

Richard Ohnsorge

Einführung in die Mathematik II

Numerik und Wahrscheinlichkeitstheorie

Richard Ohnsorge

Einführung in die Mathematik II

EINFÜHRUNGEN

– Naturwissenschaften –

Band 2

LIT

Richard Ohnsorge

Einführung in die Mathematik II

Numerik und Wahrscheinlichkeitstheorie

LIT

Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek

Die Deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.d-nb.de> abrufbar.

ISBN 978-3-643-11272-9

© LIT VERLAG Dr. W. Hopf Berlin 2011

Verlagskontakt:

Fresnostr. 2 D-48159 Münster

Tel. +49 (0) 2 51-620 320 Fax +49 (0) 2 51-922 60 99

e-Mail: lit@lit-verlag.de <http://www.lit-verlag.de>

Auslieferung:

Deutschland: LIT Verlag Fresnostr. 2, D-48159 Münster

Tel. +49 (0) 2 51-620 32 22, Fax +49 (0) 2 51-922 60 99, e-Mail: vertrieb@lit-verlag.de

Österreich: Medienlogistik Pichler-ÖBZ, e-Mail: mlo@medien-logistik.at

Vorwort

In der Numerik werden Interpolation, Iterationsverfahren, schnelle Fouriertransformation, Differentiation und Integration und Splines abgedeckt.

In der Wahrscheinlichkeitstheorie werden der Zentrale Grenzwertsatz, das starke und schwache Gesetz der großen Zahlen, Bedingte Erwartungswerte und Martingale und die Brownsche Bewegung behandelt. Die erforderliche Maßtheorie ist vollständig dargestellt.

Alle Beweise sind detailliert ausgeführt.

Anregende Diskussionen mit den Mathematik-HochschullehrerInnen der Universität Münster haben dieses Buch ermöglicht.

Inhaltsverzeichnis

I. Numerik	1
1. Längen	1
2. Längen linearer Abbildungen	6
3. Fehlerverstärkung	14
4. Umformungen von Matrizen	19
5. LR-Zerlegung	25
6. Das Verfahren für positiv definite Matrizen	34
7. QR-Zerlegung	38
8. Überbestimmte Gleichungssysteme	42
9. Pseudoinverse	47
10. $A = USV^T$	52
11. Minimalität der verallgemeinerten Lösung	58
12. Ein Fixpunktsatz	60
13. Wiederholtes Einsetzen	63
14. Nullstellen von nichtlinearen Gleichungen	74
15. Anpassung mit Polynomen	81
16. Anpassung mit Polynomen	92
17. Schnelle Fourier Transformation	98
18. Numerische Integration I	106
19. Numerische Integration II	117
20. Numerische Differentiation	121
21. B-Splines	124

22. Rechtsstetige stückweise polynomiale Funktionen	132
23. Die Berechnung der Ableitung	136
24. Auswertung von Splines	138
25. Anpassung mit B-Splines	139
II. Wahrscheinlichkeitstheorie auf abzählbaren Räumen	145
26. Zufallsexperimente	145
27. Unabhängigkeit	152
28. Der Produktraum	156
29. $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$	159
30. Faltung	164
31. Ein Grenzwertsatz	167
32. Erwartungswerte	172
33. Varianz	180
34. Kovarianz	186
35. Korrelationskoeffizienten	189
36. Unabhängige $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$	193
37. Das schwache Gesetz der großen Zahlen	196
38. Bedingte Wahrscheinlichkeiten	199
III. Wahrscheinlichkeitstheorie	203
39. Erwartungswerte	203
40. Varianz	206
41. Kovarianz	208

42. Das schwache Gesetz der großen Zahlen	211
43. Unabhängigkeit	213
44. 0-1-Gesetze	217
45. Übergangskerne	220
46. Unabhängige $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ und das Produktmaß	232
47. Maße mit Dichten	238
48. $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit Dichten	241
49. Faltung	247
50. Die Verteilungsfunktion	250
51. Der Zentrale Grenzwertsatz	258
52. Ein starkes Gesetz der großen Zahlen	270
53. Ein Wartezeitenprozess	285
IV. Maßtheorie	299
54. Konvexe Funktionen	299
55. L^p -Räume	313
56. Der Raum L^∞	321
57. Grenzwertbegriffe	327
58. Gleichgradige Integrierbarkeit	334
59. Maße und Dichten	346
60. Ein 0-1-Gesetz	361
V. Bedingte Erwartungswerte und Martingale	373
61. Bedingte Erwartungswerte	373

62. Martingale und Stoppzeiten	390
63. Martingal Grenzwertsätze	400
64. Rückwärtsmartingale	408
65. Ein starkes Gesetz der großen Zahlen	411
VI. Die Brownsche Bewegung	418
66. Maße auf überabzählbaren Produkträumen	418
67. Die mehrdimensionale Normalverteilung	432
68. Die Brownsche Bewegung	441
69. Konstruktion auf $[0, 1]$ als L^2-Grenzwert	445

Teil I.

Numerik

1. Längen

Definition 1.1 Sei V ein \mathbb{K} -Vektorraum. Eine **Länge** auf V ist eine Abbildung

$$\| \cdot \|: V \rightarrow [0, \infty), x \mapsto \| x \|$$

mit

- 1.) Aus $\| x \| = 0$ folgt $x = 0$
- 2.) $\forall c \in \mathbb{K} \forall x \in V : \| cx \| = |c| \| x \|$
- 3.) $\forall x, y \in V : \| x + y \| \leq \| x \| + \| y \|$

Ein Vektorraum mit einer Länge heißt **Längenraum**.
Schreibweise: $(V, \| \cdot \|)$.

Im Folgenden betrachten wir nur den \mathbb{R}^n :

Satz 1.2 Mit dem Skalarprodukt auf dem \mathbb{R}^n definiert man

$$\| \cdot \|_2: \mathbb{R}^n \rightarrow [0, \infty), x \mapsto \sqrt{\langle x, x \rangle} = \sqrt{\sum_{i=1}^n x_i^2}$$

a)

$$\begin{aligned} x = 0 &\iff \| x \|_2 = 0 \\ x = 0 &\implies \langle x, y \rangle = 0 \end{aligned}$$

b) Für $x, y \in \mathbb{R}^n$ gilt:

$$|\langle x, y \rangle| \leq \| x \|_2 \| y \|_2$$

c) Es gilt

$$|\langle x, y \rangle| = \| x \|_2 \| y \|_2 \iff x, y \text{ linear abhängig}$$

d) $\| \cdot \|_2$ ist eine Länge.

Beweis. Wegen $\sum_{i=1}^n x_i^2 \geq 0$ ist die Wurzel definiert und ≥ 0 . Damit ist die Abbildung definiert.

a) Da die Wurzel $\sqrt{\cdot}$ streng monoton steigend ist, gilt

$$\begin{aligned} x = 0 &\iff x_i = 0 \text{ für } 1 \leq i \leq n \\ &\iff x_i^2 = 0 \text{ für } 1 \leq i \leq n \\ &\iff \langle x, x \rangle = \sum_{i=1}^n x_i^2 = 0 \\ &\iff \|x\|_2 = \sqrt{\langle x, x \rangle} = 0 \end{aligned}$$

und

$$\langle x, y \rangle = \langle 0 \cdot y, y \rangle = 0 \cdot \langle y, y \rangle = 0$$

b) Für $x = 0$ oder $y = 0$ gilt

$$|\langle x, y \rangle| = 0 \leq \|x\|_2 \|y\|_2$$

und die Behauptung stimmt.

Seien $x \neq 0 \neq y$. Für alle $t > 0$ gilt

$$\begin{aligned} 0 &\leq \left\| tx \pm \frac{1}{t}y \right\|_2^2 \\ &= \left\langle tx \pm \frac{1}{t}y, tx \pm \frac{1}{t}y \right\rangle \\ &= \langle tx, tx \rangle \pm \left\langle tx, \frac{1}{t}y \right\rangle \pm \left\langle \frac{1}{t}y, tx \right\rangle + \left\langle \frac{1}{t}y, \frac{1}{t}y \right\rangle \\ &= t^2 \|x\|_2^2 + \frac{1}{t^2} \|y\|_2^2 \pm 2 \langle x, y \rangle \end{aligned}$$

Für $t^2 = \frac{\|y\|_2}{\|x\|_2}$ folgt

$$0 \leq 2 \|x\|_2 \|y\|_2 \pm 2 \langle x, y \rangle$$

und damit die Behauptung.

$$|\langle x, y \rangle| = \pm \langle x, y \rangle \leq \|x\|_2 \|y\|_2$$

c) 1. Fall: Für $x = 0$ oder $y = 0$ sind x, y linear abhängig und es gilt

$$|\langle x, y \rangle| = 0 = \|x\|_2 \cdot \|y\|_2$$

2. Fall: Seien $x \neq 0 \neq y$.

“ \Rightarrow ” Mit

$$\begin{aligned} \langle x, y \rangle &= \|x\|_2 \|y\|_2 \\ t^2 &= \frac{\|y\|_2}{\|x\|_2} \end{aligned}$$

folgt

$$\begin{aligned}\left\|tx - \frac{1}{t}y\right\|_2^2 &= t^2 \|x\|_2^2 + \frac{1}{t^2} \|y\|_2^2 - 2\langle x, y \rangle \\ &= 2 \|x\|_2 \|y\|_2 - 2 \|x\|_2 \|y\|_2 \\ &= 0\end{aligned}$$

und mit a)

$$\begin{aligned}tx - \frac{1}{t}y &= 0 \\ tx &= \frac{1}{t}y\end{aligned}$$

Also sind x und y linear abhängig.

Mit

$$\begin{aligned}\langle x, y \rangle &= - \|x\|_2 \|y\|_2 \\ t^2 &= \frac{\|y\|_2}{\|x\|_2}\end{aligned}$$

folgt

$$\begin{aligned}\left\|tx + \frac{1}{t}y\right\|_2^2 &= t^2 \|x\|_2^2 + \frac{1}{t^2} \|y\|_2^2 + 2\langle x, y \rangle \\ &= 2 \|x\|_2 \|y\|_2 - 2 \|x\|_2 \|y\|_2 \\ &= 0\end{aligned}$$

und somit

$$\begin{aligned}tx + \frac{1}{t}y &= 0 \\ tx &= -\frac{1}{t}y\end{aligned}$$

Also sind x und y linear abhängig.

“ \Leftarrow ” Seien x,y linear abhängig, d.h. $y = ax$. Dann gilt

$$\begin{aligned}|\langle x, y \rangle| &= |a| \cdot |\langle x, x \rangle| \\ &= \sqrt{a}\sqrt{a}\sqrt{\langle x, x \rangle}\sqrt{\langle x, x \rangle} \\ &= \sqrt{\langle x, x \rangle}\sqrt{\langle ax, ax \rangle} \\ &= \|x\|_2 \|y\|_2\end{aligned}$$

d) Skalarmultiplikation

$$\begin{aligned}\|cy\|_2 &= \sqrt{\langle cy, cy \rangle} = \sqrt{c\bar{c} \langle y, y \rangle} \\ &= \sqrt{|c|} \sqrt{|c|} \sqrt{\langle y, y \rangle} = |c| \|y\|_2\end{aligned}$$

Addition

$$\begin{aligned}\|x+y\|_2^2 &= \|x\|_2^2 + 2\langle x, y \rangle + \|y\|_2^2 \\ &\leq \|x\|_2^2 + 2|\langle x, y \rangle| + \|y\|_2^2 \\ &\stackrel{b)}{\leq} \|x\|_2^2 + 2\|x\|_2\|y\|_2 + \|y\|_2^2 \\ &= (\|x\|_2 + \|y\|_2)^2\end{aligned}$$

Zieht man auf beiden Seiten die Wurzel, folgt die Behauptung, da die Wurzel $\sqrt{\cdot}$ streng monoton steigend ist. ■

Satz 1.3

$$\begin{aligned}\|\cdot\|_1: \mathbb{R}^n &\rightarrow [0, \infty), x \mapsto \sum_{i=1}^n |x_i| \\ \|\cdot\|_\infty: \mathbb{R}^n &\rightarrow [0, \infty), x \mapsto \max\{|x_1|, \dots, |x_n|\}\end{aligned}$$

sind Längen im \mathbb{R}^n .

Beweis. a)

$$\begin{aligned}\|x\|_1 = 0 &\stackrel{Def}{\iff} \sum_{i=1}^n |x_i| = 0 \\ &\iff \forall 1 \leq i \leq n : |x_i| = 0 \\ &\iff \forall 1 \leq i \leq n : x_i = 0\end{aligned}$$

und

$$\|cx\|_1 = \sum_{i=1}^n |cx_i| = |c| \sum_{i=1}^n |x_i| = |c| \|x\|_1$$

Wegen

$$\begin{aligned}\|x+y\|_1 &= \sum_{i=1}^n |x_i + y_i| \leq \sum_{i=1}^n |x_i| + \sum_{i=1}^n |y_i| \\ &= \|x\|_1 + \|y\|_1\end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned}\|x\|_\infty = 0 &\stackrel{Def}{\iff} \max_{i=1}^n |x_i| = 0 \\ &\iff \forall 1 \leq i \leq n : |x_i| = 0 \\ &\iff \forall 1 \leq i \leq n : x_i = 0\end{aligned}$$

und

$$\|cx\|_\infty = \max_{i=1}^n |cx_i| = |c| \max_{i=1}^n |x_i| = |c| \|x\|_\infty$$

Wegen

$$\begin{aligned}\forall 1 \leq i \leq n : |x_i| + |y_i| &\leq \max_{i=1}^n |x_i| + \max_{i=1}^n |y_i| \\ \max_{i=1}^n (|x_i| + |y_i|) &\leq \max_{i=1}^n |x_i| + \max_{i=1}^n |y_i|\end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}\|x + y\|_\infty &= \max_{i=1}^n |x_i + y_i| \leq \max_{i=1}^n (|x_i| + |y_i|) \\ &\leq \max_{i=1}^n |x_i| + \max_{i=1}^n |y_i| \\ &= \|x\|_\infty + \|y\|_\infty\end{aligned}$$

■

2. Längen linearer Abbildungen

Seien U, V endlich-dimensionale Längenräume.

Definition 2.1

$$B(U, V) := \{T : U \rightarrow V \text{ linear}\}$$

wird ein Längenraum durch

$$\|\cdot\|_{U, V} : B(U, V) \rightarrow \mathbb{R}, T \mapsto \|T\| := \sup_{u \in U \setminus \{0\}} \frac{\|Tu\|_V}{\|u\|_U} = \sup_{\|u\|=1} \|Tu\|_V$$

Beweis. Da sich $\frac{1}{\|u\|}$ an Länge und T linear vorbeziehen läßt, gilt

$$\begin{aligned} \sup_{u \in U \setminus \{0\}} \frac{\|Tu\|_V}{\|u\|_U} &= \sup_{u \in U \setminus \{0\}} \left\| T \frac{u}{\|u\|} \right\| \\ &= \sup_{\|u\|=1} \|Tu\|_V \end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned} \forall x, \|x\|_2 = 1 : \|Ax + Bx\| &\leq \|Ax\| + \|Bx\| \\ &\leq \sup_{\|x\|=1} \|Ax\| + \sup_{\|x\|=1} \|Bx\| \\ \sup_{\|x\|=1} \|Ax + Bx\| &\leq \sup_{\|x\|=1} \|Ax\| + \sup_{\|x\|=1} \|Bx\| \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} \|A\| &= \sup_{\|x\|=1} \|Ax\| \geq 0 \\ \|cA\| &= \sup_{\|x\|=1} \|cAx\| = \sup_{\|x\|=1} |c| \|Ax\| \\ &= |c| \sup_{\|x\|=1} \|Ax\| = |c| \|A\| \\ \|A + B\| &= \sup_{\|x\|=1} \|Ax + Bx\| \\ &\stackrel{\text{s.o.}}{\leq} \sup_{\|x\|=1} \|Ax\| + \sup_{\|x\|=1} \|Bx\| \\ &= \|A\| + \|B\| \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} \|A\| = 0 &\iff \sup_{\|x\|=1} \|Ax\| = 0 \\ &\iff \forall x : \|Ax\| = 0 \\ &\iff \forall x : Ax = 0 \\ &\iff A \equiv 0 \end{aligned}$$

■

Beispiel 2.2 *Obige Länge wurde aus den Längen auf U und V konstruiert. Man kann Längen aber auch direkt konstruieren.*

$$\|\cdot\|: \mathbb{K}^{n \times n} \rightarrow \mathbb{R}, A \mapsto \sup_{1 \leq i, j \leq n} |a_{ij}|$$

ist eine Länge.

Beweis. Wegen

$$\begin{aligned} \forall 1 \leq i, j \leq n: |a_{ij} + b_{ij}| &\leq |a_{ij}| + |b_{ij}| \\ &\leq \sup_{1 \leq i, j \leq n} |a_{ij}| + \sup_{1 \leq i, j \leq n} |b_{ij}| \\ \sup_{1 \leq i, j \leq n} (|a_{ij} + b_{ij}|) &\leq \sup_{1 \leq i, j \leq n} |a_{ij}| + \sup_{1 \leq i, j \leq n} |b_{ij}| \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} \|cA\| &= \sup_{1 \leq i, j \leq n} |ca_{ij}| = |c| \sup_{1 \leq i, j \leq n} |a_{ij}| = |c| \|A\| \\ \|A + B\| &= \sup_{1 \leq i, j \leq n} |a_{ij} + b_{ij}| \\ &\leq \sup_{1 \leq i, j \leq n} |a_{ij}| + \sup_{1 \leq i, j \leq n} |b_{ij}| \\ &= \|A\| + \|B\| \\ \|A\| = 0 &\iff \forall i, j: |a_{ij}| = 0 \\ &\iff A \equiv 0 \end{aligned}$$

■

Bemerkung 2.3 $\|T\|_{U, V}$ gibt an, wie stark T die Länge eines Vektors höchstens vergrößert.

Satz 2.4 *Es gilt*

- a) $\forall u \in U: \|Tu\| \leq \|T\| \cdot \|u\|_U$
- b) $\|id\| = 1$
- c) $\|AB\| \leq \|A\| \|B\|$
- d) $\|T\| = \inf \left\{ L > 0: \sup_{\|u\|=1} \|Tu\| \leq L \right\}$

Beweis. a) 1. Fall: Sei $u \neq 0$. Aus

$$\frac{\|Tu\|}{\|u\|} \leq \sup_{\|u\|=1} \frac{\|Tu\|}{\|u\|} = \|T\|$$

folgt

$$\|Tu\| \leq \|T\| \|u\|$$

2. Fall: Sei $u = 0$. Dann gilt

$$\|Tu\| = 0 = \|u\|$$

b)

$$\sup_{\|u\|=1} \frac{\|\text{id } u\|}{\|u\|} = \sup_{\|u\|=1} \frac{\|u\|}{\|u\|} = \sup_{\|u\|=1} 1 = 1$$

c)

$$\sup_{\|u\|=1} \frac{\|ABu\|}{\|u\|} \stackrel{a)}{\leq} \sup_{\|u\|=1} \frac{\|A\| \|Bu\|}{\|u\|} = \|A\| \|B\|$$

d) Wegen

$$\sup_{\|u\|=1} \|Tu\| \leq \|T\|$$

gilt

$$\inf \left\{ L > 0 : \sup_{\|u\|=1} \|Tu\| \leq L \right\} \leq \|T\|$$

Wegen

$$\sup_{\|u\|=1} \|Tu\| \geq \|T\|$$

gilt

$$\inf \left\{ L > 0 : \sup_{\|u\|=1} \|Tu\| \leq L \right\} \geq \|T\|$$

■

Satz 2.5

$$\|A\|_{\infty} = \max_i \sum_{k=1}^n |a_{ik}| \quad (\text{die maximale Zeilensumme})$$

$$\|A\|_1 = \max_k \sum_{i=1}^n |a_{ik}| \quad (\text{die maximale Spaltensumme})$$

Merkregel: Ein Buch hat eine Spalte und unendlich viele Zeilen.

Beweis. a) Sei $\|x\|_\infty = 1$ und $A \neq 0$.

$$\begin{aligned} \|Ax\|_\infty &= \max_i \left| \sum_{k=1}^n a_{ik} x_k \right| \\ &\leq \max_i \sum_{k=1}^n |a_{ik}| \cdot \underbrace{|x_k|}_{\leq \|x\|_\infty = 1} \\ &\leq \max_i \sum_{k=1}^n |a_{ik}| \end{aligned}$$

Das Maximum werde für $i = j$ angenommen.

Für $A \neq 0$ ist dann ein $a_{jk} \neq 0$. Für y mit

$$y_k := \begin{cases} \frac{\bar{a}_{j,k}}{|a_{j,k}|} & \text{für } a_{j,k} \neq 0 \\ 0 & \text{für } a_{j,k} = 0 \end{cases}$$

gilt

$$\begin{aligned} \|y\|_\infty &= \max_{k=1}^n |y_k| = 1 \\ a_{j,k} y_k &= a_{j,k} \frac{\bar{a}_{j,k}}{|a_{j,k}|} = |a_{j,k}| \text{ für } a_{j,k} \neq 0 \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} \|Ay\|_\infty &= \max_i \left| \sum_{k=1}^n a_{i,k} y_k \right| \stackrel{\text{max}}{=} \left| \sum_{k=1}^n a_{j,k} y_k \right| \\ &= \sum_{k=1}^n |a_{j,k}| \end{aligned}$$

b) Sei $\sum_{k=1}^n |x_k| = 1$. Dann gilt

$$\begin{aligned}
 \|Ax\|_1 &\stackrel{Def}{=} \sum_{i=1}^n \left| \sum_{k=1}^n a_{ik} x_k \right| \\
 &\leq \sum_{k=1}^n \left(|x_k| \sum_{i=1}^n |a_{ik}| \right) \\
 &\leq \left(\sum_{k=1}^n |x_k| \right) \left(\max_k \sum_{i=1}^n |a_{ik}| \right) \\
 &= \underbrace{\|x\|_1}_{=1} \cdot \max_k \sum_{i=1}^n |a_{ik}| \\
 &= \max_k \sum_{i=1}^n |a_{ik}|
 \end{aligned}$$

Sei j die Spalte, in der das Maximum angenommen wird. Setze

$$\begin{aligned}
 N &:= \#\{i : a_{ij} \neq 0\} \\
 y_j &:= \frac{1}{N} \begin{cases} \frac{\overline{a_{ij}}}{|a_{ij}|} & \text{für } a_{ij} \neq 0 \\ 0 & \text{für } a_{ij} = 0 \end{cases}
 \end{aligned}$$

Dann gilt

$$\begin{aligned}
 \|y\|_1 &= \sum_{i=1}^N \frac{1}{N} \left| \frac{\overline{a_{ij}}}{|a_{ij}|} \right| = 1 \\
 a_{ij} y_j &= \frac{a_{ij}}{N} \frac{\overline{a_{ij}}}{|a_{ij}|} = |a_{ij}| |y_j| \quad \text{für } a_{ij} \neq 0
 \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}
 \max_k \sum_{i=1}^n |a_{ik}| &\stackrel{=}{=} \max \sum_{i=1}^n |a_{ij}| \\
 &= \underbrace{\left(\sum_{j=1}^n |y_j| \right)}_{=1} \left(\sum_{i=1}^n |a_{ij}| \right) \\
 &= \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n \underbrace{|a_{ij} y_j|}_{\geq 0} \\
 &= \sum_{j=1}^n \left| \sum_{i=1}^n a_{ij} y_j \right| \\
 &= \|Ay\|_1
 \end{aligned}$$

■

Satz 2.6 Ist T umkehrbar, so erhält man eine neue Länge durch

$$\|x\|_T := \|Tx\|$$

Für diese gilt

$$\|A\|_T = \|TAT^{-1}\|$$

Beweis. a)

$$\begin{aligned}
 \|x\|_T = 0 &\iff \|Tx\| = 0 \iff Tx = 0 \\
 &\stackrel{T \text{ umkehrbar}}{\iff} x = 0 \\
 \|x\|_T &= \|Tx\| \geq 0 \\
 \|x+y\|_T &= \|T(x+y)\| \\
 &\stackrel{T \text{ linear}}{=} \|Tx + Ty\| \\
 &\leq \|Tx\| + \|Ty\| \\
 &= \|x\|_T + \|y\|_T \\
 \|cx\|_T &= \|T(cx)\| \\
 &\stackrel{T \text{ linear}}{=} |c| \|Tx\| = |c| \|x\|_T
 \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned}\|A\|_T &= \sup_{x \neq 0} \frac{\|Ax\|_T}{\|x\|_T} \\ &= \sup_{x \neq 0} \frac{\|TAx\|_\infty}{\|Tx\|} \\ &\stackrel{T \text{ umkehrbar}}{=} \sup_{y \neq 0} \frac{\|TAT^{-1}y\|}{\|T^{-1}y\|} \\ &= \sup_{y \neq 0} \frac{\|TAT^{-1}y\|}{\|y\|} \\ &= \|TAT^{-1}\|\end{aligned}$$

■

Satz 2.7 Für $U = V = (\mathbb{R}^n, \|\cdot\|_2)$ gilt

$$\|A\| = \sqrt{c_{\max}(A^*A)}$$

wobei $c_{\max}(A^*A)$ der maximale Eigenwert der Matrix A^*A ist.

Beweis. Wegen

$$(A^T A)^T = A^T (A^T)^T = A^T A$$

gibt es eine senkrechte Basis u_1, \dots, u_n mit Länge 1 aus Eigenvektoren mit Eigenwerten $c_i \geq 0$.

Ein beliebiges x mit $\|x\|_2 = 1$ läßt sich in der senkrechten Basis mit Länge 1 darstellen als

$$x = \sum_{i=1}^n b_i u_i$$

mit

$$\begin{aligned}1 = \|x\|_2^2 &= \left\langle \sum_{i=1}^n b_i u_i, \sum_{j=1}^n b_j u_j \right\rangle \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n b_i b_j \langle u_i, u_j \rangle \\ &= \sum_{i=1}^n b_i^2\end{aligned}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned}\|Ax\|_2^2 &= \left\langle A \sum_{i=1}^n b_i u_i, A \sum_{j=1}^n b_j u_j \right\rangle \\ &= \sum_{i,j=1}^n b_i b_j \langle A^T A u_i, u_j \rangle \\ &= \sum_{i,j=1}^n b_i b_j c_i \langle u_i, u_j \rangle \\ &= \sum_{i=1}^n b_i^2 c_i \leq c_{\max} \underbrace{\sum_{i=1}^n b_i^2}_{=1} \\ &= c_{\max}\end{aligned}$$

Somit

$$\|A\| \leq \sqrt{c_{\max}}$$

Für den größten Eigenwert c_j zum Eigenvektor u_j mit $\|u_j\| = 1$ gilt

$$\begin{aligned}\|A\|^2 &\geq \|Au_j\|_2^2 = \langle Au_j, Au_j \rangle \\ &= c_j^2 \langle u_j, u_j \rangle = c_j^2\end{aligned}$$

und somit auch

$$\|A\| \geq \sqrt{c_{\max}}$$

■

3. Fehlerverstärkung

Definition 3.1 Seien $f, g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$.

a) Es gilt $g(t) = O(h(t)) \iff$

$$\exists C > 0 \exists \delta > 0 \forall |t| < \delta : \|g(t)\| \leq C|h(t)|$$

b) Es gilt $g(t) = o(h(t)) \iff$

$$\exists \delta > 0 \exists c : (-\delta, \delta) \rightarrow \mathbb{R} \forall |t| < \delta : \begin{cases} 1.) & \|g(t)\| \leq |c(t)||h(t)| \\ 2.) & \lim_{t \rightarrow 0} c(t) = 0 \end{cases}$$

Ein Anfangsfehler Δx in den Daten soll sich nach Möglichkeit nicht zu sehr verstärken.

Definition 3.2 Sei $f : U \subset \mathbb{R}^m \rightarrow \mathbb{R}$ differenzierbar und $x_0 \in U$. Der Wert $f(x_0)$ soll berechnet werden. Für den relativen Fehler gilt in erster Näherung

$$\frac{\Delta f(x_0)}{f(x_0)} = \sum_{j=1}^m k_j \frac{\Delta x_j}{x_j}$$

mit

$$k_j := \frac{\partial f}{\partial x_j}(x_0) \frac{x_j}{f(x_0)}$$

k_j beschreibt, wie stark sich der relative Fehler in den Eingangsdaten durch die Rechnung verstärkt.

Beweis. Nach Definition der Differenzierbarkeit gilt

$$\begin{aligned} f(x_0 + \Delta x) &= f(x_0) + Df(x_0)\Delta x + r(x) \\ &= f(x_0) + \sum_{j=1}^m \frac{\partial f}{\partial x_j}(x_0)\Delta x_j + r(x) \end{aligned}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} \frac{\Delta f(x_0)}{f(x_0)} &= \frac{f(x_0 + \Delta x) - f(x_0)}{f(x_0)} \\ &\approx \frac{1}{f(x_0)} \sum_{j=1}^m \frac{\partial f}{\partial x_j}(x_0)\Delta x_j \end{aligned}$$

■

Satz 3.3 a) Für Multiplikation, Division und für die Addition von Zahlen gleichen Vorzeichens gilt

$$|k_j| \leq 1$$

b) Für die Subtraktion von Zahlen gleichen Vorzeichens kann $|k_j|$ sehr groß werden.

Beweis. a) Für $f(x_1, x_2) = x_1 x_2$ ergibt sich

$$k_1 = \frac{\partial f}{\partial x_1} \frac{x_1}{f(x)} = \frac{x_1 x_2}{x_1 x_2} = 1$$

Für $f(x_1, x_2) = \frac{x_1}{x_2}$ ergibt sich

$$\begin{aligned} k_1 &= \frac{\partial f}{\partial x_1} \frac{x_1}{f(x)} = \frac{1}{x_2} \frac{x_1}{x_1/x_2} = 1 \\ k_2 &= \frac{\partial f}{\partial x_2} \frac{x_2}{f(x)} = \frac{-x_1}{x_2^2} \frac{x_2}{x_1/x_2} = -1 \end{aligned}$$

Für $f(x_1, x_2) = x_1 + x_2$ ergibt sich

$$|k_1| = \left| \frac{\partial f}{\partial x_1} \frac{x_1}{f(x)} \right| = \left| \frac{x_1}{x_1 + x_2} \right| \leq 1$$

b) Für $f(x_1, x_2) = x_1 - x_2$ ergibt sich

$$k_1 = \frac{\partial f}{\partial x_1} \frac{x_1}{f(x)} = \frac{x_1}{x_1 - x_2}$$

Das kann sehr groß werden für $x_1 - x_2 \approx 0$. ■

Definition 3.4 Sei $f(x_0)$ zu berechnen in $B(x_0, \delta)$.

Definiere die kleinsten oberen absoluten und relativen Schranken.

$$\begin{aligned} L_{abs}(\delta) &:= \inf \{ L > 0 : \forall x \in B(x_0, \delta) : \| f(x) - f(x_0) \| \leq L \| x - x_0 \| \} \\ L_{rel}(\delta) &:= \inf \left\{ L > 0 : \forall x \in B(x_0, \delta) : \frac{\| f(x) - f(x_0) \|}{\| f(x_0) \|} \leq L \frac{\| x - x_0 \|}{\| x_0 \|} \right\} \\ K_{abs} &:= \lim_{\delta \rightarrow 0} L_{abs}(\delta) \\ K_{rel} &:= \lim_{\delta \rightarrow 0} L_{rel}(\delta) \end{aligned}$$

Satz 3.5 Ist f differenzierbar, so gilt

$$K_{rel} \leq \| f'(x_0) \| \frac{\| x_0 \|}{\| f(x_0) \|}$$

Beweis. Wegen

$$\begin{aligned} f(x) &= f(x_0) + (x - x_0)f'(x_0) + r(x) \\ 0 &= \lim_{x \rightarrow x_0} \frac{r(x)}{x - x_0} \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}
& \lim_{x \rightarrow x_0} \frac{\|f(x) - f(x_0)\| \|x_0\|}{\|f(x_0)\| \|x - x_0\|} \\
= & \lim_{x \rightarrow x_0} \frac{\|f'(x_0)(x - x_0) + r(x)\| \|x_0\|}{\|f(x_0)\| \|x - x_0\|} \\
\leq & \lim_{x \rightarrow x_0} \frac{\|f'(x_0)\| \|x_0\|}{\|f(x_0)\|} + \underbrace{\lim_{x \rightarrow x_0} \frac{\|r(x)\| \|x_0\|}{\|x - x_0\| \|f(x_0)\|}}_{=0} \\
= & \frac{\|f'(x_0)\| \|x_0\|}{\|f(x_0)\|}
\end{aligned}$$

ergibt sich

$$K_{rel} \leq \frac{\|f'(x_0)\| \|x_0\|}{\|f(x_0)\|}$$

■

Definition 3.6 Sei A umkehrbar und $Ax = b$ zu lösen, d.h.

$$x = A^{-1}b$$

Dann gilt

$$\begin{aligned}
K_{abs} &= \|A^{-1}\| \\
K_{rel} &\leq \|A^{-1}\| \|A\|
\end{aligned}$$

Die **Kondition** einer Matrix wird deshalb definiert als

$$Kond(A) := \|A^{-1}\| \|A\|$$

Beweis. a) Setze $f(y) = A^{-1}y$. Da sich $\frac{1}{\|y - y_0\|}$ an der Länge und an dem linearen A^{-1} vorbeiziehen läßt, gilt

$$\begin{aligned}
& \inf \left\{ L > 0 : \sup_{y \in B(y_0, \delta)} \frac{\|A^{-1}(y - y_0)\|}{\|y - y_0\|} \leq L \right\} \\
= & \inf \left\{ L > 0 : \sup_{\|y\|=1} \|A^{-1}y\| \leq L \right\} \\
= & \|A^{-1}\|
\end{aligned}$$

b) Mit $f(y) = A^{-1}y$ gilt

$$f'(y) = A^{-1}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} K_{rel} &\leq \|f'(y)\| \frac{\|y\|}{\|f(y)\|} \\ &= \|A^{-1}\| \frac{\|Ax\|}{\|x\|} \\ &\leq \|A^{-1}\| \|A\| \end{aligned}$$

■

Wenn die Matrix A und der Vektor b einen Fehler haben, wie groß ist dann höchstens der Fehler der Lösung?

Satz 3.7 Seien $A, \Delta A \in M(n \times n, \mathbb{C})$ und A umkehrbar mit

$$\|A^{-1}\| \|\Delta A\| < 1$$

a) $A + \Delta A$ ist umkehrbar und es gilt

$$\|(A + \Delta A)^{-1}\| \leq \frac{\|A^{-1}\|}{1 - \|A^{-1}\| \|\Delta A\|}$$

b) Seien $b, \Delta b \in \mathbb{C}^n, b \neq 0$ und $x, x + \Delta x$ die Lösungen von

$$\begin{aligned} (A + \Delta A)(x + \Delta x) &= b + \Delta b \\ Ax &= b \end{aligned}$$

Dann gilt

$$\frac{\|\Delta x\|}{\|x\|} \leq \frac{\text{Kond}(A)}{1 - \text{Kond}(A) \frac{\|\Delta A\|}{\|A\|}} \left\{ \frac{\|\Delta A\|}{\|A\|} + \frac{\|\Delta b\|}{\|b\|} \right\}$$

Beweis. a) Für $y \neq 0$ ist

$$\begin{aligned} \|(I + A^{-1}\Delta A)y\| &\geq \|y\| - \|A^{-1}\Delta Ay\| \\ &\geq \|y\| (1 - \|A^{-1}\| \|\Delta A\|) \\ &> 0 \end{aligned}$$

Somit ist

$$I + A^{-1}\Delta A : \mathbb{K}^n \rightarrow \mathbb{K}^n$$

eins zu eins und daher umkehrbar und

$$\begin{aligned} \|x\| &= \|(I + A^{-1}\Delta A)(I + A^{-1}\Delta A)^{-1}x\| \\ &\geq \|(I + A^{-1}\Delta A)^{-1}x\| (1 - \|A^{-1}\| \|\Delta A\|) \\ \|(I + A^{-1}\Delta A)^{-1}x\| &\leq \frac{\|x\|}{1 - \|A^{-1}\| \|\Delta A\|} \\ \|(I + A^{-1}\Delta A)^{-1}\| &\stackrel{\text{sup}}{\leq} \frac{1}{1 - \|A^{-1}\| \|\Delta A\|} \end{aligned}$$

Auch

$$A + \Delta A = A(I + A^{-1}\Delta A)$$

ist umkehrbar mit

$$(A + \Delta A)^{-1} = (I + A^{-1}\Delta A)^{-1}A^{-1}$$

und es ergibt sich

$$\begin{aligned} \|(A + \Delta A)^{-1}\| &= \|(I + A^{-1}\Delta A)^{-1}A^{-1}\| \\ &\leq \|(I + A^{-1}\Delta A)^{-1}\| \|A^{-1}\| \\ &\leq \frac{\|A^{-1}\|}{1 - \|A^{-1}\| \|\Delta A\|} \end{aligned}$$

b) Zieht man

$$\begin{aligned} (A + \Delta A)(x + \Delta x) &= b + \Delta b \\ Ax &= b \end{aligned}$$

voneinander ab, so erhält man

$$\begin{aligned} Ax + A\Delta x + \Delta Ax + (\Delta A)\Delta x - Ax &= b + \Delta b - b \\ (A + \Delta A)\Delta x &= \Delta b - \Delta Ax \end{aligned}$$

d.h.

$$\Delta x = (A + \Delta A)^{-1}(\Delta b - \Delta Ax)$$

Es folgt für $x \neq 0$

$$\begin{aligned} \frac{\|\Delta x\|}{\|x\|} &\leq \frac{\|(A + \Delta A)^{-1}\| \|\Delta b - \Delta Ax\|}{\|x\|} \\ &\leq \frac{\|A^{-1}\|}{1 - \|A^{-1}\| \|\Delta A\|} \left(\frac{\|\Delta b\|}{\|x\|} + \|\Delta A\| \right) \\ &= \frac{\text{Kond}(A)}{1 - \text{Kond}(A) \frac{\|\Delta A\|}{\|A\|}} \left(\frac{\|\Delta b\|}{\|A\| \|x\|} + \frac{\|\Delta A\|}{\|A\|} \right) \\ &\stackrel{\|b\|=\|Ax\| \leq \|A\| \|x\|}{\leq} \frac{\text{Kond}(A)}{1 - \text{Kond}(A) \frac{\|\Delta A\|}{\|A\|}} \left(\frac{\|\Delta b\|}{\|b\|} + \frac{\|\Delta A\|}{\|A\|} \right) \end{aligned}$$

■

4. Umformungen von Matrizen

Definition 4.1 Sei

$$P_{ik} = \begin{pmatrix} 1 & & & & & \\ & \ddots & & & & \\ & & 0 & \cdots & 1 & \\ & & \vdots & & \vdots & \\ & & 1 & \cdots & 0 & \\ & & & & & \ddots & \\ & & & & & & 1 \end{pmatrix}$$

d.h. i -te und k -te Spalte der Einheitsmatrix wurden vertauscht.

Satz 4.2 a) $P_{ik} = \overline{P_{ik}}^T$ und $P_{ik}^2 = 1$ und daher $P_{ik} = P_{ik}^{-1}$
 b) $P_{ik}A$ ist die Matrix A nach Vertauschen der i -ten und k -ten Zeile
 c) AP_{ik} ist die Matrix A nach Vertauschen der i -ten und k -ten Spalte

Beweis. a) Mit $i \neq j \neq k$ gilt

$$\begin{aligned} P_{ij}P_{ij}(e_i) &= P_{ij}(e_j) = e_i \\ P_{ij}P_{ij}(e_j) &= P_{ij}(e_i) = e_j \\ P_{ij}P_{ij}(e_k) &= P_{ij}(e_k) = e_k \end{aligned}$$

und somit

$$\begin{aligned} P_{ij}P_{ij} &= 1 \\ P_{ij} &= P_{ij}^{-1} \end{aligned}$$

b) Sei $i < j$.

$$P_{ij}a_l = \begin{pmatrix} 1 & & & & & \\ & \ddots & & & & \\ & & 0 & \cdots & 1 & \\ & & \vdots & & \vdots & \\ & & 1 & \cdots & 0 & \\ & & & & & \ddots & \\ & & & & & & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{l,1} \\ \vdots \\ a_{l,i} \\ \vdots \\ a_{l,j} \\ \vdots \\ a_{l,n} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{l,1} \\ \vdots \\ a_{l,j} \\ \vdots \\ a_{l,i} \\ \vdots \\ a_{l,n} \end{pmatrix}$$

c) $P_{ik}^T A^T = P_{ik} A^T$ vertauscht i -te und k -te Zeile von A^T .

$$AP_{ik} = (P_{ik}^T A^T)^T = (P_{ik} A^T)^T$$

vertauscht i -te und k -te Spalte von A . ■

Definition 4.3 Sei A gegeben und L_i die Einheitsmatrix, wobei in der i -ten Spalte unterhalb der 1 die Nullen abgeändert wurden zu

$$\forall i + 1 \leq j \leq n : l_{ji}$$

d.h.

$$L_i = \begin{pmatrix} 1 & & & & & & 0 \\ & \ddots & & & & & \\ & & 1 & & & & \\ & & l_{i+1,i} & 1 & & & \\ & & \vdots & & \ddots & & \\ 0 & & l_{n,i} & & & & 1 \end{pmatrix}$$

Satz 4.4 Sei $B = L_i A$. Für $1 \leq j \leq n$ seien a_j, b_j die Zeilen von A und B . L_i verändert nur die Zeilen $j \geq i + 1$. Es addiert das l_{ji} -fache der i -ten Zeile zur j -ten Zeile:

$$\begin{aligned} \forall 1 \leq j \leq i : b_j &= a_j \\ \forall i + 1 \leq j \leq n : b_j &= a_j + l_{ji} a_i \end{aligned}$$

Beweis.

$$L_i a_k = \begin{pmatrix} \sum_{j=1}^n l_{1j} a_{jk} \\ \vdots \\ \sum_{j=1}^n l_{nj} a_{jk} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{1k} \\ \vdots \\ a_{ik} \\ l_{i+1,i} a_{ik} + a_{i+1,k} \\ \vdots \\ l_{n,i} a_{ik} + a_{n,k} \end{pmatrix}$$

■

Satz 4.5 Es gilt

$$L_i^{-1} = 2E_n - L_i$$

d.h. L_i^{-1} hat statt der Einträge l_{ji} die Einträge $-l_{ji}$.

