}(x, z-x) = f_X(x) \cdot f_Y(z-x)$$

Die „Randdichte“ f_Z bekommt man durch Integration über x. ■

Beispiel 3.4 a) Sind die Zufallsvariablen $X_1, \dots, X_d$ unabhängig und $X_i \sim \exp(\lambda), i = 1, \dots, d, \lambda > 0$, so hat $X_1 + \dots + X_d$ die Dichte

$$f_{X_1 + \dots + X_d}(z) = \frac{\lambda^d}{(d-1)!} z^{d-1} e^{-\lambda z} \mathbf{1}_{[0,\infty)}(z)$$

($\to$ Gamma-Verteilung bzw. Erlang-Verteilung)

b) Sind $X_1, \dots, X_d$ unabhängig und $X_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2), a_i \in \mathbb{R}, i = 1, \dots, d$ so gilt falls $\sum a_i^2 \neq 0$

$$\sum_{i=1}^d a_i X_i \sim N(\sum_{i=1}^d a_i \mu_i, \sum_{i=1}^d a_i^2 \sigma_i^2)$$

Beispiel 3.5 (Gemeinsame Verteilung der Ordnungsstatistiken)
Es seien $X_1, \dots, X_d$ unabhängige und identisch verteilte Zufallsvariablen mit Dichte f. Weiter sei $(X_{1:d}, \dots, X_{d:d})$ eine Permutation von $X_1, \dots, X_d$, so dass

$$X_{1:d} < \dots < X_{d:d}$$

$X_{r:d}$ heißt r**-te Ordnungsstatistik** von X.
Sei S_d die Menge der Permutationen der Zahlen $1, \dots, d$. Dann gilt für $\pi \in S_d$:

$$(X_{1:d}, \dots, X_{d:d}) = (X_{\pi(1)}, \dots, X_{\pi(d)}), \text{ falls } X_{\pi(1)} < \dots < X_{\pi(d)}$$

Für jede messbare Funktion $g : \mathbb{R}^d \to \mathbb{R}$ gilt:

$$g(X_{1:d}, \dots, X_{d:d}) = \sum_{\pi \in S_d} g(X_{\pi(1)}, \dots, X_{\pi(d)}) \cdot \mathbf{1}_{[X_{\pi(1)} < \dots < X_{\pi(d)}]}$$

Es gilt:

$$f_{X_{\pi(1)}, \dots, X_{\pi(d)}}(x_1, \dots, x_d) = \prod_{i=1}^{d} f(x_i) = f_X(x)$$

Also folgt:

$$\begin{aligned} Eg(X_{1:d}, \dots, X_{d:d}) &= \sum_{\pi \in S_d} \int_{x_1 < \dots < x_d} g(x) \prod_{i=1}^{d} f(x_i) \mathrm{d}x_1 \dots \mathrm{d}x_d \\ &= d! \int_{\mathbb{R}^d} g(x) \prod_{i=1}^{d} f(x_i) \mathbf{1}_{[x_1 < \dots < x_d]}(x) \mathrm{d}x_1 \dots \mathrm{d}x_d \end{aligned}$$

Sei $g(x) = \mathbf{1}_B(x)$ mit $B \in \mathfrak{B}^d$, dann folgt:

$$f_{X_{1:d}, \dots, X_{d:d}}(x_1, \dots, x_d) = d! \prod_{i=1}^{d} f(x_i) \mathbf{1}_{[x_1 < \dots < x_d]}(x)$$

Konkrete Anwendung:
Gegeben 12 Trinkgläser. Lebensdauer unabhängig $\exp(\lambda)$-verteilt. Nach der vorigen Überlegung gilt

$$\begin{aligned}
& f_{(X_{1:d}, \dots, X_{d:d})}(x) &&= \begin{cases} d!\lambda^d e^{-\lambda(x_1 + \dots + x_d)} & \text{, falls } x_1 < \dots < x_d \\ 0 & \text{, sonst} \end{cases} \\
\Longrightarrow\quad & f_{(X_{1:d}, X_{2:d})}(x) &&= \begin{cases} d(d-1)\lambda^2 e^{-(d-2)\lambda x_2} e^{-\lambda(x_1 + x_2)} & \text{, falls } x_1 < x_2 \\ 0 & \text{, sonst} \end{cases} \\
\xrightarrow{\text{Satz 3.6}}\quad & f_{(X_{2:d} - X_{1:d}, X_{1:d})}(y_1, y_2) &&= \begin{cases} d(d-1)\lambda^2 e^{-d\lambda y_2} e^{-(d-1)\lambda y_1} & \text{, falls } y_1, y_2 > 0 \\ 0 & \text{, sonst} \end{cases} \\
\Longrightarrow\quad & f_{X_{2:d} - X_{1:d}}(y_1) &&= \begin{cases} (d-1)\lambda e^{-(d-1)\lambda y_1} & \text{, falls } y_1 > 0 \\ 0 & \text{, sonst} \end{cases} \\
& f_{X_{1:d}}(y_2) &&= \begin{cases} d\lambda e^{-d\lambda y_2} & \text{, falls } y_2 > 0 \\ 0 & \text{, sonst} \end{cases}
\end{aligned}$$

also $X_{1:d} \sim \exp(\lambda d), X_{2:d} - X_{1:d} \sim \exp(\lambda(d-1))$ und unabhängig.

$$\Longrightarrow X_{k:d} - X_{(k-1):d} \sim \exp((d - k + 1)\lambda)$$

Es folgt:

$$\begin{aligned} E[X_{k:d} - X_{(k-1):d}] &= \frac{1}{(d-k+1)\lambda} \\ \Longrightarrow \qquad \tfrac{E[X_{d:d} - X_{(d-1):d}]}{EX_{d:d}} &= \frac{\frac{1}{\lambda}}{\sum_{k=1}^{d} \frac{1}{(d-k+1)\lambda}} \\ &= \left(\sum_{k=1}^{d} \frac{1}{k} \right)^{-1} \\ &= (\log d)^{-1} + O(1) \end{aligned}$$

Für $d = 12 : 0.32$

4 Das starke Gesetz der großen Zahlen

Satz 4.1 (Borel-Cantelli Lemma) *Sei* $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ *ein Wahrscheinlichkeitsraum und* $(A_n)_{n\in\mathbb{N}} \subset \mathcal{A}$ *eine Folge von Ereignissen.*

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

ist das Ereignis, dass unendlich viele der A_n*'s eintreten.*

a) Dann gilt:

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) < \infty \Longrightarrow P(\limsup_{n\to\infty} A_n) = 0.$$

b) Sind die Ereignisse $A_n,\ n \in \mathbb{N}$ *stochastisch unabhängig, so gilt:*

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) = \infty \Longrightarrow P(\limsup_{n\to\infty} A_n) = 1.$$

Beweis

a) Sei $B_n := \bigcup_{k=n}^{\infty} A_k,\ n \in \mathbb{N} \Rightarrow P(B_n) \leq \sum_{k=n}^{\infty} P(A_k) \overset{n\to\infty}{\longrightarrow} 0.$
Da $B_n \downarrow \bigcap_{n=1}^{\infty} B_n$ folgt:

$$P(\limsup_{n\to\infty} A_n) = P(\bigcap_{n=1}^{\infty} B_n) = \lim_{n\to\infty} P(B_n) = 0.$$

b) Sei $P_n := P(A_n),\ n \in \mathbb{N}. (A_n)$ stoch. unabh $\Rightarrow (A_n^c)$ stoch unabh. Es gilt:

$$\begin{aligned} 0 \leq P(\bigcap_{n=1}^{\infty} A_k^c) &\overset{\text{stetig von oben}}{=} \lim_{N\to\infty} P(\bigcap_{n=1}^{N} A_k^c) \\ &\overset{\text{unabh.}}{=} \lim_{N\to\infty} \prod_{k=1}^{N} (1 - P_k) \\ &\leq \lim_{N\to\infty} \exp(-\sum_{k=1}^{N} P_k) \overset{\text{nach Vor.}}{=} 0 \end{aligned}$$

Somit:

$$0 \leq P((\limsup_{n\to\infty} A_n)^c) = P(\bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{k=n}^{\infty} A_k^c) \leq \sum_{n=1}^{\infty} P(\bigcap_{k=n}^{\infty} A_k^c) = 0 \qquad \blacksquare$$

Definition *Es seien $X, X_1, X_2, \dots$ ZV auf einem W'Raum $(\Omega, \mathcal{A}, P)$.*
X_n konvergiert P-fast sicher gegen X, $(X_n \overset{f.s.}{\to} X)$ wenn gilt:

$$P\left(\{\omega \in \Omega \mid \lim_{n\to\infty} X_n(\omega) = X(\omega)\}\right) = 1.$$

Bemerkung $\{\lim_{n\to\infty} X_n(\omega) = X(\omega)\} \in \mathcal{A}$, denn:

(i) $\sup_{n\geq 1} X_n$ ist $\mathcal{A}$-messbar, da $\{\sup_{n\geq 1} X_n \leq a\} = \bigcap_{n=1}^{\infty} \underbrace{\{X_n \leq a\}}_{\in \mathcal{A}} \in \mathcal{A}$.

$\inf\limits_{n\geq 1} X_n = -\sup\limits_{n\geq 1}(-X_n)$ ist $\mathcal{A}$-mb. $\Rightarrow \limsup\limits_{n\to\infty} X_n = \inf\limits_{n\geq 1}\sup\limits_{k\geq n} X_k, \liminf\limits_{n\to\infty} X_n$ $\mathcal{A}$-messbar.

(ii) $\{\lim_{n\to\infty} X_n = X\} = (\liminf\limits_{n\to\infty}(X_n - X))^{-1}(\{0\}) \cap (\limsup\limits_{n\to\infty}(X_n - X))^{-1}(\{0\}) \in \mathcal{A}$

Im Folgenden sei $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$ eine Folge von ZV auf einem W'Raum $(\Omega, \mathcal{A}, P)$. Starke Gesetz der großen Zahlen sind Resultate der Form

$$\frac{1}{a_n}\left(\sum_{i=1}^{n} X_i - b_n\right) \overset{f.s.}{\to} 0$$

wobei $(a_n)_{n\in\mathbb{N}}, (b_n)_{n\in\mathbb{N}} \subset \mathbb{R}$. Der wichtigste Satz ist hier:

Satz 4.2 (Starkes Gesetz der großen Zahlen) *Ist $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$ eine Folge von u.i.v. ZV mit $E|X_1| < \infty$, so gilt:*

$$\underbrace{\frac{1}{n}\sum_{n=1}^{n} X_i}_{=s_n} \overset{f.s.}{\to} EX_1.$$

Beweis Sei zunächst $X_k \geq 0\ \forall\, k \in \mathbb{N}$ und $Y_k := X_k \cdot \mathbf{1}_{[X_k \leq k]}$ (Y_k entsteht aus X_k durch Abschneiden bei k). Sei $S_n^* := \sum_{k=1}^{n} Y_k$ $EY_k = E[X_k \cdot \mathbf{1}_{[X_k\leq k]}] = E\left[X_1 \cdot \mathbf{1}_{[X_1\leq k]}\right] \overset{k\to\infty}{\longrightarrow} EX_1$ mit S.2.1 (Monotone Konvergenz).
Aus der Analysis: Sei $(a_n)_{n\in\mathbb{N}} \subset \mathbb{R}$

$$\lim_{n\to\infty} a_n = a \Rightarrow \lim_{n\to\infty} \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} a_k = a.$$

Damit folgt:

$$\lim_{n\to\infty} \frac{1}{n} ES_n^* = \lim_{n\to\infty} \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} EY_k = EX_1.$$

Die Y_n's sind wieder unabhängig und es gilt:

$$\mathrm{Var}(S_n^*) = \sum_{k=1}^{n} \mathrm{Var}(Y_k) \leq \sum_{k=1}^{n} EY_k^2 \leq \sum_{k=1}^{n} E[X_k^2 \cdot \mathbf{1}_{[X_k\leq n]}] = n \cdot E[X_1^2 \cdot \mathbf{1}_{[0,n]}(X_1)]\ (*)$$

Sei $\alpha > 1$ und $m_n := \lfloor \alpha^n \rfloor\ \forall\, n \in \mathbb{N}$. Für $x > 0$ sei $\Psi(x) := \sum_{n=N(x)}^{\infty} \frac{1}{m_n}$ mit $N(x) := \min\{n \mid m_n \geq x\}$

Für beliebige $z \geq 1$ gilt: $\lfloor z \rfloor \geq \frac{z}{2}$ und somit $\frac{1}{m_n} = \frac{1}{\lfloor \alpha^n \rfloor} \leq \frac{2}{\alpha^n}$ und $\alpha^{N(x)} \geq \lfloor \alpha^{N(x)} \rfloor = m_{N(x)} \geq x$. Mit $k := \frac{2\alpha}{\alpha - 1}$ gilt:

$$\Psi(x) = \sum_{n=N(x)}^{\infty} \frac{1}{m_n} \leq 2 \cdot \sum_{n=N(x)}^{\infty} \frac{1}{\alpha^n} = 2 \cdot \alpha^{-N(x)} \cdot \frac{1}{1 - \frac{1}{\alpha}} \leq \frac{k}{x} \; (**)$$

Die Ungleichung von Tschebyscheff liefert $\forall \varepsilon > 0$:

$$\begin{aligned}
\sum_{n=1}^{\infty} P\left(\frac{1}{m_n}|S^*_{m_n} - ES^*_{m_n}| > \varepsilon\right) &\overset{(*)}{\leq} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{\varepsilon^2 m_n} E[X_1^2 \cdot \mathbf{1}_{[0,m_n]}(X_1)] \\
&\overset{\text{S.2.1}}{=} \frac{1}{\varepsilon^2} E[X_1^2 \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{m_n} \cdot \mathbf{1}_{[0,m_x]}(X_1)] \\
&= \frac{1}{\varepsilon^2} E[X_1^2 \Psi(X_1)] \overset{(**)}{\leq} \frac{k}{\varepsilon^2} EX_1
\end{aligned}$$

$\overset{\text{Üb}}{\Longrightarrow} \frac{1}{m_n}(S^*_{m_n} - ES^*_{m_n}) \overset{f.s.}{\to} 0 \overset{\text{Üb}}{\Longrightarrow} \frac{1}{m_n} S^*_{m_n} \overset{f.s.}{\to} EX_1$.

Nächstes Ziel: $*$ weg bekommen.
Es gilt:

$$\begin{aligned}
\sum_{n=1}^{\infty} P(X_n \neq Y_n) &= \sum_{n=1}^{\infty} P(X_1 > n) \\
&\leq \int_{[0,\infty]} P(X_1 > x) \mathbf{1}(x) \overset{\text{Bsp 3.1}}{=} EX_1 < \infty.
\end{aligned}$$

$\overset{S.4.1a)}{\Longrightarrow} P(\underbrace{\{\omega \in \Omega \mid X_n(\omega) \neq Y_n(\omega) \text{ für unendlich viele } n\}}_{=:N_0}) = 0$
$\forall \omega \notin N_0 \, \exists k(\omega) \in \mathbb{N}$ mit $X_n(\omega) = Y_n(\omega) \; \forall n \geq k(\omega)$.
Auf N_0^C gilt also:

$$\frac{1}{n}(S_n(\omega) - S^*_n(\omega)) = \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^{k(\omega)} X_i(\omega) - Y_i(\omega)) \overset{n\to\infty}{\to} 0$$

$$\Longrightarrow \frac{1}{n}(S_n - S^*_n) \overset{f.s.}{\to} 0 \quad \Longrightarrow \frac{1}{m_n} S_{m_n} \overset{f.s.}{\to} EX_1 \quad (\Delta)$$

Jetzt muss die Einschränkung auf die Teilfolge $(m_n)_{n \in \mathbb{N}}$ weg.
Da $S_n \geq 0$, gilt für $m_n \leq k \leq m_{n+1}$:

$$\frac{m_n}{m_{n+1}} \cdot \frac{S_{m_n}}{m_n} \leq \frac{S_k}{k} \leq \frac{m_{n+1}}{m_n} \cdot \frac{S_{m_{n+1}}}{m_{n+1}}$$

Da $\frac{m_{n+1}}{m_n} \overset{n\to\infty}{\to} \alpha$ folgt mit (Δ):

$$\frac{1}{\alpha} EX_1 \leq \liminf_{k\to\infty} (\frac{S_k}{k}) \leq \limsup_{k\to\infty} (\frac{S_k}{k}) \leq \alpha EX_1 \quad P\text{-f.s.}$$

Sei N_α die Ausnahmemenge zu α in der Konvergenz (Δ). Da $\alpha > 1$ beliebig, gilt auf $\underbrace{(\bigcup_{j=1}^{\infty} N_{1+\frac{1}{j}})^C}_{P\text{-Nullmenge}}$:

$$EX_1 \le \liminf_{k\to\infty}(\frac{S_k}{k}) \le \limsup_{k\to\infty}(\frac{S_k}{k}) \le EX_1$$

$$\implies \overline{X_n} := \frac{1}{n}S_n \overset{f.s.}{\to} EX_1$$

Jetzt muss noch die Bedingung $X_k \ge 0$ weg. Es folgt:

$$\overline{X_n} = \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} X_k^+ \; - \; \frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} X_k^- \overset{f.s.}{\to} EX_1^+ \; - \; EX_1^- = EX_1.$$

■

Beispiel 4.1 (Wiederholte Spiele)
Gegeben 2 Spieler. Spieler A erzielt in Runde n X_n Punkte und Spieler B Y_n Punkte. Die Zufallsvariablen seien alle unabhängig und identisch verteilt. Es sei $D_n := X_n - Y_n$. Spieler A gewinnt Runde n, falls $D_n > 0$.
Sei $p_n = P(\sum_{k=1}^n D_k > 0)$ die Wahrscheinlichkeit, dass Spieler A nach n Runden mehr Punkte hat. Es gilt nach S.4.2:

$$\frac{1}{n}\sum_{k=1}^{n} \mathbf{1}_{[D_k>0]} \overset{f.s.}{\to} E\left[\mathbf{1}_{[D_1>0]}\right] = p_1.$$

Ist $p_1 > \frac{1}{2}$, so gewinnt Spieler A langfristig mehr Runden als B. Dies gilt jedoch nicht, wenn die Punkte addiert werden! Beispiel dazu:

$$X_k := \begin{cases} n+1, & \text{mit Wahrscheinlichkeit } p_1 \\ 0, & \text{mit Wahrscheinlichkeit } 1-p_1 \end{cases}, \quad Y_k \equiv n \text{ mit Wahrscheinlichkeit } 1$$

Sei $p_1 = 0,999,\; n = 1000. \quad \implies \quad p_{1000} = (0,999)^{1000} \approx 0,37$

5 Zentraler Grenzwertsatz von Lindeberg-Lévy

5.1 Charakteristische Funktionen

Definition
Es sei X Zufallsvariable auf einem Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega, \mathcal{A}, P)$. Dann heißt

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

*die **charakteristische Funktion** zu X.*

Bemerkung
Ist X diskret mit Werten $x_1, x_2, \ldots,$ so gilt:

$$\phi_X(t) = \sum_{k=1}^{\infty} e^{itx_k} \cdot P(X = x_k)$$

Ist X absolutstetig mit Dichte f, so gilt:

$$\phi_X(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{itx} f(x)\mathrm{d}x \quad \text{(Fourier-Transformation)}$$

Beispiel 5.1

a) $X \sim B(n, p)$

$$\phi_X(t) = \sum_{k=0}^{n} e^{itk} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

$$= \sum_{k=0}^{n} \binom{n}{k} (pe^{it})^k (1-p)^{n-k} = (1 - p + pe^{it})^n$$

b) $X \sim U(0, 1)$
$\phi_X(0) = 1$ und für $t \neq 0:$

$$\phi_X(t) = \int_0^1 e^{itx} \cdot 1\mathrm{d}x = \int_0^1 \cos(tx)\mathrm{d}x + i\int_0^1 \sin(tx)\mathrm{d}x$$

$$= \frac{1}{t}\sin(t) - \frac{i}{t}\cos(t) + \frac{i}{t} = \frac{1}{it}(e^{it} - 1)$$

c) $X \sim N(0,1)$

$$\phi_X(t) = e^{-\frac{t^2}{2}} \quad \text{vgl. Stochastik 1}$$

Satz 5.1 *Sind X, Y unabhängige Zufallsvariablen mit charakteristischen Funktionen ϕ_X und ϕ_Y, so gilt für die charakteristische Funktion ϕ_{X+Y} der Faltung:*

$$\phi_{X+Y}(t) = \phi_X(t) \cdot \phi_Y(t) \quad \forall t \in \mathbb{R}$$

Beweis vgl. Stochastik 1, Satz 12.2. ∎

Lemma 5.1 *Für alle $m \in \mathbb{N}, t \in \mathbb{R}$ gilt:*

$$\left| e^{it} - \sum_{k=0}^{m-1} \frac{(it)^k}{k!} \right| \leq \min \left\{ \frac{|t|^m}{m!}, \frac{2|t|^{m-1}}{(m-1)!} \right\}$$

Beweis vgl. Stochastik 1, Satz 13.2. ∎

5.2 Umkehrsätze

Wir werden sehen, dass eine Verteilung eindeutig durch ihre charakteristische Funktion festgelegt ist. Hat man z.B. gezeigt, dass X die charakteristische Funktion $(1-p+pe^{it})^n$ hat, so ist $X \sim B(n,p)$.
Aus der Analysis ist die Integralsinusfunktion bekannt:

$$Si : \mathbb{R}_+ \to \mathbb{R}_+,\ Si(x) := \int_0^x \frac{\sin(y)}{y} \mathrm{d}y \quad \forall x > 0$$