Beweis. Für $k \neq i$ gilt

$$\begin{aligned} (2 \cdot E_n - L_i) L_i(e_k) &= (2 \cdot E_n - L_i)(e_k) \\ &= 2e_k - e_k = e_k \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}
 & (2 \cdot E_n - L_i)L_i(e_i) \\
 = & (2 \cdot E_n - L_i) \begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 1 \\ l_{i+1,i} \\ \vdots \\ l_{n,i} \end{pmatrix} \\
 = & 2 \begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 1 \\ l_{i+1,i} \\ \vdots \\ l_{n,i} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 1 \\ l_{i+1,i} + l_{i+1,i} \cdot 1 \\ \vdots \\ l_{n,i} + l_{n,i} \cdot 1 \end{pmatrix} \\
 = & e_i
 \end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned}
 (2 \cdot E_n - L_i)L_i &= 2L_i - L_i^2 \\
 &= L_i(2 \cdot E_n - L_i)
 \end{aligned}$$

folgt

$$L_i^{-1} = 2 \cdot E_n - L_i$$

■

Satz 4.6 a) Das Produkt von linken unteren Dreiecksmatrizen ist eine linke untere Dreiecksmatrix.

b) Das Produkt von linken unteren Dreiecksmatrizen mit Diagonaleinträgen 1 ist eine linke untere Dreiecksmatrix mit Diagonaleinträgen 1.

c) Das Produkt von rechten oberen Dreiecksmatrizen ist eine rechte obere Dreiecksmatrix.

Beweis. a) Seien $i < j$ und L, M linke untere Dreiecksmatrizen.

$$\begin{aligned}
 (LM)_{ij} &= \sum_{k=1}^n l_{ik} m_{kj} \\
 &= \sum_{k=1}^{j-1} l_{ik} \underbrace{m_{kj}}_{=0, \text{ für } k < j} + \sum_{k=j}^n \underbrace{l_{ik}}_{=0 \text{ für } k \geq j > i} m_{kj} \\
 &= 0
 \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned}
 (LM)_{ii} &= \sum_{k=1}^{i-1} l_{ik} \underbrace{m_{ki}}_{=0 \text{ für } k < i} + \underbrace{l_{ii}}_{=1} \underbrace{m_{ii}}_{=1} + \sum_{k=i+1}^n \underbrace{l_{ik}}_{=0 \text{ für } k > i} m_{ki} \\
 &= 1
 \end{aligned}$$

c) Seien R,S rechte obere Dreiecksmatrizen.

Dann sind R^T, S^T linke untere Dreiecksmatrizen.

Nach a) ist $S^T R^T$ ebenfalls eine linke untere Dreiecksmatrix.

Damit ist

$$RS = (S^T R^T)^T$$

eine rechte obere Dreiecksmatrix. ■

Satz 4.7 a) Eine linke untere Dreiecksmatrix ist umkehrbar \iff

$$\forall 1 \leq i \leq n : l_{ii} \neq 0$$

Dann ist L^{-1} wieder eine linke untere Dreiecksmatrix

Hat L die Diagonalelemente 1, so hat L^{-1} die Diagonalelemente 1.

b) Eine rechte obere Dreiecksmatrix ist umkehrbar \iff

$$\forall 1 \leq i \leq n : r_{ii} \neq 0$$

Dann ist R^{-1} wieder eine rechte obere Dreiecksmatrix

Beweis. a)

$$\begin{aligned}
 L \text{ ist umkehrbar} &\iff \det L \neq 0 \\
 &\iff \prod_{i=1}^n l_{ii} \neq 0 \\
 &\iff \forall 1 \leq i \leq n : l_{ii} \neq 0
 \end{aligned}$$

Sei $M = L^{-1}$. Annahme: $\exists i < j$ mit $m_{ij} \neq 0$.

Wähle das größte solche j in der i-ten Zeile. Dann gilt

$$\begin{aligned}
 (ML)_{ij} &= \sum_{k=1}^n m_{ik} l_{kj} \\
 &= \sum_{k=1}^{j-1} m_{ik} \underbrace{l_{kj}}_{=0} + \underbrace{m_{ij}}_{\neq 0} \underbrace{l_{jj}}_{\neq 0} + \sum_{k=j+1}^n \underbrace{m_{ik}}_{=0, \text{ da größtes}} l_{kj} \\
 &\neq 0
 \end{aligned}$$

im Widerspruch zu

$$ML = L^{-1}L = 1_n$$

$$(ML)_{ij} = 0$$

und

$$1 = 1_{jj} = (L^{-1}L)_{jj}$$

$$= \sum_{k=1}^{j-1} m_{jk} \underbrace{l_{kj}}_{=0 \text{ da } k < j} + m_{jj} \underbrace{l_{jj}}_{=1} + \sum_{k=j+1}^n \underbrace{m_{jk}}_{=0 \text{ da } k > j} l_{kj}$$

$$= m_{jj}$$

b) R^T ist linke untere Dreiecksmatrix. Mit a) gilt

$$R \text{ ist umkehrbar}$$

$$\iff R^T \text{ ist umkehrbar}$$

$$\stackrel{a)}{\iff} \forall 1 \leq i \leq n : r_{ii} \neq 0$$

und $(R^T)^{-1}$ ist linke untere Dreiecksmatrix. Wegen

$$R^T(R^T)^{-1} = 1 = (RR^{-1})^T = (R^{-1})^T R^T$$

gilt

$$(R^T)^{-1} = (R^{-1})^T$$

und R^{-1} ist rechte obere Dreiecksmatrix. ■

Satz 4.8 Für $i < k$ gilt

$$L_i L_k = \begin{pmatrix} 1 & & & & & & & & \\ & \ddots & & & & & & & \\ & & 1 & & & & & & \\ & & & l_{i+1,i} & \ddots & & & & \\ & & \vdots & & & 1 & & & \\ & & \vdots & & & & l_{k+1,k} & \ddots & \\ & & \vdots & & & & \vdots & & \ddots \\ & & l_{n,i} & & & l_{n,k} & & & \ddots & & 1 \end{pmatrix}$$

Beweis. L_i addiert das l_{ji} -fache der i -ten Zeile zur j -ten. Die i -te Zeile von L_k ist

$$a_i = (0, \dots, 0, \underbrace{1}_{i\text{-te Stelle}}, 0, \dots, 0)$$

Damit folgt

$$\begin{aligned} b_j &= a_j \text{ für } 1 \leq j \leq i \\ b_j &= a_j + l_{ji} a_i \text{ für } i + 1 \leq j \leq n \\ &= a_j + (0, \dots, 0, \underbrace{l_{ji} \cdot 1}_{i\text{-te Stelle}}, 0, \dots, 0) \end{aligned}$$

■

5. LR-Zerlegung

Für $A \in M(n \times n, \mathbb{R})$ soll $Ax = b$ gelöst werden.

Satz 5.1 *Es sind gleichwertig:*

a) *Das Gleichungssystem hat genau eine Lösung:*

$$\exists! x \in \mathbb{R}^n : Ax = b$$

b) *A ist umkehrbar.*

c) *A ist eins zu eins.*

d) $Ax = 0 \iff x = 0$

e) *Die Determinante ist ungleich Null: $\det A \neq 0$*

f) *0 ist kein Eigenwert von A*

g) *Es gibt ein $B \in M(n \times n, \mathbb{R})$: $AB = 1_n = BA$*

Beweis. Das haben wir in der Einführung gezeigt. ■

Das LR-Verfahren

Sei $\tilde{A}x = b$. Betrachte im Folgenden die Matrix $A = (\tilde{A}, b)$

Bearbeite in jedem Schritt eine Spalte der Matrix A.

1. Spalte: Sind alle Einträge in der ersten Spalte Null, so gehe zur zweiten Spalte.

Ist ein $a_{j1} \neq 0$, so suche das $1 \leq j \leq n$, sodaß $|a_{j1}|$ maximal ist.

Vertausche die erste und j-te Zeile mit der Matrix P_{1j}

$$A' := P_{1j}A$$

und ziehe mit L_1 von allen Zeilen $2 \leq j \leq n$ das

$$l_{j1} = -\frac{a'_{j1}}{a'_{11}}$$

-fache der 1. Zeile ab. Dadurch werden alle Einträge in der ersten Spalte Null, außer a'_{11} .

$$A'' := L_1 P_{1j} A = \begin{pmatrix} * & * \\ 0 & * \\ \vdots & \vdots \end{pmatrix}$$

k-te Spalte:

In den ersten Spalten $1, \dots, k-1$ von $A^{(k-1)}$ ist unterhalb der Diagonalen schon alles Null.

$$A^{(k-1)} = \begin{pmatrix} * & * & & \\ 0 & \ddots & * & \\ \vdots & 0 & * & \\ \vdots & \vdots & * & \end{pmatrix}$$

Sind alle Einträge $a_{k+1,k}, \dots, a_{n,k}$ Null so gehe zur Spalte $k + 1$.
Ist ein $a_{jk} \neq 0$ für $j > k$, so wähle das $k \leq j \leq n$, sodaß $|a_{jk}|$ maximal wird.
Vertausche die k -te und j -te Zeile mit der Matrix P_{jk}

$$A' := P_{jk}A^{(k-1)}$$

Da nur Zeilen $>k-1$ vertauscht werden, hat A' weiterhin Nullen unterhalb der Diagonale für $1 \leq i \leq k - 1$.

Ziehe mittels

$$L_k = \begin{pmatrix} 1 & & & & \\ & \ddots & & & \\ & & 1 & & \\ & & l_{k+1,k} & & \\ & & \vdots & & \\ & & l_{n,k} & & 1 \end{pmatrix}$$

von allen Zeilen $k + 1 \leq j \leq n$ das

$$l_{jk} = -\frac{a'_{jk}}{a'_{kk}}$$

l_{jk} -fache der k -ten Zeile ab. Dadurch werden alle Einträge a_{jk} mit $j \geq k + 1$, d.h. unterhalb der Diagonalen Null

$$A^{(k)} := L_k P_{jk} A^{(k-1)} = \begin{pmatrix} * & * & & * \\ 0 & \ddots & * & * \\ \vdots & 0 & * & * \\ \vdots & \vdots & 0 & * \end{pmatrix}$$

Das Verfahren kann durch folgende Matrix beschrieben werden

$$R = L_{n-1} P_{n-1} \dots L_1 P_1 A$$

mit $P_i = P_{ij}$ für ein $i \leq j \leq n$.

R ist eine rechte obere Dreiecksmatrix.

Satz 5.2 Sei L_k eine linke untere Dreiecksmatrix mit Diagonalelementen 1 und P_{ij} vertausche nur Elemente in $i, j \geq k + 1$. Dann hat

$$\tilde{L}_k := P_{ij} L_k P_{ij}$$

die selbe Form wie L_k , nur daß die l_{jk} gemäß P_{ij} vertauscht wurden.

Beweis.

$$\begin{aligned} \tilde{L}_k &:= P_{ij} L_k P_{ij} \\ &= \begin{pmatrix} \ddots & & & & & \\ & 1 & & & & \\ & \tilde{l}_{k+1,k} & 0 & \cdots & 1 & \\ & \vdots & \vdots & & \vdots & \\ & \vdots & 1 & \cdots & 0 & \\ & \tilde{l}_{n,k} & 0 & & & \ddots \end{pmatrix} P_{ij} \\ &= \begin{pmatrix} \ddots & & & & & \\ & 1 & & & & \\ & \tilde{l}_{k+1,k} & 1 & & & \\ & \vdots & & \ddots & & \\ & \tilde{l}_{n,k} & & & & 1 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

■

Satz 5.3 Sei $A \in \mathbb{R}^{n \times n}$ umkehrbar. Dann gilt

a) Es gibt ein $P = P_{n-1} \dots P_1$, eine untere Dreiecksmatrix L mit Diagonalelementen 1 und eine obere Dreiecksmatrix R mit

$$PA = LR$$

b) Die LR-Zerlegung ist eindeutig.

c) Damit läßt sich $Ax = b$ lösen durch:

$$\begin{aligned} Lz &= Pb \\ Rx &= z \end{aligned}$$

Beweis. a) Aus

$$L_{n-1} P_{n-1} \dots L_1 P_1 A = R$$

folgt

$$A = P_1 L_1^{-1} \dots P_{n-1} L_{n-1}^{-1} R$$

Da

$$P_{n-1} \cdots P_{k+1} L_k^{-1} = \tilde{L}_k P_{n-1} \cdots P_{k+1}$$

lassen sich die P_i an den L_i vorbeiziehen und es gilt

$$\begin{aligned} PA &= P_{n-1} \cdots P_1 P_1 L_1^{-1} \cdots P_{n-1} L_{n-1}^{-1} R \\ &= P_{n-1} \cdots P_1 P_1 \cdots P_{n-1} \tilde{L}_1 \cdots \tilde{L}_{n-1} R \\ &= \tilde{L}_1 \cdots \tilde{L}_{n-1} R \end{aligned}$$

und

$$L := \tilde{L}_1 \cdots \tilde{L}_{n-1}$$

ist eine linke untere Dreiecksmatrix mit Diagonale 1, d.h.

$$PA = LR$$

Damit ist L umkehrbar mit

$$L^{-1} := \tilde{L}_{n-1}^{-1} \cdots \tilde{L}_1^{-1}$$

b) Sei $LR = MS$. Dann gilt

RS^{-1} ist rechte obere Dreiecksmatrix

$L^{-1}M$ ist linke untere Dreiecksmatrix mit Diagonale 1

und somit

$$RS^{-1} = L^{-1}M = 1_n$$

Damit gilt

$$\begin{aligned} R &= S \\ M &= L \end{aligned}$$

c)

$$\begin{array}{l} Ax = b \quad \begin{array}{l} \text{P umkehrbar} \\ \xleftrightarrow{\quad} \\ PA = LR \\ \xleftrightarrow{\quad} \\ Pb = Lz \\ \xleftrightarrow{\quad} \\ \text{L umkehrbar} \\ \xleftrightarrow{\quad} \end{array} \quad \begin{array}{l} PAx = Pb \\ LRx = Pb \\ LRx = Lz \\ Rx = z \end{array} \end{array}$$

■

Berechnung von A^{-1}

Löse $Ax^{(i)} = e_i$ für $1 \leq i \leq n$ mit der LR-Zerlegung. Dann gilt

$$A^{-1} = (x^{(1)}, \dots, x^{(n)})$$

oder führe das Verfahren der LR-Zerlegung mit der Matrix $(A, 1_n)$ aus

$$\begin{aligned} & \left(\begin{array}{ccc|cc} & & & 1 & 0 \\ A & & & & \\ & & & 0 & 1 \end{array} \right) \\ \Rightarrow & \left(\begin{array}{ccc|cc} r_{11} & * & * & * & 0 \\ & \ddots & * & | & \ddots \\ 0 & & r_{nn} & | & * & * \end{array} \right) \\ \Rightarrow & \left(\begin{array}{ccc|cc} r_{11} & 0 & & * & * \\ & \ddots & & | & \ddots \\ 0 & & r_{nn} & | & * & * \end{array} \right) \\ \Rightarrow & \left(\begin{array}{ccc|cc} 1 & 0 & & & \\ & \ddots & & & A^{-1} \\ 0 & & 1 & & \end{array} \right) \end{aligned}$$

Das Programm

Setze $q_i = i$ für $0 \leq i \leq n$ (Speichern der Vertauschungen)

Für $p = 1, \dots, n-1$:

- Wähle $j \in \{p, \dots, n\}$ mit $|a_{q_j p}| = \max_{k=p, \dots, n} |a_{q_k p}|$
- Vertausche die Zeilen q_j und q_p , d.h. die Werte
- Für $k = p+1, \dots, n$:
 - Falls $a_{q_j p} = 0$: Breche das Programm ab.
 - Setze $l = a_{q_k p} / a_{q_p q_p}$ (Multiplikationsfaktor)
 - Setze $a_{q_k p} = l$ (Speichere l statt $a_{q_k p} = 0$ in der Matrix)
- Für $j = p+1, \dots, n$:
 - Setze $a_{q_k j} = a_{q_k j} - l a_{q_p j}$ (Matrix $A^{(p)}$)
 - Setze $b_{q_k} = b_{q_k} - l b_{q_p}$ (Vektor $b^{(p)}$)

Lösung durch:

Setze $x_n = b_{q_n} / a_{q_n n}$

Für $k = n - 1, \dots, 1$ setze

$$x_k = \left(b_{q_k} - \sum_{i=k+1}^n a_{q_k i} x_i \right) \frac{1}{a_{q_k k}}$$

Satz 5.4 a) Der Aufwand des Algorithmus ist $\frac{1}{3}n^3 + O(n^2)$

b) Die Zeilenvertauschung wird als Vektor gespeichert und nicht im Speicher durchgeführt.

c) A und b werden überschrieben: Anstelle der Nullen werden die Faktoren l_{ij} in der Matrix gespeichert, die Einsen auf der Diagonale von L müssen nicht gespeichert werden, d.h.

$$\tilde{A} = \begin{pmatrix} & R \\ L & \end{pmatrix}$$

Beweis. In jeder Spalte k gilt:

Für $k + 1 \leq j \leq n$ werden

$$l_{jk} := -\frac{a_{jk}}{a_{kk}}$$

berechnet. Das sind $n-k$ Werte.

Die l_{jk} werden auf die Zeilen $k + 1 \leq m \leq n$ angewendet

$$a_{jm} := a_{jm} - l_{jk} a_{km}$$

Das sind $n - k$ Zeilen mit jeweils $n - k$ Einträgen. Das ergibt

$$\begin{aligned} & \sum_{k=1}^{n-1} (n-k)(n-k) + \sum_{k=1}^n (n-k) \\ = & \sum_{k=1}^{n-1} k^2 + O(n^2) \\ = & \frac{(n-1)n(2(n-1)-1)}{6} + O(n^2) \\ = & \frac{1}{3}n^3 + O(n^2) \end{aligned}$$

■

Begründung für die Zeilenvertauschung

Es wird

$$a'_{i,k} = a_{i,k} - \frac{a_{i,j}}{a_{j,j}} a_{j,k}$$

berechnet.

Ist a_{jj} klein, so ist $\frac{1}{a_{jj}}$ groß.

Die relativen Fehler von a_{jj} und $\frac{1}{a_{jj}}$ sind gleich.

Damit wird der absolute Fehler von $\frac{1}{a_{jj}}$ groß. Deshalb sucht man immer das größte Element.

Beispiel 5.5 Sei $\varepsilon > 0$ sehr klein.

$$\begin{pmatrix} \varepsilon & 1 \\ 1 & 1 \end{pmatrix} x = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \end{pmatrix}$$

hat die Lösung

$$x = \frac{1}{1-\varepsilon} \begin{pmatrix} 1 \\ 1-2\varepsilon \end{pmatrix} \approx \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$$

Ohne maximale Spaltenelementsuche gilt

$$x = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix}$$

Mit maximaler Spaltenelementsuche gilt

$$x = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$$

Beweis. Da $\varepsilon < 1$ ist A umkehrbar und

$$\begin{aligned} \varepsilon x_1 + x_2 &= 1 \\ x_1 + x_2 &= 2 \end{aligned}$$

hat die genaue Lösung

$$\begin{aligned} 1 &= \varepsilon x_1 + (2 - x_1) \\ x_1 &= \frac{-1}{-1 + \varepsilon} = \frac{1}{1 - \varepsilon} \\ x_2 &= 2 - \frac{1}{1 - \varepsilon} = \frac{1 - 2\varepsilon}{1 - \varepsilon} \end{aligned}$$

Ohne maximale Suche gilt

$$\begin{pmatrix} \varepsilon & 1 & | & 1 \\ 1 & 1 & | & 2 \end{pmatrix}$$
$$\begin{pmatrix} \varepsilon & 1 & | & 1 \\ 0 & 1 - \frac{1}{\varepsilon} & | & 2 - \frac{1}{\varepsilon} \end{pmatrix}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} x_2 &= \frac{2 - \frac{1}{\varepsilon}}{1 - \frac{1}{\varepsilon}} \approx 1 \\ x_1 &= \frac{1}{\varepsilon} \underbrace{(1 - x_2)}_{=0} \approx 0 \end{aligned}$$

Mit maximaler Suche gilt

$$\begin{aligned} &\left(\begin{array}{cc|c} 1 & 1 & 2 \\ \varepsilon & 1 & 1 \end{array} \right) \\ &\left(\begin{array}{cc|c} 1 & 1 & 2 \\ 0 & 1 - \varepsilon & 1 - 2\varepsilon \end{array} \right) \end{aligned}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} x_2 &= \frac{1 - 2\varepsilon}{1 - \varepsilon} \approx 1 \\ x_1 &= 2 - x_2 \approx 1 \end{aligned}$$

■

Manchmal reicht die Suche nach dem maximalen Spaltenelement aber nicht aus. Dann benötigt man auch Spaltenvertauschungen.

Beispiel 5.6

$$\begin{pmatrix} 1 & \frac{1}{\varepsilon} \\ 1 & 1 \end{pmatrix} x = \begin{pmatrix} \frac{1}{\varepsilon} \\ 2 \end{pmatrix}$$

Beweis.

$$\begin{aligned} &\left(\begin{array}{cc|c} 1 & \frac{1}{\varepsilon} & \frac{1}{\varepsilon} \\ 1 & 1 & 2 \end{array} \right) \\ &\left(\begin{array}{cc|c} 1 & \frac{1}{\varepsilon} & \frac{1}{\varepsilon} \\ 0 & 1 - \frac{1}{\varepsilon} & 2 - \frac{1}{\varepsilon} \end{array} \right) \end{aligned}$$

ergibt

$$\begin{aligned} x_2 &= \frac{2 - \frac{1}{\varepsilon}}{1 - \frac{1}{\varepsilon}} \approx 1 \\ x_1 &= \frac{1}{\varepsilon} - \frac{1}{\varepsilon} \underbrace{\frac{2 - \frac{1}{\varepsilon}}{1 - \frac{1}{\varepsilon}}}_{\approx 1} \text{ mit großem Fehler} \end{aligned}$$

Spaltenvertauschung ergibt

$$\left(\begin{array}{cc|c} \frac{1}{\varepsilon} & 1 & \frac{1}{\varepsilon} \\ 1 & 1 & 2 \end{array} \right)$$

$$\left(\begin{array}{cc|c} \frac{1}{\varepsilon} & 1 & \frac{1}{\varepsilon} \\ 0 & 1-\varepsilon & 1 \end{array} \right)$$

d.h.

$$x_1 = \frac{1}{1-\varepsilon} \approx 1$$

$$x_2 = \varepsilon \left(\frac{1}{\varepsilon} - \frac{1}{1-\varepsilon} \right) \approx 1$$

■

6. Das Verfahren für positiv definite Matrizen

Definition 6.1 $A \in M(n \times n, \mathbb{C})$ heißt **positiv definit** \iff

- a) $A = \overline{A}^T$
 b) $\forall x \in \mathbb{C}^n \setminus \{0\} : x^T A x > 0$

Satz 6.2 Sei A positiv definit. Dann gilt

- a) A^{-1} existiert und ist positiv definit.
 b) Alle

$$B_{i_1, i_k} = \begin{pmatrix} a_{i_1, i_1} & \cdots & a_{i_1, i_k} \\ \vdots & & \vdots \\ a_{i_k, i_1} & \cdots & a_{i_k, i_k} \end{pmatrix}$$

sind positiv definit. Insbesondere gilt

$$\forall 1 \leq i \leq n : a_{ii} > 0$$

- c) Alle Eigenwerte sind > 0 .

Beweis. a) Annahme: es gibt $x \neq 0$ mit $Ax = 0$.
 Dann erhält man den Widerspruch

$$0 < x^T A x = x^T 0 = 0$$

Somit ist A eins zu eins und umkehrbar. Wegen

$$\begin{aligned} 1_n &= 1_n^T = (AA^{-1})^T = (A^{-1})^T A^T \\ 1_n &= 1_n^T = (A^{-1}A)^T = A^T (A^{-1})^T \end{aligned}$$

gilt

$$A^{-1} = (A^T)^{-1} = (A^{-1})^T$$

Sei $y \neq 0$ beliebig. Da A umkehrbar ist, gibt es ein x mit $Ax = y$ und

$$\begin{aligned} y^T A^{-1} y &= x^T A^T A^{-1} A x \\ &= x^T A^T x \\ &= x^T A x > 0 \end{aligned}$$

- b) symmetrisch: Wegen $A = A^T$ gilt

$$B_{i_1, i_k} = \begin{pmatrix} a_{i_1, i_1} & \cdots & a_{i_1, i_k} \\ \vdots & & \vdots \\ a_{i_k, i_1} & \cdots & a_{i_k, i_k} \end{pmatrix} = B_{i_k, i_1}$$

d.h.

$$(B^T)_{i_1 i_k} = B_{i_1, i_k}$$

Sei $0 \neq (x_{i_1}, \dots, x_{i_k}) \in \mathbb{C}^k$ beliebig.

Ergänze $(x_{i_1}, \dots, x_{i_k}) \in \mathbb{C}^k$ durch Nullen zu

$$(x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{C}^n$$

Dann gilt

$$\begin{aligned} & (x_{i_1}, \dots, x_{i_k}) B_{i_1, i_k} \begin{pmatrix} x_{i_1} \\ \vdots \\ x_{i_k} \end{pmatrix} \\ &= \sum_{j=1}^k \sum_{l=1}^k x_{i_j} b_{i_j i_l} x_{i_l} \\ &= \sum_{j,l=1}^n x_j a_{j l} x_l \\ &= x^T A x \\ &\underset{x \neq 0}{>} 0 \end{aligned}$$

c) Für $Ax = cx$ gilt

$$\begin{aligned} 0 &< x^T A x = c \underbrace{x^T x}_{>0} \\ 0 &< c \end{aligned}$$

■

Satz 6.3 Sei A positiv definite $n \times n$ -Matrix.

Dann gibt es genau eine linke untere Dreiecksmatrix L mit

$$\begin{aligned} \forall 1 \leq i \leq n: l_{ii} &> 0 \\ A &= L \bar{L}^T \end{aligned}$$

Ist A reell, so ist auch L reell.

Es wird **nicht** $l_{ii} = 1$ gefordert.

Beweis. Damit ein solches L existiert, muss gelten $A = L \bar{L}^T$.

$$\sum_{k=1}^j l_{ik} \bar{l}_{jk} = a_{ij} \text{ für } 1 \leq j \leq i \leq n$$

Das nichtlineare Gleichungssystem besteht aus $\sum_{j=1}^n = n(n+1)/2$ Gleichungen und $\sum_{j=1}^n = n(n+1)/2$ Unbekannten.

Berechne die Spalten von L

j=1: Für $i=1$ gilt

$$\begin{aligned} l_{11}\bar{l}_{11} &= a_{11} > 0 \\ l_{11} &= \sqrt{a_{11}} > 0 \end{aligned}$$

Für $i = 2, \dots, n$ gilt

$$\begin{aligned} l_{i1}\bar{l}_{11} &= a_{i1} \\ l_{i1} &= \frac{a_{i1}}{\sqrt{a_{11}}} \end{aligned}$$

j-1 → j: Die ersten $j-1$ Spalten sind bestimmt und ergeben die $(n, j-1)$ -Matrix L_{j-1} und es gilt

$$\begin{aligned} (L_{j-1}\bar{L}_{j-1}^T)_{jj} &= \begin{pmatrix} a_{11} & \cdots & a_{1j-1} & a_{1j} \\ \vdots & & \vdots & \vdots \\ a_{j-1,1} & \cdots & a_{j-1,j-1} & a_{j-1,j} \\ a_{j1} & & a_{j,j-1} & x_{jj} \end{pmatrix} \\ x_{jj} &= l_{j1}\bar{l}_{j1} + \dots + l_{j,j-1}\bar{l}_{j,j-1} \\ A_{jj} &= \begin{pmatrix} a_{11} & \cdots & a_{1j} \\ \vdots & & \vdots \\ a_{j1} & \cdots & a_{jj} \end{pmatrix} \text{ ist positiv definit} \end{aligned}$$

Annahme: $x_{jj} \geq a_{jj}$. Dann gilt für ein beliebiges $0 \neq y \in \mathbb{R}^j$

$$yL_{j-1}\bar{L}_{j-1}^T y = \underbrace{yA_{jj}y}_{>0} + \underbrace{y_j(x_{jj} - a_{jj})y_j}_{\geq 0} > 0$$

und $(L_{j-1}\bar{L}_{j-1}^T)$ wäre positiv definit mit Rang j .

Wegen $\text{Rang}L_{j-1} = j-1$ gilt

$$\text{Rang}L_{j-1}\bar{L}_{j-1}^T \leq j-1$$

ein Widerspruch. Somit gilt

$$x_{jj} < a_{jj}$$

Für $i = j$ gilt

$$\begin{aligned} a_{jj} &= l_{j1}\bar{l}_{j1} + \dots + l_{j,j}\bar{l}_{j,j} \\ l_{jj}\bar{l}_{jj} &= a_{jj} - l_{j1}\bar{l}_{j1} - \dots - l_{j,j-1}\bar{l}_{j,j-1} \stackrel{s.o.}{>} 0 \\ l_{jj} &= \sqrt{a_{jj} - l_{j1}\bar{l}_{j1} - \dots - l_{j,j-1}\bar{l}_{j,j-1}} > 0 \end{aligned}$$

Für $i = j + 1, \dots, n$ gilt

$$\begin{aligned} a_{ij} &= l_{i1}\bar{l}_{j1} + \dots + l_{i,j}\bar{l}_{jj} \\ l_{ij} &= \frac{a_{ij} - l_{i1}\bar{l}_{j1} - \dots - l_{i,j-1}\bar{l}_{j,j-1}}{l_{jj}} \end{aligned}$$

■

Das Programm

Man arbeitet nur auf dem linken unteren Teil von A und überschreibt ihn mit L

Für $j = 1 \dots, n$

- Für $i = j, \dots, n$
- Setze $s = a_{i,j} - a_{i,1}\bar{a}_{j,1} - \dots - a_{i,j-1}\bar{a}_{j,j-1}$;
- Sei ($i = j$).
- Für $s \leq 0$ gebe aus "Matrix nicht positiv definit" und breche ab
- Für $s > 0$ setze $a_{j,j} = \text{sqrt}(s)$;
- Sei $i > j$.
- Setze $a_{i,j} = s/a_{j,j}$;

Satz 6.4 $Ax = b$ kann gelöst werden durch

$$\begin{aligned} Ly &= b \\ \bar{L}^T x &= y \end{aligned}$$

Der Algorithmus hat den halben Aufwand des LR-Verfahrens

$$\frac{n^3}{6} + O(n^2)$$

Beweis.

$$\begin{aligned} & \sum_{j=1}^n (n-j)(j-1) + O(1) \\ &= n \sum_{j=1}^n j - \sum_{j=1}^n j^2 + O(n^2) \\ &= n \frac{n(n-1)}{2} - \frac{n(n+1)(2n+1)}{6} + O(n^2) \\ &= \frac{1}{6}n^3 + O(n^2) \end{aligned}$$

■

7. QR-Zerlegung

Mit einer Spiegelung $H(u)$ an u lässt sich a in e_k überführen. Wähle dazu

$$u := a \pm \|a\|_2 e_k$$

$$H(u) := 1_m - 2 \frac{uu^T}{\|u\|_2^2}$$

Satz 7.1 Seien $u, v \in \mathbb{R}^m$. Man erhält eine Matrix $A \in \mathbb{R}^{m \times m}$ durch

$$a_{ij} = u_i v_j$$

$$A = uv^T = \begin{pmatrix} u_1 \\ \vdots \\ u_m \end{pmatrix} (v_1, \dots, v_m)$$

Es gilt

$$Aw = \langle v, w \rangle u$$

$$A^2 = \langle u, v \rangle A$$

Beweis.

$$(Aw)_i = \sum_{j=1}^m a_{ij} w_j = u_i \sum_{j=1}^m v_j w_j = \langle v, w \rangle u_i$$

$$(A^2)_{ij} = (AA)_{ij} = \sum_{k=1}^m a_{ik} a_{kj} = \sum_{k=1}^m u_i v_k u_k v_j$$

$$= u_i v_j \sum_{k=1}^m v_k u_k = \langle v, u \rangle a_{ij}$$

■

Satz 7.2 Sei $0 \neq v \in \mathbb{R}^m$ und

$$H(0) := 1_m$$

$$H(u) := 1_m - 2 \frac{uu^T}{\|u\|_2^2}$$

Dann gilt

$$H(u) = H(u)^T = H(u)^{-1}$$

Beweis.

$$H(u)^T = 1_m^T - \frac{2}{\|u\|_2^2} u^{TT} u^T = H(u)$$

Wegen

$$\begin{aligned} H(u)^2 &= \left(1_m - 2 \frac{uu^T}{\|u\|_2^2}\right) \left(1_m - 2 \frac{uu^T}{\|u\|_2^2}\right) \\ &= 1_m - 4 \frac{uu^T}{\|u\|_2^2} + 4 \frac{(uu^T)^2}{\|u\|_2^4} \\ &= 1_m - \frac{4uu^T}{\|u\|_2^2} \underbrace{\left(1 - \frac{\langle u, u \rangle}{\langle u, u \rangle}\right)}_{=0} \\ &= 1_m \end{aligned}$$

gilt

$$H(u) = H(u)^{-1}$$

■

Satz 7.3 Seien $e_k, a \in \mathbb{R}^m$ und

$$u := a \pm \|a\|_2 e_k$$

Dann gilt

$$H(u)a = \mp \|a\|_2 e_k$$

Beweis. Für $u = 0$ gilt

$$\begin{aligned} 0 &= u = a \pm \|a\|_2 e_k \\ H(0)a &= 1_m a = \mp \|a\|_2 e_k \end{aligned}$$

Sei

$$u = a - \|a\|_2 e_k \neq 0$$

Mit

$$\begin{aligned} \frac{1}{2} \|u\|_2^2 &= \frac{1}{2} \langle a - \|a\|_2 e_k, a - \|a\|_2 e_k \rangle \\ &= \frac{1}{2} \|a\|_2^2 - \|a\|_2 \langle a, e_k \rangle + \frac{1}{2} \|a\|_2^2 \\ &= \|a\|_2^2 - \|a\|_2 \langle a, e_k \rangle \end{aligned}$$

ergibt sich

$$\begin{aligned}
 H(u)a &= \left(1_m - 2 \frac{uu^T}{\|u\|_2^2}\right) a = a - 2 \frac{uu^T a}{\|u\|_2^2} \\
 &= a - 2 \frac{\langle u, a \rangle}{\|u\|_2^2} u \\
 &= a - 2 \frac{\langle a - \|a\|_2 e_k, a \rangle}{\|u\|_2^2} u \\
 &= a - 2 \underbrace{\frac{\|a\|_2^2 - \|a\|_2 \langle e_k, a \rangle}{\|u\|_2^2}}_{=1} \cdot u \\
 &= a - u \\
 &= \|a\|_2 e_k
 \end{aligned}$$

Analog für $u = a + \|a\|_2 e_k$ ■

Satz 7.4

$$Q := \begin{pmatrix} 1 & & 0 & \\ & \ddots & & \\ 0 & & 1 & \\ & & & H(u) \end{pmatrix}$$

ist senkrecht.

Beweis. Da H symmetrisch ist, gilt

$$Q = Q^T$$

Außerdem gilt

$$QQ = \begin{pmatrix} 1 & \\ & (H(u))^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \\ & 1 \end{pmatrix} = 1$$

■

Das Verfahren der QR-Zerlegung

Sei $A = (a_1^{(0)}, \dots, a_n^{(0)}) \in \mathbb{R}^{m \times n}$ und $\text{Rang}(A) = n$, d.h. $m \geq n$.

1. Schritt: Mit

$$\begin{aligned}
 u^{(0)} &:= a_1^{(0)} \pm \|a_1^{(0)}\|_2 e_1 \in \mathbb{R}^m \\
 Q_1 &:= H(u^{(0)})
 \end{aligned}$$

ergibt sich

$$\begin{aligned} H(u^{(0)})a_1^{(0)} &= \mp \|a\|_2 e_1 \\ Q_1 A &= R^{(1)} = \begin{pmatrix} * & \dots & * \\ 0 & & \\ \vdots & A^{(1)} & \\ 0 & & \end{pmatrix} \\ A^{(1)} &= (a_2^{(1)}, \dots, a_n^{(1)}) \end{aligned}$$

Wähle dabei in $a \pm \|a\|_2 e_1$ dasselbe Vorzeichen wie das Vorzeichen von $a_{11}^{(0)}$, damit $a_{11} \pm \|a\|_2$ numerisch stabil berechnet werden kann.

2. Schritt: Mit

$$\begin{aligned} u^{(1)} &:= a_2^{(1)} \pm \|a_2^{(1)}\|_2 e_2 \in \mathbb{R}^{m-1} \\ Q_2 &:= \begin{pmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & & & \\ \vdots & H(u^{(1)}) & & \\ 0 & & & \end{pmatrix} \end{aligned}$$

ergibt sich

$$Q_2 Q_1 A = R^{(2)} = \begin{pmatrix} * & \dots & \dots & * \\ 0 & * & \dots & * \\ \vdots & 0 & & \\ \vdots & \vdots & A^{(2)} & \\ 0 & 0 & & \end{pmatrix}$$

Nach n Schritten gilt

$$Q_n \dots Q_1 A = R^{(n)} = \begin{pmatrix} * & \dots & * \\ 0 & \ddots & \\ \vdots & & * \\ 0 & & 0 \end{pmatrix} = R = \begin{pmatrix} R_1 \\ 0 \end{pmatrix}$$

mit $R_1 \in \mathbb{R}^{n \times n}$. Da die Q_i senkrecht sind, ist

$$Q := Q_1 \dots Q_n$$

senkrecht und es gilt

$$A = Q_1 \dots Q_n R = QR$$

8. Überbestimmte Gleichungssysteme

Für die Lösung von $Ax = b$ mit $A \in \mathbb{R}^{m \times n}$ schreibt man

$$b = b_1 + b_2 \in \text{Bild}(A) \oplus (\text{Bild}(A))^\perp$$

und löst

$$Ax = b_1$$

Da $b_1 \in \text{Bild}(A)$ existiert eine Lösung x . Die Menge der Lösungen ist

$$x + \text{Null}(A)$$

Als verallgemeinerte Lösung von $Ax = b$ wählt man aus den Lösungen von $Ax = b_1$ die eindeutige mit

$$x_1 \in (\text{Null}(A))^\perp$$

Um nicht $\text{Bild}(A)$ bestimmen zu müssen, benutzt man

$$x \text{ löst } Ax = b_1 \iff x \text{ löst } A^T Ax = A^T b$$

Satz 8.1 Sei $A \in \mathbb{R}^{m \times n}$. Dann gilt

$$\begin{aligned} \text{Null}(A) &= \text{Null}(A^T A) \\ \mathbb{R}^m &= \text{Bild}(A) \oplus \text{Null}(A^T) \end{aligned}$$

Sei $b = b_1 + b_2 \in \text{Bild}(A) \oplus (\text{Bild}(A))^\perp = \mathbb{R}^m$. Dann gilt

$$x \text{ löst } Ax = b_1 \iff x \text{ löst } A^T Ax = A^T b$$

Gilt $\text{Rang} A = n$, so hat $Ax = b_1$ genau eine Lösung.

Beweis. a) " \subset ": Aus $Ax = 0$ folgt $A^T Ax = 0$.