Es gilt: $\lim_{x\to\infty}(Si(x)) = \frac{\pi}{2}$

Satz 5.2
Es sei X Zufallsvariable mit charakteristischer Funktion ϕ_X. Dann gilt für alle $-\infty < a < b < \infty$:

$$\frac{1}{2}P(X=a) + P(a < X < b) + \frac{1}{2}P(X=b) = \lim_{T\to\infty} \left(\frac{1}{2\pi} \int_{-T}^{T} \frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} \phi_X(t)\, dt \right)$$

Beweis
Sei $I(T) := \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^{T} \frac{e^{-ita}-e^{-itb}}{it} \phi_X(t) \mathrm{d}t$. Definiere $\psi : \mathbb{R} \times [-T,T] \to \mathbb{C}$ durch

$$\psi(t,x) := \begin{cases} \frac{e^{-it(a-x)} - e^{-it(b-x)}}{it}, & t \neq 0 \\ b-a, & t = 0 \end{cases}$$

Mit Lemma 5.1 folgt, dass ψ stetig ist und wegen

$$\left| \frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} \right| = \left| \int_a^b e^{ity} \mathrm{d}y \right| \leq b - a$$

ist $|\psi| \leq b-a$, also ist ψ $P^X \otimes \lambda_{[-T,T]}$-integrierbar. Mit Satz 3.1 (Fubini I) folgt:

$$\begin{aligned} I(T) &= \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^{T} \frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} \left(\int e^{itx} P^X(\mathrm{d}x) \right) \mathrm{d}t \\ &= \frac{1}{2\pi} \int \underbrace{\int_{-T}^{T} \frac{1}{it} \left(e^{-it(a-x)} - e^{-it(b-x)} \right) \mathrm{d}t}_{=:\psi_{a,b,T}(x)} P^X(\mathrm{d}x) \end{aligned}$$

Inneres Integral:
Da $t \mapsto \frac{\cos(t(x-a))}{it}$ punktsymmetrisch ist, gilt:

$$\psi_{a,b,T}(x) = 2 \cdot \int_0^T \frac{1}{t} \sin\left((x-a)\,t\right) \mathrm{d}t - 2 \cdot \int_0^T \frac{1}{t} \sin\left((x-b)\,t\right) \mathrm{d}t$$

Es gilt weiterhin:

$$c \cdot \int_0^T \frac{1}{c \cdot t} \sin(ct)\mathrm{d}t = \mathrm{sgn}(c) \cdot Si(T|c|) \quad \text{mit}\, \mathrm{sgn}(c) = \begin{cases} 1, & c > 0 \\ 0, & c = 0 \\ -1, & c < 0 \end{cases}$$

$$\implies \psi_{a,b,T}(x) = 2 \cdot \mathrm{sgn}(x-a) Si(T|x-a|) - 2 \cdot \mathrm{sgn}(x-b) Si(T|x-b|)$$

$$\implies \psi_{a,b}(x) := \lim_{T \to \infty} \left(\psi_{a,b,T}\,(x)\right) = \begin{cases} 0, & x < a \text{ oder } x > b \\ \pi, & x = a \text{ oder } x = b \\ 2\pi, & a < x < b \end{cases}$$

$\implies$ $(\psi_{a,b,T})_{T \geq 0}$ besitzt eine (konstante) integrierbare Majorante. Mit dem Satz über die majorisierte Konvergenz gilt:

$$\begin{aligned} \lim_{T \to \infty} I(T) &= \frac{1}{2\pi} \int \psi_{a,b}(x) P^X(\mathrm{d}x) \\ &= \frac{1}{2} P(X = a) + \frac{1}{2} P(X = b) + P(a < X < b) \end{aligned}$$

■

Korollar 5.1
Sind X und Y Zufallsvariablen mit derselben charakteristischen Funktion, so haben X und Y dieselbe Verteilung.

Beweis Sei $D = A(X) \cup A(Y)$ mit $A(X) = \{x \in \mathbb{R} | P(X = x) > 0\}$, analog $A(Y)$. $A(X)$ ist abzählbar, da $A(X) = \bigcup_{n=1}^{\infty} \{x \in \mathbb{R} | P(X = x) \geq \frac{1}{n}\}$ und $\left|\{x \in \mathbb{R} | P(X = x) \geq \frac{1}{n}\}\right| \leq n \implies D$ abzählbar

$$\mathcal{D} := \{(a,b) | -\infty < a \leq b < \infty, a, b \notin D\}$$

ist ein durchschnittstabiles Erzeugendensystem von $\mathfrak{B}(\mathbb{R})$. $\xRightarrow{\text{Sa5.2}}$ P^X und P^Y stimmen auf $\mathcal{D}$ überein $\xRightarrow{\text{Eindeutigkeitssatz}}$ Behauptung. ■

Satz 5.3
Sei X eine Zufallsvariable mit charakteristischer Funktion ϕ. Gilt $\int |\phi(t)| dt < \infty$, so hat X eine stetige Dichte f, die gegeben ist durch

$$f(x) = \frac{1}{2\pi} \int e^{-itx} \phi(x) dt \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

Beweis Wie in Beweis von Satz 5.2 gilt:

$$\left| \frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} \right| \leq |b-a| \quad (*)$$

Da ϕ λ-integrierbar ist, ist $|b-a||\phi|$ eine integrierbare Majorante für diesen Ausdruck in Satz 5.2. Es folgt:

$$\frac{1}{2} P(X = a) + P(a < X < b) + \frac{1}{2} P(X = b) = \frac{1}{2\pi} \int \frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} \phi(t) \mathrm{d}t$$

$$\begin{aligned}
\Longrightarrow \quad P(a < X < b) \quad & \leq \frac{1}{2\pi} |b-a| \underbrace{\int |\phi(t)| \mathrm{d}t}_{<\infty} \\
\Longrightarrow \quad P(X = x) \quad & = \lim_{n \to \infty} P(x - \frac{1}{n} < X < x + \frac{1}{n}) \\
& = 0
\end{aligned}$$

Ist F die Verteilungsfunktion von X, so gilt:

$$F(b) - F(a) = \frac{1}{2\pi} \int \frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} \phi(t) \mathrm{d}t \quad \forall a < b$$

Wegen $(*)$ kann man den Satz von der majorisierten Konvergenz anwenden und bekommt:

$$\begin{aligned}
\lim_{h \downarrow 0} \frac{F(x+h) - F(x)}{h} \quad & = \quad \frac{1}{2\pi} \int e^{-itx} \lim_{h \downarrow 0} \frac{1 - e^{-ith}}{ith} \phi(t) \mathrm{d}t \\
& = \quad \frac{1}{2\pi} \int e^{-itx} \phi(t) \mathrm{d}t \\
& =: \quad f(x)
\end{aligned}$$

Außerdem folgt $x \mapsto f(x)$ ist stetig. ∎

5.3 Verteilungskonvergenz

Definition

a) *Gegeben sei der messbare Raum* $(\mathbb{R}, \mathfrak{B})$ *mit Wahrscheinlichkeitsmaßen* $P, P_1, P_2, \ldots$ *und zugehörigen Verteilungsfunktionen* $F, F_1, F_2, \ldots$
P_n ***konvergiert schwach*** *gegen* P $(P_n \xrightarrow{w} P)$, *wenn* $\lim_{n\to\infty} F_n(x) = F(x)\ \forall x \in \mathbb{R}$ *an denen* F *stetig ist.*

b) *Seien* $X, X_1, X_2, \ldots$ *Zufallsvariablen auf (unter Umständen verschiedenen) Wahrscheinlichkeitsräumen* $(\Omega, \mathcal{A}, P), (\Omega_1, \mathcal{A}_1, P_1), \ldots$
X_n ***konvergiert in Verteilung*** *gegen* X $(X_n \xrightarrow{d} X)$, *wenn* $P^{X_n} \xrightarrow{w} P^X$.

Beispiel 5.2 Konvergenz in Verteilung bzw. schwache Konvergenz ist schwächer als f.s.-Kovergenz.
Sei z.B. $X \sim N(0,1)$ und $X_{2n} = X, X_{2n+1} = -X\ \forall n \in \mathbb{N}$. $\implies P^{X_n} \equiv P^X = N(0,1)$ und (X_n) konvergiert in Verteilung (gegen X) jedoch $X_n \overset{f.s.}{\not\to} X$

Jedoch gilt folgender nützlicher Satz:

Satz 5.4 (Darstellungssatz von Skorohod)
Es seien $X, X_1, X_2, \ldots$ *Zufallsvariablen mit* $X_n \xrightarrow{d} X$. *Dann existiert ein Wahrscheinlichkeitsraum* $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ *und hierauf Zufallsvariablen* $X', X_1', X_2', \ldots$ *mit* $X' \overset{d}{=} X, X_n' \overset{d}{=} X_n\ \forall n \in \mathbb{N}$ *derart, dass* $X_n' \xrightarrow{f.s.} X'$.

Beweis Es seien $F, F_1, F_2, \ldots$ die Verteilungsfunktionen zu $X, X_1, X_2, \ldots$ und $(\Omega, \mathcal{A}, P) = \big((0,1), \mathfrak{B}_{(0,1)}, \lambda_{(0,1)}\big)$. Weiter sei $F^{-1} : (0,1) \to \mathbb{R}, F^{-1}(y) := \inf\{x \in \mathbb{R} | F(x) \geq y\}$ die Quantilsfunktion zu F, analog (Quantilsfunktion) $F_n^{-1}, n \in \mathbb{N}$. Setze $X' := F^{-1},\ X_n' := F_n^{-1}$.
Satz 5.7 (Stoch 1) $\implies X' \overset{d}{=} X, X_n' \overset{d}{=} X_n, n \in \mathbb{N}$ $(P(X' \leq x) = P(F^{-1}(\omega) \leq x) = \underbrace{P(\omega \leq F(x))}_{=\lambda(0,1)} = F(x)\ )$
Es bleibt also zu zeigen , dass für P-fast alle $\omega \in \Omega : \lim_{n\to\infty} X_n'(\omega) = X'(\omega)$.
Sei $\omega \in (0,1)$. Da X nur abzählbar viele Atome hat (vgl. Beweis von Korollar 5.1) existiert zu $\varepsilon > 0$ ein $x \in \mathbb{R}$ mit $X'(\omega) - \varepsilon < x < X'(\omega)$ und $P(X = x) = 0$.
Es gilt (Lemma 5.6, Stoch 1): $\forall y \in (0,1), x \in \mathbb{R}$:

$$y \leq F(x) \iff F^{-1}(y) \leq x$$

Hier: $\omega \leq F(x) \iff F^{-1}(\omega) = X'(\omega) \leq x$. Wegen $X'(\omega) > x$ folgt $F(x) < \omega$. Da $F_n(x) \to F(x)$ für $n \to \infty$ nach Voraussetzung, $\exists n_0 \in \mathbb{N}$, so dass $\forall n \geq n_0 : F_n(x) < \omega$. Also $X_n' > x$.
Mit $\varepsilon \downarrow 0$ folgt:

$$\liminf_{n\to\infty} X_n'(\omega) \geq X'(\omega) \quad \forall \omega \in \Omega.$$

Ist $\omega' > \omega$ und $\varepsilon > 0$, so $\exists$ ein x mit $X'(\omega') < x < X'(\omega') + \varepsilon$ und $P(X = x) = 0$. Da F rechtsseitig stetig, folgt $F(F^{-1}(y)) \geq y\ \forall y \in (0,1)$, also mit der Monotonie von $F : \omega < \omega' \leq F(X'(\omega')) \leq F(x)$.

Wegen $F_n(x) \to F(x)$ $(n \to \infty)$, $\exists n_0 \in \mathbb{N}$ sodass $\omega \leq F_n(x)$ (d.h. $X_n'(\omega) \leq x$) $\forall n \geq n_0$ gilt mit $\varepsilon \downarrow 0$ ergibt das

$$\limsup_{n\to\infty} X_n'(\omega) \leq X'(\omega') \quad \forall \omega' > \omega.$$

Satz 5.5 *Es sei $C_b(\mathbb{R})$ die Menge aller stetigen und beschränkten Funktionen, $h : \mathbb{R} \to \mathbb{R}$. Dann gilt:*

$$X_n \xrightarrow{d} X \iff Eh(X_n) \to Eh(X) \quad \forall h \in C_b(\mathbb{R})$$

Beweis
"$\Rightarrow$": Nach Satz 5.4 existieren ein Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ und Zufallsvariablen $X' \stackrel{d}{=} X,\ X_n' \stackrel{d}{=} X_n \quad \forall n \in \mathbb{N}$ mit $X_n' \xrightarrow{f.s.} X'$. Es folgt:

$$\lim_{n\to\infty} \left(Eh\left(X_n\right)\right) = \lim_{n\to\infty} \left(Eh\left(X_n'\right)\right) \stackrel{\text{h stetig}, X_n' \xrightarrow{f.s.} X'}{=} Eh\left(X'\right) = Eh\left(X\right).$$

"$\Leftarrow$": Für $a, b \in \mathbb{R}, a < b$ sei $h_{a,b} : \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ definiert durch

$$h_{a,b}(x) := \begin{cases} 1 & , x \leq a \\ \frac{b-x}{b-a} & , a < x < b \\ 0 & , x \geq b \end{cases}$$

$h_{a,b}$ ist stetig und beschränkt. Seien F, F_n die Verteilungsfunktionen zu $X, X_n \quad \forall n \in \mathbb{N}$. Dann gilt $\forall y > x$:

$$F_n(x) = E\left[\mathbf{1}_{(-\infty,x)}(X_n)\right] \leq E\left[h_{x,y}(X_n)\right] \stackrel{n\to\infty}{\to} E\left[h_{x,y}(X)\right],$$

$$E\left[h_{x,y}(X)\right] \leq E\left[\mathbf{1}_{(-\infty,y)}(X)\right] = F(y).$$

Also folgt da F rechtsseitig stetig ist mit $y \downarrow x$:

$$\limsup_{n\to\infty} \left(F_n(x)\right) \leq F(x) \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

Analog erhält man für $y < x$:

$$F_n(x) \geq E\left[h_{y,x}(X_n)\right] \stackrel{n\to\infty}{\to} E\left[h_{y,x}(X)\right] \geq F(y)$$

Mit $y \uparrow x$: $\liminf_{n\to\infty}(F_n(x)) \geq F(x-) \quad \forall x \in \mathbb{R}$.
Ist F in x stetig, so gilt $F(x-) = F(x)$ und somit $F_n(X) \stackrel{n\to\infty}{\to} F(x)$. ∎

Satz 5.6 ("Continuous Mapping Theorem")
Es seien $X, X_1, X_2, \ldots$ Zufallsvariablen mit $X_n \xrightarrow{d} X$. Weiter sei $f : \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ eine Borel-messbare Funktion mit $P(X \in \{x \in \mathbb{R} \mid f \text{ nicht stetig in } x\}) = 0$.
Dann gilt auch $f(X_n) \xrightarrow{d} f(X)$ für $n \to \infty$.

Beweis Übung. ∎

Satz 5.7 (Satz von Helly[1])
Zu jeder Folge $(F_n)_{n\in\mathbb{N}}$ von Verteilungsfunktionen existieren eine Teilfolge $(F_{n_k})_{k\in\mathbb{N}}$ und eine schwach monoton wachsende, rechtsseitig stetige Funktion $G : \mathbb{R} \to [0,1]$, sodass $\lim_{k\to\infty}(F_{n_k}(x)) = G(x) \quad \forall x \in \mathbb{R}$, an denen G stetig ist.

Beweis (Skizze)
Für $x \in \mathbb{R}$ ist $(F_n(x))_{n\in\mathbb{N}} \subset [0,1] \quad \xRightarrow{\text{Bolzano-Weierstraß}} \exists$ Häufungspunkt. Sei $(r_k)_{k\in\mathbb{N}}$ eine Abzählung von $\mathbb{Q}$. Wähle Teilfolgen $(F_{n_{k,j}})_{j\in\mathbb{N}}$ mit $F_{n_{k,j}} \overset{j\to\infty}{\to} G_0(r_k)$, wobei $(n_{k+1,j})_{j\in\mathbb{N}}$ eine Teilfolge von $(n_{k,j})_{j\in\mathbb{N}}$ ist. (Definition der Funktion f_0 auf $\mathbb{Q}$)
Für die Diagonalfolge $(n_{j,j})_{j\in\mathbb{N}}$ gil dann: $F_{n_{j,j}} \to G_0$ auf $\mathbb{Q}$. Sei G_0 auf ganz $\mathbb{R}$ durch $G(x) := \inf\{G_0(r) \mid r \in \mathbb{Q}, r > x\}$ fortgesetzt.
Rest: $\epsilon - \delta$-Argumente. ∎

Bemerkung G aus Satz 5.7 muß keine Verteilungsfunktion sein.
Beispiel: $F_n := \mathbf{1}_{[n,\infty]} \implies G \equiv 0$

Definition *Eine Familie $\mathcal{P}$ von Wahrscheinlichkeitsmaßen auf $(\mathbb{R}, \mathfrak{B})$ heißt **straff**, wenn $\forall \epsilon > 0\ \exists$ kompaktes Intervall $[a,b] \subset \mathbb{R}$ mit:*

$$P([a,b]) \geq 1 - \epsilon \quad \forall P \in \mathcal{P}$$

Bemerkung

(i) Ist $\mathcal{P}$ straff, so auch jedes $\mathcal{P}' \subset \mathcal{P}$.

(ii) Sind alle $\mathcal{P}_i$ mit $i \in \{1, \ldots, , n\}$ straff, so auch $\bigcup_{i=1}^n \mathcal{P}_i$.

(iii) Ist $|\mathcal{P}| = 1$, so ist $\mathcal{P}$ straff.

Satz 5.8 *Ist $\{P_n \mid n \in \mathbb{N}\}$ eine straffe Familie von Wahrscheinlichkeitsmaßen auf $(\mathbb{R}, \mathfrak{B})$, so existieren eine Teilfolge $(P_{n_k})_{k\in\mathbb{N}}$ von $(P_n)_{n\in\mathbb{N}}$ und ein Wahrscheinlichkeitsmaß P derart, dass $P_{n_k} \overset{w}{\to} P$ für $k \to \infty$.*

Beweis Sei F_n die Verteilungsfunktion zu P_n $\forall n \in \mathbb{N}$.
$\xRightarrow{\text{Satz 5.7}} \exists$ Folge $(n_k)_{k\in\mathbb{N}}$ mit $F_{n_k}(x) \to G(x)$ für $k \to \infty$ $\forall x \in \mathbb{R}$ mit G stetig in x; G ist wachsend und rechtsseitig stetig.
Bleibt zu zeigen: G ist Verteilungsfunktion, also $\lim_{x\to-\infty}(G(x)) = 0$ und $\lim_{x\to\infty}(G(x)) = 1$. Ist dann P das Wahrscheinlichkeitsmaß zu G, so folgt $P_{n_k} \overset{w}{\to} P$.
Sei also $\epsilon > 0$. Da $\{P_n \mid n \in \mathbb{N}\}$ straff ist $\implies \exists a, b \in \mathbb{R}$ mit $P_n([a,b]) \geq 1 - \epsilon$ $\forall n \in \mathbb{N}$. $\implies F_n(a) \leq \epsilon$ $\forall n \in \mathbb{N}$.
G hat höchstens abzählbar viele Unstetigkeitsstellen. $\implies \exists c < a$, in dem G stetig.
$\implies G(c) = \lim_{k\to\infty}(F_{n_k}(c)) \leq \epsilon \implies G(x) \leq \epsilon$ $\forall x \leq c$.
Also: $\forall \epsilon > 0 \quad \exists c \in \mathbb{R} : \quad \forall x \leq c$ gilt $0 \leq G(x) \leq \epsilon \implies \lim_{x\to-\infty}(G(x)) = 0$ und $\lim_{x\to\infty}(G(x)) = 1$. ∎

Satz 5.9 (Stetigkeitssatz für charakteristische Funktionen)
Es seien $X, X_1, X_2, \ldots$ Zufallsvariablen, $\phi, \phi_1, \phi_2, \ldots$ die zugehörigen charakteristischen Funktionen. Dann gilt:

$$X_n \xrightarrow{d} X \quad \Longleftrightarrow \quad \phi_n(t) \to \phi(t) \quad \forall t \in \mathbb{R}$$

Beweis
"$\Rightarrow$": Sei $t \in \mathbb{R}$. $x \mapsto \cos(tx),\ x \mapsto \sin(tx)$ sind stetig und beschränkt.
$\overset{\text{Satz 5.5}}{\Longrightarrow}$ $\phi_n(t) = E\cos(tX_n) + iE\sin(tX_n) \to E\cos(tX) + iE\sin(tX) = \phi(t)$.
"$\Leftarrow$": Wir zeigen zunächst: $\{P^{X_n}, n \in \mathbb{N}\}$ ist straff. $\mathbb{C}$-wertige Version von Fubini II liefert $\forall\, \delta > 0$.

$$\begin{aligned}
\frac{1}{\delta}\int_{-\delta}^{\delta}(1-\varphi_n(t))\mathrm{d}t &= \int(\frac{1}{\delta}\int_{-\delta}^{\delta}(1-e^{itx})\mathrm{d}t)P^{X_n}(\mathrm{d}x) \\
&= 2\int\underbrace{(1-\frac{\sin(\delta x)}{\delta x})}_{\geq 0}P^{X_n}(\mathrm{d}x) \\
&\geq 2\int_{|x|\geq\frac{2}{\delta}}\underbrace{(1-\frac{1}{|\delta x|})}_{\geq\frac{1}{2}}P^{X_n}(\mathrm{d}x) \\
&\geq P^{X_n}([-\frac{2}{\delta},\frac{2}{\delta}]^C)
\end{aligned}$$

Sei $\varepsilon > 0$. Da φ in 0 stetig und $\varphi(0) = 1,\ \exists\,\delta > 0$:

$$|1-\varphi(t)| \leq \frac{\varepsilon}{4} \quad \forall\, |t| \leq \delta$$

$\Rightarrow |\frac{1}{\delta}\int_{-\delta}^{\delta}(1-\varphi(t))\mathrm{d}t| \leq \frac{1}{\delta}2\delta\frac{\varepsilon}{4} = \frac{\varepsilon}{2}$. Da $|\varphi_n| \leq 1$ folgt mit majorisierter Konvergenz:

$$\int_{-\delta}^{\delta}(1-\varphi_n(t))\mathrm{d}t \overset{n\to\infty}{\to} \int_{-\delta}^{\delta}(1-\varphi(t))\mathrm{d}t$$

$\Rightarrow \exists\, n_0 \in \mathbb{N}$, so dass $\frac{1}{\delta}\int_{-\delta}^{\delta}(1-\varphi_n(t))\mathrm{d}t \leq \varepsilon\ \forall n \geq n_0$. $\Rightarrow P^{X_n}([-\frac{2}{\delta},\frac{2}{\delta}]) \geq 1-\varepsilon\ \forall n \geq n_0$.
Außerdem: $\forall\, n \in \{1, \ldots, n_0-1\}\ \exists\, a_n > 0$ mit $P^{X_n}([-a_n, a_n]) \geq 1-\varepsilon$ da $P^{X_n}([-m,m]) \to 1$ für $m \to \infty$.
Insgesammt: Sei $a := \max\{a_1, \ldots, a_{n_0-1}, \frac{2}{\delta}\} \Rightarrow P^{X_n}([-a,a]) \geq 1-\varepsilon\ \forall n \in \mathbb{N} \Rightarrow \{P^{X_n}, n \in N\}$ ist straff.