" \supset ": Sei $A^T Ax = 0$. Dann folgt

$$\begin{aligned} 0 &= \langle x, A^T Ax \rangle = \langle Ax, Ax \rangle = \|Ax\|^2 \\ 0 &= Ax \end{aligned}$$

b) Wegen

$$\mathbb{R}^m = \text{Bild}(A) \oplus (\text{Bild}(A))^\perp$$

ist zu zeigen $(\text{Bild}(A))^\perp = \text{Null}(A^T)$.

$$\begin{aligned} y \in (\text{Bild}(A))^\perp &\iff \forall z \in \text{Bild}(A) : \langle y, z \rangle = 0 \\ &\iff \forall x \in \mathbb{R}^n : \langle y, Ax \rangle = 0 \\ &\iff \forall x \in \mathbb{R}^n : \langle A^T y, x \rangle = 0 \\ &\iff A^T y = 0 \\ &\iff y \in \text{Null}(A^T) \end{aligned}$$

c) Wegen $NullA^T = (BildA)^\perp$ ist A^T eins zu eins auf $Bild(A)$.

$$\forall y \in Bild(A) : (A^T y = 0 \Rightarrow y \in Bild(A)^\perp)$$

$$\forall y \in Bild(A) : (A^T y = 0 \Rightarrow y \in Bild(A)^\perp \cap Bild(A) = \{0\})$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} & Ax - b_1 = 0 \\ A^T \text{ eins zu eins auf } Bild(A) & \iff A^T(Ax - b_1) = A^T 0 = 0 \\ A^T b_2 = 0 & \iff A^T(Ax - b) = A^T(Ax - b_1) - \underbrace{A^T b_2}_{=0} = 0 \\ & \iff A^T Ax = A^T b \end{aligned}$$

Wegen $NullA^T A = NullA$ gilt

$$x + NullA^T A = x + NullA$$

und somit

$$x \text{ löst } Ax = b_1 \iff x \text{ löst } A^T Ax = A^T b$$

d) Wegen

$$\dim NullA = n - \dim BildA = 0$$

gilt $NullA = \{0\}$ und es gibt die Lösungen

$$x + NullA = x$$

■

Beispiel 8.2 (Ausgleichsgerade) a) Für die Daten

$$\begin{array}{l} x_i \quad -2 \quad -1 \quad 0 \quad 1 \quad 2 \\ y_i \quad 0.5 \quad 0.5 \quad 2 \quad 3.5 \quad 3.5 \end{array}$$

und die Funktion $u(x) = c + dx$ gilt

$$u(x) = 2 + 0.9x$$

b) Soll die Funktion

$$u(x) = \frac{c}{1 + dx}$$

an die Daten angepasst werden, so betrachtet man $\frac{1}{u(x)}$ und es folgt

$$u(x) = \frac{0.5}{1 + 0.45x}$$

Beweis. Es gilt $Az = b$ mit

$$\begin{pmatrix} u(x_1) \\ \vdots \\ u(x_5) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & -2 \\ 1 & -1 \\ 1 & 0 \\ 1 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} c \\ d \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.5 \\ 0.5 \\ 2 \\ 3.5 \\ 3.5 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_5 \end{pmatrix}$$

Wegen $\text{Rang}(A) = 2$ gilt $\text{Null}A = 0$ und die Lösung ist eindeutig

$$\begin{aligned} A^T A \begin{pmatrix} c \\ d \end{pmatrix} &= A^T b \\ \begin{pmatrix} 5 & 0 \\ 0 & 10 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} c \\ d \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} 10 \\ 9 \end{pmatrix} \\ \begin{pmatrix} c \\ d \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} 2 \\ 0.9 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

b) Es gilt

$$g(x) := \frac{1}{u(x)} = \frac{1}{c} + \frac{d}{c}x = c' + d'x$$

Die selbe Rechnung ergibt

$$\begin{pmatrix} c' \\ d' \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2 \\ 0.9 \end{pmatrix}$$

und somit

$$\begin{aligned} c &= \frac{1}{c'} = \frac{1}{2} \\ d &= d' \cdot c = 0.45 \\ u(x) &= \frac{0.5}{1 + 0.45x} \end{aligned}$$

■

Lösen des Ausgleichsproblems mit der QR-Zerlegung bei Rang $A = n$

Wegen $\text{Kond}(A^T A) \approx \text{Kond}(A)^2$, ist die LR-Zerlegung für dieses Problem nicht gut geeignet. Deshalb betrachten wir die QR-Zerlegung.

Satz 8.3 Sei $A \in \mathbb{R}^{m \times n}$ mit $\text{Rang}(A) = n$. Für $A = QR$ gilt

$$\text{Kond}_2(A) = \text{Kond}_2(R)$$

Beweis. Da Q, Q^{-1} senkrecht sind, gilt

$$\begin{aligned} \|QR\|_2^2 &= \sup_{x \neq 0} \frac{\langle QRx, QRx \rangle}{\langle x, x \rangle} \\ &\stackrel{Q \text{ senkrecht}}{=} \sup_{x \neq 0} \frac{\langle Rx, Rx \rangle}{\langle x, x \rangle} \\ &= \|R\|_2^2 \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} \|R^{-1}Q^{-1}\|_2^2 &= \sup_{x \neq 0} \frac{\langle R^{-1}Q^{-1}x, R^{-1}Q^{-1}x \rangle}{\langle x, x \rangle} \\ &\stackrel{Q^{-1} \text{ senkrecht}}{=} \sup_{x \neq 0} \frac{\langle R^{-1}Q^{-1}x, R^{-1}Q^{-1}x \rangle}{\langle Q^{-1}x, Q^{-1}x \rangle} \\ &\stackrel{Q^{-1} \text{ umkehrbar}}{=} \sup_{x \neq 0} \frac{\langle R^{-1}x, R^{-1}x \rangle}{\langle x, x \rangle} \\ &= \|R^{-1}\|_2^2 \end{aligned}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} \text{Kond}_2(A) &= \|A\|_2 \|A^{-1}\|_2 \\ &= \|QR\|_2 \|R^{-1}Q^{-1}\|_2 \\ &= \|R\|_2 \|R^{-1}\|_2 \\ &= \text{Kond}_2(R) \end{aligned}$$

■

Satz 8.4 Sei $\text{Rang } A = n$ und $A = QR$.

x ist verallgemeinerte Lösung des Ausgleichsproblems \iff

$$x = (R_1^{-1}, 0)Q^T b$$

Beweis. Wegen

$$A^T A = (QR)^T QR = R^T Q^T QR = R^T R$$

gilt

$$\begin{aligned} A^T Ax = A^T b &\iff R^T Rx = R^T Q^T b \\ &\iff \underbrace{(R_1^T, 0)}_{n \times m} \underbrace{\begin{pmatrix} R_1 \\ 0 \end{pmatrix}}_{m \times n} x = \underbrace{(R_1^T, 0)}_{n \times m} Q^T b \\ &\iff R_1^T R_1 x = R_1^T (1_{n \times n}, 0) Q^T b \\ \begin{matrix} R_1^T \text{ eins zu eins} \\ \iff \\ R_1 \text{ unkehrbar} \end{matrix} &\iff R_1 x = (1_{n \times n}, 0) Q^T b \\ &\iff x = (R_1^{-1}, 0) Q^T b \end{aligned}$$

■

9. Pseudoinverse

Sei A eine $m \times n$ -Matrix. Wählt man eine senkrechte Basis mit Länge 1 von $Bild(A) \subset \mathbb{C}^m$ bzw. von $Null(A) \subset \mathbb{C}^n$ und setzt sie zu einer senkrechten Basis mit Länge 1 des \mathbb{C}^m bzw. \mathbb{C}^n fort, so erhält man zwei Abbildungen

$$P: \underbrace{(NullA)^\perp \oplus NullA}_{=\mathbb{C}^n} \rightarrow \underbrace{(NullA)^\perp}_{\subset \mathbb{C}^n}, x_1 + x_2 \mapsto x_1$$

$$Q: \underbrace{BildA \oplus (BildA)^\perp}_{=\mathbb{C}^m} \rightarrow \underbrace{BildA}_{\subset \mathbb{C}^m}, y_1 + y_2 \mapsto y_1$$

Satz 9.1 *Es gilt*

$$P = P^T = P^2$$

$$Q = Q^T = Q^2$$

$$Px = 0 \iff x \in NullA$$

$$Qy = y \iff y \in BildA$$

$$x = Px + (I - P)x$$

Beweis. Bzgl. der gewählten Basis des \mathbb{C}^n bzw. \mathbb{C}^m gilt

$$P = \begin{pmatrix} 1 & & & & & & \\ & \ddots & & & & & \\ & & 1 & & & & \\ & & & 0 & & & \\ & & & & \ddots & & \\ & & & & & \ddots & \\ & & & & & & 0 \end{pmatrix}$$

$$Q = \begin{pmatrix} 1 & & & & & & \\ & \ddots & & & & & \\ & & 1 & & & & \\ & & & 0 & & & \\ & & & & \ddots & & \\ & & & & & \ddots & \\ & & & & & & 0 \end{pmatrix}$$

und somit

$$P = P^T = P^2$$

$$Q = Q^T = Q^2$$

Außerdem gilt

$$\begin{aligned} Px &= 0 \iff x = x_2 \in \text{Null}(A) \\ Qy &= y \iff y = y_1 \in \text{Bild}(A) \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} x &= Px + Ix - Px \\ &= Px + (I - P)x \end{aligned}$$

■

Satz 9.2 Sei $x = x_1 + x_2 \in (\text{Null}A)^\perp \oplus \text{Null}A$.
Es gibt eine eindeutige lineare Abbildung

$$f : \underbrace{\text{Bild}A}_{\subset \mathbb{C}^m} \rightarrow \underbrace{(\text{Null}A)^\perp}_{\subset \mathbb{C}^n}, A(x_1 + x_2) \mapsto x_1$$

mit

$$\forall y \in \text{Bild}(A) : Af(y) = y$$

Beweis. Seien $y, z \in \text{Bild}(A)$ beliebig.

$$u_1 + \text{Null}(A) \text{ sind die Lösungen von } A(u_1 + u_2) = y$$

$$v_1 + \text{Null}(A) \text{ sind die Lösungen von } A(v_1 + v_2) = z$$

wobei $u_1, v_1 \in (\text{Null}A)^\perp$ eindeutig sind. Wegen

$$\begin{aligned} bu_1 + cv_1 &\in (\text{Null}A)^\perp \\ A(bu_1 + cv_1) &= bAu_1 + cAv_1 = by + cz \end{aligned}$$

und der Eindeutigkeit der verallgemeinerten Lösung gilt

$$bu_1 + cv_1 + \text{Null}(A) \text{ sind die Lösungen von } Aw = by + cz$$

Die Abbildung

$$f : \underbrace{\text{Bild}A}_{\subset \mathbb{C}^m} \rightarrow \underbrace{(\text{Null}A)^\perp}_{\subset \mathbb{C}^n}, y = Au_1 \mapsto u_1$$

ist wegen der Eindeutigkeit definiert und wegen

$$\begin{aligned} f(bAu + cAv) &= f(A(bu + cv)) \\ &= bu_1 + cv_1 \\ &= bf(Au) + cf(Av) \end{aligned}$$

ist f linear.

Sei $y = A(u_1 + u_2)$ mit $u_1 + u_2 \in (NullA)^\perp \oplus NullA$. Wegen

$$Af(y) = Au_1 = y$$

gilt

$$\begin{aligned} A \circ f &: Bild(A) \rightarrow Bild(A), y \mapsto y \\ A \circ f|_{Bild(A)} &\equiv id|_{Bild(A)} \end{aligned}$$

■

Definition 9.3 Da $Bild(Q) \subset Bild(A)$ und da Q linear ist, ist

$$f \circ Q : \mathbb{C}^m \rightarrow \mathbb{C}^n$$

definiert und linear.

$$\begin{array}{ccc} \mathbb{C}^m & \xrightarrow{f \circ Q} & (NullA)^\perp \subset \mathbb{C}^n \\ Q \searrow & & \nearrow f \\ & Bild(A) \subset \mathbb{C}^m & \end{array}$$

Es läßt sich durch eine $n \times m$ -Matrix A^+ darstellen, d.h.

$$\forall y \in \mathbb{C}^m : A^+y = f(Q(y))$$

A^+ heißt **Pseudoinverse** von A .

Satz 9.4 Seien $m \geq n$ und $b \in \mathbb{R}^m, A \in \mathbb{R}^{m \times n}$. Die verallgemeinerte Lösung von $Ax=b$ ist

$$x = A^+b \in \mathbb{R}^n$$

Beweis. Wegen $A^+b \in (NullA)^\perp$ und

$$\begin{aligned} Ax &= AA^+b = A \circ f \circ \underbrace{Q(b)}_{\in BildA} \\ &= Q(b) = b_1 \end{aligned}$$

■

Satz 9.5 a) Es gilt

$$\begin{aligned} A^+A &= P \\ AA^+ &= Q \end{aligned}$$

b) Es gilt

$$\begin{aligned}A^+A &= (A^+A)^T \\AA^+ &= (AA^+)^T \\AA^+A &= A \\A^+AA^+ &= A^+\end{aligned}$$

Beweis. a)

$$\begin{aligned}A^+Ax &= f(Q \underbrace{Ax}_{\in \text{Bild}(A)}) = f(Ax) = x_1 = Px \\AA^+y &= A(f \underbrace{Qy}_{\in \text{Bild}(A)}) = Qy\end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned}(A^+A)^T &= P^T = P = A^+A \\(AA^+)^T &= Q^T = Q = AA^+ \\AA^+Ax &= Q \underbrace{Ax}_{\in \text{Bild}(A)} = Ax \\A^+AA^+y &= A^+Qy = fQ^2y \\&= fQy = A^+y\end{aligned}$$

■

Satz 9.6 Sei Z eine $n \times m$ -Matrix mit

$$\begin{aligned}ZB &= (ZB)^T \\BZ &= (BZ)^T \\BZB &= B \\ZBZ &= Z\end{aligned}$$

Dann gilt

$$Z = B^+$$

Beweis.

$$\begin{aligned}
 Z & \stackrel{B=BB^+B}{=} ZBZ \\
 & \stackrel{ZB=B^T Z^T}{=} ZBB^+BB^+BB^+BZ \\
 & \stackrel{BZB=B}{=} B^T Z^T B^T (B^+)^T B^+ (B^+)^T B^T Z^T B^T \\
 & \stackrel{B^+B=(B^+B)^T, BB^+=(BB^+)^T}{=} B^T (B^+)^T B^+ (B^+)^T B^T \\
 & \stackrel{}{=} (B^+B)^T B^+ (BB^+)^T \\
 & \stackrel{}{=} B^+ BB^+ BB^+ \\
 & \stackrel{}{=} B^+ BB^+ \\
 & \stackrel{}{=} B^+
 \end{aligned}$$

■

Satz 9.7 *Es gilt*

$$\begin{aligned}
 A^{++} &= A \\
 (A^+)^T &= (A^T)^+
 \end{aligned}$$

Beweis. a) Wegen

$$\begin{aligned}
 AA^+ &= (AA^+)^T \\
 A^+A &= (A^+A)^T \\
 A^+AA^+ &= A^+ \\
 AA^+A &= A
 \end{aligned}$$

sind mit $Z := A$ und $B := A^+$ die Eigenschaften des Satzes erfüllt, d.h.

$$A = (A^+)^+$$

b) Wegen

$$\begin{aligned}
 (A^+)^T A^T &= (AA^+)^T = AA^+ = ((A^+)^T A^T)^T \\
 A^T (A^+)^T &= (A^+A)^T = A^+A = (A^T (A^+)^T)^T \\
 A^T (A^+)^T A^T &= (AA^+A)^T = A^T \\
 (A^+)^T A^T (A^+)^T &= (A^+AA^+)^T = (A^+)^T
 \end{aligned}$$

gilt mit $Z := (A^+)^T$ und $B := A^T$

$$(A^+)^T = (A^T)^+$$

■

10. $A = USV^T$

Für $\text{Rang}(A) = n$ kann man mit der QR-Zerlegung das Ausgleichsproblem lösen. In diesem Kapitel behandeln wir den Fall $\text{Rang}(A) < n$.

Satz 10.1 Sei $A \in \mathbb{R}^{m \times n}$, $\text{Rang}(A) = r$ und $p = \min\{m, n\}$. Dann gibt es senkrechte Matrizen $U \in \mathbb{R}^{m \times m}$, $V \in \mathbb{R}^{n \times n}$ und eine Matrix $S \in \mathbb{R}^{m \times n}$ mit

$$U^T A V = S = \begin{pmatrix} s_1 & & & 0 \\ & \ddots & & \\ 0 & & s_r & \\ & & & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} S_1 & \\ & 0 \end{pmatrix}$$

$$s_1 \geq \dots \geq s_r > 0$$

Beweis. Wegen

$$s_1 = \|A\|_2 = \max_{\|x\|=1} \|Ax\|_2 = \sqrt{c_{\max}(A^T A)}$$

wird das Maximum in einem Eigenvektor x_1 von $A^T A$ mit $\|x_1\|_2 = 1$ angenommen.

$$y_1 := \frac{Ax_1}{\|Ax_1\|_2}$$

$$Ax_1 = s_1 y_1$$

$$A^T y_1 = A^T \frac{Ax_1}{\|Ax_1\|_2} = \frac{s_1^2}{s_1} x_1 = s_1 x_1$$

Setze x_1, y_1 jeweils zu einer senkrechten Basis der Länge 1 $U_1 = (y_1, \dots, y_m)$ von \mathbb{R}^m und $V_1 := (x_1, \dots, x_n)$ von \mathbb{R}^n fort. Mit

$$U_1^T y_1 = \begin{pmatrix} \langle y_1, y_1 \rangle \\ \vdots \\ \langle y_m, y_1 \rangle \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ \vdots \end{pmatrix}$$

$$V_1^T x_1 = \begin{pmatrix} \langle x_1, x_1 \rangle \\ \vdots \\ \langle x_n, x_1 \rangle \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \\ \vdots \end{pmatrix}$$

gilt

$$\begin{aligned} V_1^T A^T U_1 &= (V_1^T A^T y_1, \dots, V_1^T A^T y_m) \\ &= (V_1^T s_1 x_1, V_1^T A^T y_2, \dots, V_1^T A^T y_m) \\ &= \begin{pmatrix} s_1 & * \\ 0 & \\ \vdots & * \end{pmatrix} \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} U_1^T AV_1 &= (U_1^T Ax_1, \dots, U_1^T Ax_n) \\ &= (U_1^T s_1 y_1, U_1^T Ax_2, \dots, U_1^T Ax_n) \\ &= \begin{pmatrix} s_1 & * \\ 0 & \\ \vdots & * \end{pmatrix} \end{aligned}$$

d.h.

$$U_1^T AV_1 = \begin{pmatrix} s_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & * & & \\ \vdots & & & \end{pmatrix}$$

$k-1 \rightarrow k$: Sei

$$U_{k-1}^T \dots U_1^T AV_1 \dots V_{k-1}^T = A^{(k-1)} = \begin{pmatrix} s_1 & & 0 & 0 \\ & \ddots & & \\ 0 & & s_{k-1} & \\ 0 & & & B^{(k)} \end{pmatrix}$$

$$B^{(k)} : \mathbb{R}^{m-(k-1)} \rightarrow \mathbb{R}^{n-(k-1)}$$

Analog zum ersten Schritt existieren $U^{(k)}, V^{(k)}$ mit

$$U^{(k)} B^{(k)} V^{(k)} = \begin{pmatrix} s_k & 0 \\ 0 & B^{(k+1)} \end{pmatrix}$$

Da s_{k-1} der maximale Eigenwert von

$$(B^{(k-1)})^T B^{(k-1)} = \begin{pmatrix} s_{k-1} & 0 \\ 0 & (B^{(k)})^T \end{pmatrix} \begin{pmatrix} s_{k-1} & 0 \\ 0 & B^{(k)} \end{pmatrix}$$

ist und s_k der maximale Eigenwert von $(B^{(k)})^T B^{(k)}$ ist, gilt

$$s_{k-1} \geq s_k$$

Setze

$$U_k := \begin{pmatrix} 1 & & & \\ & \ddots & & \\ & & 1 & \\ & & & U^{(k)} \end{pmatrix}$$

$$V_k := \begin{pmatrix} 1 & & & \\ & \ddots & & \\ & & 1 & \\ & & & V^{(k)} \end{pmatrix}$$

Da U_i, V_i umkehrbar sind und da $\text{Rang} A = r$ gilt nach r Schritten

$$U_r^T \dots U_1^T A V_1 \dots V_r = \begin{pmatrix} s_1 & & & \\ & \ddots & & \\ & & s_r & \\ & & & 0 \end{pmatrix}$$

■

Satz 10.2 Sei

$$S^+ := \begin{pmatrix} 1/s_1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & 1/s_r \\ & & & 0 \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^{n \times m}$$

Die Pseudoinverse von $A = USV^T$ ist

$$A^+ := VS^+U^T$$

Beweis. a) Mit

$$\begin{aligned} A &= U \begin{pmatrix} S_1 & \\ & 0 \end{pmatrix} V^T \in \mathbb{R}^{n \times m} \\ Z &= V \begin{pmatrix} S_1^{-1} & \\ & 0 \end{pmatrix} U^T \in \mathbb{R}^{m \times n} \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} AZ &= U \begin{pmatrix} S_1 & \\ & 0 \end{pmatrix} V^T V \begin{pmatrix} S_1^{-1} & \\ & 0 \end{pmatrix} U^T \\ &= U \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & \\ & 0 \end{pmatrix}}_{n \times n} U^T \\ &= (AZ)^T \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} ZA &= V \begin{pmatrix} S_1^{-1} & \\ & 0 \end{pmatrix} U^T U \begin{pmatrix} S_1 & \\ & 0 \end{pmatrix} V^T \\ &= V \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & \\ & 0 \end{pmatrix}}_{m \times m} V^T \\ &= (ZA)^T \end{aligned}$$

d.h.

$$\begin{aligned}ZA &= (ZA)^T \\AZ &= (AZ)^T\end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}AZA &= U \begin{pmatrix} S_1 & \\ & 0 \end{pmatrix} V^T V \begin{pmatrix} S_1^{-1} & \\ & 0 \end{pmatrix} U^T U \begin{pmatrix} S_1 & \\ & 0 \end{pmatrix} V^T \\ &= U \begin{pmatrix} S_1 & \\ & 0 \end{pmatrix} V^T = A\end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}ZAZ &= V \begin{pmatrix} S_1^{-1} & \\ & 0 \end{pmatrix} U^T U \begin{pmatrix} S_1 & \\ & 0 \end{pmatrix} V^T V \begin{pmatrix} S_1^{-1} & \\ & 0 \end{pmatrix} U^T \\ &= V \begin{pmatrix} S_1^{-1} & \\ & 0 \end{pmatrix} U^T = Z\end{aligned}$$

Damit folgt

$$A^+ = Z = V \begin{pmatrix} S_1^{-1} & \\ & 0 \end{pmatrix} U^T$$

■

Satz 10.3 a) Für $m = n$ und umkehrbares A gilt

$$A^+ = A^{-1}$$

b) Für $m \geq n$ und $\text{Rang}(A) = n$ gilt

$$A^+ = (A^T A)^{-1} A^T$$

c) Es gilt

$$\begin{aligned}\|A\|_2 &= s_1 \\ \|A^+\|_2 &= \frac{1}{s_r}\end{aligned}$$

Beweis. a) Da A^+ eindeutig ist, gilt

$$\begin{aligned}x &= A^{-1}b \\ A^+ &= A^{-1}\end{aligned}$$

b) Wegen $\text{Rang}A = n$ und $\text{Null}(A) = \text{Null}A^T A$ gilt $\text{Rang}A^T A = n$ und $A^T A \in \mathbb{R}^{n \times n}$ ist umkehrbar. Damit gilt

$$\begin{aligned}A^T A x &= A^T b \\ \Leftrightarrow x &= (A^T A)^{-1} A^T b\end{aligned}$$

und mit der Eindeutigkeit von A^+ gilt

$$A^+ = (A^T A)^{-1} A^T$$

c)

$$\begin{aligned} \|A\|_2 &= \|USV^T\|_2 \\ &= \|S\|_2 \\ &= \sqrt{c_{\max}(S^T S)} \\ &= s_1 \\ \|A^+\|_2 &= \|VS^+U^T\|_2 \\ &= \|S^+\|_2 \\ &= \sqrt{c_{\max}(S^{+T} S^+)} \\ &= \frac{1}{s_r} \end{aligned}$$

■

Definition 10.4 Für $A \in \mathbb{R}^{m \times n}$ definieren wir

$$\text{Kond}_2(A) = \|A\|_2 \|A^+\|_2 = \frac{s_1}{s_r}$$

Lösen des Ausgleichsproblems

Satz 10.5 Sei $U^T A V = S$ mit $V = (v_1, \dots, v_n), U = (u_1, \dots, u_m)$. Die verallgemeinerte Lösung von $Ax = b$ ist

$$x = \sum_{i=1}^r \frac{\langle u_i, b \rangle}{s_i} v_i$$

Beweis. Sei x Lösung von $Ax = b$. Wegen

$$\begin{aligned} &x \text{ ist verallgemeinerte Lösung} \\ \iff &x \in (\text{Null} A)^\perp = \text{Bild} A^T = \text{Bild}(VS^T U^T) \\ \iff &x \in \text{Lin}(v_1, \dots, v_r) \\ \iff &\exists (y_1, \dots, y_r, 0, \dots, 0) \in \mathbb{R}^n : x = Vy \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} & A^T Ax = A^T b \\ \Leftrightarrow & VS^T U^T U S V^T V y = VS^T U^T b \\ \Leftrightarrow & S^T S y = S^T U^T b \\ \Leftrightarrow & \begin{pmatrix} s_1^2 y_1 \\ \vdots \\ s_r^2 y_r \\ 0 \\ \vdots \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} s_1 \langle u_1, b \rangle \\ \vdots \\ s_r \langle u_r, b \rangle \\ 0 \\ \vdots \end{pmatrix} \end{aligned}$$

d.h.

$$x = Vy = V \begin{pmatrix} \frac{\langle u_1, b \rangle}{s_1} \\ \vdots \\ \frac{\langle u_r, b \rangle}{s_r} \\ 0 \\ \vdots \end{pmatrix} = \sum_{i=1}^r \frac{\langle u_i, b \rangle}{s_i} v_i$$

■

11. Minimalität der verallgemeinerten Lösung

Es wird eine Linearkombination der Funktionen u_1, \dots, u_n gesucht, die die Messdaten $(x_1, y_1), \dots, (x_m, y_m)$ am "besten" beschreibt. Das heißt gesucht sind c_1, \dots, c_n mit $u = \sum_{j=1}^n c_j u_j$ und

$$\left\| \sum_{j=1}^m c_j u(x_j) - y_j \right\| \text{ ist minimal}$$

In Matrixschreibweise sucht man ein $c \in \mathbb{R}^n$ mit

$$\left\| \begin{pmatrix} u_1(x_1) & \dots & u_n(x_1) \\ \vdots & & \vdots \\ u_1(x_m) & \dots & u_n(x_m) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} c_1 \\ \vdots \\ c_n \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_m \end{pmatrix} \right\| \text{ ist minimal}$$

Wählt man die 2-Länge, so erhält man erneut die verallgemeinerte Lösung.

Satz 11.1 Sei $y = y_1 + y_2 \in V \oplus V^\perp$. Dann gilt

$$\|y\|_2^2 = \|y_1\|_2^2 + \|y_2\|_2^2$$

Beweis.

$$\begin{aligned} \|y\|_2^2 &= \langle y_1 + y_2, y_1 + y_2 \rangle \\ &= \langle y_1, y_1 \rangle + \underbrace{\langle y_1, y_2 \rangle}_{=0} + \underbrace{\langle y_2, y_1 \rangle}_{=0} + \langle y_2, y_2 \rangle \\ &= \|y_1\|_2^2 + \|y_2\|_2^2 \end{aligned}$$

■

Satz 11.2 Sei $A \in \mathbb{R}^{m \times n}$ und $b = b_1 + b_2 \in \text{Bild}A \oplus (\text{Bild}A)^\perp = \mathbb{R}^m$. Es gilt

$$Ax = b_1 \iff \|Ax - b\|_2 \text{ ist minimal}$$

Beweis. Da $Ax \in \text{Bild}A$ gilt

$$\|Ax - b\|_2^2 = \|Ax - b_1\|_2^2 + \|b_2\|_2^2$$

Wegen $\text{Bild}(A) = (\text{Null}A^T)^\perp$ ist A^T eins zu eins auf $\text{Bild}A$. Das ergibt

$$\begin{aligned} &\|Ax - b\|_2 \text{ ist minimal} \\ \xrightarrow{x \mapsto x^2 \text{ streng monoton}} &\|Ax - b\|_2^2 \text{ ist minimal} \\ \iff &\|Ax - b_1\|_2^2 + \underbrace{\|b_2\|_2^2}_{= \text{konstant}} \text{ ist minimal} \\ \xrightarrow{b_1 \in \text{Bild}(A)} &\|Ax - b_1\|_2^2 = 0 \\ \iff &Ax = b_1 \end{aligned}$$

■

Satz 11.3 Sei x Lösung von $Ax = b_1$. Dann gilt

$$x \in (NullA)^\perp \iff \|x\|_2 \text{ ist minimal}$$

Beweis. Sei

$$x = x_1 + x_2 \in (NullA)^\perp \oplus NullA$$

eine Lösung von $Ax = b_1$.

$$\begin{aligned} \|x\|_2^2 = \underbrace{\|x_1\|_2^2}_{= \text{konstant}} + \|x_2\|_2^2 \text{ ist minimal} &\iff \|x_2\|_2 = 0 \\ &\iff x_2 = 0 \\ &\iff x = x_1 \in (NullA)^\perp \end{aligned}$$

■

12. Ein Fixpunktsatz

Definition 12.1 \bar{x} heißt **Fixpunkt** von $T : D \rightarrow D \iff$

$$T\bar{x} = \bar{x}$$

Satz 12.2 Sei $D \subset U$ abgeschlossen und $T : D \rightarrow D$ Lipschitz-stetig mit $0 < L < 1$, d.h.

$$\forall x, y \in D : \|Tx - Ty\| \leq L \|x - y\|$$

Sei $x_0 \in D$ ein beliebiger Startwert und für $n \in \mathbb{N}_0$

$$x_{n+1} = Tx_n$$

Dann gilt

- a) T hat genau einen Fixpunkt $\bar{x} \in D$
 b) Für $p \in \mathbb{N}$ gilt

$$\|x_n - x_{n+p}\| \leq \frac{L^n}{1-L} \|x_1 - x_0\|$$

c) Die Folge $(T^n x_0)_n$ geht für jeden Startwert x_0 gegen den Fixpunkt \bar{x} , d.h.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} T^n x_0 = \bar{x}$$

d) Der Fehler nimmt monoton ab: Für $n \geq 1$ gilt

$$\|\bar{x} - x_n\| \leq L \|\bar{x} - x_{n-1}\|$$

e) Eine Abschätzung mit den Anfangswerten ist

$$\|\bar{x} - x_n\| \leq \frac{L^n}{1-L} \|x_1 - x_0\|$$

f) Eine Abschätzung mit den letzten berechneten Werten ist

$$\|\bar{x} - x_n\| \leq \frac{L}{1-L} \|x_n - x_{n-1}\|$$

Mit e) und f) erhält man ein Abbruchkriterium für die Verfahren.

Beweis. a) Seien y, z Fixpunkte. Dann gilt

$$\begin{aligned} \|y - z\| &\stackrel{\text{Fixpunkte}}{=} \|Ty - Tz\| \leq L \|y - z\| \\ 0 &\leq \|y - z\| \underbrace{(L - 1)}_{< 0} \\ 0 &= \|y - z\| \\ y &= z \end{aligned}$$

b) Es gilt

$$\|x_{n+1} - x_n\| \leq L^n \|x_1 - x_0\|$$

$n = 1$:

$$\|x_2 - x_1\| = \|Tx_1 - Tx_0\| \leq L \|x_1 - x_0\|$$

$n \rightarrow n + 1$:

$$\begin{aligned} \|x_{n+2} - x_{n+1}\| &= \|Tx_{n+1} - Tx_n\| \\ &\leq L \|x_{n+1} - x_n\| \\ &\stackrel{\text{Fall n}}{\leq} L \cdot L^n \|x_1 - x_0\| \\ &= L^{n+1} \|x_1 - x_0\| \end{aligned}$$

Damit folgt

$$\begin{aligned} \|x_{n+p} - x_n\| &\leq \left\| \sum_{i=1}^p (x_{n+i} - x_{n+i-1}) \right\| \\ &\leq \sum_{i=1}^p \|x_{n+i} - x_{n+i-1}\| \\ &\leq \sum_{i=0}^p L^{n+i} \|x_1 - x_0\| \\ &\leq L^n \|x_1 - x_0\| \sum_{i=0}^{\infty} L^i \\ &= \frac{L^n}{1-L} \|x_1 - x_0\| \end{aligned}$$

c) Somit ist $(x_n)_n$ eine Cauchyfolge.

Da D abgeschlossen ist in einem vollständigen Raum, ist D vollständig und die Cauchyfolge hat einen Grenzwert y

$$\lim_{n \rightarrow \infty} x_n = y$$

Wegen der Stetigkeit von T ist y ein Fixpunkt:

$$Ty = T(\lim_{n \rightarrow \infty} x_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} Tx_n = \lim_{n \rightarrow \infty} x_{n+1} = y$$

d)

$$\|\bar{x} - x_n\| \stackrel{\text{Fixpunkt}}{=} \|T\bar{x} - Tx_{n-1}\| \leq L \|\bar{x} - x_{n-1}\|$$

e) Wegen der Stetigkeit der Länge und wegen $\bar{x} = \lim_{p \rightarrow \infty} x_{n+p}$ gilt

$$\begin{aligned} \|\bar{x} - x_n\| &= \lim_{p \rightarrow \infty} \|x_n - x_{n+p}\| \\ &\stackrel{b)}{\leq} \frac{L^n}{1-L} \|x_1 - x_0\| \end{aligned}$$

f)

$$\begin{aligned}\|x_{n+p} - x_n\| &\leq \left\| \sum_{i=1}^p (x_{n+i} - x_{n+i-1}) \right\| \\ &\leq \sum_{i=1}^p \|x_{n+i} - x_{n+i-1}\| \\ &\leq \sum_{i=1}^p L^i \|x_n - x_{n-1}\| \\ &\leq L \cdot \|x_n - x_{n-1}\| \sum_{i=0}^{\infty} L^i \\ &= \frac{L}{1-L} \|x_n - x_{n-1}\|\end{aligned}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned}\|\bar{x} - x_n\| &= \lim_{p \rightarrow \infty} \|x_{n+p} - x_n\| \\ &\leq \frac{L}{1-L} \|x_n - x_{n-1}\|\end{aligned}$$

■

13. Wiederholtes Einsetzen

Man möchte $Ax = b$ durch eine Fixpunktgleichung lösen.
Sei $A = L + D + R$ und $M = D$ oder $M = L + D$ umkehrbar.

$$\begin{aligned} Ax = b &\iff Mx = (M - A)x + b \\ &\iff x = (1_n - M^{-1}A)x + M^{-1}b \end{aligned}$$

Man rechnet M^{-1} nicht explizit aus, sondern benutzt

$$Mx_{k+1} = (M - A)x_k + b$$

Satz 13.1 *Gilt*

$$\| 1_n - M^{-1}A \| < 1$$

so hat das Verfahren einen eindeutigen Grenzwert.

Beweis. Mit

$$F(x) := (1_n - M^{-1}A)x + M^{-1}b$$

gilt

$$\begin{aligned} \| F(y_1) - F(y_2) \| &= \| (1_n - M^{-1}A)(y_1 - y_2) \| \\ &= \| 1_n - M^{-1}A \| \| y_1 - y_2 \| \\ &< \| y_1 - y_2 \| \end{aligned}$$

und der Fixpunktsatz ist anwendbar. ■

Definition 13.2 Sei B eine $n \times n$ -Matrix. Der **Spektralradius von B** ist

$$r(B) := \max\{|c| : c \in \mathbb{C} \text{ ist Eigenwert von } B\}$$

Satz 13.3 Für $B \in \mathbb{R}^{n \times n}$ und jede durch eine Länge erzeugte Matrixlänge gilt

$$r(B) \leq \| B \|$$

Beweis. Ist c Eigenwert zum Eigenvektor u , so gilt

$$\begin{aligned} |c| \| u \| &= \| cu \| \\ &= \| Bu \| \\ &\leq \| B \| \| u \| \end{aligned}$$

d.h.

$$\begin{aligned} \text{Für alle Eigenwerte } c \text{ gilt: } |c| &\leq \| B \| \\ r(B) &\leq \| B \| \end{aligned}$$

■

Satz 13.4 Sei $A \in M(n \times n, \mathbb{C})$. Für alle $\varepsilon > 0$ gibt es eine durch eine Länge erzeugte Matrixlänge $\|\cdot\|_{A,\varepsilon}$ auf \mathbb{C}^n sodaß

$$\|A\|_{A,\varepsilon} \leq r(A) + \varepsilon$$

Beweis. Sei $J = P^{-1}AP$ die Normalform von A

$$J = \begin{pmatrix} c_1 & m_1 & & 0 \\ & \ddots & \ddots & \\ & & \ddots & m_{n-1} \\ 0 & & & c_n \end{pmatrix}$$

mit den Eigenwerten c_k und mit $m_k \in \{0, 1\}$. Setze

$$D = \begin{pmatrix} 1 & & & 0 \\ & \varepsilon & & \\ & & \ddots & \\ 0 & & & \varepsilon^{n-1} \end{pmatrix}$$

dann gilt

$$\begin{aligned} D^{-1}JD &= \begin{pmatrix} 1 & & & \\ & \frac{1}{\varepsilon} & & \\ & & \ddots & \\ & & & \frac{1}{\varepsilon^{n-1}} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} c_1 & \varepsilon m_1 & & 0 \\ & \varepsilon c_2 & \varepsilon^2 m_2 & \\ & & \ddots & \ddots \\ & & & \varepsilon^{n-1} m_{n-1} \\ & & & \varepsilon^{n-1} c_n \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} c_1 & \varepsilon m_1 & & 0 \\ & \ddots & \ddots & \\ & & \ddots & \varepsilon m_{n-1} \\ 0 & & & c_n \end{pmatrix} \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} \|A\|_{(PD)^{-1}} &= \|D^{-1}P^{-1}APD\|_\infty \\ &= \|D^{-1}JD\|_\infty \\ &\leq |c_{max}| + \varepsilon \\ &= r(A) + \varepsilon \end{aligned}$$

■

Satz 13.5 Ist $T \in \mathbb{C}^{n \times n}$ umkehrbar, so sind gleichwertig:

- a) $\lim_{n \rightarrow \infty} \|T^n\| = 0$
- b) Für alle $u \in \mathbb{C}^n$ gilt: $\lim_{n \rightarrow \infty} \|T^n u\| = 0$
- c) $r(T) < 1$
- d) Es gibt eine Länge auf \mathbb{C}^n , sodaß für die erzeugte Matrixlänge gilt

$$\|T\| < 1$$

Das Verfahren hat einen Grenzwert $\iff r(T) < 1$.

Beweis. a) \Rightarrow b): Wegen $\lim_{n \rightarrow \infty} \|T^n\| = 0$ gilt

$$0 \leq \lim_{n \rightarrow \infty} \|T^n u\| \leq \|u\| \lim_{n \rightarrow \infty} \|T^n\| = 0$$

b) \Rightarrow c): Annahme $r(T) \geq 1$.