Annahme: $X_n \xrightarrow{d} X$ gilt nicht.
$\Rightarrow \exists\, x \in \mathbb{R}$ mit $P(X = x) = 0$ und $P(X_n \leq x) \not\to P(X \leq x), n \to \infty$.
d.h. $\exists\,\varepsilon > 0$ und eine Teilfolge $(X_{n_k})_{k\in\mathbb{N}}$ mit $|P(X_{n_k} \leq x) - P(X \leq x)| \geq \varepsilon\ \forall\, k \in \mathbb{N}$ $(*)$.
$\{P^{X_{n_k}}, k \in \mathbb{N}\}$ ist ebenfalls straff $\overset{S.5.8}{\Rightarrow} \exists$ Teilfolge $(X_{n_{k_j}})_{j\in\mathbb{N}}$ und ein W'maß P_0 mit $P^{X_{n_{k_j}}} \xrightarrow{w} P_0$.

Sei φ_0 charakteristische Funktion zu P_0. Also folgt mit der Hinrichtung: $\varphi_{n_{k_j}}(t) \to \varphi_0(t) = \varphi(t) \overset{Kor. 5.1}{\Rightarrow} P_0 = P^X$, also $X_{n_{k_j}} \xrightarrow{d} X$ und damit $P(X_{n_{k_j}} \leq x) \to P(X \leq x)$. Wid zu $(*)$. ∎

Wir benötigen noch folgendes technisches Hilfslemma:

Lemma 5.2
Für alle $z_1, \ldots, z_n, w_1, \ldots, w_n \in \{z \in \mathbb{C} | |z| \leq 1\}$ gilt:

$$|\prod_{k=1}^{n} z_k - \prod_{k=1}^{n} w_k| \leq \sum_{k=1}^{n} |z_k - w_k|$$

Beweis

$$\begin{aligned} |\prod_{k=1}^{n} z_k - \prod_{k=1}^{n} w_k| &\leq |\prod_{k=1}^{n} z_k - w_1 \prod_{k=2}^{n} z_k| + |w_1 \prod_{k=2}^{n} z_k - w_1 w_2 \prod_{k=3}^{n} z_k| + \cdots + |w_1 \ldots w_{n-1} z_n - \prod_{k=1}^{n} w_k| \\ &= |z_1 - w_1| \underbrace{|\prod_{k=2}^{n} z_k|}_{\leq 1} + |z_2 - w_2| \underbrace{|w_1 \prod_{k=3}^{n} z_k|}_{\leq 1} + \cdots + |z_n - w_n| \underbrace{|\prod_{k=1}^{n-1} w_k|}_{\leq 1} \end{aligned}$$

∎

Hauptsatz des Abschnitts:

Satz 5.10 (Zentraler Grenzwertsatz von Lindeberg-Lévy)
Für jedes $n \in \mathbb{N}$ seien $X_{nk}, k = 1, \ldots, r_n$ unabhängige Zufallsvariablen (nicht notwendig identisch verteilt) auf einem Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega_n, \mathcal{A}_n, P_n)$ mit $\mathrm{Var}(X_{nk}) = \sigma_{nk}^2 < \infty$ und $EX_{nk} = \mu_{nk} < \infty$. Es sei $s_n^2 := \sum_{k=1}^{r_n} \sigma_{nk}^2 > 0$. Ist dann für alle $\varepsilon > 0$ die ***Lindeberg-Bedingung***

$$(L) \qquad \lim_{n\to\infty} \frac{1}{s_n^2} \sum_{k=1}^{r_n} \int_{|X_{nk}-\mu_{nk}|>\varepsilon s_n} (X_{nk} - \mu_{nk})^2 \, dP_n = 0$$

erfüllt, so gilt mit $n \to \infty$:

$$\frac{1}{s_n} \sum_{k=1}^{r_n} (X_{nk} - \mu_{nk}) \xrightarrow{d} Z \ , \ \ Z \sim N(0,1)$$

Bemerkung 5.1
1. Die Lindeberg-Bedingung schließt einen dominierenden Einfluss eines einzelnen Summanden X_{nk} auf die $X_{n1} + \cdots + X_{nr_n}$ aus. Insbesondere gilt:
$$\max\{\sigma_{nk}^2 | 1 \leq k \leq r_n\} = o(s_n^2) \text{ für } n \to \infty$$
2. Der ZGWS hat eine lange „Verbesserungsgeschichte“hinter sich. Gelegentlich ist die Lyapunov-Bedingung einfacher zu verwenden:
$$\lim_{n\to\infty} \frac{1}{s_n^{2+\delta}} \sum_{k=1}^{r_n} E(|X_{nk} - \mu_{nk}|^{2+\delta}) = 0 \text{ für ein } \delta > 0$$

3. Der Satz liefert eine Begründung für die „Allgegenwart“ der Normalverteilung.

Ein wichtiger Spezialfall ist

Satz 5.11 (ZGWS St. I)
Es seien $Y_1, Y_2, \dots$ u.i.v. ZV mit $EY_1 = \mu < \infty$ und $0 < \mathrm{Var}(Y_1) = \sigma^2 < \infty$. Dann gilt:

$$\frac{Y_1 + \cdots Y_n - n\mu}{\sqrt{n}\sigma} \xrightarrow{d} Z \sim N(0,1)$$

Beweis Sei $X_{nk} := Y_k, r_n = n, (\Omega_n, \mathcal{A}_n, P_n) = (\Omega, \mathcal{A}, P)$. Es gilt: $s_n^2 = n\sigma^2$ und

$$\frac{1}{s_n^2}\sum_{k=1}^{r_n}\int_{|X_{nk}-\mu_{nk}|>\varepsilon s_n}(X_{nk}-\mu_{nk})^2\mathrm{d}P_n = \frac{1}{\sigma^2}\int_{|Y_1-\mu_1|>\varepsilon\sqrt{n}\sigma}(Y_1-\mu_1)^2\mathrm{d}P =: I_n$$

Da $z_n := \mathbf{1}_{(\varepsilon\sqrt{n}\sigma,\infty)}(|Y_1-\mu_1|)(Y_1-\mu_1)^2 \leq (Y_1-\mu_1)^2$ und $\lim_{n\to\infty} z_n = 0$ folgt mit majorisierter Konvergenz, dass $\lim_{n\to\infty} I_n = 0$. Also ist die Lindeberg-Bedingung erfüllt und die Behauptung folgt mit Satz 5.10. ∎

Beweis Beweis von Satz 5.10
O.B.d.A: $\mu_{nk} = 0$ und $s_n = 1$. Anderfalls ersetze X_{nk} durch $\frac{X_{nk}-\mu_{nk}}{s_n}$.
Idee: Verwende S.5.9: Sei φ_{nk} die charakteristische Funktion von X_{nk} und φ_{s_n} die von $\sum_{n=1}^{r_n} X_{nk} : \varphi_{s_n}(t) = \prod_{k=1}^{r_n}\varphi_{nk}(t) \to \varphi_z(t) = e^{-\frac{t^2}{2}}$
Zu zeigen:

$$\prod_{k=1}^{r_n}\phi_{n_k}(t) \to \phi_z(t) = e^{-\frac{t^2}{2}} \quad \forall t \in \mathbb{R}$$

Mit Lemma 5.1 ($m = 3$):

$$\begin{aligned}\left|e^{itx} - (1 + itx - \frac{1}{2}t^2x^2)\right| &\leq \min\{\frac{|tx|^3}{3!}, |tx|^2\} \quad \forall x \in \mathbb{R}\\ &\leq \min\{|tx|^3, |tx|^2\}\end{aligned}$$

Integral über x liefert (beachte: $EX = 0$)

$$\left|\phi_{n_k}(t) - (1 - \frac{1}{2}t^2\sigma_{n_k}^2)\right| \leq E\min\{|tX_{n_k}|^2, |tX_{n_k}|^3\} =: M_{n_k}$$

Sei $\varepsilon > 0$ beliebig. Es gilt

$$\begin{aligned}M_{n_k} &\leq \int_{|X_{n_k}|\leq\varepsilon}|tX_{n_k}|^3\mathrm{d}P_n + \int_{|X_{n_k}|>\varepsilon}|tX_{n_k}|^2\mathrm{d}P_n\\ &\leq |t|^3\varepsilon\sigma_{n_k}^2 + t^2\int_{|X_{n_k}|>\varepsilon}X_{n_k}^2\mathrm{d}P_n\end{aligned}$$

$$\Longrightarrow \sum_{k=1}^{r_n} M_{n_k} \leq |t|^3\varepsilon + t^2\sum_{k=1}^{r_n}\int_{|X_{n_k}|>\varepsilon}X_{n_k}^2\mathrm{d}P_n \overset{n\to\infty}{\to} \varepsilon|t|^3 + 0 \quad \text{folgt mit } (L)$$

Mit $\varepsilon \downarrow 0$ folgt:

$$\lim_{n\to\infty} \sum_{k=1}^{r_n} \left| \phi_{n_k}(t) - (1 - \frac{1}{2}t^2\sigma_{n_k}^2) \right| = 0 \quad \forall t \in \mathbb{R} \quad (1)$$

Behauptung: $\lim_{n\to\infty} \left| \prod_{k_n}^{r_n} \phi_{n_k}(t) - \prod_{k=1}^{r_n}(1 - \frac{1}{2}t^2\sigma_{n_k}^2) \right| = 0 \quad \forall t \in \mathbb{R} \quad (2)$
Beweis: $\forall \varepsilon > 0$ gilt:

$$\sigma_{n_k}^2 \leq \int_{|X_{n_k}|>\varepsilon} X_{n_k}^2 \mathrm{d}P_n + \varepsilon^2$$

$$\begin{aligned} \implies \quad & \limsup_{n\to\infty} \max\{\sigma_{n_k}^2 | 1 \leq k \leq r_n\} \\ \leq \quad & \lim_{n\to\infty} \left(\varepsilon^2 + \sum_{k=1}^{r_n} \int_{|X_{n_k}|>\varepsilon} X_{n_k}^2 \mathrm{d}P_n \right) \\ \overset{(L)}{=} \quad & \varepsilon^2 + 0 \end{aligned}$$

Mit $\varepsilon \downarrow 0$:

$$\lim_{n\to\infty} \max\{\sigma_{n_k}^2 | 1 \leq k \leq r_n\} = 0 \quad (3)$$

$\implies$ $\forall t \in \mathbb{R}, \exists n_0 \in \mathbb{N}$, so dass $\forall n \geq n_0 : |1 - \frac{1}{2}t^2\sigma_{n_k}^2| \leq 1 \quad \forall k \in \{1, \ldots, r_n\}$
$\implies$ Für $n \geq n_0$ läßt sich das $\prod$ in (2) nach Lemma 5.2 durch die Summe in (1) abschätzen, d.h. (1) $\implies$ (2)

Es bleibt zu zeigen:

$$\lim_{n\to\infty} | \underbrace{\prod_{k=1}^{r_n} \exp(-\frac{1}{2}t^2\sigma_{n_k}^2)}_{=e^{-\frac{1}{2}t^2}} - \prod_{k=1}^{r_n}(1 - \frac{1}{2}t^2\sigma_{n_k}^2)| = 0 \quad \forall t \in \mathbb{R}$$

Behauptung fogt mit Lemma 5.2 falls

$$\lim_{n\to\infty} \sum_{k=1}^{r_n} \left| \exp(-\frac{1}{2}t^2\sigma_{n_k}^2) - 1 + \frac{1}{2}t^2\sigma_{n_k}^2 \right| = 0 \quad (4)$$

Für $x \in \mathbb{R}$ mit $|x| \leq \frac{1}{2}$ gilt $|e^x - 1 - x| \leq \frac{1}{2} \sum_{j=2}^{\infty} |x|^j \leq x^2$

$$\implies \sum_{k=1}^{r_n} | \exp(\underbrace{-\frac{1}{2}t^2\sigma_{n_k}^2}_{=x}) - 1 + \frac{1}{2}t^2\sigma_{n_k}^2| \leq \frac{1}{4}t^4 \sum_{k=1}^{r_n} \sigma_{n_k}^4$$

Wegen $\sum_{k=1}^{r_n} \sigma_{n_k}^4 \leq \max\{\sigma_{n_k}^2 | 1 \leq k \leq r_n\} \cdot \underbrace{\sum_{k=1}^{r_n} \sigma_{n_k}^2}_{=1} \overset{n\to\infty,(3)}{\to} 0$

Also (3) $\implies$ (4) ∎

Beispiel 5.3 (Rekorde)
Sei $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ ein Wahrscheinlichkeitsraum und $X_1, X_2, \dots$ eine Folge von unabhängigen identisch verteilten Zufallsvariablen darauf mit absolutstetiger Verteilungsfunktion F. Setze:

$$R_n := \begin{cases} 1, & \text{falls } X_n > X_i, i = 1, \dots, n-1 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

$R_n = 1 \iff n$-ter Versuch ist ein Rekord. F stetig $\implies P(X_i = X_j) = 0 \ \forall i \neq j$

$$\begin{aligned} \implies \quad A \quad &:= \{\omega \in \Omega | \exists i \neq j, X_i(\omega) = X_j(\omega)\} \\ &= \bigcup_{i,j \in \mathbb{N}, i \neq j} \{X_i = X_j\} \\ \implies \quad P(A) \quad &= 0 \end{aligned}$$

Sei S_n die Menge der Permutationen der Zahlen $1, \dots, n$. Sei $\Psi_n : \Omega \to S_n$ gegeben durch

$$\Psi_n = \pi \iff X_{\pi(1)} < X_{\pi(2)} < \dots < X_{\pi(n)}$$

Ψ_n ist messbar, da $\Psi^{-1}(\{\pi\}) = \bigcap_{i=1}^{n} \{\underbrace{X_{\pi(i)} < X_{\pi(i+1)}}_{\in \mathcal{A}}\}$. Beispiel 3.5 $\implies (X_{\pi(1)}, \dots, X_{\pi(n)}) \stackrel{d}{=} (X_1, \dots, X_n) \ \forall \pi \in S_n$.
Ist $B := \{(x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n | x_1 < \dots < x_n\}$ so gilt:

$$\begin{aligned} P(\Psi_n = \pi) &= P((X_{\pi(1)}, \dots, X_{\pi(n)}) \in B) \\ &= P((X_1, \dots, X_n) \in B) \\ &= P(\Psi_n = \mathbf{id}) \quad \text{unanhängig von } \pi \end{aligned}$$

$\implies$ $P(\Psi_n = \pi) = \frac{1}{n!} \ \forall \pi \in S_n$ und
$P(R_n = 1) = P(\Psi_n \in \{\pi \in S_n | \pi(n) = n\}) = \frac{1}{n}$
$\implies$ $R_n \sim B(1, \frac{1}{n})$ sind also nicht identisch verteilt
Wegen $\{R_{n+1} = 1\} \cap \{\Psi_n = \pi\} = \{\Psi_{n+1} = \tilde{\pi}\}$ mit

$$\tilde{\pi}(i) = \begin{cases} \pi(i) & , i \leq n \\ n+1 & , i = n+1 \end{cases}$$

folgt:

$$P(\Psi_n = \pi, R_{n+1} = 1) = \frac{1}{(n+1)!} = \underbrace{P(\Psi_n = \pi)}_{= \frac{1}{n!}} \underbrace{P(R_{n+1} = 1)}_{\frac{1}{n+1}} \quad \forall \pi \in S_n$$

$\implies$ Ψ_n und R_{n+1} sind unabhängig
$\implies$ Da $(R_1, \dots, R_n) = G(\Psi_n)$ sind R_{n+1} und $(R_1, \dots, R_n)$ unabhängig
$\implies$ $P(R_{i_1} = j_1, \dots, R_{i_n} = j_n) =$
$P(R_{i_1} = j_1, \dots, R_{i_{n-1}} = j_{n-1}) \cdot P(R_{i_n} = j_n) = \dots$
$P(R_{i_1} = j_1) \cdot \ldots \cdot P(R_{i_n} = j_n)$ für $i_1 < i_2 < \dots < i_n, j_1, \dots, j_n \in \{0, 1\}$.
$\implies$ die Zufallsvariablen $(R_n)_{n \in \mathbb{N}}$ sind unabhängig

Wie viele Rekorde gibt es unter den ersten n Versuchen?

$$S_n := \sum_{i=1}^n R_i$$

Es gilt:

$$ES_n = \sum_{k=1}^n ER_k = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}$$

$$\mathrm{Var}(S_n) = \sum_{k=1}^n \mathrm{Var}(R_k) = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k}(1-\frac{1}{k}) = \sum_{k=1}^n \frac{1}{k} - \sum_{k=1}^n \frac{1}{k^2}$$

Insbesondere:

$$\frac{ES_n}{\log n} \overset{n\to\infty}{\to} 1, \quad \frac{\mathrm{Var}(S_n)}{\log n} \overset{n\to\infty}{\to} 1$$

Mit dem zentralen Genzwertsatz (ZGWS) bekommen wir genauere Aussagen: Sei $X_{n_k} = R_k, r_n = n \implies s_n = (\mathrm{Var}(S_n))^{\frac{1}{2}}$
Überprüfen der Lyapunov-Bedingung ($\delta = 1$):

$$E|R_k - \underbrace{ER_k}_{=\frac{1}{k}}|^3 = \underbrace{P(R_k = 1)}_{=\frac{1}{k}}(1-\frac{1}{k})^3 + \underbrace{P(R_k = 0)}_{=\frac{k-1}{k}}\left(\frac{1}{k}\right)^3 \leq \frac{2}{k}$$

$$\implies 0 \leq \frac{1}{s_n^3}\sum_{k=1}^n E|R_k - ER_k|^3 \leq \frac{1}{s_n^3}\sum_{k=1}^n \frac{2}{k} \to 0 \text{ für } n\to\infty$$

Der Zentrale Grenzwertsatz (Satz 5.10) liefert

$$\frac{S_n - ES_n}{\sqrt{Var(S_n)}} \overset{d}{\to} Z \sim N(0,1)$$

bzw.

$$\frac{S_n - \log(n)}{\sqrt{\log(n)}} \overset{d}{\to} Z \sim N(0,1)$$

Also für große n: $P(\log(n) - 1,96\sqrt{\log(n)} \leq S_n \leq \log(n) + 1,96\sqrt{\log(n)}) \approx P(-1,96 \leq Z \leq 1,96) = 0,9$.