Dann existiert ein Eigenwert $c \in \mathbb{C}$ mit $|c| \geq 1$ zu einem Eigenvektor $0 \neq u \in \mathbb{C}^n$ mit $\|u\| = 1$. Wegen

$$\|T^n u\| = \|c^n u\| = |c|^n \|u\| \geq 1$$

gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \|T^n u\| = \lim_{n \rightarrow \infty} \|u\| \geq 1 \neq 0$$

im Widerspruch zur Voraussetzung.

c) \Rightarrow d): Zu $\varepsilon = \frac{1}{2}(1 - r(T))$ gibt es eine erzeugte Matrixlänge sodaß

$$\begin{aligned} \|T\|_{T,\varepsilon} &\leq r(T) + \varepsilon \\ &= r(T) + \frac{1 - r(T)}{2} \\ &= \frac{1 + r(T)}{2} < 1 \end{aligned}$$

d) \Rightarrow a):

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \|T^n\| \leq \lim_{n \rightarrow \infty} \|T\|^n = 0$$

■

Das Verfahren mit der Diagonalmatrix $M=D$

Sei $A=L+D+R$ und D umkehrbar.

$$\begin{aligned} Dx^{k+1} &= (D - A)x^k + b \\ x^{k+1} &= (I - D^{-1}A)x^k + D^{-1}b \end{aligned}$$

Für die einzelnen Zeilen gilt

$$x_i^{k+1} = \frac{1}{a_{ii}} \left(b_i - \sum_{l=1, l \neq i}^n a_{il} x_l^k \right)$$

Satz 13.6 Das Verfahren hat einen Grenzwert, wenn
a) das starke Zeilensummenkriterium erfüllt ist

$$\max_i \left(\sum_{k=1, k \neq i}^n \frac{|a_{ik}|}{|a_{ii}|} \right) < 1$$

b) das starke Spaltensummenkriterium erfüllt ist

$$\max_k \left(\sum_{i=1, i \neq k}^n \frac{|a_{ki}|}{|a_{ii}|} \right) < 1$$

Beweis. a)

$$\begin{aligned} r(1 - D^{-1}A) &\leq \|1 - D^{-1}A\|_\infty \\ &= \max_i \sum_{k=1}^n \left| \delta_{ik} - \frac{|a_{ik}|}{|a_{ii}|} \right| \\ &= \max_i \sum_{k=1, k \neq i}^n \frac{|a_{ik}|}{|a_{ii}|} \\ &< 1 \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned} r(1 - D^{-1}A) &\leq \|1 - D^{-1}A\|_1 \\ &= \max_k \sum_{i=1}^n \left| \delta_{ik} - \frac{|a_{ki}|}{|a_{ii}|} \right| \\ &= \max_k \sum_{i=1, i \neq k}^n \frac{|a_{ki}|}{|a_{ii}|} \\ &< 1 \end{aligned}$$

■

Definition 13.7 a) Eine Matrix A heißt **zerlegbar** \iff
es gibt eine Zerlegung $N_1 + N_2 = \{1, \dots, n\}$ mit

$$\forall (i, k) \in N_1 \times N_2 : a_{ik} = 0$$

b) Der zugehörige Graph $G(A)$ mit den Knoten P_1, \dots, P_n und

$$P_j P_k \text{ ist gerichtete Kante} \iff a_{jk} \neq 0$$

heißt **zusammenhängend** \iff

$$\forall k, l \in \{1, \dots, n\} \exists i_1 = k, \dots, i_r = l \in \{1, \dots, n\}$$

$$\forall 1 \leq j \leq r-1 : a_{i_j, i_{j+1}} \neq 0$$

Satz 13.8 Für $A \in \mathbb{R}^{n \times n}$ sind gleichwertig:

a) A ist zerlegbar.

b) Der Graph $G(A)$ ist nicht zusammenhängend.

c) Es gibt eine Vertauschungsmatrix $Q \in \mathbb{R}^{n \times n}$, sodaß gilt

$$Q^T A Q = \begin{pmatrix} A_{11} & 0 \\ A_{21} & A_{22} \end{pmatrix}$$

Beweis. a) \Rightarrow b): Sei

$$\forall (k, l) \in N_1 \times N_2 : a_{kl} = 0$$

Annahme: $G(A)$ ist zusammenhängend, d.h. $\exists i_1 = k, \dots, i_r = l \in \{1, \dots, n\}$

$$\forall 1 \leq j \leq r-1 : a_{i_j, i_{j+1}} \neq 0$$

Wähle das kleinste j mit $i_j \in N_1$ und $i_{j+1} \in N_2$. Dann gilt

$$a_{i_j, i_{j+1}} \neq 0 \text{ da der Graph zusammenhängend ist}$$

$$a_{i_j, i_{j+1}} = 0 \text{ da } i_j \in N_1, i_{j+1} \in N_2$$

ein Widerspruch.

b) \Rightarrow a): Sei $G(A)$ nicht zusammenhängend.

Dann gibt es j, k sodaß zwischen P_j und P_k kein Pfad existiert. Sei

$$N_1 := \{l : \text{es gibt einen Pfad zwischen } P_j \text{ und } P_l\} \cup \{j\}$$

$$N_2 := N \setminus N_1$$

Dann gilt $k \in N_2$ und

$$N_1 \neq \emptyset, \text{ da } j \in N_1$$

$$N_2 \neq \emptyset, \text{ da } k \in N_2$$

$$N = N_1 \cup N_2$$

$$\emptyset = N_1 \cap N_2$$

Sei $(i, l) \in N_1 \times N_2$.

Wäre $a_{il} \neq 0$, so gäbe es einen Pfad von P_j über P_i nach P_l und somit $l \in N_1$, ein Widerspruch. Deshalb gilt

$$\forall (i, l) \in N_1 \times N_2 : a_{il} = 0$$

a) \Rightarrow c): Sei

$$N_1 := \{P_{s_1}, \dots, P_{s_k}\}$$

$$N_2 := \{P_{s_{k+1}}, \dots, P_{s_n}\}$$

Konstruiere die Matrix Q durch

$$\forall i = 1, \dots, n : Q(e_i) = e_{s_i}$$

Wegen

$$\begin{aligned} (Q^T A Q)_{ij} &= e_i^T Q^T A Q e_j \\ &= e_{s_i}^T A e_{s_j} \\ &= a_{s_i s_j} \\ &= 0 \text{ für } 1 \leq i \leq k \text{ und } k+1 \leq j \leq n \end{aligned}$$

gilt

$$Q^T A Q = \begin{pmatrix} A_{11} & 0 \\ A_{21} & A_{22} \end{pmatrix}$$

c) \Rightarrow a): Mit $Q(e_i) = e_{s_i}$ setze

$$\begin{aligned} N_1 &:= \{P_{s_1}, \dots, P_{s_k}\} \\ N_2 &:= \{P_{s_{k+1}}, \dots, P_{s_n}\} \end{aligned}$$

■

Satz 13.9 *Ist die Matrix unzerlegbar und das schwache Zeilensummenkriterium erfüllt, d.h.*

$$\begin{aligned} \max_i \sum_{k=1, k \neq i}^n \frac{|a_{ik}|}{|a_{ii}|} &\leq 1 \\ \exists r \in \{1, \dots, n\} : \sum_{k=1, k \neq r}^n \frac{|a_{rk}|}{|a_{rr}|} &< 1 \end{aligned}$$

so hat das Verfahren einen Grenzwert.

Beweis. Da A unzerlegbar ist, gilt:

Für alle Zerlegungen $N_1 + N_2 = \{1, \dots, n\}$ gilt

$$\exists (i, k) \in N_1 \times N_2 : a_{ik} \neq 0$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} \sum_{k \neq i} |a_{ik}| &> 0 \\ |a_{ii}| &\geq \sum_{k \neq i} |a_{ik}| > 0 \end{aligned}$$

und wieder

$$\begin{aligned} r(1 - D^{-1}A) &\leq \|1 - D^{-1}A\|_\infty \\ &= \max_i \sum_{k \neq i} \frac{|a_{ik}|}{|a_{ii}|} \\ &\leq 1 \end{aligned}$$

Annahme: $1 - D^{-1}A$ hat einen Eigenwert $c \in \mathbb{C}$ zum Eigenvektor $v \in \mathbb{C}^n$ mit $|c| = 1$.

Sei $\|v\|_\infty = 1$, d.h.

$$\exists 1 \leq s \leq n : |v_s| = 1$$

Für $1 \leq i \leq n$ gilt

$$\begin{aligned} cv_i &\stackrel{\text{Eigenvektor}}{=} (1 - D^{-1}A)v_i \\ &= \sum_{k=1}^n \left(\delta_{ik} - \frac{a_{ik}}{a_{ii}} \right) v_k \\ &= \sum_{k=1, k \neq i}^n \frac{a_{ik}}{a_{ii}} v_k \end{aligned}$$

Das ergibt

$$|v_i| = |cv_i| \leq \frac{1}{|a_{ii}|} \sum_{k \neq i} |a_{ik}| |v_k|$$

Da $G(A)$ zusammenhängend ist, existiert ein Pfad zwischen P_s und P_r , sodaß

$$\begin{aligned} s = l_0, \dots, l_L &= r \\ \forall 0 \leq i \leq L-1 : a_{l_i, l_{i+1}} &\neq 0 \end{aligned}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} |v_{l_L}| = |v_r| &\leq \frac{1}{|a_{rr}|} \sum_{k=1, k \neq r}^n |a_{rk}| |v_k| \\ &\leq \frac{\|v\|_\infty}{|a_{rr}|} \sum_{k=1, k \neq r}^n |a_{rk}| \\ &\stackrel{\text{Vor}}{<} \|v\|_\infty \end{aligned}$$

und für $j = 1, \dots, L$

$$\begin{aligned}
 |v_{l_{L-j}}| &\leq \frac{1}{|a_{l_{L-j}l_{L-j}}|} \sum_{k=1, l_L \neq k \neq l_{L-j}}^n |a_{l_{L-j}k}| |v_k| + |a_{l_{L-j}l_L}| \underbrace{|v_{l_L}|}_{< \|v\|_\infty} \\
 &< \frac{\|v\|_\infty}{|a_{l_{L-j}l_{L-j}}|} \sum_{k=1, l_L \neq k}^n |a_{l_{L-j}k}| \\
 &\leq \|v\|_\infty
 \end{aligned}$$

Das ergibt den Widerspruch

$$\|v\|_\infty = |v_s| = |v_{l_0}| < \|v\|_\infty$$

Somit gilt

$$r(1 - D^{-1}A) < 1$$

■

Das Verfahren mit der linken unteren Dreiecksmatrix $M=L+D$

Sei $A=L+D+R$ und $L+D$ umkehrbar.

$$\begin{aligned}
 (L+D)x^{k+1} &= \underbrace{(L+D-A)}_{=-R} x^k + b \\
 x^{k+1} &= -(L+D)^{-1} R x^k - (L+D)^{-1} b
 \end{aligned}$$

Die Berechnung geht mit

$$\begin{aligned}
 x^{k+1} &= D^{-1}(b - R x^k - L x^{k+1}) \\
 x_i^{k+1} &= \frac{1}{a_{ii}} \left(b_i - \sum_{l=1}^{i-1} a_{il} x_l^{k+1} - \sum_{l=i+1}^n a_{il} x_l^k \right)
 \end{aligned}$$

Im Verfahren mit $M=D$ wurden nur die alten Werte x^k verwendet:

$$x_i^{k+1} = \frac{1}{a_{ii}} \left(b_i - \sum_{l=1}^{i-1} a_{il} x_l^k - \sum_{l=i+1}^n a_{il} x_l^k \right)$$

Satz 13.10 *Erfüllt A das starke Zeilensummenkriterium*

$$\max_i \sum_{k=1, k \neq i}^n \frac{|a_{ik}|}{|a_{ii}|} < 1$$

so hat das Verfahren einen Grenzwert.

Beweis. Sei $\|x\|_\infty = 1$ und

$$q = \max_i \sum_{k \neq i} \frac{|a_{ik}|}{|a_{ii}|} < 1$$

$i = 1$:

$$\begin{aligned} |y_1| &= \left| -\frac{1}{a_{11}} \sum_{k=2}^n a_{1k} x_k \right| \\ &\leq \frac{1}{|a_{11}|} \sum_{k=2}^n |a_{1k}| \underbrace{|x_k|}_{\leq 1} \\ &\leq q \end{aligned}$$

$i - 1 \rightarrow i$:

$$\begin{aligned} |y_i| &= \left| -\frac{1}{a_{ii}} \left(\sum_{k=i+1}^n a_{ik} x_k + \sum_{k=1}^{i-1} a_{ik} y_k \right) \right| \\ &\leq \frac{1}{|a_{ii}|} \left(\sum_{k=i+1}^n |a_{ik}| \underbrace{|x_k|}_{\leq 1} + \sum_{k=1}^{i-1} |a_{ik}| \underbrace{|y_k|}_{\leq q \leq 1} \right) \\ &\leq \frac{\sum_{k \neq i} |a_{ik}|}{|a_{ii}|} \leq q \end{aligned}$$

und somit

$$\|-(L+D)^{-1}R\|_\infty = \sup_{\|x\|_\infty=1} \|-(L+D)^{-1}Rx\|_\infty \leq q < 1$$

■

Satz 13.11 *Ist A positiv definit, so hat das Verfahren einen Grenzwert. (Dieser Satz gilt nicht für das Verfahren mit $M=D$.)*

Beweis. Sei $A = L + D + R$ mit $L = R^T$.

Sei c Eigenwert von $-(L+D)^{-1}R$ zum Eigenvektor x mit $\|x\|_2 = 1$, d.h.

$$\begin{aligned} -(L+D)^{-1}Rx &= cx \\ -Rx &= c(L+D)x = c(A-R)x \\ -Rx &= cAx - cRx \end{aligned}$$

Sei y_1, \dots, y_n eine senkrechte Basis mit Länge 1 aus Eigenvektoren von A und $x = \sum_{i=1}^n s_i y_i$.

Da A positiv definit ist, gilt

$$\begin{aligned}
 a &:= \langle Ax, x \rangle \\
 &= \left\langle A \sum_{i=1}^n s_i y_i, \sum_{j=1}^n s_j y_j \right\rangle \\
 &= \sum_{i,j=1}^n s_i s_j \langle Ay_i, y_j \rangle = \sum_{i=1}^n s_i^2 c_i \\
 &\geq c_{\min}(A) \underbrace{\sum_{i=1}^n s_i^2}_{=1} = c_{\min}(A) \\
 r &:= \langle Rx, x \rangle = r_1 + ir_2 \in \mathbb{C} \\
 d &= \langle Dx, x \rangle = \sum_{i=1}^n a_{ii} x_i \bar{x}_i \\
 &\geq \min_{i=1}^n a_{ii} \cdot \underbrace{\|x\|_2^2}_{=1} \\
 &= \min_{i=1}^n a_{ii} \stackrel{\text{pos.def.}}{>} 0
 \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}
 a &= \langle Ax, x \rangle = \langle R^T x, x \rangle + \langle Dx, x \rangle + \langle Rx, x \rangle \\
 &= d + r_1 + ir_2 + r_1 - ir_2 \\
 &= d + 2r_1 \\
 (a - r_1)^2 &= (d + r_1)^2 = d^2 + 2dr_1 + r_1^2 \\
 &= d(a - 2r_1) + 2dr_1 + r_1^2 \\
 &= da + r_1^2 \\
 &\geq \min_{i=1}^n a_{ii} \cdot c_{\min}(A) + r_1^2
 \end{aligned}$$

Mit

$$\begin{aligned}
 -r &= -\langle Rx, x \rangle \\
 &\stackrel{\text{s.o.}}{=} c \langle Ax, x \rangle - c \langle Rx, x \rangle \\
 &= c(a - r)
 \end{aligned}$$

folgt

$$a - r \neq 0$$

Denn aus $a - r = 0$ folgt $r = 0$ und $a = r = 0$ ein Widerspruch zu $a > 0$.
Damit ergibt sich

$$\begin{aligned}c &= \frac{-r}{a-r} \\|c|^2 &= \frac{r\bar{r}}{(a-r)\overline{(a-r)}} \\&= \frac{r_1^2 + r_2^2}{(a-r_1)^2 + r_2^2} \\&\leq \frac{r_1^2 + r_2^2}{c_{\min}(A) \cdot \min_{i=1}^n a_{ii} + r_1^2 + r_2^2} \\&< 1\end{aligned}$$

Somit gilt

$$r(-(L+D)^{-1}R) < 1$$

■

14. Nullstellen von nichtlinearen Gleichungen

Sei $f \in C[a, b]$ mit $f(a)f(b) < 0$. Dann hat f eine Nullstelle in (a, b) .
Wir betrachten Verfahren, um eine Nullstelle von $f : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^n$ zu finden.

1.) Das Intervallschachtelungsverfahren

Beginne im 0-ten Schritt mit

$$\begin{aligned}a_0 &:= a \\b_0 &:= b \\x_0 &:= \frac{a_0 + b_0}{2}\end{aligned}$$

Im n -ten Schritt:

$$x_n := \frac{a_n + b_n}{2}$$

Für $f(a_n)f(x_n) = 0$ setze $b_n = x_n$ und breche das Verfahren ab.

Für $f(a_n)f(x_n) < 0$ setze

$$\begin{aligned}a_{n+1} &:= a_n \\b_{n+1} &:= x_n\end{aligned}$$

Für $f(a_n)f(x_n) > 0$ setze

$$\begin{aligned}a_{n+1} &:= x_n \\b_{n+1} &:= b_n\end{aligned}$$

Satz 14.1 Für diese Folge gilt

$$\begin{aligned}\lim_{n \rightarrow \infty} a_n &= \lim_{n \rightarrow \infty} b_n = \lim_{n \rightarrow \infty} x_n = x^* \\f(x^*) &= 0 \\|x_n - x^*| &\leq 2^{-(n+1)}|b - a|\end{aligned}$$

Beweis. a) Da $(a_n)_n$ monoton wachsend und $(b_n)_n$ monoton fallend sind und

$$\begin{aligned}a_n &\leq b \\b_n &\geq a\end{aligned}$$

haben beide Folgen einen Grenzwert A und B . Wegen

$$\begin{aligned}a_n &\leq x_n \leq b_n \\ \lim_{n \rightarrow \infty} a_n &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} x_n \leq \lim_{n \rightarrow \infty} b_n \\ 0 &\leq b_n - a_n = 2^{-n}(b - a) \\ 0 &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} (b_n - a_n) = \lim_{n \rightarrow \infty} 2^{-n}(b - a) = 0\end{aligned}$$

folgt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} a_n = \lim_{n \rightarrow \infty} b_n = \lim_{n \rightarrow \infty} x_n$$

b) Da f stetig ist, gilt

$$\begin{aligned} f(\lim_{n \rightarrow \infty} a_n) &= \lim_{n \rightarrow \infty} f(a_n) \\ f(\lim_{n \rightarrow \infty} b_n) &= \lim_{n \rightarrow \infty} f(b_n) \\ 0 \leq f(x^*)^2 &= \lim_{n \rightarrow \infty} \underbrace{f(a_n)f(b_n)}_{\leq 0} \leq 0 \\ f(x^*) &= 0 \end{aligned}$$

c) Wegen

$$a_n \leq x_n, x^* \leq b_n$$

folgt

$$\begin{aligned} |x_n - x^*| &\leq \frac{1}{2}|b_n - a_n| \\ &\leq \frac{1}{2^{n+1}}(b - a) \end{aligned}$$

■

Bemerkung 14.2 a) Man benötigt etwa 3 Schritte für ein Dezimalstelle Genauigkeit

b) Das Verfahren ist robust.

c) Der Aufwand pro Schritt ist eine Auswertung von f

Beweis. a)

$$2^3 = 8 \approx 10$$

■

2.) Das Tangentenverfahren

Ist f differenzierbar und ist x_k schon nahe an einer Nullstelle x^* , so gilt nach der Definition der Differenzierbarkeit

$$\begin{aligned} 0 &= f(x^*) \\ &= f(x_k) + f'(x_k)(x^* - x_k) + O(|x^* - x_k|^2) \\ &\approx f(x_k) + f'(x_k)(x^* - x_k) \end{aligned}$$

Deshalb definiert man als Verfahren

$$\begin{aligned} 0 &= f(x_k) + f'(x_k)(x_{k+1} - x_k) \\ x_{k+1} &= x_k - \frac{f(x_k)}{f'(x_k)} \end{aligned}$$

Man wählt also die Nullstelle der Tangente bei x_k als nächste Näherung x_{k+1} .

Satz 14.3 Sei $f \in C^2(a, b)$ und x^* eine Nullstelle von f . Gilt

$$\begin{aligned} m &:= \min_{a \leq x \leq b} |f'(x)| > 0 \\ \frac{r \cdot \|f''(x)\|_{\infty, [a, b]}}{2m} &< 1 \end{aligned}$$

für ein $r > 0$ mit $B(x^*, r) \subset [a, b]$, so hat das Verfahren

$$x_{k+1} := x_k - \frac{f(x_k)}{f'(x_k)}$$

für jeden Startwert $x_0 \in B(x^*, r)$ einen Grenzwert und es gilt

$$\begin{aligned} |x_k - x^*| &\leq \frac{\|f''\|_{\infty, [a, b]}}{2m} |x_{k-1} - x^*| \\ &\leq \frac{2m}{\|f''\|_{\infty, [a, b]}} \left(\frac{\|f''(x)\|_{\infty, [a, b]} r}{2m} \right)^{2^k} \\ |x_k - x^*| &\leq \frac{1}{m} |f(x_k)| \\ &\leq \frac{\|f''\|_{\infty, [a, b]}}{2m} |x_k - x_{k-1}|^2 \end{aligned}$$

Die Nullstelle in $B(x^*, r)$ ist deshalb eindeutig.

Beweis. a) Mit der Definition der Differenzierbarkeit

$$f(y) = f(x) + f'(x)(y - x) + R(y, x)$$

und

$$\begin{aligned} u &:= x + s(y - x) \\ du &= (y - x)ds \\ y - u &= y - x - s(y - x) = (1 - s)(y - x) \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} R(y, x) &= \int_x^y f''(u)(y-u)du \\ &= (y-x)^2 \int_0^1 f''(x+s(y-x))(1-s)ds \end{aligned}$$

Das ergibt für $y, x \in B(x^*, r)$

$$\begin{aligned} |R(y, x)| &\leq |y-x|^2 \|f''\|_{\infty, [a, b]} \int_0^1 (1-s)ds \\ &= \frac{\|f''\|_{\infty, [a, b]}}{2} |y-x|^2 \end{aligned}$$

b) Die Folge $(x_k)_k$ bleibt in $B(x^*, r)$: Sei $x \in B(x^*, r)$.

$$\begin{aligned} |x_{k+1} - x^*| &= \left| (x_k - x^*) - \frac{f(x_k)}{f'(x_k)} \right| \\ &= \frac{|f(x_k) - (x^* - x_k)f'(x_k)|}{|f'(x_k)|} \\ &\stackrel{f(x^*)=0}{\leq} \frac{|R(x^*, x_k)|}{m} \\ &\leq \underbrace{\frac{\|f''\|_{\infty, [a, b]}}{2m} |x_k - x^*|}_{<1} \underbrace{|x_k - x^*|}_{<r} < r \end{aligned}$$

c) Das ergibt

$$\frac{\|f''\|_{\infty, [a, b]}}{2m} |x_k - x^*| \leq \left(\frac{\|f''\|_{\infty, [a, b]}}{2m} |x_{k-1} - x^*| \right)^2$$

und

$$\begin{aligned} \frac{\|f''\|_{\infty, [a, b]}}{2m} |x_k - x^*| &\leq \left(\frac{\|f''\|_{\infty, [a, b]}}{2m} |x_0 - x^*| \right)^{2^k} \\ |x_k - x^*| &\leq \frac{2m}{\|f''\|_{\infty, [a, b]}} \left(\frac{\|f''\|_{\infty, [a, b]} r}{2m} \right)^{2^k} \end{aligned}$$

d) Mit

$$\begin{aligned} f(x_k) &= \underbrace{f(x_{k-1}) + (x_k - x_{k-1})f'(x_{k-1})}_{=0, \text{ nach Wahl von } x_k} + R(x_k, x_{k-1}) \\ &= R(x_k, x_{k-1}) \\ f'(s) &= \frac{f(x_k) - f(x^*)}{x_k - x^*} \end{aligned}$$

ergibt sich

$$\begin{aligned} |x_k - x^*| &= \left| \frac{x_k - x^*}{f(x_k) - f(x^*)} \right| |f(x_k) - f(x^*)| \\ &\leq \frac{|f(x_k) - f(x^*)|}{m} \\ &= \frac{|f(x_k)|}{m} \\ &= \frac{|R(x_k, x_{k-1})|}{m} \\ &\stackrel{a)}{\leq} \frac{\|f''\|_{\infty, [a, b]}}{2m} |x_k - x_{k-1}|^2 \end{aligned}$$

■

3.) Das Sekantenverfahren

Der Nachteil des Tangentenverfahrens ist die Auswertung von $f'(x_k)$.
Man ersetzt sie durch einen Bruch

$$f'(x_k) \approx \frac{f(x_k) - f(x_{k-1})}{x_k - x_{k-1}}$$

Das ergibt das folgende Verfahren

$$x_{k+1} = x_k - f(x_k) \frac{x_k - x_{k-1}}{f(x_k) - f(x_{k-1})}$$

Man wählt also die Nullstelle der Sekante als nächsten Wert x_{k+1} .

Satz 14.4 Sei $(a_n)_n$ eine Folge mit $0 \leq a_0, a_1 < 1$ und $a_{i+1} \leq a_i a_{i-1}$. Aus

$$\begin{aligned} q &:= \frac{1 + \sqrt{5}}{2} \approx 1,618 \\ K &:= \max(a_0, \sqrt[5]{a_1}) < 1 \end{aligned}$$

folgt

$$a_i \leq K^{q^i}$$

Beweis.

$$\begin{aligned} q^2 - q - 1 &= \left(\frac{1 + \sqrt{5}}{2} \right)^2 - \frac{1 + \sqrt{5}}{2} - 1 \\ &= \frac{1}{4} (1 + 2\sqrt{5} + 5 - 2(1 + \sqrt{5}) - 4) \\ &= 0 \\ q^2 &= q + 1 \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}
 a_0 &\leq \max(a_0, \sqrt[q]{a_1}) = K = K^{q^0} \\
 a_1 &\leq \max(a_0^q, a_1) = K^{q^1} \\
 a_{i+1} &\leq a_i a_{i-1} \leq K^{q^i} K^{q^{i-1}} \\
 &= K^{q^i + q^{i-1}} = K^{q^{i-1}(q+1)} \\
 &= K^{q^{i-1}q^2} = K^{q^{i+1}}
 \end{aligned}$$

■

Satz 14.5 Sei $f \in C^2(a, b)$ und x^* eine Nullstelle von f . Gilt

$$\begin{aligned}
 m &:= \min_{a \leq x \leq b} |f'(x)| > 0 \\
 K &:= \sqrt[5]{\frac{r \cdot \|f''(x)\|_{\infty, [a, b]}}{2m}} < 1
 \end{aligned}$$

für ein $r > 0$ mit $B(x^*, r) \subset [a, b]$, so hat das Verfahren für beliebige unterschiedliche Startwerte $x_0, x_1 \in B(x^*, r)$ einen Grenzwert

$$|x_k - x^*| \leq \frac{2m}{\|f''(x)\|_{\infty, [a, b]}} K^{\left(\frac{1+\sqrt{5}}{2}\right)^k}$$

Beweis. Mit den dividierten Differenzen des nächsten Kapitels folgt

$$\begin{aligned}
 & \frac{x_{i+1} - x^*}{\frac{D_{ef}}{x_i - x^* - f(x_i)} \frac{x_i - x_{i-1}}{f(x_i) - f(x_{i-1})}} \\
 &= (x_i - x^*) \left(1 - \frac{\overbrace{f(x_i) - f(x^*)}^{=0}}{x_i - x^*} \frac{x_i - x_{i-1}}{f(x_i) - f(x_{i-1})} \right) \\
 & \stackrel{\frac{f(x_i) - f(x_{i-1})}{x_i - x_{i-1}} = f'(s_1)}{=} \frac{x_i - x^*}{f'(s_1)} \left(\frac{f(x_i) - f(x_{i-1})}{x_i - x_{i-1}} - \frac{f(x_i) - f(x^*)}{x_i - x^*} \right) \\
 &= \frac{x_i - x^*}{f'(s_1)} (f[x_{i-1}, x_i] - f[x_i, x^*]) \\
 &= \frac{(x_i - x^*)(x_{i-1} - x^*)}{f'(s_1)} f[x_{i-1}, x_i, x^*] \\
 &= \frac{(x_i - x^*)(x_{i-1} - x^*)}{2f'(s_1)} f''(s_2)
 \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} & \frac{\|f''(x)\|_{\infty,[a,b]}}{2m} |x_{i+1} - x^*| \\ \leq & \frac{\|f''(x)\|_{\infty,[a,b]}}{2m} |x_i - x^*| \frac{\|f''(x)\|_{\infty,[a,b]}}{2m} |x_{i-1} - x^*| \end{aligned}$$

Für $r < \frac{2m}{\|f''(x)\|_{\infty,[a,b]}}$ und $x_0, x_1 \in B(x^*, r)$ gilt

$$\begin{aligned} a_0 & := \frac{\|f''(x)\|_{\infty,[a,b]}}{2m} |x_0 - x^*| < 1 \\ a_1 & := \frac{\|f''(x)\|_{\infty,[a,b]}}{2m} |x_1 - x^*| < 1 \\ a_{i+1} & \leq a_i a_{i-1} \end{aligned}$$

und mit

$$\begin{aligned} q & := \frac{1 + \sqrt{5}}{2} \\ K & := \max(a_0, \sqrt[5]{a_1}) < 1 \end{aligned}$$

folgt

$$a_i \leq K^{q^i}$$

■

15. Anpassung mit Polynomen

Satz 15.1 a) Die Polynome vom Grad n

$$P_n := \left\{ \sum_{i=0}^n a_i x^i \mid a_i \in \mathbb{C} \right\}$$

sind ein Vektorraum.

b) Ein Polynom $0 \neq p \in P_n$ mit $a_n \neq 0$ hat genau n Nullstellen und es gibt ein eindeutiges $a_n \in \mathbb{R}$ mit

$$p(x) = a_n \prod_{j=1}^n (x - x_j)$$

c) Ein Polynom $p_n \in P_n$ mit $n + 1$ Nullstellen ist das Nullpolynom.

d) $\dim P_n = n + 1$

Beweis. a) Seien $\sum_{i=0}^n a_i x^i, \sum_{i=0}^n b_i x^i \in P_n$ und $c \in \mathbb{C}$. Dann gilt

$$c \sum_{i=0}^n a_i x^i + \sum_{i=0}^n b_i x^i = \sum_{i=0}^n (ca_i + b_i) x^i \in P_n$$

b) Über \mathbb{C} zerfällt das Polynom, d.h. es gibt x_1, \dots, x_n mit

$$\sum_{i=0}^n a_i x^i = a_n \prod_{j=1}^n (x - x_j)$$

c) Seien x_0, \dots, x_n die paarweise verschiedenen Nullstellen von $p_n \in P_n$. Nach b) gilt

$$p(x) = a_n \prod_{j=1}^n (x - x_j)$$

und somit

$$0 \stackrel{Vor}{\equiv} p(x_0) = a_n \underbrace{\prod_{j=1}^n (x_0 - x_j)}_{\neq 0}$$

$$a_n = 0$$

$$p_n \equiv 0$$

d) $1, x, \dots, x^n$ sind ein Erzeugendensystem. Sei

$$\sum_{i=0}^n a_i x^i \equiv 0$$

Dann hat $\sum_{i=0}^n a_i x^i \geq n+1$ Nullstellen und ist das Nullpolynom.
Somit gilt

$$a_0 = \dots = a_n = 0$$

und $1, x, \dots, x^n$ sind linear unabhängig. ■

Satz 15.2 Zu gegebenen Daten $(x_0, y_0), \dots, (x_n, y_n)$ mit paarweise verschiedenen x_i suchen wir ein Polynom p mit minimalem Grad n , sodaf

$$p(x_i) = y_i \text{ f\u00fcr } 0 \leq i \leq n$$

Mit einer Basis g_0, \dots, g_n von P_n ist das gleichwertig zur L\u00f6sung des linearen Gleichungssystems

$$\begin{pmatrix} g_0(x_0) & \dots & g_n(x_0) \\ \vdots & & \vdots \\ g_0(x_n) & \dots & g_n(x_n) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b_0 \\ \vdots \\ b_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} y_0 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}$$

Beweis. F\u00fcr

$$p = \sum_{k=0}^n b_k g_k$$

gilt

$$\begin{aligned} Ab = y &\iff \sum_{k=0}^n g_k(x_i) b_k = y_i \text{ f\u00fcr } 0 \leq i \leq n \\ &\iff \left(\sum_{k=0}^n b_k g_k \right) (x_i) = y_i \text{ f\u00fcr } 0 \leq i \leq n \\ &\iff p(x_i) = y_i \text{ f\u00fcr } 0 \leq i \leq n \end{aligned}$$

■

Satz 15.3 Sind die x_0, \dots, x_n paarweise verschieden, so ist $p_n \in P_n$ eindeutig.

Beweis. Die Matrix A ist eins zu eins: Sei

$$\sum_{k=0}^n b_k g_k(x_i) = 0 \text{ f\u00fcr } 0 \leq i \leq n$$

p hat damit die $n+1$ Nullstellen x_0, \dots, x_n und somit gilt

$$\begin{aligned} p &\equiv 0 \\ a_i &= 0 \text{ f\u00fcr } 0 \leq i \leq n \end{aligned}$$

Da $A \in M(n+1 \times n+1, \mathbb{C})$ eins zu eins ist, ist A umkehrbar.
Damit folgt die Existenz und Eindeutigkeit aus

$$b = A^{-1}y$$

■

Satz 15.4 *Das Polynom ändert sich nicht bei Umnummerierung der Daten.*

Beweis. Bei Umnummerierung der Daten werden nur die Zeilen des linearen Gleichungssystems vertauscht.

Das ändert nichts an der Lösung ■

1.) A ist die Einheitsmatrix

$Ab = y$ ist am einfachsten zu lösen für $A = 1_n$. Dazu benötigen wir eine Basis von P_n mit

$$\begin{aligned} g_k(x_k) &= 1 \\ g_k(x_j) &= 0 \text{ für } j \neq k \end{aligned}$$

Satz 15.5 *Die Polynome*

$$L_k^n(x) := \prod_{i=0, i \neq k}^n \frac{x - x_i}{x_k - x_i}$$

sind eine Basis von P_n mit

$$\begin{aligned} L_k^n(x_k) &= 1 \\ L_k^n(x_j) &= 0 \text{ für } j \neq k \end{aligned}$$

Beweis. Konstruktion der Polynome: Mit dem Ansatz

$$L_k^n(x) = c \prod_{i=0, i \neq k}^n (x - x_i)$$

erzwingt man

$$L_k^n(x_i) = 0 \text{ für } i \neq k$$

Mit

$$1 \stackrel{!}{=} L_k^n(x_k) = c \prod_{i=0, i \neq k}^n (x_k - x_i)$$

ergibt sich

$$c = \frac{1}{\prod_{i=0, i \neq k}^n (x_k - x_i)}$$

Nachrechnen der Eigenschaften: Es gilt

$$L_k^n(x_k) := \prod_{i=0, i \neq k}^n \underbrace{\frac{x_k - x_i}{x_k - x_i}}_{=1} = 1$$

$$L_k^n(x_j) := \frac{\overbrace{x_j - x_j}^{=0}}{x_j - x_i} \prod_{i=0, j \neq i \neq k}^n \frac{x_j - x_i}{x_k - x_i} = 0 \text{ für } j \neq k$$

L_0, \dots, L_n sind linear unabhängig: Für $j = 0, \dots, n$ gilt

$$0 = \sum_{k=0}^n a_k L_k^n(x_j) = a_j$$

d.h.

$$a_j = 0 \text{ für } 0 \leq j \leq n$$

Die $n + 1$ linear unabhängigen Polynome L_0^n, \dots, L_n^n bilden eine Basis von P_n . ■

Satz 15.6 Das Polynom zu $(x_0, y_0), \dots, (x_n, y_n)$ ist

$$p(x) = \sum_{k=0}^n y_k \prod_{i=0, i \neq k}^n \frac{x - x_i}{x_k - x_i}$$

Beweis. Wegen

$$\sum_{k=0}^n y_k \prod_{i=0, i \neq k}^n \frac{x - x_i}{x_k - x_i} \in P_n$$

$$\sum_{k=0}^n y_k \prod_{i=0, i \neq k}^n \frac{x_j - x_i}{x_k - x_i} = y_j \text{ für } 0 \leq j \leq n$$

ist es das eindeutige Polynom zu $(x_0, y_0), \dots, (x_n, y_n)$. ■

Bemerkung 15.7 Das Polynom läßt sich mit dieser Basis einfach angeben.

Der Nachteil ist, dass sich die Basispolynome ändern, wenn weitere x_k hinzugenommen werden.

2.) A ist eine linke untere Dreiecksmatrix

A ist eine linke untere Dreiecksmatrix \iff

$$g_k(x_i) = 0 \text{ für } i < k$$

Satz 15.8 Mit der Basis von P_n

$$\begin{aligned} N_0^n(x) &= 1 \\ N_k^n(x) &:= \prod_{j=0}^{k-1} (x - x_j) \text{ für } 1 \leq k \leq n \end{aligned}$$

gilt

$$N_k^n(x_i) = 0 \text{ für } k > i$$

Beweis. N_0^n, \dots, N_n^n sind linear unabhängig: Sei

$$\sum_{k=0}^n a_k N_k^n \equiv 0$$

Setze der Reihe nach die Stützstellen ein.

$i = 0$:

$$\begin{aligned} 0 &\stackrel{Vor}{=} \sum_{k=0}^n a_k N_k^n(x_0) = a_0 \cdot 1 + \sum_{k=1}^n a_k \underbrace{\prod_{j=0}^{k-1} (x_0 - x_j)}_{=0} \\ &= a_0 \end{aligned}$$

$i - 1 \rightarrow i$: Aus

$$\begin{aligned} 0 &\stackrel{Vor}{=} \sum_{k=0}^{i-1} \underbrace{a_k}_{=0} N_k(x_i) + a_i N_i(x_i) + \sum_{k=i+1}^n a_k \underbrace{N_k(x_i)}_{=0} \\ &= a_i \underbrace{\prod_{j=0}^{i-1} (x_i - x_j)}_{\neq 0} \end{aligned}$$

folgt

$$a_i = 0$$

Damit sind die $n+1$ Polynome eine Basis von P_n . ■

Für

$$p(x) = \sum_{k=0}^n a_k N_k^n(x)$$

suchen wir ein Schema zur Berechnung der a_k .

Satz 15.9 Sei $p_{i,\dots,k}$ das eindeutige Polynom zu $(x_i, y_i), \dots, (x_k, y_k)$.
 Mit

$$p_{ii}(x) \equiv y_i$$

gilt

$$p_{i,\dots,k}(x) = \frac{(x - x_i)p_{i+1,\dots,k}(x) + (x_k - x)p_{i,\dots,k-1}(x)}{x_k - x_i}$$

Beweis. Zeige: Die rechte Seite ist $\in P_{k-i}$ und für $i \leq j \leq k$ nimmt sie in x_j den Wert y_j an.

$k - i = 1$: D.h. $k = i + 1$

$$\frac{(x - x_i)p_{i+1,i+1}(x) + (x_k - x)p_{ii}(x)}{x_k - x_i} = \frac{y_{i+1}(x - x_i) + y_i(x_{i+1} - x)}{x_{i+1} - x_i} \in P_1$$

$$\frac{\overbrace{y_{i+1}(x_i - x_i)}^{=0} + y_i(x_{i+1} - x_i)}{x_{i+1} - x_i} = y_i$$

$$\frac{y_{i+1}(x_{i+1} - x_i) + y_i \overbrace{(x_{i+1} - x_{i+1})}^{=0}}{x_{i+1} - x_i} = y_{i+1}$$

$k - i - 1 \rightarrow k - i$: Da

$$p_{i+1,\dots,k}(x) \in P_{k-i-1}$$

$$p_{i,\dots,k-1}(x) \in P_{k-i-1}$$

gilt

$$\frac{(x - x_i)p_{i+1,\dots,k}(x) + (x_k - x)p_{i,\dots,k-1}(x)}{x_k - x_i} \in P_{k-i}$$

Für $i < j < k$ ergibt sich

$$\frac{\overbrace{(x_i - x_i)}^{=0} p_{i+1,\dots,k}(x_i) + (x_k - x_i) \overbrace{p_{i,\dots,k-1}(x_i)}^{=y_i}}{x_k - x_i} = \frac{x_k - x_i}{x_k - x_i} y_i = y_i$$

$$\frac{(x_j - x_i) \overbrace{p_{i+1,\dots,k}(x_j)}^{=y_j} + (x_k - x_j) \overbrace{p_{i,\dots,k-1}(x_j)}^{=y_j}}{x_k - x_i} = \frac{x_j - x_i + x_k - x_j}{x_k - x_i} y_j = y_j$$

$$\frac{(x_k - x_i) \overbrace{p_{i+1,\dots,k}(x_k)}^{=y_k} + \overbrace{(x_k - x_k)}^{=0} p_{i,\dots,k-1}(x_k)}{x_k - x_i} = \frac{x_k - x_i}{x_k - x_i} y_k = y_k$$

Damit ist die rechte Seite das eindeutige Polynom zu $(x_i, y_i), \dots, (x_k, y_k)$ und somit gleich $p_{i,\dots,k}$ ■

Definition 15.10 Der eindeutige höchste Koeffizient des Polynoms zu den Daten

$$(x_i, f(x_i)), \dots, (x_{i+k}, f(x_{i+k}))$$

heißt ***k*-te dividierte Differenz**.

$$f[x_i, \dots, x_{i+k}] := a_k$$

Satz 15.11 Sei $p_{i, \dots, i+k}$ das Polynom zu $(x_i, y_i), \dots, (x_{i+k}, y_{i+k})$.

a) $f[x_i, \dots, x_{i+k}]$ verändert sich nicht bei Vertauschen der Daten.

b) Es gilt

$$p_{i, \dots, i+k+1}(x) = p_{i, \dots, i+k}(x) + f[x_i, \dots, x_{i+k+1}](x - x_i) \cdot \dots \cdot (x - x_{i+k})$$

c) Es gilt

$$\begin{aligned} p_n(x) &= f[x_0] + f[x_0, x_1](x - x_0) + \dots + f[x_0, \dots, x_n] \prod_{k=0}^{n-1} (x - x_k) \\ &= \sum_{j=0}^n f[x_0, \dots, x_j] \prod_{k=0}^{j-1} (x - x_k) \end{aligned}$$

Beweis. a) Da sich das Polynom bei Vertauschung der Daten nicht ändert, ändert sich auch nicht der eindeutige höchste Koeffizient a_k .

b) Wegen

$$\begin{aligned} p_{i, \dots, i+k+1} - p_{i, \dots, i+k} &\in P_{k+1} \\ p_{i, \dots, i+k+1}(x_j) - p_{i, \dots, i+k}(x_j) &= y_j - y_j = 0 \text{ für } i \leq j \leq i+k \end{aligned}$$

hat $p_{i, \dots, i+k+1} - p_{i, \dots, i+k}$ die Nullstellen x_i, \dots, x_{i+k} und es gilt

$$\begin{aligned} p_{i, \dots, i+k+1}(x) - p_{i, \dots, i+k}(x) &= a_{k+1}(x - x_i) \dots (x - x_{i+k}) \\ p_{i, \dots, i+k+1}(x) &= p_{i, \dots, i+k}(x) + a_{k+1}(x - x_i) \dots (x - x_{i+k}) \end{aligned}$$

Das ergibt den höchsten Koeffizienten

$$f[x_i, \dots, x_{i+k+1}] = a_{k+1}$$

c) Mit

$$\begin{aligned} p_{0, \dots, n} &= p_0 + (p_{0,1} - p_0) + \dots + (p_{0, \dots, n} - p_{0, \dots, n-1}) \\ p_{0, \dots, k} - p_{0, \dots, k-1} &\stackrel{b)}{=} f[x_0, \dots, x_k](x - x_0) \dots (x - x_{k-1}) \text{ für } 1 \leq k \leq n \end{aligned}$$

gilt

$$p_{0,\dots,n}(x) = f[x_0] + f[x_0, x_1](x - x_0) + \dots + f[x_0, \dots, x_n] \prod_{j=0}^{n-1} (x - x_j)$$

■

Satz 15.12 a) Sei $f \in P_k$ und $f_j := f(x_j)$ für $i \leq j \leq i+k$ mit paarweise verschiedenen x_i, \dots, x_{i+k} . Dann gilt

$$f[x_i, \dots, x_{i+k}] = \text{konstant}$$

d.h. es hängt nicht von den x_i, \dots, x_{i+k} ab.

b) Ist $f \in P_{k-1}$, so gilt

$$f[x_i, \dots, x_{i+k}] \equiv 0$$

Beweis. a) Das Polynom $p_{i,\dots,i+k}$ zu $(x_i, f(x_i)), \dots, (x_{i+k}, f(x_{i+k}))$ stimmt nach dem Eindeutigkeitsatz mit $f \in P_k$ überein.

Der höchste Koeffizient von $p_{i,\dots,i+k}$ ist damit der höchste Koeffizient von f

$$f[x_i, \dots, x_{i+k}] = a_k$$

b) Da $f \in P_{k-1}$, gilt

$$f[x_i, \dots, x_{i+k}] = a_k = 0$$

■

Satz 15.13 Die dividierten Differenzen lassen sich mit folgendem Schema berechnen

$$\begin{aligned} f[x_j] &= f(x_j) \text{ für } i \leq j \leq i+k \\ f[x_i, \dots, x_{i+k}] &= \frac{f[x_{i+1}, \dots, x_{i+k}] - f[x_i, \dots, x_{i+k-1}]}{x_{i+k} - x_i} \end{aligned}$$

Beweis. Wegen

$$\begin{aligned} f[x_{i+1}, \dots, x_{i+k}] &= \text{höchster Koeffizient von } p_{i+1,\dots,i+k} \\ f[x_i, \dots, x_{i+k-1}] &= \text{höchster Koeffizient von } p_{i,\dots,i+k-1} \end{aligned}$$

ergibt sich der höchste Koeffizient von

$$\frac{(x - x_i)p_{i+1,\dots,i+k}(x) - (x - x_{i+k})p_{i,\dots,i+k-1}(x)}{x_{i+k} - x_i}$$

zu

$$\frac{f[x_{i+1}, \dots, x_{i+k}] - f[x_i, \dots, x_{i+k-1}]}{x_{i+k} - x_i}$$

Wegen

$$p_{i,\dots,i+k}(x) = \frac{(x-x_i)p_{i+1,\dots,i+k}(x) - (x-x_{i+k})p_{i,\dots,i+k-1}(x)}{x_{i+k} - x_i}$$

folgt

$$f[x_i, \dots, x_{i+k}] = \frac{f[x_{i+1}, \dots, x_{i+k}] - f[x_i, \dots, x_{i+k-1}]}{x_{i+k} - x_i}$$

■

Satz 15.14 Sei $p_n \in P_n$ das Polynom mit

$$p_n(x_j) = f(x_j) \text{ für } 0 \leq j \leq n$$

und x_j paarweise verschieden. Dann gilt

$$f(x) - p(x) = f[x_0, \dots, x_n, x] \prod_{j=0}^n (x - x_j)$$

Beweis. Für $x = x_j$ für ein $0 \leq j \leq n$ sind beide Seiten Null.

Sei $x_{n+1} \neq x_j$ für $0 \leq j \leq n$.

Das Polynom p_{n+1} zu $(x_0, f(x_0)), \dots, (x_{n+1}, f(x_{n+1}))$ ist

$$p_{n+1}(x) = p_n(x) + f[x_0, \dots, x_n, x_{n+1}] \prod_{j=0}^n (x - x_j)$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} f(x_{n+1}) &\stackrel{\text{Vor}}{=} p_{n+1}(x_{n+1}) \\ &= p_n(x_{n+1}) + f[x_0, \dots, x_n, x_{n+1}] \prod_{j=0}^n (x_{n+1} - x_j) \end{aligned}$$

und

$$f(x_{n+1}) - p_n(x_{n+1}) = f[x_0, \dots, x_n, x_{n+1}] \prod_{j=0}^n (x_{n+1} - x_j)$$

■

Satz 15.15 Seien x_0, \dots, x_{n+1} paarweise verschieden,

$$I = \left[\min_{0 \leq j \leq n} x_j, \max_{0 \leq j \leq n} x_j \right]$$

und $f \in C^{n+1}(I)$. Dann existiert ein $s \in I$ mit

$$f[x_0, \dots, x_{n+1}] = \frac{f^{(n+1)}(s)}{(n+1)!}$$

Beweis. Sei $p_{n+1} \in P_{n+1}$ das Polynom zu $(x_0, f(x_0)), \dots, (x_{n+1}, f(x_{n+1}))$.
Dann hat

$$\begin{aligned} r(x) &:= f(x) - p_{n+1}(x) \\ &= f(x) - \sum_{j=0}^{n+1} f[x_0, \dots, x_j] \prod_{k=0}^{j-1} (x - x_k) \end{aligned}$$

$n+2$ Nullstellen x_0, \dots, x_{n+1} .

Somit hat $r^{(n+1)}$ eine Nullstelle $s \in I$. Wegen

$$\begin{aligned} r^{(n+1)}(x) &= f^{(n+1)}(x) - (n+1)! f[x_0, \dots, x_{n+1}] \\ r^{(n+1)}(s) &= 0 \end{aligned}$$

gilt

$$f[x_0, \dots, x_{n+1}] = \frac{f^{(n+1)}(s)}{(n+1)!}$$

■

Satz 15.16 Seien x_0, \dots, x_n paarweise verschieden in $[a, b]$ und $f \in C^{n+1}[a, b]$ und $p \in P_n$ zu $(x_0, f(x_0)), \dots, (x_n, f(x_n))$. Dann gilt

a) $\forall x \in [a, b] \exists s \in [a, b]$:

$$f(x) - p(x) = \frac{f^{(n+1)}(s)}{(n+1)!} \prod_{j=0}^n (x - x_j)$$

b)

$$|f(x) - p(x)| \leq \frac{(b-a)^{n+1}}{(n+1)!} \max_{s \in [a, b]} |f^{(n+1)}(s)|$$

Beweis. $x = x_j$: für $0 \leq j \leq n$ sind beide Seiten Null

$x \neq x_j$:

$$\begin{aligned} f(x) - p(x) &= f[x_0, \dots, x_n, x] \prod_{j=0}^n (x - x_j) \\ &= \frac{f^{(n+1)}(s)}{(n+1)!} \prod_{j=0}^n (x - x_j) \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned} |f(x) - p(x)| &\leq \left| \prod_{j=0}^n (x - x_j) \right| \max_{s \in [a, b]} \frac{|f^{(n+1)}(s)|}{(n+1)!} \\ &\leq (b-a)^{n+1} \max_{s \in [a, b]} \frac{|f^{(n+1)}(s)|}{(n+1)!} \end{aligned}$$

■

Das Schema zum Berechnen von $p(x)$

$$\begin{array}{cccc}
 x_0 & f[x_0] & f[x_0, x_1] & \dots & f[x_0, \dots, x_n] \\
 x_1 & f[x_1] & f[x_1, x_2] & \dots & \\
 \vdots & & & & \\
 \vdots & & f[x_{n-1}, x_n] & & \\
 x_n & f[x_n] & & &
 \end{array}$$

Das sind

$$n + (n - 1) + \dots + 1 = \sum_{i=1}^n i = \frac{n(n + 1)}{2}$$

Divisionen und $n(n+1)$ Subtraktionen

Beispiel 15.17 a) Das Polynom zu $(3,1), (1,-3), (5,2)$ ist

$$p(x) = 1 + 2(x - 3) - \frac{3}{8}(x - 3)(x - 1)$$

b) Das Polynom zu $(3,1), (1,-3), (5,2), (6,4)$ ist

$$p(x) = 1 + 2(x - 3) - \frac{3}{8}(x - 3)(x - 1) + \frac{7}{40}(x - 3)(x - 1)(x - 5)$$

Beweis. a) Mit dem Schema erhält man

$$\begin{array}{cccc}
 3 & 1 & \frac{-3-1}{1-3} = 2 & \frac{\frac{5}{4}-2}{5-3} = -\frac{3}{8} \\
 1 & -3 & \frac{2-(-3)}{5-1} = \frac{5}{4} & \\
 5 & 2 & &
 \end{array}$$

b)

$$\begin{array}{cccc}
 3 & 1 & \frac{-3-1}{1-3} = 2 & \frac{\frac{5}{4}-2}{5-3} = -\frac{3}{8} & \frac{3/20-(-3)/8}{6-3} = \frac{6+15}{3 \cdot 40} = \frac{7}{40} \\
 1 & -3 & \frac{2-(-3)}{5-1} = \frac{5}{4} & \frac{3}{20} & \\
 5 & 2 & 2 & & \\
 6 & 4 & & &
 \end{array}$$

■

16. Anpassung mit Polynomen

Setzt man nicht die Funktionswerte sondern auch die Werte der Ableitungen an Stützstellen voraus, erhält man erneut ein eindeutiges Polynom.

Seien die Daten

$$\begin{array}{c} (x_0, f_0^{(0)}, \dots, f_0^{(m_1-1)}) \\ \vdots \\ (x_k, f_k^{(0)}, \dots, f_k^{(m_k-1)}) \end{array}$$

gegeben. Gesucht ist ein $p \in P_n$ mit

$$p^{(j)}(x_i) = f_i^{(j)} \text{ für } 0 \leq i \leq k, 0 \leq j \leq m_i$$

Man schreibt die Stützstellen in der Häufigkeit auf, in der die Ableitungen des Polynoms an der Stützstelle verwendet werden

$$x_0 = \dots = x_0 < \dots < x_m = \dots = x_m$$

Satz 16.1 Die Nullstellen von $p_n \in P_n$ seien $x_0 < \dots < x_k$ mit Vielfachheit m_i und es gelte $\sum_{i=0}^k m_i \geq n + 1$. Dann ist p_n das Nullpolynom.

Beweis. Das Polynom zerfällt über \mathbb{C} und hat $\sum_{i=0}^k m_i \geq n + 1$ Nullstellen. Damit gilt

$$p \equiv 0$$

■

Satz 16.2 Zu $x_0 < \dots < x_k$ mit Vielfachheit $0 \leq j \leq m_i - 1$ für $0 \leq i \leq k$ und $\sum_{i=0}^k m_i = n + 1$ gibt es ein eindeutiges $p \in P_n$ mit

$$p^{(j)}(x_i) = y_i^{(j)} \text{ für } 0 \leq i \leq k \text{ und } 0 \leq j \leq m_i - 1$$

Beweis. Wählt man eine Basis g_0, \dots, g_n von P_n , d.h. $p = \sum_{l=0}^n b_l g_l$ so ist

das Problem gleichwertig zu dem folgenden linearen Gleichungssystem.

$$\begin{aligned}
 & p^{(j)}(x_i) = y_i^{(j)} \text{ für } 0 \leq i \leq k, 0 \leq j \leq m_i - 1 \\
 \Leftrightarrow & \left(\sum_{l=0}^n b_l g_l \right)^{(j)}(x_i) = y_i^{(j)} \text{ für } 0 \leq i \leq k, 0 \leq j \leq m_i - 1 \\
 \Leftrightarrow & \begin{pmatrix} g_0(x_0) & \dots & g_n(x_0) \\ \vdots & & \vdots \\ g_0^{m_0-1}(x_0) & \dots & g_n^{m_0-1}(x_0) \\ \vdots & & \vdots \\ g_0(x_k) & \dots & g_n(x_k) \\ \vdots & & \vdots \\ g_0^{m_k-1}(x_k) & \dots & g_n^{m_k-1}(x_k) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b_0 \\ \vdots \\ b_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} y_0 \\ \vdots \\ y_0^{(m_0-1)} \\ \vdots \\ y_k \\ \vdots \\ y_k^{(m_k-1)} \end{pmatrix}
 \end{aligned}$$

Eindeutigkeit: Seien P_1, P_2 solche Polynome. Für

$$Q(x) := P_1(x) - P_2(x)$$

gilt

$$Q^{(j)}(x_i) = 0 \text{ für } 0 \leq j \leq m_i - 1$$

Somit ist jedes x_i m_i -fache Nullstelle und Q hat $n+1$ nach Vielfachheit gezählte Nullstellen.

Damit ist Q das Nullpolynom, d.h.

$$\begin{aligned}
 Q & \equiv 0 \\
 P_1 & \equiv P_2
 \end{aligned}$$

Existenz: Das lineare Gleichungssystem $Ab=y$ hat $n+1$ Gleichungen und $n+1$ Koeffizienten.

Wegen der Eindeutigkeit ist A eins zu eins.

Somit ist A umkehrbar und es folgt die Existenz der Lösung wegen

$$b = A^{-1}y$$

■

Wegen

$$\begin{aligned}
 \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} f[x_j, x_j + \varepsilon] &= \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \frac{f(x_j + \varepsilon) - f(x_j)}{\varepsilon} \\
 &= f'(x_j)
 \end{aligned}$$

ist die Definition

$$f[x_j, x_j] := f'(x_j)$$

sinnvoll. Das gilt allgemeiner.

Satz 16.3 Sei $f \in C^n(\mathbb{R})$ und x_0, \dots, x_n paarweise verschieden. Dann gilt

$$f[x_0, \dots, x_n] = \int_0^1 \int_0^{t_1} \dots \int_0^{t_{n-1}} f^{(n)}(x_0 + (x_1 - x_0)t_1 + \dots + (x_n - x_{n-1})t_n) dt_n \dots dt_1$$

Beweis. $n = 0$:

$$f[x_0] = f(x_0)$$

$n - 1 \rightarrow n$: Wegen

$$(x_{n-1} - x_{n-2})t_{n-1} + (x_n - x_{n-1})t_{n-1} = (x_n - x_{n-2})t_{n-1}$$

gilt

$$\begin{aligned} & \int_0^{t_{n-1}} f^{(n)}(x_0 + (x_1 - x_0)t_1 + \dots + (x_n - x_{n-1})t_n) dt_n \\ = & \frac{f^{(n-1)}(x_0 + \dots + (x_{n-2} - x_{n-3})t_{n-2} + (x_n - x_{n-2})t_{n-1})}{x_n - x_{n-1}} \\ & - \frac{f^{(n-1)}(x_0 + \dots + (x_{n-2} - x_{n-3})t_{n-2} + (x_{n-1} - x_{n-2})t_{n-1})}{x_n - x_{n-1}} \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} & \int_0^1 \dots \int_0^{t_{n-2}} \left(\frac{f^{(n-1)}(x_0 + \dots + (x_{n-2} - x_{n-3})t_{n-2} + (x_n - x_{n-2})t_{n-1})}{x_n - x_{n-1}} \right. \\ & \left. - \frac{f^{(n-1)}(x_0 + \dots + (x_{n-2} - x_{n-3})t_{n-2} + (x_{n-1} - x_{n-2})t_{n-1})}{x_n - x_{n-1}} \right) dt_{n-1} \dots dt_1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Fall } \underline{n-1} & \quad \frac{f[x_0, \dots, x_{n-2}, x_n] - f[x_0, \dots, x_{n-1}]}{x_n - x_{n-1}} \\ & = f[x_0, \dots, x_n] \end{aligned}$$

■

Satz 16.4 Für eine stetige Funktion $f : [a, b] \times [a, b] \rightarrow \mathbb{R}$ gilt

$$\lim_{x_n \rightarrow x} \int_a^b f(x_n, t) dt = \int_a^b \lim_{x_n \rightarrow x} f(x_n, t) dt$$

Beweis. f ist gleichmäßig stetig auf $[a, b] \times [a, b]$ und somit gilt für $|x_n - x| < \delta$

$$|f(x_n, t) - f(x, t)| < \frac{\varepsilon}{b - a}$$

Für

$$\lim_{x_n \rightarrow x} f(x_n, t) = f(x, t)$$

ergibt sich

$$\begin{aligned} & \left| \int_a^b (f(x_n, t) - f(x, t)) dt \right| \\ & \leq \int_a^b |f(x_n, t) - f(x, t)| dt \\ & \leq (b - a) \frac{\varepsilon}{b - a} = \varepsilon \end{aligned}$$

■

Satz 16.5 Sei $f \in C^n(\mathbb{R})$

a) $f[x_0, \dots, x_n]$ ist stetig bzgl. x_j für $0 \leq j \leq n$.

b) Für gleiche Knoten gilt

$$f[\underbrace{x_j, \dots, x_j}_{k+1\text{-mal}}] = \frac{f^{(k)}(x_j)}{k!}$$

mit $k \in \mathbb{N}_0$.

Bemerkung 16.6 Damit ist $f[x_0, \dots, x_n]$ für alle Wahlen von Stützstellen definiert, ggf. als Grenzwert

$$\int_0^1 \int_0^{t_1} \dots \int_0^{t_{n-1}} \lim_{x_j \rightarrow x} f^{(n)}(x_0 + (x_1 - x_0)t_1 + \dots + (x_n - x_{n-1})t_n) dt_n \dots dt_1$$

Beweis. a) Da

$$f^{(n)}(x_0 + (x_1 - x_0)t_1 + \dots + (x_n - x_{n-1})t_n)$$

auf $[a, b]$ stetig ist in x_0, \dots, x_n , gilt

$$\begin{aligned} & \lim_{x_j \rightarrow x} f[x_0, \dots, x_n] \\ & = \int_0^1 \int_0^{t_1} \dots \int_0^{t_{n-1}} \lim_{x_j \rightarrow x} f^{(n)}(x_0 + \dots + (x_n - x_{n-1})t_n) dt_n \dots dt_1 \end{aligned}$$

b) Behauptung

$$\int_0^{t_1} \dots \int_0^{t_{n-1}} dt_n \dots dt_2 = \frac{t_1^{n-1}}{(n-1)!}$$

$n = 1$:

$$\int_0^{t_1} dt_2 = 1 = \frac{t_1^0}{0!}$$

$n \rightarrow n + 1$:

$$\begin{aligned} \int_0^{t_1} \int_0^{t_2} \dots \int_0^{t_{n-1}} dt_n \dots dt_2 &\stackrel{\text{Vor}}{=} \int_0^{t_1} \frac{t_2^{n-2}}{(n-2)!} dt_2 \\ &= \frac{t_1^{n-1}}{(n-1)!} \end{aligned}$$

Das ergibt für $x_0 = \dots = x_n$

$$\begin{aligned} &f[\underbrace{x_0, \dots, x_0}_{=n+1\text{-mal}}] \\ &= \int_0^1 \int_0^{t_1} \dots \int_0^{t_{n-1}} f^{(n)}(x_0 + (x_0 - x_0)t_1 + \dots + (x_0 - x_0)t_n) dt_n \dots dt_1 \\ &= f^{(n)}(x_0) \int_0^1 \int_0^{t_1} \dots \int_0^{t_{n-1}} dt_n \dots dt_1 \\ &= f^{(n)}(x_0) \int_0^1 \frac{t_1^{n-1}}{(n-1)!} dt_1 \\ &= f^{(n)}(x_0) \frac{t_1^n}{n!} \Big|_0^1 \\ &= \frac{f^{(n)}(x_0)}{n!} \end{aligned}$$

■

Satz 16.7 Die Lösung in P_n ist

$$p(x) = \sum_{j=0}^n \left(f[x_0, \dots, x_j] \prod_{k=0}^{j-1} (x - x_k) \right)$$

Beweis. Für verschiedene Stützstellen gilt

$$p(x) = \sum_{j=0}^n f[x_0, \dots, x_j] \prod_{k=0}^{j-1} (x - x_k)$$

Da $f[x_0, \dots, x_k]$ und $\prod_{k=0}^{j-1} (x - x_k)$ stetig in x_0, \dots, x_k sind, gilt die Formel im Grenzwert auch für mehrfache Nullstellen. ■

Satz 16.8 Sei

$$I := \left[\min_{i=0}^n x_i, \max_{i=0}^n x_i \right]$$

Dann gilt: $\forall x \in I \exists s \in I$:

$$f(x) - p(x) = \frac{f^{(n+1)}(s)}{(n+1)!} \prod_{j=0}^n (x - x_j)$$

Beweis. Wegen der Stetigkeit der dividierten Differenzen gilt es auch für mehrfache Stützstellen. ■

Satz 16.9 Für $p \in P_n$ gilt

$$p(x) = \sum_{k=0}^n (x-d)^k \frac{p^{(k)}(d)}{k!}$$

Beweis. Die Stützstelle $x_0 = d$ hat die Vielfachheit $m_0 = n + 1$. Wegen

$$\sum_{k=j-1}^n (d-d)^{k-j} \frac{k!}{(k-j)!} \frac{p^{(k)}(d)}{k!} = p^{(j)}(d)$$

sind die Polynome gleich. ■

Beispiel 16.10 Berechne das $p \in P_2$ mit

$$\begin{aligned} p(x_0) &= c_{0,0} \\ p'(x_0) &= c_{0,1} \\ p(x_1) &= c_{1,0} \end{aligned}$$

Das Schema

$$\begin{array}{l} x_0 \quad c_{0,0} \quad f[x_0, x_0] = c_{0,1} \quad f[x_0, x_0, x_1] = \frac{f[x_0, x_1] - f[x_0, x_0]}{x_1 - x_0} \\ x_0 \quad c_{0,1} \quad f[x_0, x_1] = \frac{c_{1,0} - c_{0,0}}{x_1 - x_0} \\ x_1 \quad c_{1,0} \end{array}$$

ergibt

$$\begin{aligned} p(x) &= f[x_0] + f[x_0, x_0](x - x_0) + f[x_0, x_0, x_1](x - x_0)^2 \\ &= c_{0,0} + c_{0,1}(x - x_0) + \left(\frac{c_{1,0} - c_{0,0}}{(x_1 - x_0)^2} - \frac{c_{0,1}}{x_1 - x_0} \right) (x - x_0)^2 \end{aligned}$$

17. Schnelle Fourier Transformation

Sei

$$q = \exp \frac{2\pi i}{n}$$

Zu den Daten

$$(q^j, y_j) \text{ mit } j = 0, \dots, n-1$$

gibt es ein eindeutig bestimmtes Polynom

$$p(x) = \sum_{k=0}^{n-1} \hat{y}_k x^k \in P_{n-1}$$

mit

$$y_j = p(q^j) = \sum_{k=0}^{n-1} \hat{y}_k q^{jk} \text{ für } 0 \leq j \leq n-1$$

Das Problem läßt sich schreiben als

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} y_0 \\ \vdots \\ \vdots \\ y_{n-1} \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} \hat{y}_0(q^0)^0 + \hat{y}_1(q^0)^1 + \dots + \hat{y}_{n-1}(q^0)^{n-1} \\ \hat{y}_0(q^1)^0 + \hat{y}_1(q^1)^1 + \dots + \hat{y}_{n-1}(q^1)^{n-1} \\ \vdots \\ \hat{y}_0(q^{n-1})^0 + \hat{y}_1(q^{n-1})^1 + \dots + \hat{y}_{n-1}(q^{n-1})^{n-1} \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} q^{0 \cdot 0} & q^{0 \cdot 1} & \dots & q^{0 \cdot (n-1)} \\ q^{1 \cdot 0} & q^{1 \cdot 1} & \dots & q^{1 \cdot (n-1)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ q^{(n-1) \cdot 0} & q^{(n-1) \cdot 1} & \dots & q^{(n-1) \cdot (n-1)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{y}_0 \\ \vdots \\ \vdots \\ \hat{y}_{n-1} \end{pmatrix} \\ y &= W \hat{y} \end{aligned}$$

mit

$$w_{jk} = q^{jk} \text{ für } 0 \leq j, k \leq n-1$$

Satz 17.1 *Es gilt*

$$\begin{aligned} W &= W^T \\ W \overline{W}^T &= n I_n \\ \hat{y} &= \frac{1}{n} \overline{W}^y \\ \hat{y}_k &= \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} \overline{q}^{jk} y_j \end{aligned}$$

Beweis.

$$w_{jk} = q^{jk} = w_{kj}$$

Wegen

$$\overline{q^{lj}} = \overline{\exp \frac{2\pi i \cdot lj}{n}} = \exp \frac{-2\pi i \cdot lj}{n} = \overline{q}^{lj} = q^{-lj}$$

gilt für $0 \leq k, l \leq n$

$$\begin{aligned} (W\overline{W}^T)_{kl} &= \sum_{j=0}^{n-1} q^{kj} q^{-lj} = \sum_{j=0}^{n-1} q^{(k-l)j} \\ &= \begin{cases} \frac{1 - q^{(k-l)(n-1+1)}}{1 - q^{k-l}} & \text{für } q^{k-l} \neq 1 \\ n & \text{für } q^{k-l} = 1 \end{cases} \\ &\stackrel{q^n=1}{=} \begin{cases} 0 & \text{für } k \neq l \\ n & \text{für } k = l \end{cases} \end{aligned}$$

d.h.

$$\begin{aligned} W\overline{W} &= n1_n \\ W^{-1} &= \frac{1}{n}\overline{W} \\ \hat{y} &= \frac{1}{n}\overline{W}y \\ \hat{y}_k &= \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} q^{-jk} y_j \end{aligned}$$

■

Definition 17.2

$$\hat{y}_k = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} y_j \exp \frac{-2\pi i j k}{n} = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} y_j \overline{q}^{jk}$$

heißt **diskrete Fouriertransformation der Länge n**.

Aus den Daten bestimmt man die Koeffizienten des Polynoms.

$$y_j = \sum_{k=0}^{n-1} \hat{y}_k \exp \frac{2\pi i j k}{n} = \sum_{k=0}^{n-1} \hat{y}_k q^{jk}$$

heißt **inverse diskrete Fouriertransformation der Länge n**.

Man berechnet den Wert des Polynoms an den Stützstellen.

Satz 17.3 Sei $n = 2m = 2^p$. Mit

$$P_n = \begin{pmatrix} e_0 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_{n-2} \\ e_1 \\ e_3 \\ \vdots \\ e_{n-1} \end{pmatrix}$$

$$D_m = \begin{pmatrix} 1 & & & \\ & \bar{q} & & \\ & & \ddots & \\ & & & \bar{q}^{m-1} \end{pmatrix}$$

gilt

$$W_n = \begin{pmatrix} I_m & I_m \\ I_m & -I_m \end{pmatrix} \begin{pmatrix} I_m & 0 \\ 0 & D_m \end{pmatrix} \begin{pmatrix} W_m & 0 \\ 0 & W_m \end{pmatrix} P_n$$

und die Fouriertransformation ist

$$\hat{y} = \frac{1}{n} W_n y$$

Beweis. Für $q = \exp \frac{2\pi i}{n}$ gilt

$$q^{2m} = q^n = 1$$

$$q^m = q^{n/2} = -1$$

Zerlege die Summe in gerade und ungerade Indizes $2j$ und $2j+1$

$$\begin{aligned} \hat{y}_k &= \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} y_j \bar{q}^{jk} \\ &= \frac{1}{2} \left(\frac{2}{n} \sum_{j=0}^{m-1} (\bar{q}^2)^{jk} y_{2j} + \bar{q}^k \frac{2}{n} \sum_{j=0}^{m-1} (\bar{q}^2)^{jk} y_{2j+1} \right) \\ &= \frac{1}{2} (g_k + \bar{q}^k u_k) \end{aligned}$$

Wegen $q^2 = \exp \frac{-2\pi i}{n/2}$ sind g_k und u_k Fouriertransformationen der Länge $\frac{n}{2}$.

Zu den Stützstellen $q^0, q^2, q^4, \dots, q^{2m-2}$ berechnet man

g_k mit den Werten $y_0, y_2, \dots, y_{2m-2}$ für $0 \leq k \leq m-1$

u_k mit den Werten $y_1, y_3, \dots, y_{2m-1}$ für $0 \leq k \leq m-1$

Wegen

$$\begin{aligned}
 \hat{y}_{k+m} &= \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} y_j \bar{q}^{j(k+m)} \\
 &= \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{m-1} (\bar{q}^2)^{j(k+m)} y_{2j} + \bar{q}^{k+m} \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{m-1} (\bar{q}^2)^{j(k+m)} y_{2j+1} \\
 &\stackrel{q^{2m}=1, \bar{q}^m=-1}{=} \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{m-1} (\bar{q}^2)^{jk} y_{2j} - \bar{q}^k \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{m-1} (\bar{q}^2)^{jk} y_{2j+1} \\
 &= \frac{1}{2} (g_k - \bar{q}^k u_k) \\
 &= \frac{1}{2} (g_k + \bar{q}^{k+m} u_k)
 \end{aligned}$$

ergeben sich die \hat{y}_k aus den g_k und u_k in einem Rechenschritt. Die Multiplikationen mit $\frac{1}{2}$ können entfallen, wenn man am Ende durch $n = 2^p$ dividiert. ■

Beispiel 17.4 Mit $\hat{y}_k = \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} \bar{q}^{jk} y_j$ gilt
 $n=1$:

$$\hat{y}_0 = \frac{1}{1} \sum_{j=0}^0 \exp \frac{-2\pi i \cdot 0}{1} y_j = y_0$$

$n=2$: Wegen $q = \exp \frac{2\pi i}{2} = -1$ gilt

$$\hat{y}_0 = \frac{1}{2} \sum_{j=0}^1 (-1)^{-0 \cdot j} y_j = \frac{y_0 + y_1}{2}$$

$$\hat{y}_1 = \frac{1}{2} \sum_{j=0}^1 (-1)^{-1 \cdot j} y_j = \frac{y_0 - y_1}{2}$$

Das Verfahren ergibt mit $m=1$

$$\begin{aligned}
 g_0 &= y_0 \\
 u_0 &= y_1 \\
 \hat{y}_0 &= \frac{1}{2} (g_0 + \bar{q}^0 u_0) = \frac{y_0 + y_1}{2} \\
 \hat{y}_1 &= \hat{y}_{0+1} = \frac{1}{2} (g_0 - \bar{q}^0 u_0) = \frac{y_0 - y_1}{2}
 \end{aligned}$$

$n=4$: Mit $q = \exp(\frac{2\pi i}{4}) = i$ gilt

$$\begin{aligned}\hat{y}_0 &= \frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 (-i)^{j \cdot 0} y_j = \frac{y_0 + y_1 + y_2 + y_3}{4} \\ \hat{y}_1 &= \frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 (-i)^{j \cdot 1} y_j = \frac{y_0 - iy_1 + y_2 - iy_3}{4} \\ \hat{y}_2 &= \frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 \underbrace{(-i)^{j \cdot 2}}_{=(-1)^j} y_j = \frac{y_0 - y_1 + y_2 - y_3}{4} \\ \hat{y}_3 &= \frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 \underbrace{(-i)^{j \cdot 3}}_{=i^j} y_j = \frac{y_0 + iy_1 - y_2 - iy_3}{4}\end{aligned}$$

Das Verfahren lautet: Zu den Stützstellen $q^0 = 1, q^2 = -1$ berechne

$$\begin{aligned}g_k &\text{ bzgl. } y_0, y_2 \\ u_k &\text{ bzgl. } y_1, y_3\end{aligned}$$

wie im Fall $n=2$ für $k=0,1$. Das ergibt

$$\begin{aligned}g_0 &= \frac{y_0 + y_2}{2} \\ g_1 &= \frac{y_0 - y_2}{2} \\ u_0 &= \frac{y_1 + y_3}{2} \\ u_1 &= \frac{y_1 - y_3}{2}\end{aligned}$$

Somit

$$\begin{aligned}\hat{y}_0 &= \frac{g_0 + (-i)^0 u_0}{2} = \frac{y_0 + y_1 + y_2 + y_3}{4} \\ \hat{y}_1 &= \frac{g_1 + (-i)^1 u_1}{2} = \frac{y_0 - y_2 - i(y_1 - y_3)}{4} \\ \hat{y}_2 &= \frac{g_0 + (-i)^2 u_0}{2} = \frac{y_0 + y_2 - (y_1 + y_3)}{4} \\ \hat{y}_3 &= \frac{g_1 + (-i)^3 u_1}{2} = \frac{y_0 - y_2 + i(y_1 - y_3)}{4}\end{aligned}$$

Satz 17.5 Die Fouriertransformation der Länge $n = 2^p$ kann durch $\frac{1}{2}n \log_2 n$ komplexe Multiplikationen M_p und $n \log_2 n$ komplexe Additionen A_p berech-

net werden.

$$\begin{aligned} M_p &= \frac{1}{2}p2^p = \frac{n}{2} \log_2 n \\ A_p &= p2^p = n \log_2 n \end{aligned}$$

Beweis. Es gilt für $n = 2^1$

$$\begin{aligned} M_1 &= 1 \\ A_1 &= 2 = 1 \cdot 2^1 \end{aligned}$$

$p \rightarrow p + 1$: Wenn man die Berechnung von q^k vernachlässigt, gilt

$$\begin{aligned} M_{p+1} &= 2M_p + n = 2 \cdot \frac{1}{2}p2^p + 2^p \\ &= (p+1)2^p = \frac{1}{2}(p+1)2^{p+1} \\ A_{p+1} &= 2A_p + 2n = 2p2^p + 2^{p+1} \\ &= 2(p+1)2^{p+1} \end{aligned}$$

■

Satz 17.6 Sei

$$T_m = \left\{ \frac{a_0}{2} + \sum_{k=1}^m (a_k \cos kt + b_k \sin kt) \mid a_k, b_k \in \mathbb{C} \right\}$$

Gesucht ist ein $T \in T_m$ mit

$$T(t_j) = y_j \text{ für } t_j = \frac{2\pi j}{n} \text{ und } j = 0, \dots, n-1$$

Für $n = 2m + 1$ ist die Aufgabe eindeutig lösbar durch

$$T(t) = \frac{a_0}{2} + \sum_{k=1}^m (a_k \cos kt + b_k \sin kt)$$

Für $n = 2m$ ist die Aufgabe eindeutig lösbar (für $b_m = 0$) durch

$$T(t) = \frac{a_0}{2} + \sum_{k=1}^{m-1} (a_k \cos kt + b_k \sin kt) + \frac{a_m}{2} \cos mt$$

Beweis. 1.) Mit

$$\begin{aligned} a_k &= \frac{2}{n} \sum_{j=0}^{n-1} y_j \cos \frac{2\pi jk}{n} \\ b_k &= \frac{2}{n} \sum_{j=0}^{n-1} y_j \sin \frac{2\pi jk}{n} \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}\hat{y}_k &= \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} y_j \exp \frac{-2\pi jk}{n} \\ &= \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} y_j \left(\cos \frac{-2\pi jk}{n} + i \sin \frac{-2\pi jk}{n} \right) \\ &= \frac{1}{2}(a_k - ib_k)\end{aligned}$$

2.) Wegen

$$\begin{aligned}\cos \frac{2\pi(n-k)j}{n} &= \cos \left(2\pi j - \frac{2\pi kj}{n} \right) = \cos \frac{2\pi kj}{n} \\ \sin \frac{2\pi(n-k)j}{n} &= \sin \left(2\pi j - \frac{2\pi kj}{n} \right) = -\sin \frac{2\pi kj}{n}\end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}a_k &= \frac{2}{n} \sum_{j=0}^{n-1} y_j \cos \frac{2\pi kj}{n} \\ &= \frac{2}{n} \sum_{j=0}^{n-1} y_j \cos \frac{2\pi(n-k)j}{n} \\ &= a_{n-k}\end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}b_k &= \frac{2}{n} \sum_{j=0}^{n-1} y_j \sin \frac{2\pi kj}{n} \\ &= -\frac{2}{n} \sum_{j=0}^{n-1} y_j \sin \frac{2\pi(n-k)j}{n} \\ &= -b_{n-k}\end{aligned}$$

d.h.

$$\hat{y}_{n-k} = \frac{1}{2}(a_{n-k} - ib_{n-k}) = \frac{1}{2}(a_k + ib_k)$$

Für $n = 2m + 1$ gilt

$$\begin{aligned}
 & p(x_j) \\
 = & y_j = \sum_{k=0}^{n-1} \hat{y}_k \exp \frac{2\pi ijk}{n} \\
 = & \hat{y}_0 + \sum_{k=1}^m \hat{y}_k \exp \frac{2\pi ijk}{n} + \sum_{k=m+1}^{n-1} \hat{y}_k \exp \frac{2\pi ijk}{n} \\
 \text{Umnummerieren} \quad \underline{=} & \hat{y}_0 + \sum_{k=1}^m \hat{y}_k \exp \frac{2\pi ijk}{n} + \sum_{k=1}^m \hat{y}_{n-k} \exp \frac{2\pi ij(n-k)}{n} \\
 \text{Einsetzen} \quad \underline{=} & \hat{y}_0 + \sum_{k=1}^m \left(\frac{a_k - ib_k}{2} \exp \frac{2\pi ijk}{n} \right. \\
 & \left. + \frac{a_k + ib_k}{2} \exp \frac{-2\pi ijk}{n} \underbrace{\exp \frac{2\pi inj}{n}}_{=1} \right) \\
 \text{Einsetzen} \quad \underline{=} & \hat{y}_0 + \sum_{k=1}^m \left(a_k \frac{\exp \frac{2\pi ijk}{n} + \exp \frac{-2\pi ijk}{n}}{2} \right. \\
 & \left. + b_k \frac{\exp \frac{2\pi ijk}{n} - \exp \frac{-2\pi ijk}{n}}{2i} \right) \\
 = & \frac{a_0}{2} + \sum_{k=1}^m \left(a_k \cos \frac{2\pi ijk}{n} + b_k \sin \frac{2\pi ijk}{n} \right)
 \end{aligned}$$

Wegen

$$\sin \frac{2\pi jm}{n} \stackrel{n=2m}{=} \sin \frac{2\pi jm}{2m} = \sin(\pi j) = 0$$

gilt für $n = 2m$

$$p(x_j) = \frac{a_0}{2} + \sum_{k=1}^{m-1} \left(a_k \cos \frac{2\pi ijk}{n} + b_k \sin \frac{2\pi ijk}{n} \right) + \frac{a_m}{2} \cos \frac{2\pi ijm}{n}$$

■

18. Numerische Integration I

Für $f \in C^k[a, b]$ und $w \in L^1(a, b)$ und Stützstellen $a \leq x_0 < \dots < x_n \leq b$ soll das Integral

$$I(f) := \int_a^b w(x)f(x)dx$$

durch eine Summe

$$I_n(f) := \sum_{j=0}^n f(x_j)w_j$$

genähert werden.

(Da $f \in C^k[a, b]$ beschränkt ist, ist das Integral definiert.)

Definition 18.1 Die Formel $I_n(f)$ heißt **exakt** \iff

$$\forall p \in P_n : I_n(p) = I(p)$$

Alle Funktionen wird man nicht exakt integrieren können. Deshalb sucht man eine Formel, die zumindest die Polynome exakt integriert.