Beispiel 5.4 (G. Polya, 1930: Eine Wahrscheinlichkeitsaufgabe zur Kundenwerbung, oder: “Coupon Collector’s Problem”)
Urne mit n verschiedenen Kugeln, Ziehen mit Zurücklegen
S_n = Anzahl der Züge, bis $r_n = [\phi \cdot n],\ 0 < \phi < 1$ verschiedene Kugeln gezogen werden. Es sei X_{nk} = Anzahl der bis zum Erhalt einer neuen Kugel nötigen Züge, wenn bereits $k-1$ verschiedene Kugeln gezogen (und zurückgelegt) wurden. $X_{n1} := 1$.
$X_{nk} \sim Geo(\frac{n-k+1}{n})$, d.h. $P(X_{nk} = j) = (\frac{k-1}{n})^{j-1} \cdot \frac{n-k+1}{n},\ j = 1, 2, \ldots$.
Falls $Y \sim Geo(p),\ p \in (0,1]$ mit $Y \equiv 1$ bei $p = 1$, gilt:
$EY = \frac{1}{p},\ \mathrm{Var}(Y) = \frac{1-p}{p^2},\ EY^4 \leq \frac{24}{p^4}$
Für $S_n = X_{n1} + \cdots + X_{nr_n}$ erhalten wir $\mu_n := ES_n = \sum_{k=1}^{r_n} \frac{n}{n-k+1}$ und $s_n^2 =$

$\mathrm{Var}(S_n) = \sum_{k=1}^{r_n} \frac{\frac{k-1}{n}}{(\frac{n-k+1}{n})^2} = n \sum_{k=1}^{r_n} \frac{k-1}{(n-k+1)^2}$.
Wir prüfen die Lyapunov-Bedingung mit $\delta = 2$: Für $Y \sim Geo(p)$ gilt:

$$E(Y - \frac{1}{p})^4 \leq E(\max\{Y, \frac{1}{p}\})^4 \leq EY^4 + \frac{1}{p^4} \leq \frac{25}{p^4}.$$

Insbesondere ist damit

$$\sum_{k=1}^{r_n} E|X_{nk} - \mu_{nk}|^4 \leq 25 \cdot \sum_{k=1}^{r_n} \frac{1}{(1 - \frac{(k-1)}{n})^4} \leq 25 \cdot [\phi \cdot n] \cdot \frac{1}{(1-\phi)^4} = O(n).$$

Wegen $s_n^2 \geq n \cdot \frac{1}{n^2} \sum_{k=1}^{r_n}(k-1) = \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{2}(r_n - 1) \cdot r_n \geq \frac{1}{2n}(\phi n - 1)\phi n = \Theta(n)$ folgt damit

$$\lim_{n\to\infty} (\frac{1}{s_n^{2+2}} \sum_{k=1}^{r_n} E|X_{nk} - \mu_{nk}|^{2+2}) = 0.$$

Also folgt mit dem Zentralen Grenzwertsatz:

$$\frac{S_n - ES_n}{\sqrt{\mathrm{Var}(S_n)}} \xrightarrow{d} Z \sim N(0,1)$$

Weiter gilt: $\frac{1}{n}ES_n = \sum_{k=1}^{r_n} \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{1-\frac{k-1}{n}} = \int_0^{\frac{r_n}{n}} \frac{1}{1-\frac{nx}{n}} \mathrm{d}x + O(\frac{1}{n}) = \int_0^{\frac{r_n}{n}} \frac{1}{1-x} \mathrm{d}x + O(\frac{1}{n}) = \int_0^{\phi} \frac{1}{1-x} \mathrm{d}x + O(\frac{1}{n}) = -\log(1-\phi) + O(\frac{1}{n})$.
Analog: $\lim_{n\to\infty}(\frac{1}{n}\mathrm{Var}(S_n^2)) = \int_0^{\phi} \frac{x}{(1-x)^2} \mathrm{d}x = \frac{\phi}{1-\phi} + \log(1-\phi)$.
Mit $a(\phi) = -\log(1-\phi),\ b(\phi) := \sqrt{\frac{\phi}{1-\phi} + \log(1-\phi)}$ folgt:

$$\frac{S_n - a(\phi)n}{b(\phi)\sqrt{n}} \xrightarrow{d} Z \sim N(0,1)$$

Beispiel (Numerisches Beispiel)
Wie groß muss ihr Bekanntenkreis sein, damit mit einer Wahrscheinlichkeit von mindestens 0,95 an 180 Tagen im Jahr Geburtstag gefeiert werden kann?
Also: $n = 365,\ \phi = \frac{180}{365},\ S_n \leq k \iff \underbrace{\frac{S_n - a(\phi)n}{b(\phi)\sqrt{n}}}_{\approx Z} \leq \frac{k-a(\phi)n}{(b(\phi)\sqrt{n}}$

$$\Phi(\underbrace{\frac{k - a(\phi)n}{b(\phi)\sqrt{n}}}_{=1{,}645}) \geq 0,95 \iff k \geq a(\phi)n + 1,645 \cdot b(\phi)\sqrt{n} \implies k \geq 266.$$

Für $\phi = 1$ kann man den Zentralen Grenzwertsatz nicht mehr anwenden:
$r_n = n,\ \mathrm{Var}(S_n) = n\sum_{k=1}^{n} \frac{k-1}{(n-k+1)^2} = n\sum_{k=1}^{n} \frac{n-k}{k^2} = n^2 \sum_{k=1}^{n} \frac{1}{k^2} - n\sum_{k=1}^{n} \frac{1}{k} = n^2 \cdot \frac{\pi^2}{6} + o(n^2)$.
$\mathrm{Var}(X_{n,n}) = \frac{1-\frac{1}{n}}{\frac{1}{n^2}} = n^2 + o(n^2) \implies$ bei großem n steckt etwa $\frac{6}{\pi^2} \approx 0,61$ der Variabilität der Summe im letzten Summanden. Wir können jetzt eine andere Skalierung finden, allerdings ist die Grenzverteilung dann keine Normalverteilung mehr!
Sei $A_{m,i}$ das Ereignis, dass die Kugel i in den ersten m Ziehungen nicht auftaucht

$\Longrightarrow \{S_n > m\} = \bigcup_{i=1}^n A_{m,i}$.
(S_n ist die Anzahl der Züge, bis alle n verschiedenen Kugeln mindestens einmal gezogen worden sind)
Mit der Siebformel:

$$P(S_n > m) = \sum_{k=1}^{n}(-1)^{k+1} \sum_{1\le i_1<i_2<\cdots<i_k\le n} P(\bigcap_{l=1}^{k} A_{m,i_l}) = \sum_{k=1}^{n-1}(-1)^{k+1}\binom{n}{k}(1-\frac{k}{n})^m$$

Sei $c \in \mathbb{R}$ fest, $m_n = [n\log(n) + cn]$. Für $x > -1$ gilt $\log(1+x) \le x$. Damit: $\log\left(\binom{n}{k}\left(1-\frac{k}{n}\right)^{m_n}\right) \le k\log(n) - \log(k!) + \log\left(1-\frac{k}{n}\right)(n\log(n) + cn - 1) \overset{\text{s.o.}}{\le} k\log(n) - \log(k!) - \frac{k}{n}(n\log(n) + cn - 1) \le -ck + \frac{k}{n} - \log(k!)$

$$\Longrightarrow \left|(-1)^{k+1}\binom{n}{k}\left(1-\frac{k}{n}\right)^{m_n}\right| \le \frac{1}{k!}\exp(\frac{k}{n} - ck) \quad \forall c \in \mathbb{R}.$$

$$\text{Ähnlich: } \lim_{n\to\infty}(-1)^{k+1}\binom{n}{k}\left(1-\frac{k}{n}\right)^{m_n} = (-1)^{k+1}\frac{1}{k!}e^{-ck} \quad \forall k \in \mathbb{N}.$$

Insgesamt:

$$\begin{aligned}
\lim_{n\to\infty}\left(P\left(\frac{S_n - n\log(n)}{n} > c\right)\right) &= \lim_{n\to\infty}\left(P\left(S_n > m_n\right)\right) \\
&= \lim_{n\to\infty}\left(\sum_{k=1}^{n-1}(-1)^{k+1}\binom{n}{k}\left(1-\frac{k}{n}\right)^{m_n}\right) \\
&= \lim_{n\to\infty}\left(\sum_{k=1}^{\infty}(-1)^{k+1}\binom{n}{k}\left(1-\frac{k}{n}\right)^{m_n}\right) \\
&\overset{\text{maj. Konv.}}{=} \sum_{k=1}^{\infty}\lim_{n\to\infty}\left((-1)^{k+1}\binom{n}{k}\left(1-\frac{k}{n}\right)^{m_n}\right) \\
&= \sum_{k=1}^{\infty}\frac{(-1)^{k+1}}{k!}\left(e^{-c}\right)^k \\
&= 1 - e^{-e^{-c}}
\end{aligned}$$

Das Wahrscheinlichkeitsmaß auf $(\mathbb{R}, \mathfrak{B})$ mit der Verteilungsfunktion $F(x) = e^{-e^{-x}}$ $\forall x \in \mathbb{R}$ heißt **Gumbel-Verteilung**.
Also gilt:

$$\frac{S_n - n\log(n)}{n} \overset{d}{\to} Z \sim Gumbel.$$

Beispiel (Variation des numerischen Beispiels von oben)
Der Bekanntenkreis soll jetzt so groß sein, dass mit einer Wahrscheinlichkeit von mindestens 0,95 täglich gefeiert werden kann.
$\Longrightarrow$ $k \ge 365 \cdot \log(365) \cdot 365 \cdot 2,97 \approx 3237,51$ (?)

6 Zentraler Grenzwertsatz in $\mathbb{R}^n$

Definition *Es sei $X = (X_1, \dots, X_d)^T$ ein Zufallsvektor.*

a) Ist $EX_i < \infty,\ i = 1, \dots, d$, so heißt $EX := (EX_1, \dots, EX_d)$ ***Erwartungswert*** *von X.*

b) Ist $EX_i^2 < \infty,\ i = 1, \dots, d$, so heißt die $d \times d$-Matrix $Cov(X) = (Cov(X_i, X_j))_{i,j=1,\dots,d}$ ***Kovarianzmatrix*** *von X.*
Beachte: Die Kovarianzmatrix ist symmetrisch, da $Cov(X_i, X_j) = Cov(X_j, X_i)$, und in der Diagonale steht die Varianz, denn $Cov(X_i, X_i) = \mathrm{Var}(X_i)$, jeweils für $i, j = 1, \dots, d$.

Bemerkung a) Es gelten folgende Rechenregeln: Sei $A \in \mathbb{R}^{s \times d}, b \in \mathbb{R}^s$
$E(AX + b) = AEX + b$
$Cov(AX + b) = A \cdot Cov(X)A^T$

b) Die 2. Rechenregel impliziert, dass Kovarianzmatrizen stets positiv semidefinit sind.

Definition *Es sei $X = (X_1, \dots, X_d)^T$ ein Zufallsvektor. Dann ist*

$$\phi_X : \mathbb{R}^d \to \mathbb{C},\ \phi_X(t) = Ee^{it^T X}$$

die ***charakteristische Funktion*** *zu X.*

Bemerkung

a) Es gilt für Zufallsvektoren X, Y:

$$X \overset{d}{=} Y \quad \iff \quad \phi_X(t) = \phi_Y(t) \quad \forall t \in \mathbb{R}^d \quad \iff \quad t^T X \overset{d}{=} t^T Y \quad \forall t \in \mathbb{R}^d$$

b) Die **Verteilungskonvergenz** für Zufallsvektoren sei definiert durch
$X_n \overset{d}{\to} X \quad :\iff \quad Eh(X_n) \to Eh(X) \quad \forall h \in \mathbb{C}_b(\mathbb{R}^d)$. (vgl. Satz 5.5)
Auch hier gelten
$X_n \overset{d}{\to} X \quad \iff \quad \phi_n(t) \to \phi(t) \quad \forall t \in \mathbb{R}^d$. (vgl. Satz 5.9)
und das "Continous Mapping Theorem". (vgl. Satz 5.6)

Satz 6.1 (Cramér-Wold-Technik)
Es seien $X, X_1, X_2, \dots$ d-dimensionale Zufallsvektoren. Dann gilt:

$$X_n \overset{d}{\to} X \quad \iff \quad c^T X_n \overset{d}{\to} c^T X \quad \forall c \in \mathbb{R}^d$$

Beweis
"$\Rightarrow$": folgt aus dem "Continous Mapping Theorem"mit $h(x) := c^T x$.
"$\Leftarrow$": $c^T X_n \xrightarrow{d} c^T X \quad \forall c \in \mathbb{R}^d \overset{\text{S.5.9}}{\Longrightarrow} Ee^{itc^T X_n} \to Ee^{itc^T X}(n \to \infty) \quad \forall t \in \mathbb{R},\ \forall c \in \mathbb{R}^d$.
$\Longrightarrow \ \phi_n(c) \to \phi(c) \quad \forall c \in \mathbb{R}^d \qquad \Longrightarrow \ X_n \xrightarrow{d} X.$ ∎

6.1 Mehrdimensionale Normalverteilung

Definition
*Der Zufallsvektor $X = (X_1, \ldots, X_n)^T$ besitzt eine d-**dimensionale Normalverteilung**, falls $c^T X$ eine eindimensionale Normalverteilung besitzt $\forall c \in \mathbb{R}^d$*

Bemerkung
X habe eine d-dimensionale Normalverteilung.
Setze $c := e_i$ (Einheitsvektor) für ein $i \in \{1, \ldots, d\} \quad \Longrightarrow \ X_i$ ist normalverteilt.
$\Longrightarrow \ \exists EX_i = \mu_i;\ \mathrm{Var}(X_i) < \infty;\ EX_i^2 < \infty \quad \Longrightarrow \ Cov(X_i, X_j) \overset{C.S.U.}{<} \infty.$
Sei $\Sigma := Cov(X)$. Weiter gilt: $E(c^T X) = c^T \mu$; $\mathrm{Var}(c^T X) = c^T \Sigma c$.
$\Longrightarrow \ c^T X \sim N(c^T \mu, c^T \Sigma c) \xrightarrow{\text{St.1, Bsp.12.3}} \phi_{c^T X}(t) = Ee^{itc^T X} = e^{ic^T \mu t - \frac{1}{2} c^T \Sigma c t^2} \quad \forall t \in \mathbb{R}$.
$\Longrightarrow \ \phi_X(t) = Ee^{it^T X} = \phi_{t^T X}(1) = e^{it^T \mu - \frac{1}{2} t^T \Sigma t},\ t \in \mathbb{R}.$
Wegen obiger Bemerkung, Teil a) folgt:
Die Normalverteilung ist durch μ und Σ festgelegt. Schreibweise: $X \sim N_d(\mu, \Sigma)$

Lemma 6.1 *Sei $X \sim N_d(\mu, \Sigma),\ A \in \mathbb{R}^{s \times d},\ b \in \mathbb{R}^s$. Dann gilt:*
$Y := AX + b \sim N_s(A\mu + b, A\Sigma A^T)$

Beweis

$$\begin{aligned}
\phi_Y(t) &= Ee^{it^T(AX+b)} \\
&= e^{it^T b} Ee^{it^T AX} \\
&= e^{it^T b} \phi_X(A^T t) \\
&= e^{it^T(b + A\mu) - \frac{1}{2} t^T (A\Sigma A^T) t}
\end{aligned}$$

∎

Satz 6.2 (Existenzsatz)
Sei $\mu \in \mathbb{R}^d$ und $\Sigma \in \mathbb{R}^{d \times d}$ eine beliebige symmetrische, positiv semidefinite Matrix. Dann existiert ein d-dimensionaler Zufallsvektor X mit $X \sim N_d(\mu, \Sigma)$.

Beweis
Sei $Y = (Y_1, \ldots, Y_d)$, wobei $Y_1, \ldots, Y_d$ unabhängig und $Y_k \sim N(0, 1),\ k = 1, \ldots, d$. Die Existenz dieser Konstruktion ist mit Satz 3.3 gegeben. Da $c^T Y \sim N(0, c^T c)$, ist $Y \sim N_d(0, I_d)$[1]
Σ positiv semidefinit $\Longrightarrow \ \Sigma = AA^T$ mit einem $A \in \mathbb{R}^{d \times d} \overset{\text{L.6.1}}{\Longrightarrow} X := AY + \mu \sim N_d(\mu, \Sigma)$. ∎

[1] das ist die d-dimensionale Standardnormalverteilung

Satz 6.3 *Sei $X \sim N_d(\mu, \Sigma)$ und Σ nicht singulär. Dann besitzt X eine Dichte der Form*

$$f(x) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{d}{2}} |\det \Sigma|^{\frac{1}{2}}} exp(-\frac{1}{2}(x-\mu)^T \Sigma^{-1}(x-\mu)), \; x \in \mathbb{R}^d$$

Beweis Sei $\Sigma = AA^T$ und $X = A \cdot Y + \mu$ mit $Y \sim N_d(0, I_d)$.
Dichte von Y:

$$f_Y(y_1, \ldots, y_d) = \prod_{j=1}^{d} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}y_j^2} = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{d}{2}}} exp(-\frac{1}{2} y^T y)$$

Sei $\Psi(y) = Ay + \mu$. Ψ ist bijektiv, Σ regulär.

$$\xrightarrow{\text{Satz 3.6}} \Rightarrow f_X(x) = \frac{1}{|\det A|} \cdot f_X(A^{-1}(x-\mu))$$

Beachte: $\det \Sigma = (\det A)^2, \; \Sigma^{-1} = (A^{-1})^T (A^{-1})$. ∎

Bemerkung Ist $\det \Sigma = 0 \Rightarrow \exists\, a \in \mathbb{R}^d, \; a \neq 0$ mit $a^T \Sigma a = 0 \Rightarrow \mathrm{Var}(a^T X) = 0$.
$N(\mu, \Sigma)$ ist dann auf $H = \{x \in \mathbb{R}^d \mid a^T x = a^T \mu\}$ konzentriert, d.h. $P^X(H) = 1$.
Wegen $\lambda^d(H) = 0$ folgt mit dem Satz von Radon-Nikodym: $\nexists$ Dichte.

6.2 Zentraler Grenzwertsatz in $\mathbb{R}^d$

Satz 6.4 *Es sei $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ eine Folge von unabh. u. identisch verteilen d-dim Zufallsvektoren mit Erwartungsvektor μ und Kovarianzmatrix Σ. Dann gilt für $\overline{X}_n = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n X_i$:*

$$\sqrt{n}(\overline{X_n} - \mu) \xrightarrow{d} Z, \; Z \sim N_d(0, \Sigma).$$

Beweis Sei $Z_n := \sqrt{n}(\overline{X_n} - \mu)$.
Nach Satz 6.1 ist z.z. $c^T Z_n \xrightarrow{d} c^T Z \; \forall\, c \in \mathbb{R}^d$.
Wegen $\mathrm{Var}(c^T Z_n) = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^n \mathrm{Var}(c^T X_i) = c^T \Sigma c, \; Ec^T Z_n = 0$ können wir o.B.d.A. $c^T \Sigma c > 0$ annehmen (andernfalls ist $c^T Z_n \equiv 0$).

$$\begin{aligned} 1-\text{dim ZGWS}: \qquad & \frac{c^T Z_n}{\sqrt{c^T \Sigma c}} = \frac{\sum_{j=1}^n c^T X_j - nc^T \mu}{\sqrt{nc^T \Sigma c}} \xrightarrow{d} Z_0, \; Z_0 \sim N(0,1) \\ \Rightarrow \quad & c^T Z_n \xrightarrow{d} \sqrt{c^T \Sigma c} \cdot Z_0 \sim N(0, c^T \Sigma c) \end{aligned}$$

∎

Beispiel 6.1 (χ^2-Anpassungstest) Es seien X_1, X_2 unabh. u. identisch verteilte, d-dim. Zufallsvektoren mit

$$P(X_1 = e_k) = p_k, \; k = 1, \ldots, d, \; \sum_{k=1}^{d} p_k = 1.$$

Dann hat $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ eine Multinomialverteilung (vgl. Sto. I) mit Zähldichte:

$$P(S_n = (k_1, \ldots, k_d)) = \frac{n!}{k_1! \cdot \ldots \cdot k_d!} p_1^{k_1} \cdot \ldots \cdot p_d^{k_d}$$

für $k_1, \dots, k_d \in \mathbb{N}_0,\ k_1 + \cdots k_d = n$.
Weiter gilt: $EX_1 = p := (p_1, \dots, p_d)^T,\ \mathrm{Cov}(X_1) = \Sigma$ mit

$$(\Sigma)_{ij} = \begin{cases} p_i(1-p_i), & i = j \\ -p_i p_j, & i \neq j \end{cases} \Rightarrow \Sigma = \mathrm{diag}(p) - pp^T.$$

ZGWS (Satz 6.4):

$$\frac{1}{\sqrt{n}}(S_n - np) \xrightarrow{d} Z,\ Z \sim N_d(0, \Sigma)$$

Anmerkung: Wir kennen $p_1, \dots, p_d$ nicht, nur die Realisierungen von $X_1, \dots, X_n$.
Betrachte die Testgröße $T_n := \sum_{i=1}^d \frac{1}{np_i}(S_{n,i} - np_i)^2$.
Aufgabe: Zu $(p_1, \dots, p_d),\ X, n$ gegeben, bestimme c_α mit $P(T_n > c_\alpha) = \alpha$. Also: Bestimme Verteilung von T_n.
Lösung: Approximativ. Sei $h : \mathbb{R}^d \to \mathbb{R},\ h(x_1, \dots, x_d) := \sum_{j=1}^d \frac{x_j^2}{p_j}$.

$$h \text{ stetig} \quad \xRightarrow{\text{Cont. mapping}} \quad \Rightarrow T_n = h(\frac{1}{\sqrt{n}}(S_n - np)) \xrightarrow{d} h(Z),\ Z \sim N_d(0, \Sigma)$$

Welche Verteilung hat $h(Z)$?
Sei $\tilde{Z} = \mathrm{diag}(\frac{1}{\sqrt{p_1}}, \dots, \frac{1}{\sqrt{p_d}}) \cdot Z. \quad \xRightarrow{\text{Lemma 6.1}} \Rightarrow \tilde{Z} \sim N_d(0, \tilde{\Sigma})$ wobei

$$\begin{aligned} \tilde{\Sigma} &= \mathrm{diag}(\frac{1}{\sqrt{p_1}}, \dots, \frac{1}{\sqrt{p_d}}) \cdot (\, \mathrm{diag}(p) - pp^T) \cdot \, \mathrm{diag}(\frac{1}{\sqrt{p_1}}, \dots, \frac{1}{\sqrt{p_d}}) \\ &= I_d - \underbrace{(\sqrt{p_1}, \dots, \sqrt{p_d})^T}_{=:r} \cdot (\sqrt{p_1}, \dots, \sqrt{p_d}) \\ &= I_d - rr^T \end{aligned}$$

Es gilt: $\|r\| = 1 \ \Rightarrow \exists$ orthogonale Matrix $A = (r, *) \in \mathbb{R}^{d \times d}$. Sei $Y := A^T \tilde{Z} \Rightarrow Y \sim N_d(0, \Sigma_Y)$, wobei $\Sigma_Y = A^T \tilde{\Sigma} A = I_d -\ \mathrm{diag}(1, 0, \dots, 0) = \mathrm{diag}(0, 1, \dots, 1)$.
$\Rightarrow Y^T Y \stackrel{d}{=} \sum_{i=1}^{d-1} W_i^2,\ W_i \sim N(0,1)$ unabh. $\Rightarrow h(Z) = \tilde{Z}^T \tilde{Z} = Y^T Y \sim \chi^2_{d-1}$, Chi^2-Verteilung mit $d-1$ Freiheitsgraden.
Zahlenbeispiel:
Würfel wird 189 mal geworfen.