Satz 18.2 Sei $w \in L^1(a, b)$ gegeben mit $a \leq x_0 < \dots < x_n \leq b$. Zur Basis

$$L_j^n(x) = \prod_{i=0, i \neq j}^n \frac{x - x_i}{x_j - x_i} \text{ für } 0 \leq j \leq n$$

von P_n gibt es genau ein lineares $I : P_n \rightarrow \mathbb{R}$, das exakt auf P_n ist. Dabei gilt

$$w_j = \int_a^b w(x)L_j^n(x)dx$$

Beweis.

$$\begin{aligned} & I_n \text{ ist exakt} \\ \iff & \forall p \in P_n : I_n(p) = I(p) \\ \iff & \forall 0 \leq j \leq n : I_n(L_j^n) = I(L_j^n) \\ \iff & \int_a^b w(x)L_j^n(x)dx \stackrel{Def}{=} I(L_j^n) \stackrel{Vor}{=} I_n(L_j^n) \\ & \stackrel{Def}{=} \sum_{k=0}^n w_k \underbrace{L_j^n(x_k)}_{=\delta_{jk}} = w_j \end{aligned}$$

■

Satz 18.3 Ist p das Polynom zu $(x_0, f(x_0)), \dots, (x_n, f(x_n))$, so gilt

$$p(x) = \sum_{j=0}^n L_j^n(x) f(x_j)$$

$$I_n(f) = I(p_n)$$

Beweis. Wegen

$$\sum_{j=0}^n \underbrace{L_j^n(x_i)}_{=\delta_{ij}} f(x_j) = f(x_i) \text{ für } 0 \leq i \leq n$$

ist es das eindeutige Polynom zu $(x_0, f(x_0)), \dots, (x_n, f(x_n))$.

$$I_n(f) \stackrel{\text{Def}}{=} \sum_{j=0}^n w_j f(x_j)$$

$$= \sum_{j=0}^n f(x_j) \int_a^b w(x) L_j^n(x) dx$$

$$= \int_a^b w(x) \underbrace{\sum_{j=0}^n L_j^n(x) f(x_j)}_{=p_n(x)} dx$$

$$= \int_a^b w(x) p_n(x) dx$$

$$\stackrel{\text{exakt}}{=} I(p_n)$$

■

Stützstellen mit gleichem Abstand und $w=1$

Definition 18.4 Sei I_n eine Integrationsformel mit $w \equiv 1$. Setze

$$R_n(f) := I_n(f) - I(f)$$

Satz 18.5 Sei $x_0 = a$ und $x_1 = b$.

$$I_1(f) = \frac{b-a}{2} (f(a) + f(b))$$

$$|R_1(f)| \leq \frac{\|f''\|_\infty}{12} (b-a)^3$$

Beweis. Es gilt $x_0 = a$ und $x_1 = b$ und

$$\begin{aligned} w_0 &= \int_a^b 1 \frac{x - x_1}{x_0 - x_1} dx = \int_a^b \frac{x - b}{a - b} dx \\ &= \frac{1}{a - b} \int_{a-b}^0 u du = \frac{1}{a - b} \frac{-(a - b)^2}{2} = \frac{b - a}{2} \\ w_1 &= \int_a^b 1 \frac{x - x_0}{x_1 - x_0} dx = \frac{1}{b - a} \int_a^b (x - a) dx \\ &= \frac{1}{2(b - a)} (b^2 - a^2 - a(b - a)) = \frac{b - a}{2} \end{aligned}$$

und mit

$$\begin{aligned} y &= \frac{x - a}{b - a} \\ dy &= \frac{dx}{b - a} \\ \int_0^1 y(1 - y) dy &= \left. \frac{y^2}{2} \right|_0^1 - \left. \frac{y^3}{3} \right|_0^1 = \frac{1}{2} - \frac{1}{3} = \frac{1}{6} \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} |R_1(f)| &= |I(p_n) - I(f)| = \left| \int_a^b (f - p_n) dx \right| \\ &\stackrel{\text{früher}}{\leq} \left| \int_a^b \frac{f''(s_x)}{2!} \prod_{k=0}^n (x - x_k) dx \right| \\ &\leq \frac{\|f''\|_\infty}{2!} \int_a^b (x - a)(b - x) dx \\ &= \frac{\|f''\|_\infty}{2} \int_0^1 y(b - a)(b - y(b - a) - a)(b - a) dx \\ &= \frac{\|f''\|_\infty}{2} (b - a)^3 \int_0^1 y(1 - y) dx \\ &= \frac{\|f''\|_\infty}{12} (b - a)^3 \end{aligned}$$

■

Wegen negativer w_j für größere n integriert man über Teilintervalle und summiert auf.

$$\int_a^b f(x) dx = \sum_{i=1}^N \int_{a_{i-1}}^{a_i} f(x) dx \text{ für } a = a_0 < \dots < a_N = b$$

Diese Formeln heißen zusammengesetzte Integrationsformeln.

Satz 18.6 Für die zusammengesetzte Formel

$$T_h(f) = \frac{h}{2} \left(f(a) + 2 \sum_{l=1}^{N-1} f(a+lh) + f(b) \right)$$

gilt

$$|R_h(f)| \leq \frac{\|f^{(2)}\|_\infty}{12} (b-a)h^2$$

Beweis.

$$\begin{aligned} |R_h(f)| &= \sum_{k=0}^{n-1} \left| h \frac{f(x_k) + f(x_{k+1})}{2} - \int_{x_k}^{x_{k+1}} f(x) dx \right| \\ &\leq \sum_{k=0}^{n-1} \frac{\|f''\|_\infty}{12} h^3 \\ &= \frac{\|f''\|_\infty}{12} (b-a)h^2 \end{aligned}$$

■

Wir benötigen eine Fehlerdarstellung des zusammengesetzten Verfahrens.

Definition 18.7 Durch die Vorschrift

$$\begin{aligned} B_0(t) &= 1 \\ \frac{d}{dt} B_k(t) &= B_{k-1}(t) \text{ für } k \geq 1 \\ \int_0^1 B_k(t) dt &= 0 \text{ für } k \geq 1 \end{aligned}$$

erhält man Polynome auf $[0,1]$. Setze noch

$$B_k := k! \cdot B_k(0)$$

Satz 18.8 Es gilt

$$\begin{aligned} a) \quad B_k(0) &= B_k(1) && \text{für } k \geq 2 \\ b) \quad B_k(t) &= (-1)^k B_k(1-t) && \text{für } k \geq 0 \\ c) \quad B_{2k+1}(0) &= B_{2k+1}(\frac{1}{2}) = B_{2k+1}(1) = 0 && \text{für } k \geq 1 \end{aligned}$$

Beweis. a)

$$B_k(1) - B_k(0) = \int_0^1 B'_k(t) dt = \int_0^1 B_{k-1}(t) dt \stackrel{k-1 \geq 1}{=} 0$$

b) Auch $(-1)^k B_k(1-t)$ erfüllt die Rekursionsvorschrift

$$\begin{aligned} (-1)^0 B_0(1-t) &= 1 \\ \frac{d}{dt} (-1)^k B_k(1-t) &= (-1)^k (-1) B'_k(1-t) \\ &= (-1)^{k-1} B_{k-1}(1-t) \text{ für } k \geq 1 \end{aligned}$$

Mit $s = 1-t$ und $ds = -dt$ gilt für $k \geq 1$

$$\begin{aligned} \int_0^1 (-1)^k B_k(1-t) dt &= (-1)^k \int_1^0 (-1) B_k(s) ds \\ &= (-1)^k \underbrace{\int_0^1 B_k(t) dt}_{=0} \\ &= 0 \end{aligned}$$

c) Wegen

$$\begin{aligned} B_{2k+1}\left(\frac{1}{2}\right) &\stackrel{b)}{=} (-1)^{2k+1} B_{2k+1}\left(1 - \frac{1}{2}\right) \\ &= -B_{2k+1}\left(\frac{1}{2}\right) \end{aligned}$$

gilt

$$B_{2k+1}\left(\frac{1}{2}\right) = 0$$

Mit a) und b) ergibt sich

$$\begin{aligned} B_{2k+1}(0) &\stackrel{a)}{=} B_{2k+1}(1) \\ B_{2k+1}(0) &\stackrel{b)}{=} (-1)^{2k+1} B_{2k+1}(1-0) = -B_{2k+1}(1) \end{aligned}$$

und somit

$$\begin{aligned} B_{2k+1}(1) &= 0 \\ B_{2k+1}(0) &= 0 \end{aligned}$$

■

Mit den $B_k(t)$ läßt sich die Integrationsformel auf $[0,1]$ anders darstellen.

Satz 18.9 Für $g \in C^{2m}[0, 1]$ gilt

$$\begin{aligned} \int_0^1 g(t) dt &= \frac{1}{2}g(1) + \frac{1}{2}g(0) - \sum_{k=1}^m B_{2k}(0) \left(g^{(2k-1)}(1) - g^{(2k-1)}(0) \right) \\ &\quad + \int_0^1 B_{2m}(t) g^{(2m)}(t) dt \end{aligned}$$

Beweis. $m = 1$: Wegen $B_1(t) = t - \frac{1}{2}$ gilt

$$\begin{aligned} \int_0^1 g(t) dt &= \int_0^1 \underbrace{B_0(t)}_{=1} g(t) dt \\ &= \underbrace{B_1(t)g(t)}_{=t-\frac{1}{2}} \Big|_0^1 - \int_0^1 B_1(t)g'(t) dt \\ &= \frac{1}{2}g(1) + \frac{1}{2}g(0) - B_2(t)g'(t) \Big|_0^1 + \int_0^1 B_2(t)g''(t) dt \\ &\stackrel{B_2(0)=B_2(1)}{=} \frac{1}{2}g(1) + \frac{1}{2}g(0) \\ &\quad - \sum_{k=1}^1 B_{2k}(0) \left(g^{(2k-1)}(1) - g^{(2k-1)}(0) \right) \\ &\quad + \int_0^1 B_{2m}(t) g^{(2m)}(t) dt \end{aligned}$$

$m \rightarrow m + 1$: Wegen

$$\begin{aligned} &\int_0^1 B_{2m}(t) g^{(2m)}(t) dt \\ &= \underbrace{B_{2m+1}(t)g^{(2m)}(t)}_{=0} \Big|_0^1 - \int_0^1 B_{2m+1}(t)g^{(2m+1)}(t) dt \\ &= -B_{2m+2}(t)g^{(2m+1)}(t) \Big|_0^1 + \int_0^1 B_{2m+2}(t)g^{(2m+2)}(t) dt \\ &\stackrel{B_{2m+2}(0)=B_{2m+2}(1)}{=} -B_{2m+2}(0) \left(g^{(2m+1)}(1) - g^{(2m+1)}(0) \right) \\ &\quad + \int_0^1 B_{2m+2}(t)g^{(2m+2)}(t) dt \end{aligned}$$

ergibt Einsetzen die Behauptung für $m+1$

$$\begin{aligned} & \int_0^1 g(t) dt \\ &= \frac{1}{2}g(1) - \frac{1}{2}g(0) - \sum_{k=1}^m B_{2k}(0) \left(g^{(2k-1)}(1) - g^{(2k-1)}(0) \right) \\ & \quad - B_{2(m+1)}(0) \left(g^{(2(m+1)-1)}(1) - g^{(2(m+1)-1)}(0) \right) \\ & \quad + \int_0^1 B_{2m+2}(t) g^{2m+2}(t) dt \end{aligned}$$

■

Aus der Integrationsformel auf $[0, 1]$ erhalten wir eine Integrationsformel für $[x_{j-1}, x_j]$.

Satz 18.10 Sei $f \in C^{2m}(a, b)$ und

$$\begin{aligned} h &= \frac{b-a}{n} \\ x_j &= a + jh \text{ für } 1 \leq j \leq n \end{aligned}$$

Für

$$g_j : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}, t \mapsto hf(x_{j-1} + th)$$

gilt

$$\begin{aligned} \int_{x_{j-1}}^{x_j} f(x) dx &= \int_0^1 g_j(t) dt \\ g_j(1) &= hf(x_j) = g_{j+1}(0) \\ g_j^{(2k-1)}(t) &= h^{2k} f^{(2k-1)}(x_{j-1} + th) \\ g_j^{(2k-1)}(1) &= g_{j+1}^{(2k-1)}(0) = h^{2k} f^{(2k-1)}(x_j) \end{aligned}$$

Beweis. a) Mit

$$\begin{aligned} x &= x_{j-1} + th \\ dx &= h dt \end{aligned}$$

erhält man

$$\begin{aligned} \int_0^1 g_j(t) dt &\stackrel{Def}{=} \int_0^1 hf(x_{j-1} + th) dt \\ &= \int_{x_{j-1}}^{x_j} f(x) dx \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned}g_j(1) &= hf(x_{j-1} + h) = hf(x_j) \\g_{j+1}(0) &= hf(x_j)\end{aligned}$$

c)

$$\begin{aligned}g_j^{(2k-1)}(t) &= h \frac{d^{2k-1}}{dt^{2k-1}} f(x_{j-1} + th) \\&= hh^{2k-1} f^{(2k-1)}(x_{j-1} + th)\end{aligned}$$

d)

$$\begin{aligned}g_j^{(2k-1)}(1) &\stackrel{c)}{=} h^{2k} f^{(2k-1)}(x_j) \\g_{j+1}^{(2k-1)}(0) &\stackrel{c)}{=} h^{2k} f^{(2k-1)}(x_j)\end{aligned}$$

■

Wir integrieren auf den Teilintervallen $[x_j, x_{j+1}]$ für $0 \leq j \leq n-1$ und summieren auf.

Satz 18.11 a) Sei $f \in C^{2m}(a, b)$ und

$$\begin{aligned}h &:= \frac{b-a}{n} \\ \forall 1 \leq j \leq n : x_j &= a + jh\end{aligned}$$

Dann gilt

$$T_h(f) = \int_a^b f(x) dx + \sum_{k=1}^m h^{2k} \frac{B_{2k}}{(2k)!} \left(f^{(2k-1)}(b) - f^{(2k-1)}(a) \right) + J \cdot h^{2m}$$

mit

$$\begin{aligned}T_h(f) &= \frac{h}{2} \sum_{j=1}^n (f(x_j) + f(x_{j-1})) \\ |J| &\leq (b-a) \|B_{2m}\|_\infty \|f^{2m}\|_\infty\end{aligned}$$

b) Ist f $(b-a)$ -periodisch, so gilt $\forall m \in \mathbb{N}$

$$\int_a^b f(x) dx = h \sum_{j=0}^n f(a + jh) + J \cdot h^{2m}$$

Beweis. a)

$$\begin{aligned}
& \int_a^b f(x) dx \\
&= \sum_{j=1}^n \int_{x_{j-1}}^{x_j} f(x) dx \stackrel{a)}{=} \sum_{j=1}^n \int_0^1 g_j(t) dt \\
&= \sum_{j=1}^n \left(\frac{1}{2} g_j(1) + \frac{1}{2} g_j(0) \right) - \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^m \underbrace{B_{2k}(0)}_{=B_{2k}/(2k)!} \left(g_j^{(2k-1)}(1) - \underbrace{g_j^{(2k-1)}(0)}_{=g_{j-1}^{(2k-1)}(1)} \right) \\
&\quad + \sum_{j=1}^n \int_0^1 B_{2m}(t) g_j^{(2m)}(t) dt \\
&\stackrel{b)}{=} \frac{h}{2} \sum_{j=1}^n (f(x_j) + f(x_{j-1})) - \sum_{k=1}^m \frac{B_{2k}}{(2k)!} \underbrace{\left(\sum_{j=1}^n (g_j^{(2k-1)}(1) - g_{j-1}^{(2k-1)}(1)) \right)}_{=g_n^{(2k-1)}(1) - g_0^{(2k-1)}(1)} \\
&\quad + \sum_{j=1}^n \int_0^1 B_{2m}(t) h^{2m+1} f^{(2m)}(x_{j-1} + th) dt \\
&\stackrel{Def}{=} T_n(f) - \sum_{k=1}^m h^{2k} \frac{B_{2k}}{(2k)!} (f^{(2k-1)}(\underbrace{x_n}_{=b}) - f^{(2k-1)}(\underbrace{x_0}_{=a})) \\
&\quad + \underbrace{h^{2m} \sum_{j=1}^n \int_0^1 B_{2m}(t) f^{(2m)}(x_{j-1} - th) dt}_{=J}
\end{aligned}$$

Und für den 3. Term gilt

$$\begin{aligned}
|J| &\leq h \sum_{j=1}^n \|B_{2m}\|_{\infty} \|f^{(2m)}\|_{\infty} \\
&\stackrel{nh=b-a}{\leq} (b-a) \|B_{2m}\|_{\infty} \|f^{(2m)}\|_{\infty} = const
\end{aligned}$$

b) Wegen

$$f^{2k-1}(b) - f^{2k-1}(a) = 0$$

fällt der 2. Term weg. ■

Wir berechnen das Integral für verschiedene Schrittweiten

$$h, \frac{h}{2}, \frac{h}{4}, \frac{h}{8}, \dots$$

mit der Integrationsformel und konstruieren aus diesen Werten eine Formel hoher Genauigkeit.

Satz 18.12 Für

$$\begin{aligned} h &:= \frac{b-a}{n} \\ T_1(h) &= h \frac{f(a)+f(b)}{2} + h \sum_{j=1}^{n-1} f(a+jh) \\ T_{k+1}(h) &= \frac{2^{2k} T_k\left(\frac{h}{2}\right) - T_k(h)}{2^{2k}-1} \\ &= T_k\left(\frac{h}{2}\right) + \frac{T_k\left(\frac{h}{2}\right) - T_k(h)}{2^{2k}-1} \end{aligned}$$

gilt

$$\int_a^b f(x) dx = T_m(h) + O(h^{2m+2})$$

Beweis. $k = 1$:

$$T_h(f) = \int_a^b f(x) dx + O(h^2)$$

$k \rightarrow k+1$: Subtrahiert man

$$\begin{aligned} T_k(h) &= \int_a^b f(x) dx + c_k h^{2k} + \dots + c_m h^{2m} + O(h^{2m}) \\ 2^{2k} T_k\left(\frac{h}{2}\right) &= 2^{2k} \int_a^b f(x) dx + 2^{2k} c_k 2^{-2k} h^{2k} + \dots \\ &\quad + 2^{2k} c_m 2^{-2m} h^{2m} + O(h^{2m}) \end{aligned}$$

erhält man

$$\begin{aligned} &2^{2k} T_k\left(\frac{h}{2}\right) - T_k(h) \\ &= (2^{2k}-1) \int_a^b f(x) dx + c_{k+1} (2^{-2}-1) h^{2k+2} + \dots \\ &\quad + c_m (2^{2k-2m}-1) h^{2m} + O(h^{2m}) \end{aligned}$$

und somit

$$\begin{aligned}
 & \int_a^b f(x) dx \\
 = & \frac{2^{2k} T_k\left(\frac{h}{2}\right) - T_k(h)}{2^{2k} - 1} - c_{k+1} \frac{2^{-2} - 1}{2^{2k} - 1} h^{2k+2} - \dots \\
 & - c_m \frac{2^{2k-2m} - 1}{2^{2k} - 1} h^{2m} + O(h^{2m}) \\
 = & T_{k+1}(h) - c'_{k+1} h^{2k+2} - \dots - c'_m h^{2m} + O(h^{2m})
 \end{aligned}$$

■

Das Rechenschema ist

$$\begin{array}{cccccc}
 h & T_1(h) & & & & \\
 \frac{h}{2} & T_1\left(\frac{h}{2}\right) & T_2(h) & & & \\
 \frac{h}{4} & T_1\left(\frac{h}{4}\right) & T_2\left(\frac{h}{2}\right) & T_3(h) & & \\
 \frac{h}{8} & T_1\left(\frac{h}{8}\right) & T_2\left(\frac{h}{4}\right) & T_3\left(\frac{h}{2}\right) & T_4(h) &
 \end{array}$$

Für kleines h und große k sind $T_k\left(\frac{h}{2}\right)$ und $T_k(h)$ gute Näherungen von $\int_a^b f(x) dx$ und

$$T_k\left(\frac{h}{2}\right) - T_k(h)$$

hat einen großen Fehler. Es lohnt sich nicht über $k=6$ hinauszugehen.

19. Numerische Integration II

Sei w stetig auf (a, b) mit

$$\forall x \in (a, b) : w(x) > 0$$

Für

$$\int_a^b w(x)f(x)dx$$

suchen wir eine Integrationsformel

$$\sum_{j=1}^n A_j f(x_j)$$

Bisher hatten wir $p \in P_n$ exakt integriert. Durch **geschickte Wahl der Stützstellen** wollen wir $p \in P_{2n-1}$ exakt integrieren, denn das sind $2n$ Bedingungen für $2n$ Parameter.

$$\forall p \in P_{2n-1} : I_n(f) = I(f)$$

Satz 19.1 *Es gibt keine Formel I_n , die in P_{2n} exakt ist.*

Beweis. Annahme: I_n ist exakt in P_{2n} . Für

$$p(x) = \prod_{i=1}^n (x - x_i)^2 \in P_{2n}$$

gilt dann

$$0 < \int_a^b w(x)p(x)dx \stackrel{\text{exakt}}{=} \sum_{j=1}^n A_j \underbrace{f(x_j)}_{=0} = 0$$

ein Widerspruch. ■

Satz 19.2

$$\langle p, q \rangle := \int_a^b w(x)p(x)q(x)dx$$

ist ein Skalarprodukt.

Beweis.

$$\begin{aligned}
 \langle a_1 p_1 + a_2 p_2, q \rangle &= \int (a_1 p_1 + a_2 p_2) q w dx \\
 &= a_1 \int p_1 q w dx + a_2 \int p_2 q w dx \\
 &= a_1 \langle p_1, q \rangle + a_2 \langle p_2, q \rangle \\
 \langle p, q \rangle &= \int p q w dx = \int q p w dx = \langle q, p \rangle \\
 \langle p, p \rangle &= \int w p p dx = 0 \Rightarrow p \equiv 0
 \end{aligned}$$

■

Satz 19.3 Zu w konstruiert man eine senkrechte Basis mit Länge 1 von Polynomen durch

$$\begin{aligned}
 q_0 &\equiv 1 \in P_0 \\
 \forall 0 \leq j \leq n-1: q_{j+1} &= x^{j+1} - \sum_{i=0}^j \frac{\langle x^{j+1}, p_i \rangle}{\langle p_i, p_i \rangle} p_i \in P_{j+1} \\
 \forall 0 \leq j \leq n: p_j &= \frac{q_j}{\sqrt{\langle q_j, q_j \rangle}}
 \end{aligned}$$

Beweis. $j = 0$:

$$\langle p_0, p_0 \rangle = \frac{\langle 1, 1 \rangle}{\sqrt{\langle 1, 1 \rangle^2}} = 1$$

$j \rightarrow j+1$: Für $0 \leq k \leq j$ gilt

$$\begin{aligned}
 \langle q_{j+1}, p_k \rangle &= \langle x^{j+1}, p_k \rangle - \langle p_k, p_k \rangle \frac{\langle x^{j+1}, p_k \rangle}{\langle p_k, p_k \rangle} \\
 &= 0 \\
 \langle p_{j+1}, p_k \rangle &= \frac{\langle q_{j+1}, p_k \rangle}{\sqrt{\langle q_{j+1}, q_{j+1} \rangle}} \\
 &= 0 \\
 \langle p_{j+1}, p_{j+1} \rangle &= \frac{\langle q_{j+1}, q_{j+1} \rangle}{\sqrt{\langle q_{j+1}, q_{j+1} \rangle^2}} \\
 &= 1
 \end{aligned}$$

■

Satz 19.4 Die Nullstellen x_1, \dots, x_m von p_m sind reell, einfach und liegen in (a, b)

Beweis. Seien

$$a < x_1 < \dots < x_k < b$$

die Nullstellen von p_m in (a,b) , in denen p_m sein Vorzeichen wechselt, d.h. ungerader Vielfachheit und

$$q(x) = \prod_{j=1}^k (x - x_j) \in P_k$$

Hat p_m keine reellen Nullstellen ungerader Vielfachheit in (a,b) , so setze

$$q(x) = 1$$

Annahme: $k < m$. Da $p_m(x)q(x)$ auf (a,b) sein Vorzeichen nicht wechselt, gilt

$$\int w \cdot \underbrace{(\pm p_m q)}_{\geq 0} dx = \langle p_m, q \rangle$$

$$\begin{aligned} & \stackrel{q \in P_k}{=} 0 \\ p_m q & \equiv 0 \end{aligned}$$

im Widerspruch zu

$$p \neq 0 \neq q$$

Somit gilt $k = m$. ■

Satz 19.5 Sind die x_j die Nullstellen von p_n und

$$A_j = \int_a^b w(x) \prod_{i=1, i \neq j}^n \left(\frac{x - x_i}{x_j - x_i} \right)^2 dx$$

so erhält man eine Integrationsformel die auf P_{2n-1} exakt ist.

Beweis.

$$I_n(f) = \sum_{j=1}^n \int_a^b w \prod_{i=1, i \neq j}^n \frac{x - x_i}{x_j - x_i} dx f(x_j)$$

ist exakt in P_{n-1} , da rechts das Interpolationspolynom integriert wird. Wegen

$$\forall p \in P_{2n-1} \exists q, r \in P_{n-1} : p = qp_n + r$$

gilt

$$\begin{aligned}
 \int_a^b wp dx &= \underbrace{\int_a^b wqp_n dx}_{=0, \text{ da senkrecht}} + \underbrace{\int_a^b wr dx}_{=I_n(r)} \\
 &\stackrel{P_{n-1} \text{ exakt}}{=} I_n(r) \\
 &= I_n(r) + \underbrace{I_n(qp_n)}_{=0, \text{ da } p_n(x_i)=0} \\
 &= I_n(p)
 \end{aligned}$$

d.h. I_n ist exakt in P_{2n-1} . Für

$$w_j = \prod_{i=1, i \neq j}^n \frac{x - x_i}{x_j - x_i}$$

gilt $w_j^2 \in P_{2n-2}$ und

$$\begin{aligned}
 \int_a^b ww_j^2 dx &= I_n(w_j^2) \\
 &= \sum_{k=1}^n A_k w_j^2(x_k) \\
 &= A_j
 \end{aligned}$$

■

20. Numerische Differentiation

Sei $f \in C^{n+1}(\mathbb{R})$ und $m \leq n$. Suche eine Näherung für

$$f^{(m)}(0)$$

die mit den Funktionsauswertungen $f(-kh), \dots, f(kh)$ berechnet wird.

Satz 20.1 Es gibt a_i mit

$$f^{(m)}(0) = \frac{m!}{h^m} \sum_{i=-k}^k a_i f(ih) + O(h^{n+1-m})$$

Der Genauigkeitsverlust der Differentiation ist klein für $n+1 \gg m$.

Beweis. a) Die Reihenentwicklung von f ergibt

$$f(ih) = \sum_{j=0}^n f^{(j)}(0) \frac{(ih)^j}{j!} + O(h^{n+1})$$

Wählt man die a_i geschickt, bleibt in der folgenden Linearkombination nur der m -Term stehen

$$\begin{aligned} \sum_{i=-k}^k a_i f(ih) &= \sum_{j=0}^n f^{(j)}(0) \frac{h^j}{j!} \cdot \sum_{i=-k}^k i^j a_i + O(h^{n+1}) \\ \sum_{i=-k}^k a_i f(ih) &= \frac{1}{m!} h^m f^{(m)}(0) + O(h^{n+1}) \end{aligned}$$

und man erhält die obige Formel.

b) Es muss gelten

$$\forall 0 \leq j \leq n : \sum_{i=-k}^k i^j a_i = \begin{cases} 1 & \text{für } j = m \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Das ist das Gleichungssystem

$$\begin{pmatrix} 1 & \dots & 1 \\ -k & \dots & k \\ \vdots & & \vdots \\ (-k)^n & \dots & k^n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{-k} \\ \vdots \\ a_k \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 1 \leftarrow \text{m-te Stelle} \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

Für $2k + 1 = n + 1$ hat es eine eindeutige Lösung. Sei

$$A = \begin{pmatrix} 1 & \dots & 1 \\ -k & \dots & k \\ \vdots & & \vdots \\ (-k)^n & \dots & k^n \end{pmatrix}$$

Addiere in der Determinante in jeder Zeile k mal die Zeile darüber.

$$\det A = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 1 & 2 & \dots & 2k-1 & 2k \\ 0 & -k+1 & 2(-k+2) & \dots & (2k-1)(k-1) & 2k^2 \\ \vdots & & & & & \\ 0 & (-k+1)^{n-1} & 2(-k+2)^{n-1} & \dots & (2k-1)(k-1)^{n-1} & 2k^n \end{pmatrix}$$

Entwickeln nach der 1. Spalte und Ausklammern der Spaltenfaktoren ergibt

$$\det A = (2k)! \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ -k+1 & -k+2 & \dots & k-1 & k \\ \vdots & & & & \\ (-k+1)^{n-1} & (-k+2)^{n-1} & \dots & (k-1)^{n-1} & k^{n-1} \end{pmatrix}$$

Ziehe von jeder Zeile k -mal die Zeile darüber ab.

$$\det A = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ -2k+1 & \dots & -1 & 0 \\ \vdots & & & \\ (-k+1)^{n-2}(-2k+1) & \dots & (k-1)^{n-2}(-1) & 0 \end{pmatrix}$$

Entwickeln nach der letzten Spalte und und Ausklammern der Spaltenfaktoren ergibt

$$\det A = (2k)!(-1)^{n-1}(-1)^{n-1}(2k-1)! \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ -k+1 & \dots & k-1 \\ \vdots & & \\ (-k+1)^{n-2} & \dots & (k-1)^{n-2} \end{pmatrix}$$

Das ist dieselbe Form wie oben. Induktion ergibt

$$\det A = \prod_{k=1}^n (2k)! \neq 0$$

Damit ist die Matrix umkehrbar. ■

Beispiel 20.2 a) Für $f \in C^3$ gilt

$$f'(0) = \frac{f(h) - f(-h)}{2h} + O(h^2)$$

b) Für $f \in C^4$ gilt

$$f''(0) = \frac{f(h) - 2f(0) + f(-h)}{h^2} + O(h^2)$$

Beweis. a) Für $m = 1, n = 2, k = 1$ gilt

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ -1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} -0,5 \\ 0 \\ 0,5 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix}$$

d.h.

$$a_{-1} = -0,5, a_0 = 0, a_1 = 0,5$$

b) Für $m = 2, n = 3, k = 1$ gilt

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ -1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 0,5 \\ -1 \\ 0,5 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{pmatrix}$$

d.h.

$$a_{-1} = 0,5, a_0 = -1, a_1 = 0,5$$

■

21. B-Splines

B-Splines haben einen Träger minimaler Länge und können numerisch stabil mit einer Rekursionsformel berechnet werden.

Definition 21.1 Sei $(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}$ monoton steigend. Für alle $j \in \mathbb{Z}$ und $k \in \mathbb{N}$ mit $k \geq 2$ definiere

$$\begin{aligned} B_{j1}(t) &:= 1_{[t_j, t_{j+1})}(t) \\ w_{jk}(t) &:= \begin{cases} \frac{t - t_j}{t_{j+k-1} - t_j} & \text{für } t_j < t_{j+k-1} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \\ B_{jk} &:= w_{jk}B_{j,k-1} + (1 - w_{j+1,k})B_{j+1,k-1} \end{aligned}$$

Satz 21.2 a) B_{jk} ist rechtsstetig.
b) Es gilt

$$(1 - w_{j+1,k})(t) = \begin{cases} \frac{t_{j+k} - t}{t_{j+k} - t_{j+1}} & \text{für } t_{j+1} < t_{j+k} \\ 1 & \text{sonst} \end{cases}$$

Beweis. a) Da $B_{j,1}(t)$ rechtsstetig und $w_{jk}(t)$ stetig ist.
b) Für $t_{j+1} < t_{j+k}$ gilt

$$\begin{aligned} 1 - \frac{t - t_{j+1}}{t_{j+k} - t_{j+1}} &= \frac{t_{j+k} - t_{j+1} - (t - t_{j+1})}{t_{j+k} - t_{j+1}} \\ &= \frac{t_{j+k} - t}{t_{j+k} - t_{j+1}} \end{aligned}$$

■

Satz 21.3

$$B_{jk} = \sum_{i=j}^{j+k-1} p_{ik} B_{i1} \text{ mit } p_{ik} \in P_{k-1}$$

Insbesondere ist $B_{j,k}$ stückweise polynomial.

Beweis. $k = 2$:

$$\begin{aligned} B_{j2}(t) &= \underbrace{w_{j2}}_{\in P_1} 1_{[t_j, t_{j+1})}(t) + \underbrace{(1 - w_{j+1,2})}_{\in P_1} 1_{[t_{j+1}, t_{j+2})}(t) \\ &= \sum_{i=j}^{j+1} p_{i2} B_{i,1} \end{aligned}$$

$k - 1 \rightarrow k$:

$$\begin{aligned}
B_{jk}(t) &= w_{j,k}B_{j,k-1} + (1 - w_{j+1,k})B_{j+1,k-1} \\
&= \underbrace{w_{jk}}_{\in P_1} \sum_{i=j}^{j+k-2} \underbrace{q_{i,k-1}}_{\in P_{k-2}} B_{i,1} + \underbrace{(1 - w_{j+1,k})}_{\in P_1} \sum_{i=j+1}^{j+k-1} \underbrace{r_{i,k-1}}_{\in P_{k-2}} B_{i,1} \\
&= \sum_{i=j}^{j+k-1} p_{ik} B_{i,1}
\end{aligned}$$

■

Satz 21.4 Für $t_j = t_{j+k}$ gilt

$$B_{j,k} \equiv 0$$

Beweis. $k = 1$:

$$1_{[t_j, t_{j+1})}(t_j) = 0 \text{ für } t_j = t_{j+1}$$

$k - 1 \rightarrow k$: Wegen $t_j = t_{j+1}$ gilt $t_j = t_{j+k-1}$ und $t_{j+1} = t_{j+k}$

$$\begin{aligned}
B_{jk} &= w_{jk} \underbrace{B_{j,k-1}}_{\equiv 0} + (1 - w_{j+1,k}) \underbrace{B_{j+1,k-1}}_{\equiv 0} \\
&\equiv 0
\end{aligned}$$

■

Satz 21.5 Für $t_j < t_{j+k}$ und $t_j < t_{j+k-1}$ gilt

$$\begin{aligned}
B_{j,k}(t) &> 0 && \text{für } t \in (t_j, t_{j+k}) \\
B_{j,k}(t) &= 0 && \text{sonst}
\end{aligned}$$

Für $t_j < t_{j+k}$ und $t_j = t_{j+k-1}$ gilt

$$\begin{aligned}
B_{j,k}(t) &> 0 && \text{für } t \in [t_j, t_{j+k}) \\
B_{j,k}(t) &= 0 && \text{sonst}
\end{aligned}$$

Beweis. 1.) Es gilt

$$B_{jk}(t) = 0 \text{ für } t \notin [t_j, t_{j+k})$$

$k = 1$:

$$B_{j1}(t) = 1_{[t_j, t_{j+1})}(t) = 0 \text{ für } t \notin [t_j, t_{j+1})$$

$k - 1 \rightarrow k$: Wegen

$$\begin{aligned}
B_{j,k-1}(t) &= 0 \text{ für } t \notin [t_j, t_{j+k-1}) \\
B_{j+1,k-1}(t) &= 0 \text{ für } t \notin [t_{j+1}, t_{j+k})
\end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} B_{jk}(t) &= w_{jk} \underbrace{B_{j,k-1}(t)}_{=0 \text{ für } t \notin [t_j, t_{j+k-1}]} + (1 - w_{j+1,k}) \underbrace{B_{j+1,k-1}(t)}_{=0 \text{ für } t \notin [t_{j+1}, t_{j+k}]} \\ &= 0 \text{ für } t \notin [t_j, t_{j+k}] \end{aligned}$$

2.) Sei $t_j < t_{j+k}$. Dann gilt

$$\begin{aligned} a) \quad & B_{jk}(t) \geq 0 \\ b) \quad & B_{jk}(t) > 0 \text{ für } t \in (t_j, t_{j+k}) \end{aligned}$$

a) $k = 1$:

$$B_{j,1} = 1_{[t_j, t_{j+1})} \geq 0$$

$k - 1 \rightarrow k$: Wegen

$$\begin{aligned} w_{jk} &\geq 0 \text{ für } t \geq t_j \\ B_{j,k-1} &= 0 \text{ für } t \notin [t_j, t_{j+k-1}) \\ (1 - w_{j+1,k}) &> 0 \text{ für } t < t_{j+k} \\ B_{j+1,k-1} &= 0 \text{ für } t \notin [t_{j+1}, t_{j+k}) \end{aligned}$$

gilt für alle t

$$\begin{aligned} w_{j,k} B_{j,k-1} &\geq 0 \\ (1 - w_{j+1,k}) B_{j+1,k-1} &\geq 0 \\ B_{j,k}(t) &= w_{j,k} B_{j,k-1} + (1 - w_{j+1,k}) B_{j+1,k-1} \\ &\geq 0 \end{aligned}$$

b) $k = 1$:

$$B_{j,1} = 1_{[t_j, t_{j+1})} > 0 \text{ für } t \in (t_j, t_{j+1})$$

$k - 1 \rightarrow k$: Wegen

$$\begin{aligned} w_{jk} &> 0 \text{ für } t \in (t_j, t_{j+k-1}) \text{ und } t_j < t_{j+k-1} \\ (1 - w_{j+1,k}) &> 0 \text{ für } t \in (t_{j+1}, t_{j+k}) \end{aligned}$$

und da für $t_j < t_{j+1}$ gilt $t_j < t_{j+k-1}$, folgt

$$\begin{aligned} w_{j,k} B_{j,k-1} &> 0 \text{ für } t \in (t_j, t_{j+k-1}) \text{ und } t_j < t_{j+k-1} \\ (1 - w_{j+1,k}) B_{j+1,k-1} &> 0 \text{ für } t \in (t_{j+1}, t_{j+k}) \end{aligned}$$

und somit

$$\begin{aligned}
B_{j,k}(t) &= \underbrace{w_{j,k}B_{j,k-1}}_{>0} + \underbrace{(1-w_{j+1,k})B_{j+1,k-1}}_{\geq 0} \\
&> 0 \text{ für } t \in (t_j, t_{j+k-1}) \\
B_{j,k}(t) &= \underbrace{w_{j,k}B_{j,k-1}}_{\geq 0} + \underbrace{(1-w_{j+1,k})B_{j+1,k-1}}_{>0} \\
&> 0 \text{ für } t \in (t_{j+1}, t_{j+k})
\end{aligned}$$

3.) Für $t_j < t_{j+k-1}$ gilt

$$B_{jk}(t_j) = 0$$

$k = 2 : t_j < t_{j+1}$

$$\begin{aligned}
B_{j,2}(t_j) &= \underbrace{\frac{t_j - t_j}{t_{j+1} - t_j}}_{=0, \text{ da } t_j < t_{j+k-1}} 1_{[t_j, t_{j+1})}(t_j) + (1 - w_{j+1,k})(t_j) \underbrace{1_{[t_{j+1}, t_{j+2})}(t_j)}_{=0, \text{ da } t_j < t_{j+1}} \\
&= 0
\end{aligned}$$

$k - 1 \rightarrow k : t_j < t_{j+k-1}$. Wegen

$$B_{j+1,k-1}(t_j) = 0 \begin{cases} \text{für } t_j = t_{j+1} \text{ nach Voraussetzung für } k - 1 \\ \text{für } t_j < t_{j+1} \text{ da } t_j \notin [t_{j+1}, t_{j+k}) \end{cases}$$

gilt

$$\begin{aligned}
B_{j,k}(t_j) &= \underbrace{\frac{t_j - t_j}{t_{j+k-1} - t_j}}_{=0, \text{ da } t_j < t_{j+k-1}} B_{j,k-1}(t_j) + (1 - w_{j+1,k})(t_j) \underbrace{B_{j+1,k-1}(t_j)}_{=0} \\
&= 0
\end{aligned}$$

4.) Sei $t_j = t_{j+k-1} < t_{j+k}$. Dann gilt

$$B_{jk}(t_j) = 1$$

$k = 1 : t_j = t_j < t_{j+1}$

$$B_{j1}(t_j) = 1_{[t_j, t_{j+1})}(t_j) = 1$$

$k = 2 : t_j = t_{j+1} < t_{j+2}$

$$\begin{aligned}
B_{j2}(t_j) &= \frac{t_j - t_j}{t_{j+1} - t_j} \underbrace{1_{[t_j, t_{j+1})}(t_j)}_{=0} + \underbrace{1_{[t_{j+1}, t_{j+2})}(t_j)}_{=1, \text{ da } t_j = t_{j+1}} \\
&= 1
\end{aligned}$$

$k-1 \rightarrow k : t_j = \dots = t_{j+k-1} < t_{j+k}$

$$\begin{aligned}
 B_{jk}(t_j) &= \underbrace{\frac{t_j - t_j}{t_{j+k-1} - t_j}}_{=0} B_{j,k-1}(t_j) + \frac{t_{j+k} - \overbrace{t_j}^{=t_{j+1}}}{\underbrace{t_{j+k} - t_{j+1}}_{\text{da } t_{j+1} < t_{j+k}}} \underbrace{B_{j+1,k}(t_j)}_{=1, \text{ da } t_{j+1} = \dots = t_{j+k-1} < t_{j+k}} \\
 &= 1
 \end{aligned}$$

■

Definition 21.6 Sei

$$\begin{aligned}
 \lim_{j \rightarrow \pm\infty} t_j &= \pm\infty \\
 \forall j \in \mathbb{Z} : t_j &< t_{j+k}
 \end{aligned}$$

Für festes $k \geq 2$ fest definiert man den Vektorraum der **Splines** durch

$$S_{k,(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}} = \left\{ \sum_{j \in \mathbb{Z}} c_{j,k} B_{j,k}(t) : c_{j,k} \in \mathbb{R} \right\}$$

Beweis. Für $t_j = t_{j+k}$ gilt $B_{j,k} = 0$ und der Term tritt nicht auf in der Summe. Wegen

$$\sum_{j \in \mathbb{Z}} c_{j,k} B_{j,k}(t) + a \sum_{j \in \mathbb{Z}} d_{j,k} B_{j,k}(t) = \sum_{j \in \mathbb{Z}} (c_{j,k} + a d_{j,k}) B_{j,k}(t)$$

ist $S_{k,(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}}$ ein Vektorraum. ■

Satz 21.7 a) Die Summe ist an jedem Punkt endlich.

b)

$$\sum_{j \in \mathbb{Z}} c_{j,k} B_{j,k} = \sum_{j \in \mathbb{Z}} (c_{j,k} w_{j,k} + c_{j-1,k} (1 - w_{j,k})) B_{j,k-1}$$

Beweis. a) Für $t \in [t_{j_0}, t_{j_0+1}]$ sind höchstens

$$B_{j_0-k+1}(t), \dots, B_{j_0}(t)$$

ungleich Null.

b) Sei $(c_{j,k})_{j \in \mathbb{Z}}$ mit $c_{j,k} \in \mathbb{R}$. Wegen

$$B_{jk} = w_{jk} B_{j,k-1} + (1 - w_{j+1,k}) B_{j+1,k-1}$$

gilt

$$\begin{aligned}\sum_{j \in \mathbb{Z}} c_{j,k} B_{j,k} &= \sum_{j \in \mathbb{Z}} (c_{j,k} w_{jk} B_{j,k-1} + c_{j,k} (1 - w_{j+1,k}) B_{j+1,k-1}) \\ &= \sum_{j \in \mathbb{Z}} (c_{j,k} w_{jk} + c_{j-1,k} (1 - w_{jk})) B_{j,k-1}\end{aligned}$$

■

Satz 21.8 Sei $u \in \mathbb{R}$ beliebig. Für $k \geq 1$ gilt

$$(t - u)^{k-1} = \sum_{j \in \mathbb{Z}} g_{jk}(u) B_{jk}(t)$$

mit

$$\begin{aligned}g_{j1}(u) &:= 1 \\ g_{jk}(u) &:= (t_{j+1} - u) \cdots (t_{j+k-1} - u)\end{aligned}$$

Beweis. Für $t_j < t_{j+k-1}$ gilt

$$\begin{aligned}&g_{j-1,k}(u)(1 - w_{jk}(t)) + g_{j,k}(u)w_{jk}(t) \\ &= (t_j - u) \cdots (t_{j+k-2} - u) \frac{t_{j+k-1} - t}{t_{j+k-1} - t_j} \\ &\quad + (t_{j+1} - u) \cdots (t_{j+k-1} - u) \frac{t - t_j}{t_{j+k-1} - t_j} \\ &= g_{j,k-1}(u) \frac{(t_j - u)(t_{j+k-1} - t) + (t_{j+k-1} - u)(t - t_j)}{t_{j+k-1} - t_j} \\ &= g_{j,k-1}(u) \frac{-t_j t - ut_{j+k-1} + t_{j+k-1} t + ut_j}{t_{j+k-1} - t_j} \\ &= g_{j,k-1}(u)(t - u)\end{aligned}$$

Für $t_j = t_{j+k-1}$ gilt

$$\begin{aligned}&(g_{j-1,k}(u)(1 - w_{jk}) + g_{j,k}(u)w_{jk}) \underbrace{B_{j,k-1}(t)}_{\equiv 0} \\ &= g_{j,k-1}(u)(t - u) \underbrace{B_{j,k-1}(t)}_{\equiv 0}\end{aligned}$$

Das ergibt $k = 1$:

$$\begin{aligned}(t - u)^0 = 1 &= \sum_{j \in \mathbb{Z}} 1_{[t_j, t_{j+1})}(t) \\ &= \sum_{j \in \mathbb{Z}} \underbrace{g_{j1}(u)}_{=1} 1_{[t_j, t_{j+1})}(t)\end{aligned}$$

$k - 1 \rightarrow k$:

$$\begin{aligned}
 \sum_{j \in \mathbb{Z}} g_{jk}(u) B_{jk}(t) &= \sum_{j \in \mathbb{Z}} g_{j,k}(u) (w_{j,k} B_{j,k-1}(t) + (1 - w_{j+1,k}(t)) B_{j+1,k-1}) \\
 &= \sum_{j \in \mathbb{Z}} (g_{j,k}(u) w_{j,k} + (1 - w_{j,k}(t)) g_{j-1,k}) B_{j,k-1} \\
 &= (t - u) \sum_{j \in \mathbb{Z}} g_{j,k-1}(u) B_{j,k-1}(t) \\
 &= (t - u) (t - u)^{k-2} \\
 &= (t - u)^{k-1}
 \end{aligned}$$

■

Die Polynome vom Grad $k - 1$ sind in den Splines vom Grad k enthalten.

Satz 21.9 a)

$$\frac{(t - u)^{k-i}}{(k - i)!} = \sum_{j \in \mathbb{Z}} \frac{\left(-\frac{d}{du}\right)^{i-1} g_{jk}(u)}{(k - 1)!} B_{jk}(t)$$

b) Für $p \in P_{k-1}$ gilt

$$p(t) = \sum_{j \in \mathbb{Z}} \left(\sum_{i=1}^k \frac{\left(-\frac{d}{du}\right)^{i-1} g_{jk}(u)}{(k - 1)!} \left(\frac{d}{du}\right)^{k-i} p(u) \right) B_{jk}(t)$$

d.h.

$$P_{k-1}(t) \subset S_{k,(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}}$$

Beweis. a) Ableiten von

$$(t - u)^{k-1} = \sum_{j \in \mathbb{Z}} g_{jk}(u) B_{jk}(t)$$

ergibt

$$\begin{aligned}
 \sum_{j \in \mathbb{Z}} \left(-\frac{d}{du}\right)^{i-1} g_{jk}(u) B_{jk}(t) &= \left(-\frac{d}{du}\right)^{i-1} (t - u)^{k-1} \\
 &= (k - 1) \dots (k - i + 1) (t - u)^{k-i} \\
 &= \frac{(k - 1)!}{(k - i)!} (t - u)^{k-i}
 \end{aligned}$$

und somit

$$\frac{(t - u)^{k-i}}{(k - i)!} = \sum_{j \in \mathbb{Z}} \frac{\left(-\frac{d}{du}\right)^{i-1} g_{jk}(u)}{(k - 1)!} B_{jk}(t)$$

b) Wegen

$$\begin{aligned}
 p(t) &= \sum_{i=0}^{k-1} \frac{(t-u)^i}{i!} p^{(i)}(u) \\
 &= \sum_{i=1}^k \frac{(t-u)^{k-i}}{(k-i)!} p^{(k-i)}(u) \\
 &= \sum_{j \in \mathbb{Z}} \left(\sum_{i=1}^k \frac{\left(-\frac{d}{du}\right)^{i-1} g_{jk}(u)}{(k-1)!} \left(\frac{d}{du}\right)^{k-i} p(u) \right) B_{jk}(t)
 \end{aligned}$$

■

Satz 21.10 (Zerlegung der Eins)

$$\begin{aligned}
 a) \quad & \frac{\left(-\frac{d}{du}\right)^{k-1} g_{jk}(u)}{(k-1)!} = 1 \\
 b) \quad & \sum_{j \in \mathbb{Z}} B_{jk} = 1
 \end{aligned}$$

Beweis. a)

$$\begin{aligned}
 \frac{\left(-\frac{d}{du}\right)^{k-1} g_{jk}(u)}{(k-1)!} &= \frac{\left(-\frac{d}{du}\right)^{k-1} ((-u)^{k-1} + bu^{k-2} + \dots) g_{jk}(u)}{(k-1)!} \\
 &= \frac{(k-1)!}{(k-1)!} = 1
 \end{aligned}$$

b) Für $p \equiv 1$ gilt

$$\begin{aligned}
 & \sum_{i=1}^k \frac{\left(-\frac{d}{du}\right)^{i-1} g_{jk}(u)}{(k-1)!} \left(\frac{d}{du}\right)^{k-i} p(u) \\
 &= \underbrace{\frac{\left(-\frac{d}{du}\right)^{k-1} g_{jk}(u)}{(k-1)!}}_{=1} \left(\frac{d}{du}\right)^0 1 \\
 &= 1
 \end{aligned}$$

■

22. Rechtsstetige stückweise polynomiale Funktionen

Definition 22.1 Die *Vielfachheit des Knotens* t_j ist

$$\#t_j := \#\{k : t_k = t_j\}$$

Satz 22.2 Sei $k \geq 2$.

$$(t - t_i)^{k-1} 1_{[t_i, \infty)}(t) = \sum_{j \geq i} g_{jk}(t_i) B_{jk}(t)$$

$$\forall 1 \leq m \leq \#t_i : (t - t_i)^{k-m} 1_{[t_i, \infty)}(t) = \sum_{j \geq i} g_{j, k-m+1}(t_i) B_{j, k-m+1}(t)$$

Beweis. 1.) Sei $t < t_i$. Wegen

$$\text{Träger}(B_{j, k-m+1}) \subset [t_j, t_{j+k-m+1})$$

gilt

$$\forall j \geq i : B_{jk}(t) = 0$$

und beide Seiten sind Null.

2.) Sei $t_i < t$. Da für $k \geq 1$ gilt

$$(t - u)^{k-1} = \sum_{j \in \mathbb{Z}} g_{j, k}(u) B_{j, k}(t)$$

gilt für $k - m \geq 0$

$$(t - t_i)^{k-m} = \sum_{j \in \mathbb{Z}} g_{j, k-m+1}(t_i) B_{j, k-m+1}(t)$$

Wegen

$$\begin{aligned} \text{Träger}(B_{j, k-m+1}) &\subset [t_j, t_{j+k-m+1}) \\ \text{Träger}(B_{i-k+m-1, k-m+1}) &\subset [t_{i-k+m-1}, t_i) \end{aligned}$$

tragen nur die $B_{j, k-m+1}$ mit $j \geq i - k + m$ zur Summe bei, d.h.

$$\begin{aligned} &(t - t_i)^{k-m} 1_{[t_i, \infty)}(t) \\ &= (t - t_i)^{k-m} \\ &= \sum_{j \geq i-k+m} g_{j, k-m+1}(t_i) B_{j, k-m+1}(t) \end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned} g_{j,k}(u) &= (t_{j+1} - u) \dots (t_{j+k-1} - u) \\ g_{j,k-m+1}(t_i) &= (t_{j+1} - t_i) \dots (t_{j+k-m} - t_i) \end{aligned}$$

gilt $\forall 0 \leq r \leq k - m - 1$:

$$g_{i-k+m+r,k-m+1}(t_i) = (t_{i-k+m+r+1} - t_i) \dots (t_{i+r} - t_i)$$

und für $0 \leq r \leq k - m - 1$ wird einer der Faktoren Null

$$g_{i-k+m,k-m+1}(t_i) = \dots = g_{i-1,k-m+1}(t_i) = 0$$

Damit ändert sich die Summe nicht, wenn man sie erst bei i beginnen läßt.

$$\sum_{j \geq i-k+m-1} g_{j,k-m+1}(t_i) B_{j,k-m+1}(t) = \sum_{j \geq i} g_{j,k-m+1}(t_i) B_{j,k-m+1}(t)$$

3.) Sei $t = t_i$. Mit 2.), da beide Seiten rechtsstetig sind. ■

Satz 22.3

$$\begin{aligned} &SP_{k,(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}} \\ &= \{p \in \text{Lin}(P_{k-1} \cup \{(t - t_j)^i 1_{[t_j, \infty)}(t)\}) : 0 \leq i < k \\ &\quad p \text{ ist genau } k - \#t_j - 1\text{-mal stetig differenzierbar in } t_j\} \\ &= \text{Lin}(P_{k-1} \cup \{(t - t_j)^{k-m} 1_{[t_j, \infty)}(t) : 1 \leq m \leq \#t_j\}) \end{aligned}$$

Beweis. Sei s rechtsstetig vom Grad $< k$ mit nur einem Knoten t_j , an dem s genau $k - \#t_j - 1$ -mal stetig differenzierbar ist.

$$s(t) = \underbrace{p(t)}_{\in P_{k-1}} + \sum_{m=0}^{k-1} c_m (t - t_j)^m 1_{[t_j, \infty)}(t)$$

Wegen

$$\begin{aligned} 1_{[t_j, \infty)}(t) &\quad \text{ist nicht stetig} \\ (t - t_j)^m 1_{[t_j, \infty)}(t) &\quad \text{ist stetig für } m \geq 1 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} &s \text{ ist genau } k - \#t_j - 1 \text{ mal stetig differenzierbar} \\ \iff &\forall 0 \leq r \leq k - \#t_j - 1 : \left(\frac{d}{dt}\right)^r (t - t_j)^m \neq \text{konstant} \neq 0 \\ \iff &c_m = 0 \text{ für } m \leq k - \#t_j - 1 \\ \iff &s(t) = p(t) + \sum_{m=1}^{\#t_j} c_m (t - t_j)^{k-m} 1_{[t_j, \infty)}(t) \end{aligned}$$

■

Satz 22.4 Die $B_{i,k}$ sind linear unabhängig und es gilt

$$SP_{k,(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}} = S_{k,(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}}$$

Beweis. Sei (a, b) beliebig. Wegen

$$\begin{aligned} P_{k-1} &\subset S_{k,(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}} \\ (t - t_i)^{k-m} 1_{[t_i, \infty)}(t) &\in S_{k,(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}} \end{aligned}$$

gilt

$$SP_{k,(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}} \subset S_{k,(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}}$$

Da $\dim P_{k-1} = k$ und da es für jedes t_j genau $\#t_j$ Koeffizienten $c_m \neq 0$ gibt und da die Funktionen linear unabhängig sind, gilt

$$\dim SP_{k,(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}}|_{(a,b)} := k + \sum_{a < t_j < b} \#t_j$$

Betrachte die B-Splines, die in (a,b) ungleich Null sind. Wegen

$$\text{Träger}(B_{jk}) \subset [t_j, t_{j+k})$$

gilt

$$\begin{aligned} (a, b) \cap \text{Träger}(B_{jk}) &\neq \emptyset \\ \iff a < t_j < b \text{ oder } t_j \leq a < t_{j+k} < b \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} S_{k,(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}}|_{(a,b)} &= \text{Lin}\{B_{jk} : \text{Träger}(B_{jk}) \cap (a, b) \neq \emptyset\} \\ &= \text{Lin}(\{B_{jk} : a < t_j < b\} \cup \{B_{jk} : t_j \leq a < t_{j+k} < b\}) \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} \dim S_{k,(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}}|_{(a,b)} &= k + \sum_{a < t_j < b} \#t_j \\ &= \dim SP_{k,(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}}|_{(a,b)} \end{aligned}$$

Wegen

$$SP_{k,(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}}|_{(a,b)} \subset S_{k,(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}}|_{(a,b)}$$

müssen die $B_{j,k}$ linear unabhängig sein.

Da (a,b) beliebig ist, gilt die Behauptung für \mathbb{R} . ■

Bemerkung 22.5 Durch die Vielfachheit der Nullstellen läßt sich die Glattheit des Splines verringern.

Satz 22.6 Die Darstellung

$$\sum_{i \in \mathbb{Z}} c_i B_{i,k}$$

ist eindeutig.

Beweis. Sei

$$\sum_{i \in \mathbb{Z}} c_i B_{i,k} = \sum_{i \in \mathbb{Z}} d_i B_{i,k}$$

und (a, b) beliebig und

$$J = \{j \in \mathbb{Z} : a < t_j < b \text{ oder } t_j \leq a < t_{j+k} < b\}$$

Da $(B_{i,k})_{i \in J}$ linear unabhängig ist, gilt

$$\sum_{i \in J} c_i B_{i,k} = \sum_{i \in J} d_i B_{i,k} \Rightarrow \forall i \in J : c_i = d_i$$

Da (a, b) beliebig war, gilt

$$\sum_{i \in \mathbb{Z}} c_i B_{i,k} = \sum_{i \in \mathbb{Z}} d_i B_{i,k} \Rightarrow \forall i \in \mathbb{Z} : c_i = d_i$$

■

23. Die Berechnung der Ableitung

Satz 23.1 Sei $s \in S_{k,(t_j)_{j \in \mathbb{Z}}}$ und $\forall j : t_j < t_{j+k-1}$. Dann gilt für die intervallweise berechnete Ableitung von s

$$s' \in S_{k-1}$$

Beweis. Wegen $t_j < t_{j+k-1}$ gilt

$$\forall j : \#t_j \leq k - 1$$

und

$$s \in C^{\#t_j - k - 1} \subset C^0$$

d.h. s ist in allen t_j stetig und es treten neben Polynomen nur Terme

$$(t - t_j)^m 1_{[t_j, \infty)}(t) \text{ für } k > m \geq 1$$

auf. Damit treten in s' neben Polynomen nur Terme

$$(t - t_j)^m 1_{[t_j, \infty)}(t) \text{ für } k - 1 > m \geq 0$$

auf, d.h.

$$s \in S_{k-1, (t_j)_{j \in \mathbb{Z}}}$$

Für $\#t_j = k - 1$ hat s' einen Sprung in t_j . ■

Satz 23.2 Sei $t_j < t_{j+k-1}$ für alle j . Sei $s := \sum_{j \in \mathbb{Z}} c_{j,k} B_{jk} \in S_{k, (t_j)_{j \in \mathbb{Z}}}$ ein Spline. Dann gilt für die Ableitung

$$s' = \sum_j a_{j,k} B_{j,k-1}$$

mit

$$a_{j,k-1} = \frac{k-1}{t_{j+k-1} - t_j} (c_{jk} - c_{j-1,k})$$

Beweis. Zwischen den Stützstellen ist $s|_{(t_i, t_{i+1})} = p$ ein Polynom. Wegen

$$\begin{aligned} (g_{j,k} - g_{j-1,k})(u) &= (t_{j+1} - u) \dots (t_{j+k-1} - u) - (t_j - u) \dots (t_{j+k-2} - u) \\ &= (t_{j+k-1} - u - t_j + u) (t_{j+1} - u) \dots (t_{j+k-2} - u) \\ &= (t_{j+k-1} - t_j) g_{j,k-1}(u) \\ &\in P_{k-2}(u) \end{aligned}$$

und

$$c_{j,k}(p) = \sum_{i=1}^k \frac{\left(-\frac{d}{du}\right)^{i-1} g_{jk}(u)}{(k-1)!} \left(\frac{d}{du}\right)^{k-i} p(u)$$

$$a_{j,k-1}(p') = \sum_{i=1}^{k-1} \frac{\left(-\frac{d}{du}\right)^{i-1} g_{j,k-1}(u)}{(k-2)!} \left(\frac{d}{du}\right)^{k-i} p(u)$$

gilt

$$\begin{aligned} & (c_{jk} - c_{j-1,k})(p) \\ = & \sum_{i=1}^k \frac{\left(-\frac{d}{du}\right)^{i-1} (g_{j,k} - g_{j-1,k})(u)}{(k-1)!} \left(\frac{d}{du}\right)^{k-i} p(u) \\ \stackrel{\frac{d^{k-1}}{du^{k-1}} g_{j,k-1}(u) \equiv 0}{=} & \frac{t_{j+k-1} - t_j}{k-1} \sum_{i=1}^{k-1} \frac{\left(-\frac{d}{du}\right)^{i-1} g_{j,k-1}(u)}{(k-2)!} \left(\frac{d}{du}\right)^{k-i} p(u) \\ = & \frac{t_{j+k-1} - t_j}{k-1} a_{j,k-1}(p') \end{aligned}$$

■

Satz 23.3 Für $t_j < t_{j+k-1}$ gilt

$$B'_{jk} = (k-1) \left(\frac{B_{j,k-1}}{t_{j+k-1} - t_j} - \frac{B_{j+1,k-1}}{t_{j+k} - t_{j+1}} \right)$$

Beweis. Mit $c_{j,k} = \delta_{jj_0}$ gilt

$$B_{j_0,k} = \sum_{j \in \mathbb{Z}} c_{j,k} B_{jk}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} B'_{j_0,k} &= \sum_{j \in \mathbb{Z}} c'_{j,k} B_{j,k-1} = \sum_{j \in \mathbb{Z}} (k-1) \frac{c_{j,k} - c_{j-1,k}}{t_{j+k-1} - t_j} B_{j,k-1} \\ &= (k-1) \sum_{j \in \mathbb{Z}} \frac{\delta_{j,j_0}}{t_{j+k-1} - t_j} B_{j,k-1} - (k-1) \sum_{j \in \mathbb{Z}} \frac{\delta_{j-1,j_0}}{t_{j+k-1} - t_j} B_{j,k-1} \\ &= (k-1) \frac{B_{j_0,k}}{t_{j_0+k-1} - t_{j_0}} - (k-1) \frac{B_{j_0+1,k-1}}{t_{j_0+k-1} - t_{j_0}} \end{aligned}$$

■

24. Auswertung von Splines

Satz 24.1 Sei $t \in [t_i, t_{i+1})$ und

$$\begin{aligned} a_j^{(0)} &:= a_j \text{ für } i - k + 1 \leq j \leq i \\ a_j^{(q+1)} &:= a_{j-1}^{(q)}(1 - w_{j,k-q}) + a_j^{(q)}w_{j,k-q} \\ &\text{für } i - k + q + 2 \leq j \leq i \text{ und } 0 \leq q \leq k - 2 \end{aligned}$$

Dann gilt

$$\sum_{j \in \mathbb{Z}} a_j B_{jk}(t) = a_i^{(k-1)}$$

Beweis. $\forall 2 \leq r \leq k$ gilt

$$\begin{aligned} \sum_{j \in \mathbb{Z}} a_{j,r} B_{j,r} &= \sum_{j \in \mathbb{Z}} a_{j,r} (w_{j,r} B_{j,r-1}) + (1 - w_{j+1,r}) B_{j+1,r-1} \\ &= \sum_{j \in \mathbb{Z}} (a_{j-1,r} (1 - w_{j,r}) + a_{j,r} w_{j,r}) B_{j,r-1} \\ &= \sum_{j \in \mathbb{Z}} a_{j,r-1} B_{j,r-1} \end{aligned}$$

Im k -ten Schritt erhält man

$$\sum_{j \in \mathbb{Z}} a_j B_{j,k} = \sum_{j \in \mathbb{Z}} a_{j,1} B_{j,1} = a_{j,1}$$

Oder

$$\begin{aligned} &\sum_{j \in \mathbb{Z}} a_j B_{j,k} \\ &= \sum_{j \in \mathbb{Z}} (a_{j-1} (1 - w_{j,k}) + a_j w_{j,k}) B_{j,k-1} \\ &= \sum_{j \in \mathbb{Z}} a_j^{(1)} B_{j,k-1} \\ &= \sum_{j \in \mathbb{Z}} (a_{j-1}^{(1)} (1 - w_{j,k-1}) + a_j^{(1)} w_{j,k-1}) B_{j,k-2} \\ &= \dots = \sum_{j \in \mathbb{Z}} a_j^{(k-1)} B_{j,1} \end{aligned}$$

■

Wegen

$$0 \leq w_{j,k-q}(t) \leq 1$$

ist die Berechnung numerisch stabil.

25. Anpassung mit B-Splines

Seien t_0, \dots, t_n fest und

$$s(t) = \sum_{i=0}^{n-k} a_i B_{i,k}(t)$$

Zu $x_0 < \dots < x_{n-k}$ seien die Werte y_0, \dots, y_{n-k} gegeben. Suche nun a_i sodaß

$$\forall j = 0, \dots, n-k : s(x_j) = y_j$$

Als lineares Gleichungssystem ist das

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} y_0 \\ \vdots \\ y_{n-k} \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} s(x_0) \\ \vdots \\ s(x_{n-k}) \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} B_{0,k}(x_0) & \cdots & B_{n-k,k}(x_0) \\ \vdots & & \vdots \\ B_{0,k}(x_{n-k}) & \cdots & B_{n-k,k}(x_{n-k}) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_0 \\ \vdots \\ a_{n-k} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

Satz 25.1 *Das Problem ist eindeutig lösbar, wenn*

$$\forall i = 0, \dots, n-k : t_i < x_i < t_{i+k}$$

Beweis. a) $k=1$: Für $t_i < x < t_{i+1} = t_{i+k}$ gilt

$$\begin{aligned} s(x) &= \sum_{i=0}^{n-k} a_i B_{i,1}(x) \\ &= \sum_{i=0}^{n-k} a_i 1_{[t_i, t_{i+1})}(x) = a_i \end{aligned}$$

Setze deshalb

$$a_i := y_i \text{ für } i = 0, \dots, n-k$$

b) $k=2, n=2$: Wegen $n-k=0$ gibt es nur x_0 und es gilt

$$s(x) = \sum_{i=0}^0 a_i B_{i,2}(x) = a_0 B_{0,2}(x)$$

Setze

$$a_0 := y_0$$

n=3: Wegen $n - k = 1$ gibt es x_0, x_1 und es gilt

$$s(x) = \sum_{i=0}^1 a_i B_{i,2}(x) = a_0 B_{0,2}(x) + a_1 B_{1,2}(x)$$

d.h.

$$\begin{aligned} y_0 &= s(x_0) = a_0 B_{0,2}(x_0) + a_1 B_{1,2}(x_0) \\ y_1 &= s(x_1) = a_0 B_{0,2}(x_1) + a_1 B_{1,2}(x_1) \\ \begin{pmatrix} y_0 \\ y_1 \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} B_{0,2}(x_0) & B_{1,2}(x_0) \\ B_{0,2}(x_1) & B_{1,2}(x_1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_0 \\ a_1 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

Es gilt

$$\begin{aligned} B_{0,2}(x) &= w_{02} B_{0,1} + (1 - w_{1,2}) B_{11} \\ &= \frac{x - t_0}{t_1 - t_0} 1_{(t_0, \infty)}(t_1) 1_{[t_0, t_1)}(x) \\ &\quad + \left(1 - \frac{x - t_1}{t_2 - t_1} 1_{(t_1, \infty)}(t_2) \right) 1_{[t_1, t_2)}(x) \\ B_{1,2}(x) &= w_{12} B_{1,1} + (1 - w_{2,2}) B_{21} \\ &= \frac{x - t_1}{t_2 - t_1} 1_{(t_1, \infty)}(t_2) 1_{[t_1, t_2)}(x) \\ &\quad + \left(1 - \frac{x - t_2}{t_3 - t_2} 1_{(t_2, \infty)}(t_3) \right) 1_{[t_2, t_3)}(x) \end{aligned}$$

Für $x_0 \in (t_0, t_1)$ gilt $t_0 < x_0 < t_1 < x_1 < t_3$ und somit

$$\begin{aligned} B_{0,2}(x_0) &= \frac{x_0 - t_0}{t_1 - t_0} > 0 \\ B_{1,2}(x_0) &= 0 \\ B_{1,2}(x_1) &> 0 \end{aligned}$$

d.h. die Matrix

$$\begin{pmatrix} \frac{x - t_0}{t_1 - t_0} & 0 \\ \underbrace{B_{0,2}(x_1)}_{>0} & \underbrace{B_{1,2}(x_1)}_{>0} \end{pmatrix}$$

ist umkehrbar und die Lösung eindeutig.

Für $x_0 \in [t_1, t_2), x_1 \in (t_1, t_2)$ gilt $t_0 \leq t_1 \leq x_0 < x_1 < t_2$ und somit

$$\begin{aligned} B_{0,2}(x_0) &= 1 - \frac{x_0 - t_1}{t_2 - t_1} \\ B_{1,2}(x_0) &= \frac{x_0 - t_1}{t_2 - t_1} \\ B_{0,2}(x_1) &= 1 - \frac{x_1 - t_1}{t_2 - t_1} \\ B_{1,2}(x_1) &= \frac{x_1 - t_1}{t_2 - t_1} \end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned} &\det \begin{pmatrix} B_{0,2}(x_0) & B_{1,2}(x_0) \\ B_{0,2}(x_1) & B_{1,2}(x_1) \end{pmatrix} \\ &= \left(1 - \frac{x_0 - t_1}{t_2 - t_1}\right) \frac{x_1 - t_1}{t_2 - t_1} - \left(1 - \frac{x_1 - t_1}{t_2 - t_1}\right) \frac{x_0 - t_1}{t_2 - t_1} \\ &= \frac{x_1 - t_1 - (x_0 - t_1)}{t_2 - t_1} = \frac{x_1 - x_0}{t_2 - t_1} > 0 \end{aligned}$$

ist die Matrix umkehrbar und die Lösung somit eindeutig.

Für $x_0 \in [t_1, t_2), x_1 \in [t_2, t_3)$ gilt $t_0 \leq t_1 \leq x_0 < t_2 \leq x_1 < t_3$ und somit

$$\begin{aligned} B_{0,2}(x_0) &= 1 - \frac{x_0 - t_1}{t_2 - t_1} > 0 \\ B_{1,2}(x_0) &= \frac{x_0 - t_1}{t_2 - t_1} \\ B_{0,2}(x_1) &= 0 \\ B_{1,2}(x_1) &= 1 - \frac{x_1 - t_2}{t_3 - t_2} \end{aligned}$$

Damit ist die Matrix

$$\begin{pmatrix} \underbrace{B_{0,2}(x_0)}_{>0} & B_{1,2}(x_0) \\ 0 & \underbrace{B_{1,2}(x_1)}_{>0} \end{pmatrix}$$

umkehrbar und die Lösung eindeutig.

k=2, n → n+1 Wegen $t_j < x_j < t_{j+2}$ und

$$\begin{aligned} \{x : B_{j-1,2}(x) \neq 0\} &\subset [t_{j-1}, t_{j+1}) \\ \{x : B_{j,2}(x) \neq 0\} &\subset [t_j, t_{j+2}) \\ \{x : B_{j+1,2}(x) \neq 0\} &\subset [t_{j+1}, t_{j+3}) \end{aligned}$$

hat B die Form

$$\begin{pmatrix} B_{0,2}(x_0) & B_{1,2}(x_0) & 0 & & & \\ B_{0,2}(x_1) & B_{1,2}(x_1) & B_{2,2}(x_1) & 0 & & \\ 0 & \ddots & \ddots & \ddots & & \\ 0 & & & B_{n-k-1,2}(x_{n-k-1}) & B_{n-k,2}(x_{n-k-1}) & \\ 0 & & & B_{n-k-1,2}(x_{n-k}) & B_{n-k,2}(x_{n-k}) & \end{pmatrix}$$

Wegen

$$\text{Für } x_j \geq t_{j+1} : B_{j-1,2}(x_j) = 0$$

$$\text{Für } x_j < t_{j+1} : B_{j+1,2}(x_j) = 0$$

sind nur 2 Elemente in jeder Zeile ungleich Null und bei Berechnung der Determinante zerfällt die Matrix.

Man erhält das Produkt von zwei kleineren Determinanten.

Nach Voraussetzung für n ist das Problem für diese eindeutig lösbar.

k → k+1, n=k: Es gibt nur x_0 .

$$y_0 = s(x_0) = \sum_{i=0}^0 a_i B_{i,k}(x_0) = a_0 \underbrace{B_{0,k}(x_0)}_{\neq 0}$$

Setze deshalb

$$a_0 := \frac{y_0}{B_{0,k}(x_0)}$$

n → n+1: 1. Fall Sei $B_{j+1,k}(x_j) = 0$.

Dann sind auch alle Elemente rechts und oberhalb davon gleich Null: Wegen

$$\begin{aligned} \text{Träger}(B_{j+1,k}) &\subset [t_{j+1}, t_{j+1+k}) \\ t_j < x_j &< t_{j+k} \end{aligned}$$

gilt

$$x_j \in (t_j, t_{j+1}]$$

und

$$\begin{aligned} \text{Träger}(B_{j+1,k}) &\subset [t_{j+1}, t_{j+k-1}) \\ B_{j+1,k}(x_{j-r}) &= 0, \text{ da } x_{j-r} < x_j \text{ für } r > 0 \\ B_{j+r,k}(x_j) &= 0, \text{ da Träger}(B_{j+r,k}) \subset [t_{j+r}, t_{j+r+k}) \text{ für } r > 0 \end{aligned}$$

2. Fall: Sei $B_{j-1,k}(x_j) = 0$. Dann sind auch alle Elemente links und unterhalb davon gleich Null: Da

$$\begin{aligned} \text{Träger}(B_{j-1,k}) &\subset [t_{j-1}, t_{j-1+k}) \\ t_j < x_j &< t_{j+k} \end{aligned}$$

gilt

$$x_j \in (t_{j-k+1}, t_{j+k}]$$

und

$$\begin{aligned} B_{j-1,k}(x_{j+r}) &= 0 & , \text{ da } x_{j+r} > x_j \text{ f\u00fcr } r > 0 \\ B_{j-r,k}(x_j) &= 0 & , \text{ da } \text{Tr\u00e4ger}(B_{j-r,k}) \subset [t_{j-r}, t_{j-r+k}) \end{aligned}$$

In beiden F\u00e4llen zerf\u00e4llt die Matrix bei Berechnung der Determinante. Man erh\u00e4lt das Produkt von zwei kleineren Determinanten.

Nach Voraussetzung f\u00fcr n ist das Problem f\u00fcr diese eindeutig l\u00f6sbar.

3. Fall: Sei

$$\forall j = 0, \dots, n-k : t_{j+1} < x_j < t_{j+k-1}$$

Somit gilt

$$\begin{aligned} \forall j : \#t_j &\leq k-2 \\ s \in C^{k-\#t_j-1} &\subset C^1 \end{aligned}$$

Zeige: B ist eins zu eins und deshalb umkehrbar. Sei

$$\begin{aligned} \forall 0 \leq i \leq n-k : \sum_{j=0}^{n-k} a_j B_{j,k}(x_i) &= 0 \\ \left(\begin{array}{ccc} B_{0,k}(x_0) & \cdots & B_{n-k,k}(x_0) \\ \vdots & & \vdots \\ B_{0,k}(x_{n-k}) & \cdots & B_{n-k,k}(x_{n-k}) \end{array} \right) \left(\begin{array}{c} a_0 \\ \vdots \\ a_{n-k} \end{array} \right) &= 0 \end{aligned}$$

Da $s \in C^1$ ist es links- und rechtsstetig in t_0, t_n und hat somit die $n-k+3$ Nullstellen

$$t_0, t_n, x_0, \dots, x_{n-k}$$

Zu den $n-k+3$ Nullstellen von s gibt es $n-k+2$ Nullstellen von s'

$$\begin{aligned} x_0^{(1)} &\in (t_0, x_1) \\ x_j^{(1)} &\in (x_{j-1}, x_j) \\ x_{n-k+1}^{(1)} &\in (x_{n-k}, t_n) \end{aligned}$$

Wegen $t_{j+1} < x_j < t_{j+k-1}$ gilt

$$\begin{aligned} x_0^{(1)} \in (t_0, t_{k-1}) &\subset \text{Tr\u00e4ger}(B_{0,k-1}) \\ x_j^{(1)} \in (t_j, t_{j+k-1}) &\subset \text{Tr\u00e4ger}(B_{j,k-1}) \\ x_{n-k+1}^{(1)} \in (t_{n-k+1}, t_n) &\subset \text{Tr\u00e4ger}(B_{n-k+1,k-1}) \end{aligned}$$

Nach Voraussetzung für den Fall $k - 1$ löst s' das Problem eindeutig zu den Werten

$$y_0 = \dots = y_{n-k+1} = 0$$

d.h.

$$s' = 0$$

$$s = 0$$

$$a = 0$$

■

Teil II.

Wahrscheinlichkeitstheorie auf abzählbaren Räumen

26. Zufallsexperimente

Definition 26.1 a) Sei $W \neq \emptyset$ abzählbar und

$$p : W \rightarrow [0, 1], w \mapsto p(w)$$

mit

$$\sum_{w \in W} p(w) = 1$$

Dann heißt (W, p) **Zufallsexperiment**.

b) Die Mengen $(A_i)_{i \in I}$ in W heißen **schnittleer** \iff

$$\forall i, j \in I : A_i \cap A_j = \emptyset$$

c) Sind die A_i schnittleer, so führen wir eine neue Schreibweise für die abzählbare Vereinigung ein

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

Beispiel 26.2 1.) Die **Gleichverteilung** auf $W = \{1, \dots, n\}$ entspricht dem Werfen eines Würfels. Sie gibt jedem Punkt dieselbe Wahrscheinlichkeit.

$$p : \{1, \dots, n\} \rightarrow [0, 1], w \mapsto \frac{1}{n}$$

2.) $B(1, q)$ für $q \in [0, 1]$ entspricht einem Münzwurf mit verbogener Münze. Mit Wahrscheinlichkeit q fällt Kopf mit Wahrscheinlichkeit $1-q$ fällt Zahl.

$$p : \{0, 1\} \rightarrow [0, 1], w \mapsto \begin{cases} q & \text{für } w = 1 \\ 1 - q & \text{für } w = 0 \end{cases}$$

3.) $B(n, q)$ für $q \in [0, 1]$ sagt beim n -maligen unabhängigen Werfen einer verbogenen Münze, mit welcher Häufigkeit i -mal Kopf fällt.

$$p : \{0, 1, \dots, n\} \rightarrow [0, 1], i \mapsto \binom{n}{i} q^i (1 - q)^{n-i}$$

4.) Die **geometrische Verteilung** entspricht dem Warten auf einen Erfolg bei unabhängigen Münzwürfen: $i-1$ mal fällt Zahl und beim i -ten Mal Kopf.

$$p : \mathbb{N} \rightarrow [0, 1], i \mapsto (1 - q)^{i-1} q$$

5.) Die **Poissonverteilung** für $a > 0$ beschreibt Warteschlangen

$$p : \mathbb{N}_0 \rightarrow [0, 1], i \mapsto \frac{a^i}{i!} e^{-a}$$

6.) Sei W abzählbar und $a \in W$. Die **Einpunktverteilung** gibt dem Punkt a die ganze Wahrscheinlichkeit

$$\delta_a : W \rightarrow [0, 1], w \mapsto \begin{cases} 1 & \text{für } a = w \\ 0 & \text{für } a \neq w \end{cases}$$

Beweis. Alle obigen Mengen sind abzählbar.

$$1.) \quad \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} = 1$$

$$2.) \quad \sum_{i=0}^1 p(w) = q + (1 - q) = 1$$

$$3.) \quad \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} q^i (1 - q)^{n-i} = (q + (1 - q))^n = 1$$

$$4.) \quad \sum_{i=1}^{\infty} (1 - q)^{i-1} q = q \sum_{i=0}^{\infty} (1 - q)^i = q \frac{1}{1 - (1 - q)} = 1$$

$$5.) \quad \sum_{i=0}^{\infty} e^{-a} \frac{a^i}{i!} = e^{-a} e^a = 1$$

$$6.) \quad \underbrace{p(a)}_{=1} + \sum_{w \in W \setminus a} \underbrace{p(w)}_{=0} = 1$$

■

Wir wollen schon jetzt Maße einführen, mit denen wir später nur noch rechnen werden.

Definition 26.3 a) Sei

$$Pot(W) = \{A : A \subset W\}$$

die Menge der Teilmengen von W , z.B.

$$Pot(\{1, 2\}) = \{\emptyset, \{1\}, \{2\}, \{1, 2\}\}$$

b) Sei $W \neq \emptyset$ abzählbar.

$$P : Pot(W) \rightarrow [0, 1], A \mapsto P[A]$$

heißt **Wahrscheinlichkeitsmaß** \iff

- 1.) $P[\emptyset] = 0$
- 2.) $P \left[\sum_{n=1}^{\infty} A_n \right] = \sum_{n=1}^{\infty} P[A_n]$
- 3.) $P[W] = 1$

Man kann bei Zufallsexperimenten auf abzählbarem W gleichwertig mit Wahrscheinlichkeitsmaßen P oder Einzelwahrscheinlichkeiten p rechnen. Das ist bei Maßen mit Dichten später nicht mehr der Fall.