Ergebnis	1	2	3	4	5	6
	30	37	26	29	29	38

Ist der Würfel fair?
D.h. $p_1 = \cdots = p_6 = \frac{1}{6}$.
$T_n = 3,37,\ d-1 = 5,\ \alpha = 0,05,\ p = (\frac{1}{6}, \dots, \frac{1}{6})$
$P(T_n > c_\alpha) \stackrel{!}{=} 0,05 \ \Leftrightarrow 1 - F_{\xi_5^2}(c_\alpha) \stackrel{!}{=} 0,05 \Rightarrow c_\alpha = 11,1$. d.h. Nullhypothese „Würfel fair“ kann nicht abgelehnt werden.

7 Bedingte Erwartungswerte und Bedingte Verteilungen

Sei $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ ein W'Raum, $(\Omega', \mathcal{A}')$ ein Messraum, $Y : \Omega \to \Omega'$ sei $(\mathcal{A}, \mathcal{A}')$-messbar und nehme die Werte $y_1, \dots, y_n \in \Omega'$ an. $Y^{-1}(y_k) = \{\omega \in \Omega \mid Y(\omega) = y_k\} =: A_k \Rightarrow \Omega = A_1 + \dots + A_n$ und $\sigma(Y) = \{\sum_{k \in I} A_k \mid I \subset \{1, \dots, n\}\}$.

Definition *Sei $X : \Omega \to \mathbb{R}$ eine ZV mit $E|X| < \infty$. Dann ist der bedingte Erwartungswert von X unter der Bedingung $Y = y_k$ defniniert durch:*

$$E[X|Y = y_k] := \frac{1}{P(A_k)} \int_{A_k} X dP, \quad k = 1, \dots, n$$

Falls X diskret mit $x_1, \dots, x_m$:

$$\begin{aligned} E[X|Y = y_k] &= \frac{1}{P(Y = y_k)} \sum_{j=1}^{m} x_j \cdot P(X = x_j, Y = y_k) \\ &= \sum_{j=1}^{m} x_j \cdot P(X = x_j | Y = y_k) \end{aligned}$$

Definition *Der **bedingte Erwartungswert von** X **gegeben** Y ist $E[X|Y] : \Omega \to \mathbb{R}$ mit*

$$E[X|Y](\omega) := \sum_{k=1}^{n} E[X|Y = y_k] \cdot \mathbf{1}_{[Y=y_k]}(\omega)$$

Bemerkung a) Offenbar ist $E[X|Y]$ $(\sigma(Y), \mathfrak{B})$-messbar.

b) Sei $Z := E[X|Y]$. Dann gilt

$$\begin{aligned} \int_{A_k} Z\mathrm{d}P &= \int_{\Omega} \mathbf{1}_{A_k} Z\mathrm{d}P \\ &= E[X, Y = y_k] \cdot P(A_k) \\ &= \int_{A_k} X\mathrm{d}P \end{aligned}$$

Wegen der Struktur von $\sigma(Y)$ folgt auch

$$\int_A Z\mathrm{d}P = \int_A X\mathrm{d}P \quad \forall A \in \sigma(Y)$$

c) $E[X|Y] = g(Y)$ mit

$$g(y) = \sum_{k=1}^{n} E[X|Y = y_k] \cdot \mathbf{1}_{\{y_k\}}(y)$$

d) Offenbar hängt die Definition von $E[X|Y]$ nur davom ab, auf welchen Mengen A_k Y die verschiedenen Werte annimmt, nicht aber welche Werte das genau sind.
Deshalb schreibt man auch:

$$E[X|Y] = E[X|\sigma(Y)]$$

Beispiel 7.1 Sei $([0,1), \mathfrak{B}_{[0,1)}, \underbrace{\lambda_{[0,1)}}_{=:P}), X(\omega) = \omega$

- Hier fehlt ein Bild -

$$A_k = \left[\frac{k-1}{n}, \frac{k}{n}\right), k = 1, \ldots, n, \quad \mathfrak{F} := \left\{\sum_{k \in I} A_k | I \subset \{1, \ldots, n\}\right\}$$

$$\begin{aligned} E[X, A_k] &= \frac{1}{P(A_k)} \int_{A_k} \omega P(\mathrm{d}\omega) \\ &= n \int_{\frac{k-1}{n}}^{\frac{k}{n}} \omega \mathrm{d}\omega \\ &= \frac{1}{2} \frac{2k-1}{n} \end{aligned}$$

$E[X, \mathfrak{F}]$ ist also eine „Approximation" oder „Vergröberung" von X. Bezüglich einer beliebigen Sub-σ-Algebra $\mathfrak{F} \subset \mathcal{A}$ wird der bedingte Erwartungswert wie folgt definiert:

Definition *Sei X eine Zufallsvariable mit $E|X| < \infty$ und $\mathfrak{F} \subset \mathcal{A}$ eine Sub-σ-Algebra von $\mathcal{A}$. Dann heißt $Z : \Omega \to \mathbb{R}$* ***eine Version des bedingten Erwartungswertes*** *$E[X|\mathfrak{F}]$* ***von*** *X unter $\mathfrak{F}$, wenn gilt*

(i) Z ist $\mathfrak{F}$-messbar

(ii) $\int_A Z\,dP = \int_A X\,dP \quad \forall A \in \mathfrak{F}$

Satz 7.1
Der bedingte Erwartungswert existiert und ist bis auf Nullmengen eindeutig.

Beweis Sei $X \geq 0$. Durch

$$Q(A) := \int_A X(\omega) P(\mathrm{d}\omega) \quad \forall A \in \mathfrak{F}$$

wird ein Maß auf $(\Omega, \mathfrak{F})$ definiert (Satz 2.7).
Sei $P_{\mathfrak{F}}$ die Einschränkung von P auf $\mathfrak{F}$. Offenbar $Q \ll P_{\mathfrak{F}}$. Satz von Radon-Nikodym $\Longrightarrow$ Q besitzt eine Dichte Z bzgl. $P_{\mathfrak{F}}$ und Z ist nach Definition $\mathfrak{F}$-messbar.
Falls X beliebig: $X = X^+ - X^-$
P-f.s. Eindeutigkeit: Seien $Z, \tilde{Z}$ Versionen von $E[X, \mathfrak{F}]$.

$$\Longrightarrow \int_A (Z - \tilde{Z}) \mathrm{d}P = 0 \quad \forall A \in \mathfrak{F}$$

Wegen $\{Z > \tilde{Z}\} \in \mathfrak{F}, \{Z < \tilde{Z}\} \in \mathfrak{F}$ folgt:

$$E|Z - \tilde{Z}| = \int_{\{Z>\tilde{Z}\}} (Z - \tilde{Z})\mathrm{d}P - \int_{\{Z<\tilde{Z}\}} (Z - \tilde{Z})\mathrm{d}P = 0$$

$\implies Z = \tilde{Z}$ P-f.s. ∎

Bemerkung Der bedingte Erwartungswert ist also eigentlich die Äquivalenzklasse

$$E[X|\mathfrak{F}] = \left\{ Z \in L^1(\Omega, \mathfrak{F}, P) | \int_A Z\mathrm{d}P = \int_A X\mathrm{d}P \; \forall A \in \mathfrak{F} \right\}$$

Ein Element davon nennt man „Version“. Oft wird $E[X|\mathfrak{F}]$ mit einer Version identifiziert.

Definition *Sei $A \in \mathfrak{F}$. Eine Version von $E[\mathbf{1}_A|\mathfrak{F}]$ bezeichnet man als* ***Version der bedingten Wahrscheinlichkeit*** *$P(A|\mathfrak{F})$.*

Bemerkung Es gilt für $B \in \mathfrak{F}$:

$$\int_B P(A|\mathfrak{F})\mathrm{d}P \overset{(ii)}{=} \int_B \mathbf{1}_A \mathrm{d}P = P(A \cap B)$$

Satz 7.2
Sei $X \in L^2(\Omega, \mathcal{A}, P)$ mit $||X||^2 = EX^2$. Dann gilt:

$$||X - E[X|\mathfrak{F}]||^2 = \inf \left\{ ||X - Y||^2 | Y \in L^2(\Omega, \mathfrak{F}, P) \right\}$$

Beweis siehe Henze Stochastik II, S.214 ∎

Satz 7.3 (Rechenregeln für bedingte Erwartungswerte)
Es seien $X, Y \in L^1(\Omega, \mathcal{A}, P), \mathfrak{F}, \mathfrak{F}_1, \mathfrak{F}_2$ Sub-σ-Algebren von $\mathcal{A}$. Dann gilt:

a) $E[aX + bY|\mathfrak{F}] = aE[X|\mathfrak{F}] + bE[Y|\mathfrak{F}]$ *P-f.s.* $a, b \in \mathbb{R}$

b) $E[E[X|Y]] = EX$

c) $X \leq Y \implies E[X|\mathfrak{F}] \leq E[Y|\mathfrak{F}]$ *P-f.s.*

d) *Für* $\mathfrak{F}_1 \subset \mathfrak{F}_2$ *gilt* $E[E[X|\mathfrak{F}_2]|\mathfrak{F}_1] = E[X|\mathfrak{F}_1]$
Für $\mathfrak{F}_1 \supset \mathfrak{F}_2$ *gilt* $E[E[X|\mathfrak{F}_2]|\mathfrak{F}_1] = E[X|\mathfrak{F}_2]$

e) *Falls Y $\mathfrak{F}$-messbar und $EXY < \infty$ gilt:*

$$E[XY|\mathfrak{F}] = YE[X|\mathfrak{F}]$$

f) *Falls X von $\mathfrak{F}$ unabhängig ist (d.h. falls die X und $\mathbf{1}_A$ $\forall A \in \mathfrak{F}$ unabhängig sind), dann gilt:*

$$E[X|\mathfrak{F}] = EX$$

Bemerkung Aus Satz 7.3 bekommt man:

1. $X \equiv c \in \mathbb{R} \overset{f)}{\Rightarrow} E[c|\mathfrak{F}] = c$

2. $\mathfrak{F} = \{\emptyset, \Omega\} \overset{f)}{\Rightarrow} E[X|\mathfrak{F}] = EX$

3. X $\mathfrak{F}$-messbar $\overset{e)}{\Rightarrow} E[X|\mathfrak{F}] = X$

4. $X \geq 0 \overset{c)}{\Rightarrow} E[X|\mathfrak{F}] \geq 0$ P-f.s.

Beweis von Satz 7.3:

a)

$$\begin{aligned}
\int_A E[aX + bY|\mathfrak{F}]\mathrm{d}P &= \int_A aX + bY\mathrm{d}P \\
&\overset{\text{Linearität}}{=} a\int_A X\mathrm{d}P + b\int_A Y\mathrm{d}P \\
&= a\int_A E[X|\mathfrak{F}]\mathrm{d}P + b\int_A E[Y|\mathfrak{F}]\mathrm{d}P \\
&= \int_A (aE[X|\mathfrak{F}] + bE[Y|\mathfrak{F}])\,\mathrm{d}P \quad \forall A \in \mathfrak{F}
\end{aligned}$$

$\Longrightarrow$ Behauptung, da $aE[X|\mathfrak{F}] + bE[Y|\mathfrak{F}]$ $\mathfrak{F}$-messbar und Radon-Nikodym-Dichte P-f.s. eindeutig.

b)

$$E[E[X|\mathfrak{F}]] = \int_\Omega E[X|\mathfrak{F}]\mathrm{d}P = \int_\Omega X\mathrm{d}P = EX$$

c)

$$\begin{aligned}
A &:= \{\omega \in \Omega \,|\, E[X|\mathfrak{F}](\omega) > E[Y|\mathfrak{F}](\omega)\} \in \mathfrak{F} \\
&= \bigcup_{n\in\mathbb{N}} \underbrace{\left\{\omega \in \Omega \,\middle|\, E[X|\mathfrak{F}](\omega) > E[Y|\mathfrak{F}](\omega) + \frac{1}{n}\right\}}_{A_n}
\end{aligned}$$

Annahme: $P(A) > 0 \Longrightarrow \exists n \in \mathbb{N}$ mit $P(A_n) > 0$

$$\begin{aligned}
\Longrightarrow 0 &\leq \int_{A_n} (Y - X)\mathrm{d}P \\
&= \int_{A_n} E[Y|\mathfrak{F}]\mathrm{d}P - \int_{A_n} E[X|\mathfrak{F}]\mathrm{d}P \\
&= \int_{A_n} (E[Y|\mathfrak{F}] - E[X|\mathfrak{F}])\,\mathrm{d}P \\
&\leq -\frac{1}{n} \cdot P(A_n) \\
&< 0 \quad \text{Widerspruch!}
\end{aligned}$$

d) Z.z. Für $\mathfrak{F}_1 \subset \mathfrak{F}_2$ gilt: $E[E[X|\mathfrak{F}_2]|\mathfrak{F}_1] = E[X|\mathfrak{F}_1]$. Sei $A \in \mathfrak{F}_1 \implies A \in \mathfrak{F}_2$ und

$$\int_A E[X|\mathfrak{F}_1]\mathrm{d}P = \int_A X\mathrm{d}P = \int_A E[X|\mathfrak{F}_2]\mathrm{d}P = \int_A E[E[X|\mathfrak{F}_2]|\mathfrak{F}_1]\mathrm{d}P$$

$\implies$ Behauptung, da Radon-Nikodym-Dichte eindeutig.
Für $\mathfrak{F}_1 \supset \mathfrak{F}_2$ ähnlich.

e) Mit algebraischer Induktion:

- Sei $Y = \mathbf{1}_B, B \in \mathfrak{F}$ und $A \in \mathfrak{F}$ beliebig.

  $$\int_A Y \cdot E[X|\mathfrak{F}]\mathrm{d}P = \int_{A\cap B} E[X|\mathfrak{F}]\mathrm{d}P = \int_{A\cap B} X\mathrm{d}P = \int_A YX\mathrm{d}P$$

  Außerdem ist $Y\cdot E[X|\mathfrak{F}]$ $\mathfrak{F}$-messbar $\implies$ Behauptung, da Radon-Nikodym-Dichte P-f.s. eindeutig.
- Linearität des Integrals + Teil a) $\implies$ Aussage für $Y \in \mathcal{E}.Y \geq 0$: Bedingte Version des Satzes von der monotonen Konvergenz ($\to$ Übung).
- Dann $Y = Y^+ - Y^-$

f)

$$\begin{aligned}
\int_A E[X|\mathfrak{F}]\mathrm{d}P &= \int_A X\mathrm{d}P \\
&= \int_\Omega \mathbf{1}_A X\mathrm{d}P \\
&\overset{\text{unabh.}}{=} \int \mathbf{1}_A\mathrm{d}P \cdot \underbrace{\int X\mathrm{d}P}_{=EX} \\
&= \int_A EX\mathrm{d}P
\end{aligned}$$

$\implies$ Behauptung, da EX $\mathfrak{F}$-messbar. ■

Satz 7.4 (Faktorisierungssatz)
Es seien $(\Omega, \mathcal{A}), (\Omega', \mathcal{A}')$ Messräume und $Y : \Omega \to \Omega'$ ein Zufallsgröße. Ist $X : \Omega \to \mathbb{R}$ eine $(\sigma(Y), \mathfrak{B})$-messbare Zufallsvariable. Dann gibt es eine $\mathfrak{B}$-messbare Funktion $g : \Omega' \to \mathbb{R}$ mit

$$X = g \circ Y.$$

Beweis Algebraische Induktion:

(i) Sei $X = \sum_{j=1}^n a_j \mathbf{1}_{A_j} \in \mathcal{E}$ mit $a_j \geq 0, A_j \in \sigma(Y)$.
$\implies$ $A_j = Y^{-1}(A'_j), A'_j \in \mathcal{A}'$. Wähle $g = \sum_{j=1}^n a_j \mathbf{1}_{A'_j}$
$\implies$ $X = g \circ Y$
$\implies$ Behauptung

(ii) Sei $X \geq 0$ und $(\sigma(Y), \mathfrak{B})$-messbar. $\implies \exists (X_n) \subset \mathcal{E}, 0 \leq X_n \uparrow X$ und wegen (i) $\exists (\mathcal{A}', \mathfrak{B})$-messbare Funktion g_n mit $X_n = g_n \circ Y, n \in \mathbb{N}$.

$$\implies X = \sup_{n \in \mathbb{N}} X_n = \sup_{n \in \mathbb{N}} (g_n \circ Y) = (\sup_{n \in \mathbb{N}} g_n) \circ Y$$

Wähle also $g = \sup_{n \in \mathbb{N}} g_n$

(iii) $X = X^+ - X^- \overset{\text{(ii)}}{\implies} X = g_1 \circ Y - g_2 \circ Y$. Wähle $g = g_1 - g_2$. ■

Bemerkung Statt $E[X|\sigma(Y)]$ schreiben wir auch $E[X|Y]$ und wegen Satz 7.4 $\exists g : \Omega' \to \mathbb{R}$ $(\mathcal{A}', \mathfrak{B})$-messbar mit $E[X|Y] = g \circ Y$ P-f.s.. Die Funktion g ist P^Y-f.s. eindeutig.

Definition *Ist $E[X|Y] = g \circ Y$ wie oben, so heißt $E[X|Y = y] = g(y)$ (ein)* ***bedingter Erwartungswert von X unter der Bedingung $Y = y$.***

Satz 7.5
Für alle $A' \in \mathcal{A}'$ gilt:

$$\int_{A'} E[X|Y = y] P^Y(dy) = \int_{Y^{-1}(A')} X \, dP$$

Beweis

$$\int_{A'} E[X|Y = y] P^Y(\mathrm{d}y) = \int_{A'} g \mathrm{d}P^Y \overset{\text{Sa. 2.4}}{=} \int_{Y^{-1}(A')} g \circ Y \mathrm{d}P = \int_{Y^{-1}(A')} X \mathrm{d}P.$$

Bemerkung Für $A \in \mathcal{A}$ heißt $P(A|Y = y) := E[\mathbf{1}_A|Y = y]$ (eine) **bedingte Wahrscheinlichkeit von A unter der Bedingung** $Y = y$. Bedingte Wahrscheinlichkeiten treten oft bei gekoppelten Zufallsexperimenten auf. Die folgende Sichtweise ist konstruktiver:

Definition *Es seien $(\Omega_1, \mathcal{A}_1), (\Omega_2, \mathcal{A}_2)$ messbare Räume. Eine Abbildung $Q : \Omega_1 \times \mathcal{A}_2 \to [0, 1]$ mit*

(i) $\omega_1 \mapsto Q(\omega_1, A_2)$ ist $\mathcal{A}_1$-messbar $\forall A_2 \in \mathcal{A}$.

(ii) $A_2 \mapsto Q(\omega_1, A_2)$ ist ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf $(\Omega_2, \mathcal{A}_2)$ $\forall \omega_1 \in \Omega_1$

nennt man ***Übergangskern*** *oder* ***Kern*** *von $(\Omega_1, \mathcal{A}_1)$ nach $(\Omega_2, \mathcal{A}_2)$.*

Satz 7.6
Es seien $(\Omega_1, \mathcal{A}_1, P_1)$ ein Wahrscheinlichkeitsraum, $(\Omega_2, \mathcal{A}_2)$ ein Messraum und Q ein Übergangskern von $(\Omega_1, \mathcal{A}_1)$ nach $(\Omega_2, \mathcal{A}_2)$. Dann wird durch

$$P(A) := \int_{\Omega_1} \left(\int_{\Omega_2} \mathbf{1}_A(\omega_1, \omega_2) Q(\omega_1, d\omega_2) \right) P_1(d\omega_1)$$

ein Wahrscheinlichkeitsmaß $P =: P_1 \otimes Q$ auf $\mathcal{A}_1 \otimes \mathcal{A}_2$ definiert. P heißt ***Koppelung*** *und ist das einzige Wahrscheinlichkeitsmaß auf $\mathcal{A}_1 \otimes \mathcal{A}_2$ mit der Eigenschaft*

$$P(A_1 \times A_2) = \int_{A_1} Q(\omega_1, A_2) P_1(d\omega_1) \quad (*)$$

Beweis

1. Ähnlich wie in §3 zeigt man: für $f : \Omega_1 \times \Omega_2 \to \mathbb{R}_+$, f $(\mathcal{A}_1 \otimes \mathcal{A}_2)$-messbar ist $\omega_1 \mapsto \int_{\Omega_2} f(\omega_1, \omega_2) Q(\omega_1, \mathrm{d}\omega_2)$ $\mathcal{A}_1$-messbar.
2. Für $A = A_1 \times A_2$ ist $\mathbf{1}_A(\omega_1, \omega_2) = \mathbf{1}_{A_1}(\omega_1)\mathbf{1}_{A_2}(\omega_2) \quad \Longrightarrow (*)$.
3. $P(\Omega_1 \times \Omega_2) = 1$ wegen (*). $P \geq 0$ ist klar.

$$\begin{aligned} P\left(\sum_{n=1}^{\infty} A_n\right) &= \int_{\Omega_1} \left(\int_{\Omega_2} \underbrace{\mathbf{1}_{\sum_{n=1}^{\infty}} (\omega_1, \omega_2)}_{=\sum_{n=1}^{\infty} \mathbf{1}_{A_n}(\omega_1,\omega_2)} Q(\omega_1, \mathrm{d}\omega_2) \right) P_1(\mathrm{d}\omega_1) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} \left(\int_{\Omega_1} \left(\int_{\Omega_2} \mathbf{1}_{A_n}(\omega_1, \omega_2) Q(\omega_1, \mathrm{d}\omega_2) \right) P_1(\mathrm{d}\omega_1) \right) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} P(A_n). \end{aligned}$$

4. Eindeutigkeitssatz für Maße. ∎

Satz 7.7 *Es seien $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ ein Wahrscheinlichkeitsraum, $(\Omega_1, \mathcal{A}_1)$ ein messbarer Raum, $Y : \Omega \to \Omega_1$ $(\mathcal{A}, \mathcal{A}_1)$-messbar und X ein d-dimensionaler Zufallsvektor. Dann existiert ein Kern Q von $(\Omega_1, \mathcal{A}_1)$ nach $(\mathbb{R}^d, \mathfrak{B}^d)$ derart, dass*

$$P^{X,Y} = P^Y \otimes Q.$$

Q ist eine Version der bedingten Verteilung von X unter Y. Schreibweise:

$$Q(y, \cdot) = P^X(\cdot|Y = y).$$

Beweis - ohne Beweis - ∎

Bemerkung Für $A \in \mathcal{A}, B \in \mathfrak{B}^d$ gilt:

$$P(X \in B, Y \in A) = \int_A Q(y, B) P^Y \mathrm{d}y = \int_A P^X(B|Y = y) P^Y(\mathrm{d}y)$$

Satz 7.8
Es seien μ und ν σ-endliche Maße auf $\mathcal{A}_1$ bzw. $\mathfrak{B}^d$. $P^{(Y,X)}$ besitze eine Dichte f bezüglich $\mu \otimes \nu$. Es sei $f_Y(y) := \int_{\mathbb{R}^d} f(x, y)\nu(dx)$ die (Rand-)Dichte von P^Y bzgl. μ. Weiterhin sei

$$f(x|y) := \frac{f(x, y)}{f_Y(y)} \quad \text{und} \quad \frac{0}{0} := 0.$$

So wird durch

$$P^X(B|Y = y) := \int_B f(x|y)\nu(dx) \quad \forall B \in \mathfrak{B}^d,\ y \in \Omega_1$$

eine bedingte Verteilung von X unter der Bedingung $Y = y$ definiert.
*$f(\cdot|y)$ heißt **bedingte ν-Dichte von X unter der Bedingung** $Y = y$.*

Beweis
$y \mapsto \int_B f(x|y)\nu(\mathrm{d}x)$ ist messbar $\forall B \in \mathfrak{B}^d$ (Satz von Tonelli),
$B \mapsto \int_B f(x|y)\nu(\mathrm{d}x)$ ist ein Wahrscheinlichkeitsmaß $\forall y \in \Omega_1$.
Für $A \in \mathcal{A}_1, B \in \mathfrak{B}^d$ gilt:

$$\begin{aligned}
P^{(Y,X)}(A \times B) &= \int_{A\times B} f\mathrm{d}(\mu \otimes \nu) \\
&= \int_A \left(\int_B f\left(x,y\right) \nu\left(\mathrm{d}x\right) \right) \mu\left(\mathrm{d}y\right) \\
&= \int_A \left(\int_B f\left(x|y\right) \nu\left(\mathrm{d}x\right) \right) f_Y\left(y\right) \mu\left(\mathrm{d}y\right) \\
&\overset{!}{=} \int_A P^X\left(B|Y=y\right) \underbrace{P^Y\left(\mathrm{d}y\right)}_{=f_Y(y)\mu(\mathrm{d}y)}
\end{aligned}$$

■

Satz 7.9
Es seien $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ ein Wahrscheinlichkeitsraum, $Y : \Omega \to \mathbb{R}^d$ ein Zufallsvektor und X eine Zufallsvariable mit $E|X| < \infty$. Dann ist

$$h\left(y\right) := \int_{\mathbb{R}} xP^X\left(dx|Y=y\right)$$

ein bedingter Erwartungswert von X unter der Bedingung $Y = y$.

Beweis Nach 7.5:

$$\int_B E\left[X|Y=y\right] P^Y\left(\mathrm{d}y\right) = \int_{Y^{-1}(B)} X\mathrm{d}P.$$

Für $B \in \mathfrak{B}^d$ und $T(Y,X) := X \cdot (\mathbf{1}_B \circ Y)$ gilt:

$$\begin{aligned}
\int_{Y^{-1}(B)} X\mathrm{d}P &= \int T\left(Y,X\right)\mathrm{d}P \\
&\overset{2.4}{=} \int T\left(y,x\right) P^{(Y,X)}\left(\mathrm{d}y,\mathrm{d}x\right) \\
&= \int x\mathbf{1}_B\left(y\right) P^{(Y,X)}\left(\mathrm{d}y,\mathrm{d}x\right) \\
&= \int_B \left(\int_{\mathbb{R}} xP^X\left(\mathrm{d}x|Y=y\right) \right) P^Y\left(\mathrm{d}y\right)
\end{aligned}$$

$\overset{7.5}{\Longrightarrow}$ Beh. ■

Beispiel 7.2
U und V seien unabhängig und $U(0,1)$-verteilt und entsprechen den zufälligen Seitenlängen eines Rechtecks. Es sei $X =$ Flächeninhalt des Rechtecks und $Y =$ Umfang des Rechtecks. Klar: X und Y sind nicht unabhängig.

Weiter ist $f_{U,V}(u,v) = \begin{cases} 1 & 0 < u < 1 \text{ und } 0 < v < 1 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$ die gemeinsame Dichte von U und V.

$\Longrightarrow$ (Transformationssatz für Dichten) $f_{X,Y}(x,y) = \frac{2}{\sqrt{y^2-16x}}$ für $0 < x < 1$ und $4\sqrt{x} < y < 2 + 2x$; $f_X(x) = -\log x$ für $0 < x < 1$.

$\Longrightarrow$ $f(y|x) = -\frac{2}{\log x\sqrt{y^2-16x}}$ für $4\sqrt{x} < y < 2 + 2 + x$.

$\Longrightarrow$ $E[Y|X = x] = \int y \cdot f(y|x)\mathrm{d}y = -\frac{4(1-x)}{\log x}$.

Beispiel 7.3 (Buffonsches Nadelproblem)

Wir werfen eine Nadel der Länge 1 zufällig auf einen unendlich langen Streifen der Breite 1. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass die Nadel mindestens eine Wand des Korridors schneidet?

X = Abstand der Nadelmitte von der linken Wand

Y = Winkel der Nadel zum Lot

Annahme: $X \sim U(0,1)$, $Y \sim U(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2})$ und X, Y unabhängig.

A = Nadel schneidet die Wand = $\{\omega \mid (X,Y)(\omega) \in B\}$ mit

$B = \{(x,y) \mid |y| < \frac{\pi}{2}, x \in [0, \frac{1}{2}\cos y] \cup [1 - \frac{1}{2}\cos y, 1]\}$

- hier fehlt eine Skizze -

Es ergibt sich:

$$\begin{aligned}
P(A) &= P^{X,Y}(B) \\
&= \int_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} \int_0^1 \mathbf{1}_B(x,y)\; P^X(\mathrm{d}x|Y=y)\; P^Y(\mathrm{d}y) \\
&= \int_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} P^X\left([0, \frac{\cos y}{2}] \cup [1 - \frac{\cos y}{2}, 1] \mid Y = y\right) P^Y(\mathrm{d}y) \\
&= \int_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} \cos y \cdot \frac{1}{\pi}\mathrm{d}y \\
&= \frac{2}{\pi}
\end{aligned}$$

So läßt sich zum Beispiel auch π näherungsweise bestimmen.

8 Martingale und Stoppzeiten

Definition *Sei $I \neq \emptyset$ eine beliebige Indexmenge und $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ ein Wahrscheinlichkeitsraum.*

*a) Eine Familie von Zufallsvariablen $(X_t)_{t\in I}$ auf $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ heißt **stochastischer Prozess** ($I \subset \mathbb{R}$)*

*b) Eine Familie von σ-Algebren $(\mathfrak{F}_t)_{t\in I}$, mit $\mathfrak{F}_t \subset \mathcal{A}$ und $\mathfrak{F}_s \subset \mathfrak{F}_t$, für $s \leq t$ heißt **Filtration**. Ein stochastischer Prozess $(X_t)_{t\in I}$ heißt $(\mathfrak{F}_t)_{t\in I}$**-adaptiert**, falls X_t $\mathfrak{F}_t$-messbar $\forall t \in I$.*

Bemerkung Oft wird $\mathfrak{F}_t := \sigma(\{X_s, s \leq t\})$ gewählt. Dann ist $(\mathfrak{F}_t)_{t\in I}$ eine Filtration und X_t ist $\mathfrak{F}_t$-messbar.

Definition *Gegeben sei ein Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega, \mathcal{A}, P), I \subset \mathbb{R}$, eine Filtration $(\mathfrak{F}_t)_{t\in I}$ und ein dazu adaptierter stochastischer Prozess $(X_t)_{t\in I}$. Ist $E|X_t| < \infty$ $\forall t \in I$, so heißt $(X_t)_{t\in I}$ ein $(\mathfrak{F}_t)_{t\in I}$**-Martingal**, falls $E[X_t|\mathfrak{F}_s] = X_s$ $\forall s, t \in I, s \leq t$.*
*Ist $X_s \leq E[X_t|\mathfrak{F}_s]$ bzw. $X_s \geq E[X_t|\mathfrak{F}_s]$, so nennt man $(X_t)_{t\in I}$ ein $(\mathfrak{F}_t)_{t\in I}$**-Submartingal** bzw. $(\mathfrak{F}_t)_{t\in I}$**-Supermartigal**.*

Bemerkung a) Beim Martingal gilt: $EX_s = E\left[E\left[X_t\,|\mathfrak{F}_s\right]\right] = EX_t$ $\forall t \in I$, d.h. der Erwartungswert ist konstant (wachsend beim Submartingal, fallend beim Supermartingal).

b) Ist $I = \mathbb{N}$, so genügt z.z.:

$$E[X_{t+1}|\mathfrak{F}_t] = X_t \ \forall t \in \mathbb{N}$$

c) Ist $(F_t)_{t\in I}$ die natürliche Filtration, so sagt man oft nur $(X_t)_{t\in I}$ ist ein Martingal.

Beispiel 8.1 Sei $I = \mathbb{N}, (X_n)_{n\in\mathbb{N}}$ eine Folge von unabhängigen und identisch verteilten Zufallsvariablen mit Erwartungswert μ. Sei $S_n := \sum_{k=1}^n X_k$ $\forall n \in \mathbb{N}$ und $\mathfrak{F}_n := \sigma(S_1, \ldots, S_n)$. Dann gilt $\forall n \in \mathbb{N} : E[S_{n+1}|\mathfrak{F}_n] = E[S_n|\mathfrak{F}_n] + E[X_{n+1}|\mathfrak{F}_n] = S_n + \mu$.
Also: $\mu = 0 \implies (S_n)$ ist Martingal
$\mu \leq 0 \implies (S_n)$ ist Supermartingal
$\mu \geq 0 \implies (S_n)$ ist Submartingal

Beispiel 8.2 Sei $(\mathfrak{F}_t)_{t\in I}$ eine Filtration und X eine Zufallsvariable mit $E|X| < \infty$. Sei $X_t := E[X|\mathfrak{F}_t]$. dann ist $(X_t)_{t\in I}$ $(\mathfrak{F}_t)_{t\in I}$-adaptiert und $\forall s, t \in I, s \leq t$:

$$E[X_t|\mathfrak{F}_s] = E\left[E\left[X|\mathfrak{F}_t\right]|\mathfrak{F}_s\right] \overset{S.7.3a)}{=} E[X|\mathfrak{F}_s] = X_s$$

$\implies (X_t)_{t\in I}$ ist ein $(\mathfrak{F}_t)_{t\in I}$-Martingal.

Satz 8.1
Ist $(X_t)_{t\in I}$ ein $(\mathfrak{F}_t)_{t\in I}$-Martingal und $\Phi : \mathbb{R} \to \mathbb{R}$ eine konvexe Funktion mit $E|\Phi(X_t)| < \infty$ $\forall t \in I$, so ist $(\Phi(X_t))_{t\in T}$ ein $(\mathfrak{F}_t)_{t\in I}$-Submartingal.

Beweis Sei $s, t \in I, s \le t : E[\Phi(X_t)|\mathfrak{F}_s] \overset{Jensen}{\ge} \Phi(\underbrace{E[X_t|\mathfrak{F}_s]}_{=X_s})$ ∎

Im Folgenden: $I = \{1, 2, \dots, n\}$ und $X^* := \max_{1\le i\le n} X_i$

Satz 8.2 (Submartingal-Ungleichung von Doob)
Ist $(X_i)_{i=1,\dots,n}$ ein $(\mathfrak{F}_i)_{i=1,\dots,n}$-Submartingal, so gilt $\forall c > 0$:

$$c \cdot P(X^* > c) \le \int_{\{X^*>c\}} X_n dP \le EX_n^+$$

Beweis Sei $A := \{X^* > c\}, A_i := \{X_1 \le c, \dots, X_{i-1} \le c, X_i > c\}, i = 1, \dots, n$
$\implies$ $A = A_1 + \ldots + A_n, A_i \in \mathfrak{F}_i$ und $X_i > c$ auf $A_i, i = 1, \dots, n.$
$\implies$ $\int_{A_i} X_n \mathrm{d}P \overset{bed.EW}{=} \int_{A_i} E[X_n|\mathfrak{F}_i]\mathrm{d}P \overset{Sub-M.}{\ge} \int_{A_i} X_i \mathrm{d}P \ge cP(A_i), i = 1, \dots, n$
Summation über $i = 1, \dots, n \implies$ 1. Ungleichung
2. Ungleichung: $X_n \cdot \mathbf{1}_A \le X_n^+$ ∎

Satz 8.3 (L^p-Ungleichung von Doob)
Es sei $p > 1$ und $(X_i)_{i=1,\dots,n}$ ein nicht-negatives $(\mathfrak{F}_i)_{i=1,\dots,n}$-Submartingal mit der Eigenschaft $\sup_{i=1,\dots,n} EX_i^p < \infty$. Dann gilt:

$$E(X^*)^p \le \left(\frac{p}{p-1}\right)^p EX_n^p$$

Beweis

$$\begin{aligned}
E(X^*)^p &= E\int_0^{X^*} p \cdot y^{p-1}\mathrm{d}y \\
&= E\int_0^{\infty} p \cdot y^{p-1}\mathbf{1}_{[X^*\ge y]}\mathrm{d}y \\
&\overset{\text{Fubini}}{=} \int_0^{\infty} py^{p-1} \cdot P(X^* \ge y)\mathrm{d}y \\
&\overset{S.8.2}{\le} \int_0^{\infty} p \cdot y^{p-2} E\left[X_n \cdot \mathbf{1}_{[X^*\ge y]}\right] \mathrm{d}y \\
&\overset{\text{Fubini}}{=} E\left[X_n \int_0^{X^*} py^{p-2}\mathrm{d}y\right] \\
&= \frac{p}{p-1} E\left[X_n (X^*)^{p-1}\right] \\
&\overset{\text{Hölder}}{\le} \frac{p}{p-1} (EX_n^p)^{\frac{1}{p}} \left(E\left((X^*)^{p-1}\right)^q\right)^{\frac{1}{q}} \\
&= \frac{p}{p-1} (EX_n^p)^{\frac{1}{p}} \cdot (E(X^*)^p)^{1-\frac{1}{p}}
\end{aligned}$$

Teile Ungleichung durch $\left(E\left(X^*\right)^p\right)^{1-\frac{1}{p}}$ (falls $E(X^*)^p = 0$ ist Aussage richtig) und nehme p-te Potenz $\Longrightarrow$ Behauptung. ■

Bemerkung a) Ist $\frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1$, so lässt sich Satz 8.3 schreiben als $||X^*||_p \leq q \cdot ||X_n||_p$

b) Ein stochastischer Prozess $(X_t)_{t \in I}$ mit $\sup_{t \in I} ||X_t||_p < \infty$ heißt **L^p-beschränkt**.

c) Ist $(X_i)_{i=1,\dots,n}$ ein Martingal, so ist $(|X_i|)_{i=1,\dots,n}$ ein nicht negatives Submartingal (Satz 8.1)

Beispiel 8.3 Sei $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ ein Wahrscheinlichkeitsraum und $(X_n)_{n \in \mathbb{N}_0}$ ein stochastischer Prozess. Interpretation von (X_n):

$X_0 \quad \equiv \quad$ Anfangskapital des Spielers

$X_n - X_{n-1} \quad \equiv \quad$ Gewinnn pro gesetzter Geldeinheit in der n-ten Runde

Wird immer eine Geldeinheit pro Runde gesetzt, so ist also $X_n = X_0 + \sum_{k=1}^n (X_k - X_{k-1})$ das Kapital des Spielers nach n Runden. Es sei

$$\mathfrak{F}_n = \sigma(X_0, X_1 - X_0, \dots, X_n - X_{n-1}) = \sigma(X_0, X_1, \dots, X_n)$$

Das entspricht der Information nach n Runden.

$$\Longrightarrow E[X_{n+1} - X_n | \mathfrak{F}_n] = E[X_{n+1} | \mathfrak{F}_n] - X_n$$

Das entspricht dem erwarteten Gewinn pro gesetzter Geldeinheit bei Kenntnis des bisherigen Spielverlaufs.

Offfenbar gilt: X Martingal $\Longleftrightarrow$ Spiel fair

X Supermartingal $\Longleftrightarrow$ Spiel nachteilig

X Submartingal $\Longleftrightarrow$ Spiel vorteilhaft

Beispiel 8.4

$X_n - X_{n-1}$ sei der Gewinn pro gesetzter Geldeinheit (GE) in der n-ten Runde.
Jetzt: In Runde n werden c_n GE gesetzt mit c_n $\mathfrak{F}_{n-1}$-messbar.
$\mathfrak{F}_n = \sigma(X_0, X_1 - X_0, \dots, X_n - X_{n-1})$, d.h. $(c_n)_{n \in \mathbb{N}}$ ist vorhersagbar.
Kapital nach n Spielen:

$$X_0 + \sum_{k=1}^n c_k (X_k - X_{k-1})$$

Satz 8.4

Es seien $(c_n)_{n \in \mathbb{N}}$ ein vorhersagbarer Prozess und $X = (X_n)_{n \in \mathbb{N}}$ ein Prozess mit $E|c_n(X_n - X_{n-1})| < \infty \quad \forall n \in \mathbb{N}$. Wir setzen

$$Y_n := X_0 + \sum_{k=1}^n c_k (X_k - X_{k-1}), \ Y = (Y_n)_{n \in \mathbb{N}}.$$

Dann gilt:

a) Ist X ein Martingal, so auch Y.

b) *Ist X ein Sub- bzw. Supermartingal und $c_n \geq 0 \quad \forall n$, so ist auch Y ein Sub- bzw. Supermartingal.*

Beweis

$$E[Y_{n+1} - Y_n | \mathfrak{F}_n] = E[c_{n+1}(X_{n+1} - X_n) | \mathfrak{F}_n] \overset{c_{n+1}\mathfrak{F}_n - m.b.}{=} c_{n+1} \cdot E[X_{n+1} - X_n | \mathfrak{F}_n].$$

Definition
*Eine Abbildung $\tau : \Omega \to \mathbb{N}_0 \cup \{\infty\}$ heißt **Stoppzeit** bezüglich einer Filtration $(\mathfrak{F}_n)_{n\in\mathbb{N}}$, wenn*

$$\{\tau \leq n\} \in \mathfrak{F}_n \quad \forall n \in \mathbb{N}_0.$$

Bemerkung

a) Stoppzeiten kann man analog für $\tau : \Omega \to \mathbb{R}_+ \cup \{\infty\}$ definieren.

b) $\tau : \Omega \to \mathbb{N}_0 \cup \{\infty\}$ ist Stoppzeit $\iff$ $\{\tau = n\} \in \mathfrak{F}_n \quad \forall n \in \mathbb{N}_0$. (Übung)

Beispiel 8.5

a) $\tau \equiv n_0$ ist Stoppzeit, da
$$\{\tau \leq n\} = \begin{cases} \Omega & n \geq n_0 \\ \emptyset & n < n_0 \end{cases} \in \mathfrak{F}_n$$

b) Sei $(X_n)_{n\in\mathbb{N}_0}$ ein zu $(\mathfrak{F}_n)_{n\in\mathbb{N}_0}$ adaptierter rellwertiger Prozess und $A \in \mathfrak{B}$. Sei $\tau_A : \Omega \to \mathbb{N} \cup \{\infty\}$ definiert durch

$$\tau_A(\omega) := \inf\{n \in \mathbb{N}_0 \mid X_n(\omega) \in A\} \quad (\inf\{\emptyset\} := \infty)$$

τ_A heißt **Eintrittszeit** in A.
τ_A ist Stoppzeit, da

$$\{\tau_A \leq n\} = \bigcup_{i=1}^{n} \underbrace{\{X_i \in A\}}_{\in \mathfrak{F}_i} \in \mathfrak{F}_n.$$

Lemma 8.1

a) *Für eine Stoppzeit ist*

$$\mathfrak{F}_\tau := \{A \in \mathcal{A} \mid A \cap \{\tau \leq n\} \in \mathfrak{F}_n \quad \forall n \in \mathbb{N}_0\}$$

*eine σ-Algebra, die **σ-Algebra der τ-Vergangenheit**.*

b) *Sind τ_1, τ_2 Stoppzeiten mit $\tau_1 \leq \tau_2$, so gilt $\mathfrak{F}_{\tau_1} \subset \mathfrak{F}_{\tau_2}$.*

c) Ist τ eine Stoppzeit, so ist $X_\tau^*: \Omega \to \mathbb{R}$ mit

$$X_\tau^*(\omega) := \begin{cases} X_{\tau(\omega)}(\omega) & \text{wenn } \tau(\omega) < \infty \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \qquad \mathfrak{F}_\tau\text{-messbar}$$

Beweis

a) Übung.

b) Sei $A \in \mathfrak{F}_{\tau_1}$ beliebig. $\forall n \in \mathbb{N}$ gilt:

$$\{\tau_2 \leq n\} \subset \{\tau_1 \leq n\} \quad \Longrightarrow \quad A \cap \{\tau_2 \leq n\} = \underbrace{A \cap \{\tau_1 \leq n\}}_{\in \mathfrak{F}_n} \cap \underbrace{\{\tau_2 \leq n\}}_{\in \mathfrak{F}_n} \in \mathfrak{F}_n.$$

$\Longrightarrow$ Beh.

c) zu zeigen: $\{X_\tau^* \in A\} \in \mathfrak{F}_\tau \quad \forall A \in \mathfrak{B}$
zeige also: $\{X_\tau^* \in A\} \cap \{\tau \leq n\} \in \mathfrak{F}_n \quad \forall n \in \mathbb{N}_0$
Es gilt:

$$\{X_\tau^* \in A\} \cap \{\tau \leq n\} = \bigcup_{k=0}^{n} \underbrace{\{X_k \in A\}}_{\in \mathfrak{F}_k} \cap \underbrace{\{\tau = k\}}_{\in \mathfrak{F}_k} \in \mathfrak{F}_k,$$

$$\text{da } \{\tau = k\} = \underbrace{\{\tau \leq k\}}_{\in \mathfrak{F}_k} \cap \underbrace{\{\tau \leq k-1\}^C}_{\in \mathfrak{F}_k} \in \mathfrak{F}_k.$$

$\Longrightarrow$ Beh. ■

Bemerkung

a) $\mathfrak{F}_\tau \equiv$ Information, die bis zur zufälligen Zeit τ vorhanden ist.

b) Falls τ P-f.s. endlich, schreibt man X_τ statt X_τ^*.

c) Ist τ eine Stoppzeit und $(X_n)_{n\in\mathbb{N}_0}$ ein stochastischer Prozess, so ist $X^\tau = (X_n^\tau)_{n\in\mathbb{N}_0}$ mit $X_n^\tau := X_{\tau\wedge n} \quad \forall n \in \mathbb{N}_0$ der **gestoppte Prozess**.
Da $\tau \wedge n$ eine Stoppzeit ist, ist wegen Lemma 8.1c) $X_{\tau\wedge n}$ $\mathfrak{F}_{\tau\wedge n}$-messbar und (X_n^τ) ist $(\mathfrak{F}_{\tau\wedge n})$-adaptiert.

Satz 8.5
Ist X ein (Sub-, Super-) Martingal und ist τ eine Stoppzeit, so ist auch X^τ ein (Sub-, Super-) Martingal.

Beweis
Sei $c_n := \mathbf{1}_{\{\tau \geq n\}} \implies \{\tau \geq n\} = \{\tau \leq n-1\}^C \in \mathfrak{F}_{n-1}$.
$\Longrightarrow$ $(c_n)_{n\in\mathbb{N}_0}$ ist vorhersagbar. Da $X_0 + \sum_{k=1}^n c_k(X_k - X_{k-1}) = X_{\tau\wedge n}$, folgt die Behauptung mit Satz 8.4. ■

Bemerkung
Ist X ein Martingal, so auch X^τ und damit gilt $EX_{\tau\wedge n} = EX_0$.
Betrachte Bsp 8.4 mit $\tau := \inf\{k \in \mathbb{N}_0 \mid X_k \geq X_0 + c\}$ und $c_n := \mathbf{1}_{\{\tau \geq n\}}$:
Solange c nicht erreicht ist, wird eine Geldeinheit gesetzt, danach aufgehört. Spielt man maximal n-mal, so ist $X_{\tau\wedge n}$ das Kapital am Ende. Im Mittel kann man das Kapital bei einem fairen Spiel nicht erhöhen.

Beispiel 8.6 (Kartenspiel)
Sei

- S_0 die Anzahl der schwarzen Karten und
- R_0 die Anzahl der roten Karten und
- $N := S_0 + R_0$ die Gesamtzahl an Karten.
- (R_n, S_n) die Anzahl der roten / schwarzen Karten im Stapel, nachdem n Karten aufgedeckt wurden.
- Z_n die Farbe der n-ten aufgedeckten Karte.
- $\mathfrak{F}_n = \sigma(Z_1, \ldots, Z_n)$ und
- $X_n := \frac{S_n - R_n}{S_n + R_n}$.

Behauptung: (X_n) ist $(\mathfrak{F}_n)$-Martingal!

$$\begin{aligned}
E\left[X_{n+1} \,|\, \mathfrak{F}_n\right] &= E\left[\frac{S_{n+1} - R_{n+1}}{S_{n+1} + R_{n+1}} \,|\, Z_1, \ldots, Z_n\right] \\
&= \frac{S_n}{S_n + R_n}\left[\frac{S_n - 1 - R_n}{S_n - 1 + R_n}\right] + \frac{R_n}{S_n + R_n}\left[\frac{S_n - R_n + 1}{S_n + R_n - 1}\right] \\
&= \frac{(R_n + S_n - 1)(S_n - R_n)}{(S_n + R_n)(S_n + R_n - 1)} \\
&= \frac{S_n - R_n}{S_n + R_n}
\end{aligned}$$

Sei τ eine Stoppzeit ($\leq N$). Erwarteter Gewinn:

$$\begin{aligned}
& E\left[\mathbf{1}_{[Z_{\tau+1} = \text{ schwarz}]} - \mathbf{1}_{[Z_{\tau+1} = \text{ rot}]}\right] \\
&= E\left[\sum_{k=1}^{N} \left(\mathbf{1}_{[Z_{k+1} = \text{ schwarz}]} - \mathbf{1}_{[Z_{k+1} = \text{ rot}]}\right) \mathbf{1}_{[\tau = k]}\right] \\
&= \sum_{k=1}^{N} E\left[E\left[\left(\mathbf{1}_{[Z_{k+1} = \text{ schwarz}]} - \mathbf{1}_{[Z_{k+1} = \text{ rot}]}\right) \mathbf{1}_{[\tau = k]} \mid \mathfrak{F}_k\right]\right] \\
&= \sum_{k=1}^{N} E\left[\mathbf{1}_{[\tau = k]} \underbrace{E\left[\mathbf{1}_{[Z_{k+1} = \text{ schwarz}]} - \mathbf{1}_{[Z_{k+1} = \text{ rot}]} \mid \mathfrak{F}_k\right]}_{= \frac{S_k - R_k}{S_k + R_k} = X_k}\right]
\end{aligned}$$

$$= E[X_\tau] = EX_0 = \frac{S_0 - R_0}{S_0 + R_0}$$

$EX_\tau = EX_0$ gilt nur unter einer Bedingung, wie dieses Beispiel zeigt.

Beispiel 8.7 Sei $(Y_n)_{n\in\mathbb{N}}$ eine Folge von u.i.v. ZVen mit

$$P(Y_n = -1) = P(Y_n = 1) = \frac{1}{2}, \quad X_0 \equiv 0$$

Y_n = Ergebnis Münzwurf in Runde n.
Der Spieler setzt 2^{n-1} GE in der n-ten Runde, bei Gewinn erhält er 2^n GE, d.h. $Y_n \cdot 2^{n-1}$ ist der Geldzu-/abgang in der n-ten Runde.
Kapital nach n Runden:

$$X_n := \sum_{i=1}^{n} 2^{i-1} Y_i$$

Sei $\mathfrak{F}_n := \sigma(X_0, \ldots, X_n)$ und $\tau := \inf\{n \in \mathbb{N} \mid Y_n = 1\}$ d.h. gestoppt wird, wenn erstmals $Y_n = 1$ ($\rightarrow$ Martingalstrategie). $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$ ist ein $(\mathfrak{F}_n)_{n\in\mathbb{N}}$-Martingal (s. Bsp. 8.1).
Es gilt:

$$P(\tau > k) = \left(\frac{1}{2}\right)^k \ \forall\, k \in \mathbb{N} \Rightarrow P(\tau < \infty) = 1$$

und

$$X_\tau = \sum_{k=1}^{\infty} X_k \mathbf{1}_{\tau = k} = \sum_{k=1}^{\infty} \underbrace{\left(-\sum_{i=1}^{k-1} 2^{i-1} + 2^{k-1}\right)}_{=1} \mathbf{1}_{\tau=k} \equiv 1$$

Also ist hier $EX_\tau = 1 \neq EX_0 = 0$.
Vorsicht bei der Nachahmung!
Das benötigte Kapital beträgt $-X_{\tau-1}$ GE und

$$\begin{aligned} E(-X_{\tau-1}) &= E\left(\sum_{k=1}^{\tau-1} 2^{k-1}\right) \\ &= E\left(\sum_{k=1}^{\infty} 2^{k-1} \mathbf{1}_{[\tau > k]}\right) \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} 2^{k-1} \underbrace{P(\tau > k)}_{=2^{-k}} = \infty \end{aligned}$$

Satz 8.6 (Optional Stopping Theorem OST)
Es sei $X = (X_n)_{n\in\mathbb{N}}$ ein Supermartingal und τ eine Stoppzeit. Jede der folgenden Bedingungen impliziert, dass $E|X_\tau| < \infty$ und $EX_\tau \leq EX_1$ gilt:

1. *τ ist f.s. beschränkt, also $P(\tau < c) = 1$ für ein $c \in \mathbb{R}$.*

2. *τ ist f.s. endlich und X ist f.s. beschränkt, d.h. $P(\tau < \infty) = 1$ und es gibt ein $c \in \mathbb{R}$ mit $P(|X_n| \leq c) = 1 \ \forall n \in \mathbb{N}_0$.*

3. *$E\tau < \infty$ und X hat f.s. beschränkte Zuwächse, d.h. $\exists\, c \in \mathbb{R}$ mit $P(|X_n - X_{n-1}| \ \leq c) = 1 \ \forall\, n \in \mathbb{N}$.*

4. *$P(\tau < \infty) = 1, E|X_\tau| < \infty$ und $\int_{\{\tau > n\}} |X_n| dP \to 0$ für $n \to \infty$.*

Ist eine dieser Bedingungen erfüllt und X ein Martingal, so gilt: $EX_\tau = EX_1$.

Beweis 1. Ist klar, da hier $X_\tau = X_{\tau \wedge n}$ für ein $n \in \mathbb{N}$ groß $(n > c)$. Die Behauptung folgt aus Satz 8.5.

2. Satz 8.5 und majorisierte Konvergenz.

3. Verwende $|X_1| + c(\tau - 1)$ als integrierbare Majorante.

4. Wir zeigen die Aussage für X ist Martingal:

$$\begin{aligned}
|EX_\tau - EX_{\tau\wedge n}| &= |\int X_\tau dP - \int_{\{\tau \leq n\}} X_\tau dP - \int_{\{\tau > n\}} X_n dP| \\
&\leq |\int_{\{\tau > n\}} X_\tau dP| + |\int_{\{\tau > n\}} X_n dP| \\
&\leq \underbrace{\int_{\{\tau > n\}} |X_\tau| dP}_{\to 0 (n \to \infty)} + \underbrace{\int_{\{\tau > n\}} |X_n| dP}_{\to 0 (n\to\infty)} \to 0 \ (n \to \infty)
\end{aligned}$$

■

Beispiel 8.8 (Ruinspiel, vgl. Stochastik I, Bsp 10.4) Spieler I besitze n GE $(n \in \mathbb{N})$, Spieler II $N - n$ GE $(N - n \in \mathbb{N})$. Pro Runde gewinnt Spieler I von Spieler II 1 GE mit W'keit p und verliert eine GE an Spieler II mit W'keit $1-p$. Spielrunden sind unabhängig. Seien $(Y_n)_{n \in \mathbb{N}}$ u.i.v. ZV mit

$$P(Y_n = 1) = p, \ P(Y_n = -1) = 1 - p.$$

$X_n := \sum_{k=1}^{n} Y_k$ ist dann der Gewinn (Verlust) von Spieler I nach n Runden.
Sei

$$\tau := \inf\{n \in \mathbb{N} \mid X_n = N - n \text{ oder } X_n = -n\}$$

$P(X_\tau = -n) =$ Ruinwahrscheinlichkeit von Spieler I.
Sei $\mu = EY_1 = 2p - 1$. Nach Beispiel 8.1 $\mu = 0 \Rightarrow (X_n)$ Martingal. $\mu \leq 0 \Rightarrow (X_n)$ Supermartingal. $\mu \geq 0 \Rightarrow (X_n)$ Submartingal.
Behauptung: $\exists\, a > 0, 0 < \gamma < 1$, sodass $P(\tau > j) \leq a\gamma^j \ \forall\, j \in \mathbb{N}$.
Beweis: Sei $k \in \mathbb{N}$.

$$\begin{aligned}
P(\tau > Nk) \quad &\leq \quad P\big((Y_1, \ldots, Y_n) \neq (1, \ldots, 1), \\
&\qquad (Y_{N+1}, \ldots, Y_{2N}) \neq (1, \ldots, 1), \ldots, (Y_{(k-1)N+1}, \ldots, Y_{kN}) \neq (1, \ldots, 1)\big) \\
&\overset{(Y_n) \text{ unabh.}}{=} \quad \prod_{v=0}^{k-1} P\left((Y_{vN+1}, \ldots, Y_{(v+1)N}) \neq (1, \ldots, 1)\right) \\
&= \quad (1 - p^N)^k
\end{aligned}$$

Für $j > N$ gilt:

$$P(\tau > j) \leq P(\tau > \lfloor \frac{j}{N} \rfloor N) \leq (1-p^N)^{\lfloor \frac{j}{N} \rfloor} \leq \underbrace{\left((1-p^N)^{\frac{1}{N}}\right)^j}_{=:\gamma^j} \underbrace{(1-p^N)^{-1}}_{=:a}$$

■

Also folgt: $P(\tau < \infty) = 1, E\tau = \sum_{j=1}^{\infty} P(\tau \geq j) < \infty$ und $1 = P(\tau < \infty) = P(X_\tau = N-n) + P(X_\tau = -n)$.

Sei nun $M_n := \sum_{k=1}^{n} (Y_k - \underbrace{EY_k}_{=\mu}), n \in \mathbb{N}_0, M_0 = 0$ und $\mathfrak{F}_n := \sigma(Y_1, \ldots, Y_n)$.

Dann ist $(M_n)_{n\in\mathbb{N}_0}$ ein $(\mathfrak{F}_n)$-Martingal. Das OST ist anwendbar, da (iii) erfüllt ist.

$$\begin{aligned} \Rightarrow 0 &= EM_\tau = P(X_\tau = N-n)(N-n-E\tau\mu) + P(X_\tau = -n)(-n-E\tau\mu) \\ &= P(X_\tau = N-n)(N-n) - P(X_\tau = -n)n - E\tau\mu. \end{aligned}$$

Fall 1: $\mu = 0$ (d.h. $p = \frac{1}{2}$, faires Spiel)

$$\Rightarrow 0 = (1 - P(X_\tau = -n))(N-n) - P(X_\tau = -n)n \Rightarrow P(X_\tau = -n) = \frac{N-n}{N}$$

Fall 2: $p \neq \frac{1}{2}$

Sei $\Theta := \log(\frac{1-p}{p}) \neq 0$ und $L_0 := 1$, $L_n := \prod_{k=1}^{n} e^{\Theta Y_k} = e^{\Theta X_n}$.

$(L_n)_{n\in\mathbb{N}}$ ist ein $(\mathfrak{F}_n)_{n\in\mathbb{N}}$-Martingal, da

$$E\left[L_{n+1} \mid \mathfrak{F}_n\right] = \prod_{k=1}^{n} e^{\Theta Y_k} \cdot \underbrace{E\left[e^{\Theta Y_{n+1}}\right]}_{pe^{\Theta}+(1-p)e^{-\Theta}=1} = L_n$$

Das Optional Stopping Theorem 8.6 ist anwendbar, da (iv) erfüllt
$E|L_\tau| = Ee^{\Theta X_\tau} \leq e^{|\Theta|N} < \infty$ und

$$\int_{\{\tau > n\}} |L_n| \mathrm{d}P \leq e^{|\Theta|N} \underbrace{P(\tau > n)}_{\to 0 \ (n\to\infty)}$$

$$\begin{aligned} &\Longrightarrow\ 1 = EL_0 = EL_\tau = P(X_\tau = N-n)e^{\Theta(N-n)} + P(X_\tau = -n)e^{-\Theta n} \\ &\Longrightarrow\ 1 = (1 - P(X_\tau = -n)) \cdot (\tfrac{1-p}{p})^{N-n} + P(X_\tau = -n)(\tfrac{p}{1-p})^n \\ &\Longrightarrow\ P(X_\tau = -n) = \tfrac{\phi^N - \phi^n}{\phi^N - 1},\ \phi = \tfrac{1-p}{p} \end{aligned}$$

<u>Optimales Stoppen</u>

Sei $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ ein Wahrscheinlichkeitsraum und $X = (X_n)_{n=1,\ldots,N}$ ein stochastischer Prozess adaptiert an eine Filtration $(\mathfrak{F}_n)_{n=1,\ldots,N}$. Es sei $E|X_k| < \infty \quad \forall k = 1, \ldots, N$. Betrachte das Optimierungsproblem

$$v := \sup_{\tau \text{ ist Stoppzeit } \leq N} \{EX_\tau\} = EX_{\tau_0}$$

v = maximaler Wert,
τ_0 = optimale Stoppzeit (falls existent). Wegen

$$E|X_\tau| = \sum_{n=1}^{N} E\left(|X_n| \cdot \mathbf{1}_{\{\tau=n\}}\right) \leq \sum_{n=1}^{N} E|X_n| < \infty$$

nach Voraussetzung ist $v < \infty$. Ist $(X_n)_{n=1,\dots,N}$ ein $(\mathfrak{F}_n)_{n=1,\dots,N}$ Supermartingal, so folgt mit Satz 8.6: $EX_1 \geq EX_\tau \quad \forall$ Stoppzeiten $\tau \leq N$.
Also: $\tau_0 \equiv 1$ ist optimal (sofort aufhören).

Definition
Der Prozess $Z = (Z_n)_{n=1,\dots,N}$ mit

$$Z_N := X_N,\ Z_n := \max\left\{X_n,\ E\left[Z_{n+1} \,|\, \mathfrak{F}_n\right]\right\},\ n = N-1, \dots, 1$$

*heißt **Snell-Einhüllende** von X.*

Satz 8.7 *Mit den obigen Bezeichnungen gilt:*

a) Z ist ein $(\mathfrak{F}_n)_{n=1,\dots,N}$-Supermartingal mit $Z_n \geq X_n$ für $n = 1, \dots, N$.

b) Z ist das kleinste $(\mathfrak{F}_n)$-Supermartingal, welches X dominiert, d.h. ist $(Y_n)_{n=1,\dots,N}$ ein weiteres $(\mathfrak{F}_n)$-Supermartingal mit $Y_n \geq X_n$, $n = 1, \dots, N$ so gilt: $Y_n \geq Z_n$ für $n = 1, \dots, N$.

Beweis

a) Aus der Definition: $Z_n \geq X_n\ \forall n,\ Z_n \geq E[Z_{n+1} \,|\, \mathfrak{F}_n]$, also (Z_n) Supermartingal.

b) Rückwärtsinduktion:
$(n = N)$: $Y_N \geq X_N = Z_N$
$(n \to n-1)$: $Y_{n-1} \overset{Y \text{ Supermartingal}}{\geq} E\left[Y_n \,|\, \mathfrak{F}_{n-1}\right] \overset{\text{I.H.}}{\geq} E\left[Z_n \,|\, \mathfrak{F}_{n-1}\right]$ und $Y_{n-1} \geq X_{n-1}$
$\Longrightarrow Y_{n-1} \geq \max\{X_{n-1}, E[Z_n \,|\, \mathfrak{F}_{n-1}]\} = Z_{n-1}$ ∎

Satz 8.8
Mit den obigen Bezeichnungen und $\tau_0 = \min\{n \in \{1, \dots, N\} \,|\, X_n = Z_n\}$ gilt:

a) τ_0 ist eine Stoppzeit.

b) $(Z_n^{\tau_0})_{n=1,\dots,N}$ ist ein $(\mathfrak{F}_n)_{n=1,\dots,N}$-Martingal.

c) $EX_{\tau_0} = \sup_{\tau \text{ Stoppzeit}}\{EX_\tau\}$

Beweis

a) Wegen $Z_N = X_N$ ist $\tau_0 \leq N$. Es gilt:

$$\{\tau_0 \leq n\} = \bigcup_{i=1}^{n} \underbrace{\{Z_i = X_i\}}_{\in \mathfrak{F}_i} \in \mathfrak{F}_n$$

b) Es gilt:

$$\underbrace{Z^{\tau_0}_{n+1}}_{=Z_{(n+1)\wedge\tau_0}} - \underbrace{Z^{\tau_0}_{n}}_{=Z_{n\wedge\tau_0}} = \mathbf{1}_{\{\tau_0 \geq n+1\}} \left(Z_{n+1} - E\left[Z_{n+1} \,|\, \mathfrak{F}_n\right]\right) \ (*)$$

da

Fall 1: $\tau_0 \geq n+1$
linke Seite $= Z_{n+1} - Z_n$,
rechte Seite $= Z_{n+1} - \underbrace{E[Z_{n+1} \,|\, \mathfrak{F}_n]}_{=Z_n}$, da $X_n < Z_n$ auf $\{\tau_0 \geq n+1\}$. (stimmt)

Fall 2: $\tau_0 \leq n$
$0 = 0$ (stimmt)

Wende nun $E[\,\cdot \,|\, \mathfrak{F}_n]$ auf (*) an:
Da $\{\tau_0 \geq n+1\} = \{\tau_0 \leq n\}^C \in \mathfrak{F}_n$ folgt

$$E\left[Z^{\tau_0}_{n+1} - Z^{\tau_0}_{n} \,|\, \mathfrak{F}_n\right] = \mathbf{1}_{\{\tau_0 \geq n+1\}} E\left[Z_{n+1} - E\left[Z_{n+1} \,|\, \mathfrak{F}_n\right] \,|\, \mathfrak{F}_n\right] = 0$$

$\Longrightarrow$ $(Z^{\tau_0}_n)$ ist $(\mathfrak{F}_n)$-Martingal.

c) Wegen b) und Satz 8.6:

$$EZ_1 = EZ^{\tau_0}_1 = EZ^{\tau_0}_N = EZ_{\tau_0} = EX_{\tau_0}$$

Für eine beliebige Stoppzeit τ gilt:
$EZ_1 \geq EZ_\tau$, da Z Supermartingal. Und weiterhin:
$EX_{\tau_0} = EZ_1 \geq EZ_1 \geq EZ_\tau \geq EX_\tau \quad \Longrightarrow$ Beh. ∎

Beispiel 8.9 (Das Sekretärinnenproblem) N Bewerber(innen) um eine Stelle stellen sich nacheinander vor. Nach jedem Interview muss entschieden werden, ob die Person die Stelle bekommt.
Annahme: Die Bewerber lassen sie linear anordnen und erscheinen in beliebiger Reihenfolge. ($N!$ mögliche Reihenfolgen)
Welche Strategie maximiert die Wahrscheinlichkeit, dass die beste Person die Stelle bekommt?

- $A_n =$ absoluter Rang des n-ten Kandianten unter allen N.
- $R_n =$ dessen relativer Rang unter den ersten N. $R_n = \{1 \leq m \leq n \,|\, A_m \leq A_n\}$.

Es gibt eine Bijektion zwischen den A-Werten und den R-Werten. Somit gilt $\forall\, r_1, \dots, r_N$, $1 \le r_i \le i$, $1 \le i \le N$:

$$P(R_1 = r_1, \dots, R_N = r_N) = \frac{1}{N!}$$

Bestimme Randverteilungen:

$$P(R_n = l) = \frac{1}{n} \quad \text{für } l = 1, \dots, n \quad \forall\, n \in \{1, \dots, N\}$$

und $R_1, \dots, R_N$ unabhängig. Sei nun

$$\overline{X}_n := \begin{cases} 1, & A_n = 1 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}, \quad \mathfrak{F}_n = \sigma(R_1, \dots, R_n)$$

und $X_n = E[\overline{X}_n | \mathfrak{F}_n]$. (X_n) ist $(\mathfrak{F}_n)$-adaptiert. $P(\overline{X}_\tau = 1) \to \max$.

$$\begin{aligned} P(\overline{X}_\tau = 1) &= \sum_{n=1}^N P(\overline{X}_n = 1,\ \tau = n) = \sum_{n=1}^N E\mathbf{1}_{[\tau = n,\ \overline{X}_n = 1]} \\ &= \sum_{n=1}^N \int_{\{\tau = n\}} \overline{X}_n dP = \sum_{n=1}^N \int_{\{\tau = n\}} \underbrace{E[\overline{X}_n | \mathfrak{F}_n]}_{= X_n} dP \\ &= EX_\tau \end{aligned}$$

Also maximiere EX_τ mit Satz 8.8.

$$\begin{aligned} P(R_1 = r_1, \dots, R_{n-1} = r_{n-1}, A_n = 1) &= P(R_1 = r_1, \dots, R_{n-1} = r_{n-1}, R_n = 1, R_{n+1} > 1, \dots, R_N > 1) \\ &= \frac{1}{N!} \cdot 1 \cdot \dots \cdot 1 \cdot n \cdot (n+1) \cdot \dots \cdot (N-1) = \frac{n}{N} \cdot \frac{1}{n!} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow P(A_n = 1 \mid R_1 = r_1, \dots, R_{n-1} = r_{n-1}, R_n = 1) &= \frac{P(R_1 = r_1, \dots, R_{n-1} = r_{n-1}, R_n = 1, A_n = 1)}{P(R_1 = r_1, \dots, R_{n-1} = r_{n-1}, R_n = 1)} \\ &= \frac{\frac{n}{N} \cdot \frac{1}{n!}}{\frac{1}{n!}} = \frac{n}{N} \end{aligned}$$

$$\Rightarrow X_n = E[\mathbf{1}_{\{1\}}(A_n) | \mathfrak{F}_n] = \begin{cases} \frac{n}{N}, & \text{falls } R_n = 1 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \qquad (*)$$

Behauptung: $\exists\, (c_n)_{n=1,\dots,N} \subset \mathbb{R}$, $c_n \downarrow$, $c_N = \frac{1}{N}$ und $E[Z_n | \mathfrak{F}_{n-1}] \equiv c_n$ für $n = 1, \dots, N$, wobei Z die Snell-Einhüllende von X ist.
Beweis: Rüchwärtsinduktion:

$n = N$:

$$\begin{aligned} E[Z_N | \mathfrak{F}_{N-1}] &= E[X_N | \mathfrak{F}_{N-1}] \overset{A_N \equiv R_N}{=} E[\mathbf{1}_{\{1\}}(R_N) | \mathfrak{F}_{N-1}] \\ &\overset{R_N, \mathfrak{F}_N \text{ unabh.}}{=} P(R_N = 1) = \frac{1}{N} = c_N. \end{aligned}$$

$n+1 \rightsquigarrow n$:

$$
\begin{aligned}
E[Z_n|\mathfrak{F}_{n-1}] &= E[\max\{X_n\ E[Z_{n+1}|\mathfrak{F}_n]\}|\mathfrak{F}_{n-1}] \\
&\overset{(*)}{=} E[\max\{\frac{n}{N}\cdot \mathbf{1}_{\{1\}}(R_n), c_{n+1}\}|\mathfrak{F}_{n-1}] \\
&= E[\mathbf{1}_{\{1\}}(R_n)\cdot \max\{\frac{n}{N}, c_{n+1}\} + (1-\mathbf{1}_{\{1\}}(R_n))c_{n+1}|\mathfrak{F}_{n-1}] \\
&\overset{R_n,\mathfrak{F}_{n-1}\text{ unabh.}}{=} P(R_n=1)\cdot \max\{\frac{n}{N}, c_{n+1}\} + (1-P(R_n=1))\cdot c_{n+1} \\
&= \frac{1}{n}\max\{\frac{n}{N}, c_{n+1}\} + (1-\frac{1}{n})c_{n+1}
\end{aligned}
$$

$$
\Rightarrow c_n = c_{n+1} + \underbrace{\max\{\frac{1}{N}, \frac{c_{n+1}}{n}\} - \frac{c_{n+1}}{n}}_{\geq 0} \Rightarrow c_n \geq c_{n+1}
$$

$\tau^* := \inf\{n \mid Z_n = X_n\}$
Stoppregel nach Satz 8.8: $\tau^* = \min\{n \mid X_n = Z_n\}$.

- gestoppt wird vor N nur, wenn $R_n = 1$.
- die Werte $X_n \neq 0$ sind wachsend.
- die Werte $E[Z_{n+1}|\mathfrak{F}_n] = c_{n+1}$ fallend.

$$
\begin{aligned}
\tau^* &= \min\{1 \leq n \leq N-1 \mid R_n = 1, \frac{n}{N} \geq c_{n+1}\} \wedge N \\
&= \min\{n \geq k_n \mid R_n = 1\} \wedge N.
\end{aligned}
$$

Wir bestimmen jetzt noch k_N.
Sei $\tau_k := \inf\{n \geq k \mid R_n = 1\} \wedge N$. Bestimme EX_{τ_k}.
k_N ist dann der k-Wert, bei dem EX_{τ_k} maximal ist. Es gilt

$$
\begin{aligned}
EX_{\tau_k} &= \sum_{l=k}^{N} E[X_l \cdot 1_{\{l\}}(\tau_k)] \\
&= \sum_{l=k}^{N} \frac{l}{N} \underbrace{P(R_m > 1 \text{ für } m = k,\dots,l-1, R_l = 1)}_{=P(\tau_k = l)} \\
&= \sum_{l=k}^{N} \frac{l}{N} \underbrace{\left(\prod_{m=k}^{l-1} \frac{m-1}{m}\right)}_{=P(R_m>1)} \cdot \underbrace{\frac{1}{l}}_{=P(R_l=1)} \\
&\overset{\text{Teleskop. Prod.}}{=} \frac{k-1}{N}\sum_{l=k}^{N}\frac{1}{l-1}
\end{aligned}
$$

$\Phi(k) := \frac{k-1}{N}\sum_{l=k}^{N}\frac{1}{l-1}$ wird maximal in $k_N := \inf\{k \mid \frac{1}{k} + \frac{1}{k+1} + \dots + \frac{1}{N-1} \leq 1\}$.
Beachte: $\lim_{N\to\infty} \frac{k_N}{=} \frac{1}{e}$.
Bei einem großen Bewerberkreis wird man etwa 37 Prozent der Bewerber passieren lassen und dann den ersten nehmen, der besser als alle vorangegangenen ist.

9 Konvergenzsätze für Martingale

Im Folgenden sei $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ ein W'Raum, $(\mathfrak{F}_n)_{n\in\mathbb{N}}$ eine Filtration und $\mathfrak{F}_\infty := \sigma(\cup_{n\in\mathbb{N}}\mathfrak{F}_n)$.

Definition 9.1 *Sei $X_1, \dots, X_n$ eine Folge von ZV und $-\infty < a < b < \infty$.*
$U_n[a,b]$ sei die ***Anzahl der aufsteigenden Überschreitungen*** *des Intervalls $[a,b]$ durch $X_1, \dots, X_n$ also*

$$U_n[a,b] = \max\{k \le \lfloor \frac{n}{2} \rfloor \mid \exists \textit{ Indizes } 1 \le i_1 < \dots < i_{2k} \le n \textit{ mit } X_{i_{2j-1}} \le a,\, b \le X_{i_{2j}} \textit{ für } j = 1, \dots, k\}$$

Bemerkung 9.1 Wegen

$$\{U_n[a,b] \ge k\} = \bigcup_{1 \le i_1 < \dots < i_{2k} \le n} \bigcap_{j=1}^{k} \{X_{i_{2j-1}} \le a\} \cap \{X_{i_{2j}} \ge b\} \in \mathfrak{F}_n$$

ist $U_n[a,b]$ eine ZV.

Lemma 9.1 *Sei $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$ ein Supermartingal. Dann gilt:*

$$EU_n\,[a,b] \le \frac{1}{b-a} E(X_n - a)^-$$

Beweis
Sei $p := \lfloor \frac{n}{2} \rfloor + 1,\ \tau_0 \equiv 1$ und für $k = 1, \dots, p$:
$\tau_{2k-1} := \min\{j \ge \tau_{2k-2} \mid X_j \le a\} \wedge n$
$\tau_{2k} := \min\{j \ge \tau_{2k-1} \mid X_j \ge b\} \wedge n$
Die (τ_k) sind Stoppzeiten mit $1 \le \tau_1 \le \tau_2 \le \dots \le \tau_{2p} = n$ und falls $\tau_{2k-1} < n$, ist $\tau_{2k-1} < \tau_{2k}$.
Sei $k_0 := U_n[a,b]$, d.h. $X_{\tau_{2k}} - X_{\tau_{2k-1}} \ge b - a$ für $k = 1, \dots, k_0$
$X_{\tau_{2k_0+2}} - X_{\tau_{2k_0+1}} \ne 0 \implies X_{\tau_{2k_0+1}} \le a,\ X_{\tau_{2k_0+2}} = X_n$
$\implies X_{\tau_{2k_0+2}} - X_{\tau_{2k_0+1}} \ge X_n - a \ge \min\{X_n - a, 0\} = -(X_n - a)^-$
$\implies \sum_{k=1}^{p} (X_{\tau_{2k}} - X_{\tau_{2k-1}}) \ge (b-a) \cdot U_n[a,b] - (X_n - a)^-$
Wir zeigen jetzt: $E(X_{\tau_{2k}} - X_{\tau_{2k-1}}) \le 0$.
Sei $c_j := \mathbf{1}_{\{\tau_{2k-1} < j \le \tau_{2k}\}}$. $(c_j)_{j\ge2}$ ist vorhersehbar.
$\{c_j = 1\} = \{\tau_{2k-1} \le j-1\} \cap \{\tau_{2k} \le j-1\}^C \ \in \mathfrak{F}_{j-1}$
Sei $Y_n = X_1 + \sum_{j=2}^{n} c_j(X_j - X_{j-1})$, $n \in \mathbb{N}$; $Y_1 := X_1$.
$\overset{\text{Satz 8.4}}{\Longrightarrow}$ (Y_n) ist ein Supermartingal.

$$\begin{aligned}\implies EY_n &= E]X_1 + \sum_{j=1}^{n} c_j(X_j - X_{j-1})] \\ &= EX_1 + \underbrace{E[X_{\tau_{2k}} - X_{\tau_{2k-1}}]}_{\leq 0} \\ &\leq EY_1 = EX_1\end{aligned}$$

$\implies$ Beh. ■

Satz 9.1 (Vorwärtskonvergenzsatz von Doob)
Sei $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$ ein $(\mathfrak{F}_n)_{n\in\mathbb{N}}$-Supermartingal mit der Eigenschaft $\sup_{n\in\mathbb{N}}\{E|X_n|\} < \infty$. Dann existiert eine $\mathfrak{F}_\infty$[1] -messbare Zufallsvariable X_∞ mit $E|X_\infty| < \infty$ und $\lim_{n\to\infty} X_n = X_\infty$ $P - f.s.$

Beweis
Sei $N := \{\omega \in \Omega \mid \liminf_{n\to\infty}\{X_n(\omega)\} < \limsup_{n\to\infty}\{X_n(\omega)\}\}$ und
$U_\infty[a,b] := \lim_{n\to\infty}\{U_n[a,b]\}$ (existiert, da $U_n[a,b]$ wachsend)
$\implies N = \cup_{a,b\in\mathbb{Q},\, a<b}\{\omega \in \Omega \mid U_\infty[a,b](\omega) = \infty\}$
$\xRightarrow{\text{Lemma 9.1}} (b-a)EU_n[a,b] \leq E(X_n - a)^- \leq |a| + E|X_n| \quad \forall n \in \mathbb{N}$
Mit der Voraussetzung und monotoner Konvergenz: $EU_\infty[a,b] < \infty$.
$\implies P(U_\infty[a,b] = \infty) = 0 \quad \implies P(N) = 0$, da N abzählbare Vereinigung von P-Nullmengen. Außerdem: $N \in \mathfrak{F}_\infty$.
Sei $\tilde{X}_\infty(\omega) := \begin{cases} \lim_{n\to\infty}\{X_n(\omega)\} & \omega \in N^C(\text{ evtl. } \tilde{X}_\infty(\omega) = \infty) \\ 0 & \omega \in N \end{cases}$

$$\begin{aligned}\implies E\left|\tilde{X}_\infty\right| &= E\left[\liminf_{n\to\infty}\{|X_n|\}\right] \\ &\overset{\text{Lem. von Fatou}}{\leq} \limsup_{n\to\infty}\{E|X_n|\} \\ &\leq \sup_{n\in\mathbb{N}}\{E|X_n|\} \\ &< \infty\end{aligned}$$

Sei $\tilde{N} := \{\omega \in \Omega \mid \tilde{X}_\infty \in \{-\infty, \infty\}\} \quad \implies P(\tilde{n}) = 0$
$folgt X_\infty := \tilde{X}_\infty \cdot \mathbf{1}_{\tilde{N}^C}$ erfüllt die Bedingung. ■

Bemerkung

(i) $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$ mit der Eigenschaft $\sup_{n\in\mathbb{N}}\{E|X_n|\} < \infty$ heißt L^1**-beschränkt**.

(ii) Bei Supermartingalen folgt die L^1-Beschränktheit aus $\sup_{n\in\mathbb{N}}\{EX_n^-\} < \infty$, also z.B. falls $X_n \geq 0$.

[1] $\mathfrak{F}_\infty = \sigma(\cup_{n\in\mathbb{N}}\mathfrak{F}_n)$

Beispiel 9.1 (Verzweigungsprozesse)
Es sei $\{Y_{nk} \,|\, n,k \in \mathbb{N}\}$ eine Familie von unabhängigen und identisch verteilten $\mathbb{N}_0$-wertigen Zufallsvariablen.

$$P_j := P(Y_{nk} = j) \quad \forall j \in \mathbb{N}_0$$

Sei (Z_n) definiert durch

$$Z_1 := 1,\ Z_{n+1} := \sum_{k=1}^{Z_n} Y_{nk} \quad \forall n \in \mathbb{N}_0 \text{ und } \mu := \sum_{k=1}^{\infty} kp_k < \infty$$

$$\mathfrak{F}_n = \sigma(\{Y_{mk} \mid k \in \mathbb{N},\ m \leq n-1\})$$

Es gilt:

$$\begin{aligned}
E\left[Z_{n+1} \,|\, \mathfrak{F}_n\right] &= E\left[\sum_{k=1}^{Z_n} Y_{nk} \,|\, \mathfrak{F}_n\right] \\
&= E\left[\sum_{l=0}^{\infty}\left(\sum_{k=1}^{l} Y_{nk}\right) \cdot \mathbf{1}_{\{Z_n=l\}} \,|\, \mathfrak{F}_n\right] \\
&= \sum_{l=0}^{\infty} \underbrace{E\left[\sum_{k=1}^{l} Y_{nk} \,|\, \mathfrak{F}_n\right]}_{=E\left[\sum_{k=1}^{l} Y_{nk}\right]} \cdot \mathbf{1}_{\{Z_n=l\}} \\
&= \sum_{l=0}^{\infty} l \cdot \mu \cdot \mathbf{1}_{\{Z_n=l\}} = \mu \cdot Z_n
\end{aligned}$$

Sei $X_n := \frac{Z_n}{\mu^n} \implies (X_k)_{k\in\mathbb{N}}$ ist ein $(\mathfrak{F}_n)_{n\in\mathbb{N}}$-Martingal.
Insbesondere gilt:

$$EZ_n = \mu^n \cdot EX_n = \mu^n EX_1 = \mu^{n-1} EZ_1 = \mu^{n-1} \quad (*)$$

$(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$ ist L^1-beschränkt, da $E|X_n| = EX_n = \frac{1}{\mu} \quad \forall n \in \mathbb{N}$.
$\overset{\text{Satz 9.1}}{\Longrightarrow} \exists X_\infty$ mit $X_n \to X_\infty$ $P-$f.s. .
Falls $\mu < 1$: $\overset{(*)}{\Longrightarrow} P(Z_n \geq \epsilon) \to 0$ $(n \to \infty)$ $\implies X_\infty \equiv 0$
Falls $\mu = 1$: X_n ganzzahlig $\implies$ Folge irgendwann konstant. Wenn $P_1 \neq 1$ $\implies$ $X_\infty \equiv 0$
Falls $\mu > 1$: X_∞ ist nicht degeneriert. $P(X_\infty = 0)$ ist Lösung von $g(z) = z$, wobei g erzeugende Funktion von Y ist.

Stichwortverzeichnis