Satz 26.4 a) Ist (W, p) ein Zufallsexperiment, so ist

$$P : Pot(W) \rightarrow [0, 1], A \mapsto \sum_{w \in A} p(w)$$

ein Wahrscheinlichkeitsmaß.

b) Sei W abzählbar und $P : Pot(W) \rightarrow [0, 1]$ ein Wahrscheinlichkeitsmaß. Dann existiert genau ein Zufallsexperiment (W, p) sodaß P das zugehörige Wahrscheinlichkeitsmaß ist.

Beweis. a) 1.) Da kein w in der leeren Menge ist, gilt

$$P[\emptyset] = \sum_{w \in \emptyset} p(w) = 0$$

2.) Da alle Einträge unter der Summe positiv sind, ist die Summationsreihenfolge egal

$$\begin{aligned} P \left[\sum_{n=1}^{\infty} A_n \right] &\stackrel{Def}{=} \sum_{w \in \sum_{n=1}^{\infty} A_n} p(w) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{w \in A_n} p(w) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} P[A_n] \end{aligned}$$

3.) $P[W] = \sum_{w \in W} p(w) = 1$

b) Wegen

$$P[\{w\}] = \sum_{w \in \{w\}} p(w) = p(w)$$

muss

$$p : W \rightarrow [0, 1], w \mapsto P[\{w\}]$$

gewählt werden. Es gilt

$$\begin{aligned} p(w) &\stackrel{Def}{=} P[\{w\}] \stackrel{Vor}{\in} [0, 1] \\ \sum_{w \in W} p(w) &\stackrel{Def}{=} \sum_{w \in W} P[\{w\}] \\ &\stackrel{W \text{ abzählbar}}{=} P\left[\sum_{w \in W} \{w\}\right] \\ &= P[W] = 1 \end{aligned}$$

■

Die Gleichverteilung scheint natürlich. Aber auf \mathbb{N} kann es sie nicht geben:

Satz 26.5 *Auf einem abzählbar unendlichen W gibt es keine Gleichverteilung.*

Beweis. Für alle $w \in W$ soll gelten: $p(w) = a$.

Für $a > 0$ gilt

$$P[W] = \sum_{w \in W} p(w) = \sum_{w \in W} a = \infty$$

im Widerspruch zu $P[W] = 1$.

Für $a = 0$ gilt

$$P[W] = \sum_{w \in W} p(w) = \sum_{w \in W} 0 = 0$$

im Widerspruch zu $P[W] = 1$. ■

Beschreibung von Ereignissen

Beispiel 26.6 *Bei einem Würfelwurf erscheint mit Wahrscheinlichkeit $\frac{1}{3}$ eine 5 oder eine 6.*

$$\begin{aligned} W &= \{1, \dots, 6\} \\ \forall 1 \leq i \leq 6: p(i) &= \frac{1}{6} \\ A &= \{5, 6\} \\ P[A] &= \sum_{w \in A} p(w) = p(5) + p(6) \\ &= \frac{1}{6} + \frac{1}{6} = \frac{1}{3} \end{aligned}$$

Satz 26.7 Seien $A, B, A_n \subset W$ für $n \in \mathbb{N}$ mögliche Ereignisse. Man möchte nun beschreiben:

- | | |
|--|---|
| 1.) A tritt nicht ein: | $w \in A^C$ |
| 2.) Tritt A ein so tritt B ein: | $A \subset B$ |
| 3.) (mindestens) eines der Ereignisse A_n tritt ein: | $w \in \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n$ |
| 4.) genau eines der Ereignisse A_n tritt ein: | $w \in \sum_{n=1}^{\infty} A_n$ |
| 5.) alle Ereignisse A_n treten ein: | $w \in \bigcap_{n=1}^{\infty} A_n$ |
| 6.) unendlich viele Ereignisse treten ein: | $\bigcap_{m=1}^{\infty} \bigcup_{n=m}^{\infty} A_n$ |
| 7.) fast alle Ereignisse treten ein: | $\bigcup_{m=1}^{\infty} \bigcap_{n=m}^{\infty} A_n$ |

Beweis. 1.) Wegen $w \in W$ gilt: Aus $w \notin A$ folgt $w \in A^C$.

2.) (Aus $w \in A$ folgt $w \in B$) $\iff A \subset B$

3.)

$$\begin{aligned}
 & \text{mindestens ein Ereignis tritt ein} \\
 \iff & \text{ es gibt ein } A_n, \text{ das eintritt} \\
 \iff & \text{ es gibt ein } A_n, \text{ soda\ss } w \in A_n \\
 \iff & w \in \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n
 \end{aligned}$$

4.)

$$\begin{aligned}
 & \text{genau ein Ereignis } A_n \text{ tritt ein} \\
 \iff & \text{ es gibt genau ein } A_n, \text{ soda\ss } w \in A_n \\
 \iff & w \in \sum_{n=1}^{\infty} A_n
 \end{aligned}$$

5.)

$$\begin{aligned}
 & \text{alle Ereignisse treten ein} \\
 \iff & \text{ f\ur } \text{ alle } n \text{ gilt: } w \in A_n \\
 \iff & w \in \bigcap_{n=1}^{\infty} A_n
 \end{aligned}$$

6.)

unendlich viele Ereignisse treten ein

\Leftrightarrow egal wie groß m ist, gibt es ein $n \geq m$ sodaß A_n eintritt

\Leftrightarrow für alle m gilt: es gibt ein $n \geq m$ mit $w \in A_n$

\Leftrightarrow für alle m gilt: $w \in \bigcup_{n \geq m} A_n$

$\Leftrightarrow \bigcap_{m=1}^{\infty} \bigcup_{n \geq m} A_n$

7.)

fast alle Ereignisse treten ein

\Leftrightarrow es gibt ein m , sodaß alle A_n mit $n \geq m$ eintreten

\Leftrightarrow es gibt ein m , sodaß für alle $n \geq m$ gilt $w \in A_n$

\Leftrightarrow es gibt ein m , sodaß: $w \in \bigcap_{n \geq m} A_n$

$\Leftrightarrow w \in \bigcup_{m=1}^{\infty} \bigcap_{n \geq m} A_n$

■

Rechenregeln für Ereignisse

Bemerkung 26.8 Sei P ein Wahrscheinlichkeitsmaß. Dann gilt

a) $P[A + B] = P[A] + P[B]$

b) $P[A^C] = 1 - P[A]$

c) Aus $A \subset B$ folgt $P[A] \leq P[B]$

d)

$$P \left[\bigcup_{j=1}^{\infty} A_j \right] \leq \sum_{j=1}^{\infty} P[A_j]$$

Beweis. a) Mit

$$A_1 = A$$

$$A_2 = B$$

$$A_n = \emptyset \text{ für } n \geq 3$$

gilt

$$\begin{aligned} P \left[\sum_{n=1}^{\infty} A_n \right] &= \sum_{n=1}^{\infty} P[A_n] \\ &= P[A] + P[B] + \underbrace{\sum_{n=3}^{\infty} P[\emptyset]}_{=0} \\ &= P[A] + P[B] \end{aligned}$$

b) folgt aus

$$P[A] + P[A^C] = P[A + A^C] = P[W] = 1$$

c)

$$\begin{aligned} P[B] &= P[A + B \cap A^C] \\ &= P[A] + P[B \cap A^C] \\ &\geq P[A] \end{aligned}$$

d)

$$\begin{aligned} P \left[\bigcup_{j=1}^{\infty} A_j \right] &= P \left[A_1 + \sum_{j=2}^{\infty} A_j \cap A_{j-1}^C \cap \dots \cap A_1^C \right] \\ &= P[A_1] + \sum_{j=2}^{\infty} P[A_j \cap A_{j-1}^C \cap \dots \cap A_1^C] \\ &\leq \sum_{j=1}^{\infty} P[A_j] \end{aligned}$$

■

27. Unabhängigkeit

Definition 27.1 Sei I eine beliebige Indexmenge und $A_i \subset W$ für $i \in I$.
a) Die A_i heißen **paarweise unabhängig unter P** \iff

$$\forall i, j \in I: P[A_i \cap A_j] = P[A_i]P[A_j]$$

b) Die A_i heißen **unabhängig unter P** \iff

$$\forall J \subset I, |J| < \infty: P\left[\bigcap_{i \in J} A_i\right] = \prod_{i \in J} P[A_i]$$

Satz 27.2 Seien $(A_i)_{i \in I}$ unabhängig und $J \subset I$.
Dann ist $(A_i)_{i \in J}$ unabhängig.

Beweis. Sei $K \subset J$ endlich. Da $(A_i)_{i \in I}$ unabhängig sind und $K \subset I$, gilt

$$P\left[\bigcap_{i \in K} A_i\right] = \prod_{i \in K} P[A_i]$$

und $(A_i)_{i \in J}$ ist unabhängig. ■

Satz 27.3 $(A_i)_{i \in I}$ sind unabhängig \iff
für alle endlichen schnittleeren Teilmengen $J, K \subset I$ gilt:

$$P\left[\bigcap_{j \in J} A_j^C \cap \bigcap_{k \in K} A_k\right] = \prod_{j \in J} P[A_j^C] \prod_{k \in K} P[A_k]$$

wobei wir setzen

$$\begin{aligned} \bigcap_{j \in \emptyset} A_j &= W \\ \prod_{j \in \emptyset} P[A_j] &= 1 \end{aligned}$$

Beweis. "⇐": Setze $J = \emptyset$.

"⇒": Induktion nach $|J|$. Für $|J| = 0$ gilt

$$P\left[\bigcap_{k \in K} A_k\right] = \prod_{k \in K} P[A_k]$$

$n \rightarrow n + 1 :$

$$\begin{aligned}
& P \left[\bigcap_{j \in J} A_j^C \cap \bigcap_{k \in K} A_k \right] \\
= & P \left[\bigcap_{j \in J \setminus \{j_0\}} A_j^C \cap \bigcap_{k \in K} A_k \cap A_{j_0}^C \right] \\
P[A \cap B] = P[A] - P[A \cap B^C] & P \left[\bigcap_{j \in J \setminus \{j_0\}} A_j^C \cap \bigcap_{k \in K} A_k \right] \\
& - P \left[\bigcap_{j \in J \setminus \{j_0\}} A_j^C \cap \bigcap_{k \in K \cup \{j_0\}} A_k \right] \\
|J \setminus \{j_0\}| = n & \prod_{j \in J \setminus \{j_0\}} P[A_j^C] \prod_{k \in K} P[A_k] \\
& - P[A_{j_0}] \prod_{j \in J \setminus \{j_0\}} P[A_j^C] \prod_{k \in K} P[A_k] \\
1 - P[A_{j_0}] = P[A_{j_0}^C] & P[A_{j_0}^C] \prod_{j \in J \setminus \{j_0\}} P[A_j^C] \prod_{k \in K} P[A_k]
\end{aligned}$$

■

Satz 27.4 Die Unabhängigkeit hängt vom Wahrscheinlichkeitsmaß P ab.

Beweis. Sei $W = \{1, 2\}$ und

$$\begin{aligned}
\forall 1 \leq i \leq 2: P[i] &= \frac{1}{2} \\
Q[1] &= 1 \\
Q[2] &= 0
\end{aligned}$$

Für $A = \{1\}$ und $B = \{1, 2\}$ gilt

$$\begin{aligned}
P[A \cap B] &= P[A] = \frac{1}{2} \neq \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = P[A] \cdot P[B] \\
Q[A \cap B] &= Q[A] = 1 = Q[A] \cdot Q[B]
\end{aligned}$$

Unter Q sind A, B unabhängig.

Unter P sind A, B abhängig. ■

Bemerkung 27.5 a) Für die Unabhängigkeit von A_1, \dots, A_n reicht es nicht

$$P[A_1 \cap \dots \cap A_n] = \prod_{i=1}^n P[A_i]$$

zu fordern.

b) Es reicht nicht, paarweise unabhängig zu fordern.

c) A ist stets unabhängig, aber A, A nicht notwendig.

Unabhängigkeit ist also keine Eigenschaft von Mengen von Ereignissen, denn

$$\{A\} = \{A, A\}$$

Beweis. a) Für

$$\begin{aligned} W &= \{1, 2\} \\ A_1 &= \{1\} \\ A_2 &= \{2\} \\ A_3 &= \emptyset \\ p(1) &= p(2) = \frac{1}{2} \end{aligned}$$

gilt

$$P[A_1 \cap A_2 \cap A_3] = P[\emptyset] = 0 = P[A_1]P[A_2]P[A_3]$$

aber

$$P[A_1 \cap A_2] = P[\emptyset] = 0 \neq \frac{1}{4} = P[A_1]P[A_2]$$

b) Für

$$\begin{aligned} W &= \{1, 2, 3, 4\} \\ A_1 &= \{1, 2\} \\ A_2 &= \{2, 3\} \\ A_3 &= \{3, 1\} \\ p(i) &= \frac{1}{4} \end{aligned}$$

gilt

$$P[A_1 \cap A_2] = P[2] = \frac{1}{4} = \frac{1}{2} \frac{1}{2} = P[A_1] \cdot P[A_2]$$

$$P[A_1 \cap A_3] = P[1] = \frac{1}{4} = \frac{1}{2} \frac{1}{2} = P[A_1] \cdot P[A_3]$$

$$P[A_2 \cap A_3] = P[3] = \frac{1}{4} = \frac{1}{2} \frac{1}{2} = P[A_2] \cdot P[A_3]$$

aber

$$P[A_1 \cap A_2 \cap A_3] = P[\emptyset] = 0 \neq \frac{1}{2} \frac{1}{2} \frac{1}{2} = P[A_1]P[A_2]P[A_3]$$

c)

$$\begin{aligned} A, A \text{ ist unabhängig} &\iff P[A \cap A] = P[A]P[A] \\ &\iff P[A] = P[A]^2 \\ &\iff P[A] \in \{0, 1\} \end{aligned}$$

und das ist nicht für jedes Ereignis A erfüllt. ■

28. Der Produktraum

Der Produktraum beschreibt das unabhängige Ausführen von n Zufallsexperimenten.

Satz 28.1 Seien W_i abzählbar und $(W_1, p_1), \dots, (W_n, p_n)$ Zufallsexperimente. Durch

$$W = W_1 \times \dots \times W_n$$

und

$$p : W_1 \times \dots \times W_n \rightarrow [0, 1], (w_1, \dots, w_n) \mapsto \prod_{i=1}^n p_i(w_i)$$

erhält man ein Zufallsexperiment (W, p) und W ist abzählbar.

Beweis. Da W_1, \dots, W_n abzählbar sind, ist $W_1 \times \dots \times W_n$ abzählbar. Wegen $p(w_i) \in [0, 1]$ gilt

$$p(w) = p_1(w_1) \cdot \dots \cdot p_n(w_n) \in [0, 1]$$

Da alle $p(w) \geq 0$ ist die Reihenfolge der Summierung egal und es folgt

$$\begin{aligned} \sum_{w \in W} p(w) &= \sum_{w_1 \in W_1} \dots \sum_{w_n \in W_n} p_1(w_1) \dots p_n(w_n) \\ &= \underbrace{\sum_{w_1 \in W_1} p_1(w_1)}_{=1} \cdot \dots \cdot \underbrace{\sum_{w_n \in W_n} p_n(w_n)}_{=1} \\ &= 1 \end{aligned}$$

■

Um die Unabhängigkeit zu testen, müssen die Zufallsexperimente (W_i, p_i) im selben Wahrscheinlichkeitsraum leben.

Dazu transportieren wir (W_i, p_i) als (W^i, p^i) nach (W, p) .

Satz 28.2 Seien P_i die eindeutigen Maße zu den p_i . Für

$$A^i := W_1 \times \dots \times W_{i-1} \times A_i \times W_{i+1} \times \dots \times W_n$$

gilt

$$\begin{aligned} (A^i)^C &= W_1 \times \dots \times W_{i-1} \times A_i^C \times W_{i+1} \times \dots \times W_n \\ \sum_{k=1}^{\infty} A_k^i &= W_1 \times \dots \times W_{i-1} \times \sum_{k=1}^{\infty} A_{k,i} \times W_{i+1} \times \dots \times W_n \end{aligned}$$

und

$$P[A^i] = P_i[A_i]$$

Beweis. Wegen

$$\begin{aligned} w \in (A^i)^C &\iff w_i \notin A_i \\ &\iff w_i \in A_i^C \\ &\iff W_1 \times \dots \times W_{i-1} \times A_i^C \times W_{i+1} \times \dots \times W_n \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} w &\in \sum_{k=1}^{\infty} A_k^i \\ &\iff \exists! k : w \in A_k^i \\ &\iff \exists! k : w_i \in A_{k,i} \\ &\iff w \in W_1 \times \dots \times W_{i-1} \times \sum_{k=1}^{\infty} A_{k,i} \times W_{i+1} \times \dots \times W_n \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} P[A^i] &\stackrel{Def}{=} \sum_{(w_1, \dots, w_n) \in W_1 \times \dots \times A_i \times \dots \times W_n} p_1(w_1) \dots p_n(w_n) \\ &= \sum_{w_1 \in W_1} p_1(w_1) \dots \sum_{w_i \in A_i} p_i(w_i) \dots \sum_{w_n \in W_n} p_n(w_n) \\ &= \underbrace{\left(\sum_{w_1 \in W_1} p_1(w_1) \right)}_{=1} \dots \left(\sum_{w_i \in A_i} p_i(w_i) \right) \dots \underbrace{\left(\sum_{w_n \in W_n} p_n(w_n) \right)}_{=1} \\ &= \sum_{w_i \in A_i} p_i(w_i) = P_i[A_i] \end{aligned}$$

■

Das Zufallsexperiment (W_i, p_i) lebt nun in W an der i -ten Stelle. Jetzt müssen wir nur noch die Unabhängigkeit zeigen.

Satz 28.3 Seien $A_i \subset W_i$ mit $1 \leq i \leq n$.
Dann sind $A^1, \dots, A^n \subset W$ unabhängig bezüglich P .

Beweis. Wegen

$$\begin{aligned} w \in \bigcap_{i=1}^n A^i &\iff w \in A_1 \times \dots \times A_n \\ &\iff \forall 1 \leq i \leq n : w_i \in A_i \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} P\left[\bigcap_{i=1}^n A^i\right] &= \sum_{w \in A^1 \cap \dots \cap A^n} p_1(w_1) \dots p_n(w_n) \\ &= \sum_{(w_1, \dots, w_n) \in A_1 \times \dots \times A_n} p_1(w_1) \dots p_n(w_n) \\ &= \sum_{w_1 \in A_1} \dots \sum_{w_n \in A_n} p_1(w_1) \dots p_n(w_n) \\ &= \left(\sum_{w_1 \in A_1} p_1(w_1) \right) \dots \left(\sum_{w_n \in A_n} p_n(w_n) \right) \\ &= \prod_{i=1}^n P_i[A_i] = \prod_{i=1}^n P[A^i] \end{aligned}$$

Da das für beliebige A^i gilt, gilt es auch für die Komplemente. Somit sind A^1, \dots, A^n unabhängig. ■

29. $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$

Definition 29.1 Für $X, Y : (W, P) \rightarrow V$ setze

$$\begin{aligned} \{X = v\} &:= X^{-1}(v) := \{w \in W : X(w) = v\} \\ \{X \in A\} &:= X^{-1}(A) := \{w \in W : X(w) \in A\} \\ P[X \in A] &:= P[\{w \in W : X(w) \in A\}] \\ P[X \in A, Y \in B] &:= P[\{X \in A\} \cap \{Y \in B\}] \end{aligned}$$

Für $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ setze

$$\{X \leq z\} := \{w \in W : X(w) \leq z\}$$

Die Abbildung X^{-1} hat sehr praktische Eigenschaften:

Definition 29.2 Sei $X : W \rightarrow V$. Für

$$X^{-1} : Pot(V) \rightarrow Pot(W), A \mapsto X^{-1}(A)$$

gilt

- 1) $X^{-1}(\emptyset) = \emptyset$
- 2) $X^{-1}(V) = W$
- 3) $X^{-1}(B^C) = (X^{-1}(B))^C$
- 4) $X^{-1}(\bigcup_{i \in I} B_i) = \bigcup_{i \in I} X^{-1}(B_i)$
- 5) $X^{-1}(\sum_{i \in I} B_i) = \sum_{i \in I} X^{-1}(B_i)$
- 6) $X^{-1}(\bigcap_{i \in I} B_i) = \bigcap_{i \in I} X^{-1}(B_i)$
- 7) Aus $B_1 \subset B_2$ folgt $X^{-1}(B_1) \subset X^{-1}(B_2)$

Beweis.

- 1) Wegen $X : W \rightarrow V$ ist

$$X(w) \in \emptyset$$

für kein $w \in W$ erfüllt. Somit gilt

$$X^{-1}(\emptyset) = \{w \in W : X(w) \in \emptyset\} = \emptyset$$

- 2) Da $X : W \rightarrow V$ gilt:

$$\forall w \in W : X(w) \in V$$

und somit

$$X^{-1}(V) = \{w \in W : X(w) \in V\} = W$$

3)

$$\begin{array}{lcl}
 w \in X^{-1}(B^C) & \stackrel{Def}{\iff} & X(w) \in B^C \\
 & \stackrel{B+B^C=V}{\iff} & X(w) \notin B \\
 X(w) \in B & \iff & w \in X^{-1}(B) \\
 X^{-1}(B) + X^{-1}(B)^C = W & \iff & w \in (X^{-1}(B))^C
 \end{array}$$

4)

$$\begin{array}{lcl}
 w \in X^{-1}\left(\bigcup_{i \in I} B_i\right) & \stackrel{Def}{\iff} & X(w) \in \bigcup_{i \in I} B_i \iff \exists i : X(w) \in B_i \\
 & \stackrel{Def}{\iff} & \exists i : w \in X^{-1}(B_i) \iff w \in \bigcup_{i \in I} X^{-1}(B_i)
 \end{array}$$

5) wie 4) mit $\exists!$ statt \exists

6) wie 4) mit \forall statt \exists

7)

$$\begin{array}{lcl}
 w \in X^{-1}(B_1) & \stackrel{Def}{\implies} & X(w) \in B_1 \subset B_2 \\
 & \stackrel{Def}{\implies} & w \in X^{-1}(B_2)
 \end{array}$$

■

Satz 29.3 Jede Verarbeitung der Daten $X : (W, P) \rightarrow V$ erzeugt durch

$$P[X^{-1}(\cdot)] : Pot(V) \rightarrow [0, 1], A \mapsto P[X^{-1}(A)]$$

ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf V .

Beweis.

$$\begin{array}{lcl}
 P[X^{-1}(A)] & \geq & 0 \\
 P[X^{-1}(\emptyset)] & = & P[\emptyset] = 0 \\
 P[X^{-1}(V)] & = & P[W] = 1 \\
 P\left[X^{-1}\left(\sum_{i=1}^{\infty} A_i\right)\right] & = & P\left[\sum_{i=1}^{\infty} X^{-1}(A_i)\right] = \sum_{i=1}^{\infty} P[X^{-1}(A_i)]
 \end{array}$$

■

Beispiel 29.4 Sei P die Gleichverteilung auf $W = \{1, \dots, 6\}$. Für

$$X : (W, P) \rightarrow \{a, b, c, d\}, \begin{array}{l} 1 \mapsto a \\ 2 \mapsto a \\ 3 \mapsto a \\ 4 \mapsto b \\ 5 \mapsto b \\ 6 \mapsto c \end{array}$$

gilt

$$\begin{aligned} P[X = a] &= \frac{1}{2} \\ P[X = b] &= \frac{1}{3} \\ P[X = c] &= \frac{1}{6} \\ P[X = d] &= 0 \end{aligned}$$

und wir erhalten ein Wahrscheinlichkeitsmaß $P[X^{-1}(\cdot)]$ auf $\{a, b, c, d\}$.

Satz 29.5 Aus $P[X^{-1}(\cdot)] = P[Y^{-1}(\cdot)]$ kann man **nicht** auf $X = Y$ schließen.

Beweis. Sei $W = \{a, b\}$ und $P[a] = P[b] = \frac{1}{2}$. Für

$$X : \{a, b\} \rightarrow \{-1, 1\}, \begin{cases} a \mapsto 1 \\ b \mapsto -1 \end{cases}$$

$$Y : \{a, b\} \rightarrow \{-1, 1\}, \begin{cases} a \mapsto -1 \\ b \mapsto 1 \end{cases}$$

gilt $X = -Y$ und somit $X \neq Y$. Wegen

$$\begin{aligned} P[X = 1] &= P[Y = 1] = \frac{1}{2} \\ P[X = -1] &= P[Y = -1] = \frac{1}{2} \end{aligned}$$

gilt $P[X^{-1}(\cdot)] = P[Y^{-1}(\cdot)]$ ■

Definition 29.6 Seien $i \in I$. $X_i : (W, P) \rightarrow V_i$ heißen **unabhängig** \iff Eine der gleichwertigen Bedingungen ist erfüllt:

- 1.) $\forall A_i \subset V_i$ sind $(\{X_i \in A_i\})_{i \in I}$ unabhängig
- 2.) $\forall J \subset I$ endlich $\forall A_i \subset V_i : P[\bigcap_{i \in J} \{X_i \in A_i\}] = \prod_{i \in J} P[X_i \in A_i]$

3.) $\forall z_i \in V_i$ sind $(\{X_i = z_i\})_{i \in I}$ unabhängig

4.) $\forall J \subset I$ endlich $\forall z_i \in V_i$: $P[\bigcap_{i \in J} \{X_i = z_i\}] = \prod_{i \in J} P[X_i = z_i]$

Da W abzählbar ist, kann man die Unabhängigkeit mit den Einzelwahrscheinlichkeiten $P[X_i = z_i]$ überprüfen. Das geht bei Maßen mit Dichten nicht mehr.

Beweis. 1.) \iff 2.): Definition.

3.) \iff 4.): Definition.

2.) \Rightarrow 4.): Wähle $A_i = \{z_i\}$.

4.) \Rightarrow 2.): Wegen

$$\{X_i \in A_i\} = \sum_{z_i \in A_i} \{X_i = z_i\}$$

gilt für $J \subset I$ endlich

$$\begin{aligned} & P \left[\bigcap_{i \in J} \{X_i \in A_i\} \right] \\ &= P \left[\bigcap_{i \in J} \sum_{z_i \in A_i} \{X_i = z_i\} \right] \\ &= \sum_{z_1 \in A_1} \dots \sum_{z_n \in A_n} P \left[\bigcap_{i \in J} \{X_i = z_i\} \right] \\ &\stackrel{4.)}{=} \sum_{z_1 \in A_1} \dots \sum_{z_n \in A_n} \prod_{i \in J} P[X_i = z_i] \\ &= \prod_{i \in J} P \left[\sum_{z_i \in A_i} \{X_i = z_i\} \right] \\ &= \prod_{i \in J} P[X_i \in A_i] \end{aligned}$$

■

Das setzt voraus, dass der Raum W so etwas zulässt. Mit dem Produktraum haben wir einen solchen Raum für endliche viele (W_i, P_i) konstruiert, sodaß sich unabhängige $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ beschreiben lassen.

Unabhängige Daten bleiben bei der Verarbeitung unabhängig:

Satz 29.7 Seien $X_i : (W, P) \rightarrow V_i$ unabhängig und $f_i : V_i \rightarrow U_i$ beliebig. Dann sind $f_i \circ X_i$ unabhängig.

$$\begin{array}{ccc} (W, P) & \xrightarrow{f_i \circ X_i} & U_i \\ X_i \searrow & & \nearrow f_i \\ & V_i & \end{array}$$

Beweis. Seien $u_i \in U_i$ und $J \subset I$ endlich. Wegen

$$\begin{aligned}
 P \left[\bigcap_{i \in J} \{f_i \circ X_i = u_i\} \right] &= P \left[\bigcap_{i \in J} \{X_i \in f^{-1}(u_i)\} \right] \\
 &\stackrel{X_i \text{ unabhängig}}{=} \prod_{i \in J} P[\{X_i \in f^{-1}(u_i)\}] \\
 &= \prod_{i \in J} P[f_i \circ X_i = u_i]
 \end{aligned}$$

sind $(f_i \circ X_i)_{i \in I}$ unabhängig. ■

Satz 29.8 Seien $X_i : (W, P) \rightarrow V_i$ unabhängig und $I = \bigoplus_{k \in K} I_k$ mit $|I_k| < \infty$. Dann sind

$$(X_{i_1}, \dots, X_{i_{I_k}}) : W \rightarrow V_{i_1} \times \dots \times V_{i_{I_k}}$$

unabhängig.

Beweis. Für $K_1 \subset K$ endlich gilt

$$\begin{aligned}
 &P \left[\bigcap_{k \in K_1} (X_{i_1}, \dots, X_{i_{I_k}}) = v_k \right] \\
 &= P \left[\bigcap_{k \in K_1} \bigcap_{j \in I_k} X_{i_j} = v_{k, i_j} \right] \\
 &\stackrel{(X_i)_i \text{ unabhängig}}{=} \prod_{k \in K_1} \prod_{j \in I_k} P[X_{i_j} = v_{k, i_j}] \\
 &= \prod_{k \in K_1} P[(X_{i_1}, \dots, X_{i_{I_k}}) = v_k]
 \end{aligned}$$

■

30. Faltung

Satz 30.1 Sind $X, Y : (W, P) \rightarrow \mathbb{N}_0$ *unabhängig*, so gilt

$$P[X + Y = n] = \sum_{k=0}^n P[X = k]P[Y = n - k]$$

Beweis.

$$\begin{aligned} P[X + Y = n] &= P \left[\sum_{k=0}^n \{X = k\} \cap \{Y = n - k\} \right] \\ &= \sum_{k=0}^n P[X = k, Y = n - k] \\ &\stackrel{\text{unabhängig}}{=} \sum_{k=0}^n P[X = k]P[Y = n - k] \end{aligned}$$

■

Satz 30.2 Seien X, Y unabhängig und $P[X^{-1}(\cdot)] = Poi(c)$, $P[Y^{-1}(\cdot)] = Poi(d)$. Dann gilt

$$P[(X + Y)^{-1}(\cdot)] = Poi(c + d)$$

Beweis. Für $n \in \mathbb{N}_0$ gilt

$$\begin{aligned} P[X + Y = n] &= \sum_{k=0}^n P[X = k, Y = n - k] \\ &\stackrel{\text{unabhängig}}{=} \sum_{k=0}^n P[X = k]P[Y = n - k] \\ &= \sum_{k=0}^n \frac{c^k}{k!} \frac{d^{n-k}}{(n-k)!} e^{-c} e^{-d} \\ &= \frac{e^{-(c+d)}}{n!} \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} c^k d^{n-k} \\ &= \frac{e^{-(c+d)}}{n!} (c + d)^n \\ &= Poi(c + d)(n) \end{aligned}$$

■

$B(n, p)$ entspricht der Anzahl des Auftretens von Kopf bei n-maligem unabhängigen Werfen einer Münze.

Satz 30.3 a) Seien X, Y unabhängig mit $P[X^{-1}(\cdot)] = B(n, p)$ und $P[Y^{-1}(\cdot)] = B(1, p)$. Dann ist

$$P[(X + Y)^{-1}(\cdot)] = B(n + 1, p)$$

b) Sind X_1, \dots, X_n unabhängig und $P[X_i^{-1}(\cdot)] = B(1, p)$, so ist

$$P\left[\left(\sum_{i=1}^n X_i\right)^{-1}(\cdot)\right] = B(n, p)$$

c) Seien X, Y unabhängig mit $P[X^{-1}(\cdot)] = B(n, p)$ und $P[Y^{-1}(\cdot)] = B(m, p)$. Dann gilt

$$P[(X + Y)^{-1}(\cdot)] = B(n + m, p)$$

Beweis. a) Für $1 \leq k \leq n$ gilt

$$\begin{aligned} & P[X + Y = k] \\ &= P[X = k - 1, Y = 1] + P[X = k, Y = 0] \\ \stackrel{\text{unabhängig}}{=} & P[X = k - 1] \cdot P[Y = 1] + P[X = k] \cdot P[Y = 0] \\ &= \binom{n}{k-1} p^{k-1} (1-p)^{n-k+1} p + \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} (1-p) \\ &= \binom{n+1}{k} p^k (1-p)^{n+1-k} \\ &= B(n+1, p)(k) \end{aligned}$$

und für $k=0, n+1$

$$\begin{aligned} P[X + Y = n + 1] &= P[X = n, Y = 1] \\ &\stackrel{\text{unabhängig}}{=} P[X = n] \cdot P[Y = 1] \\ &= \binom{n}{n} p^n (1-p)^{n-n} p \\ &= \binom{n+1}{n+1} p^{n+1} (1-p)^{n+1-(n+1)} \\ &= B(n+1, p)(n+1) \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} P[X + Y = 0] &= P[X = 0, Y = 0] \\ &\stackrel{\text{unabhängig}}{=} P[X = 0] \cdot P[Y = 0] \\ &= \binom{n}{0} p^0 (1-p)^{n-0} (1-p) \\ &= \binom{n+1}{0} p^0 (1-p)^{n+1} = B(n+1, p)(0) \end{aligned}$$

b) n=2: Wegen a) gilt

$$P[(X_1 + X_2)^{-1}(\cdot)] = B(2, p)$$

$n \rightarrow n + 1$: Nach Voraussetzung gilt $P[(\sum_{i=1}^n X_i)^{-1}(\cdot)] = B(n, p)$.
Da $\sum_{i=1}^n X_i$ unabhängig ist von X_{n+1} , ist

$$P \left[\left(\sum_{i=1}^{n+1} X_i \right)^{-1} (\cdot) \right] = B(n + 1, p)$$

c) Wegen

$$P[X^{-1}(\cdot)] = P \left[\left(\sum_{i=1}^n X_i \right)^{-1} (\cdot) \right]$$

$$P[Y^{-1}(\cdot)] = P \left[\left(\sum_{i=n+1}^{m+n} X_i \right)^{-1} (\cdot) \right]$$

X,Y sind unabhängig

$$\sum_{i=1}^n X_i, \sum_{i=n+1}^{m+n} X_i \text{ sind unabhängig}$$

gilt

$$P[X + Y = k]$$

$$\stackrel{\text{unabhängig}}{=} \sum_{j=0}^k P[X = j]P[Y = k - j]$$

$$\stackrel{\text{Vor}}{=} \sum_{j=0}^k P \left[\sum_{i=1}^n X_i = j \right] P \left[\sum_{i=n+1}^{m+n} X_i = k - j \right]$$

$$\stackrel{\text{unabhängig}}{=} P \left[\sum_{i=1}^n X_i + \sum_{i=n+1}^{m+n} X_i = k \right]$$

$$\stackrel{b)}{=} B(n + m, p)(k)$$

■

31. Ein Grenzwertsatz

Für kleine p und große n läßt sich explizit angeben, wie genau man $B(n, p)$ durch $Poi(c)$ nähern kann. Man wählt dabei c so, daß die Erwartungswerte übereinstimmen:

$$c = \sum_{i=1}^n p_i$$

Satz 31.1 Seien $X_1, \dots, X_n : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ unabhängig mit $P[X_i^{-1}(\cdot)] = B(1, p_i)$. Dann gilt

$$\sum_{k=0}^{\infty} \left| P \left[\sum_{i=1}^n X_i = k \right] - Poi \left(\sum_{i=1}^n p_i \right) [k] \right| \leq 2 \sum_{i=1}^n p_i^2$$

Beweis. Wir konstruieren einen Wahrscheinlichkeitsraum, sodaß sich $B(1, p_i)$ und $Poi(\sum_{i=1}^n p_i)$ möglichst wenig unterscheiden. Sei

$$W_i = \{-1, 0, 1, 2, \dots\}$$

mit P_i gemäß

	$B(1, p_i)$	$Poi(p_i)$	P_i
$k = -1$	0	0	$\exp(-p_i) - 1 + p_i$
$k = 0$	$1 - p_i$	$\exp(-p_i)$	$1 - p_i$
$k = 1$	p_i	$p_i \exp(-p_i)$	$p_i \exp(-p_i)$
$k \geq 2$	0	$\frac{1}{k!} p_i^k \exp(-p_i)$	$\frac{1}{k!} p_i^k \exp(-p_i)$

Wegen

$$1 = \exp(-p_i) \sum_{k=0}^{\infty} \frac{p_i^k}{k!}$$

gilt

$$\begin{aligned} \sum_{k=-1}^{\infty} P_i(k) &= (\exp(-p_i) - 1 + p_i) + (1 - p_i) + \exp(-p_i) \sum_{k=1}^{\infty} \frac{p_i^k}{k!} \\ &= \exp(-p_i) \sum_{k=0}^{\infty} \frac{p_i^k}{k!} = 1 \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} \exp(x) &\geq 1 + x \\ \exp(-x) - 1 - (-x) &\geq 0 \\ P_i[-1] &= \exp(-p_i) - 1 + p_i \geq 0 \end{aligned}$$

Damit ist (W_i, P_i) ein Zufallsexperiment. Wir betrachten den Produktraum (W, P) mit

$$W = W_1 \times \dots \times W_n$$

$$P[(w_1, \dots, w_n)] = \prod_{i=1}^n P_i[w_i]$$

Seien

$$X_i(w) = 1_{\{-1\} + \mathbb{N}}(w_i)$$

$$Y_i(w) = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot 1_k(w_i)$$

Nach der Konstruktion des Produktraumes sind X_1, \dots, X_n unabhängig. Wegen

$$P[X_i = 0] = P_i[0] = 1 - p_i$$

$$P[X_i = 1] = P_i[\{-1\} \cup \mathbb{N}] = p_i$$

gilt $P[X_i^{-1}(\cdot)] = B(1, p_i)$. Sei $X = \sum_{i=1}^n X_i$.

Nach der Konstruktion des Produktraumes sind Y_1, \dots, Y_n unabhängig. Wegen

$$P[Y_i = 0] = P_i[\{-1, 0\}] = (\exp(-p_i) - 1 + p_i) + (1 - p_i)$$

$$= \exp(-p_i)$$

$$\forall k \in \mathbb{N} : P[Y_i = k] = P_i[k] = \frac{\exp(-p_i)}{k!} p_i^k$$

gilt

$$P[Y_i^{-1}(\cdot)] = Poi(p_i)$$

$$Y = \sum_{i=1}^n Y_i$$

$$P[Y^{-1}(\cdot)] = Poi \left[\sum_{i=1}^n p_i \right]$$

Wegen

$$X_i(-1) = 1 \neq 0 = Y_i(-1)$$

$$X_i(0) = 0 = Y_i(0)$$

$$X_i(1) = 1 = Y_i(1)$$

$$\forall k \geq 2 : X_i(k) = 1 \neq k = Y_i(k)$$

und

$$1 - \exp(-p_i) \stackrel{\exp(x) \geq 1+x}{\leq} p_i$$

gilt

$$\begin{aligned} P[X_i = Y_i] &= P[w_i \in \{0, 1\}] \\ &= P_i(0) + P_i(1) \\ &= 1 - p_i + \exp(-p_i)p_i \\ P[X_i \neq Y_i] &= 1 - (1 - p_i + \exp(-p_i)p_i) \\ &= p_i(1 - \exp(-p_i)) \\ &\stackrel{\exp(-x) \geq 1-x}{\leq} p_i^2 \end{aligned}$$

Wegen

$$\left(\sum_{i=1}^n X_i(w) \neq \sum_{i=1}^n Y_i(w) \right) \Rightarrow (\exists i : X_i(w) \neq Y_i(w))$$

gilt

$$\begin{aligned} \{X \neq Y\} &\subset \bigcup_{i=1}^n \{X_i \neq Y_i\} \\ P[X \neq Y] &\leq \sum_{i=1}^n P[X_i \neq Y_i] \\ &\leq \sum_{i=1}^n p_i^2 \end{aligned}$$

Insgesamt erhält man

$$\begin{aligned}
& \sum_{k=0}^{\infty} \left| P[X = k] - \text{Poi} \left(\sum_{i=1}^n p_i \right) [k] \right| \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} |P[X = k] - P[Y = k]| \\
&= \sum_{k=0}^{\infty} |P[X = k, Y = k] + P[X = k, Y \neq k] \\
&\quad - P[Y = k, X = k] - P[Y = k, X \neq k]| \\
&\stackrel{\Delta}{\leq} \sum_{k=0}^{\infty} P[X = k, Y \neq k] + \sum_{k=0}^{\infty} P[X \neq k, Y = k] \\
&= 2P[X \neq Y] \\
&\leq 2 \sum_{i=1}^n p_i^2
\end{aligned}$$

■

Bemerkung 31.2 *Das ist nur hilfreich, wenn*

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^n p_i^2 = 0$$

*Deshalb heißt die Poissonverteilung auch **Verteilung der seltenen Ereignisse**.*

Genügend viele seltene unabhängige $B(1, p_n)$ -verteilte Ereignisse ergeben in Summe die Poissonverteilung.

Satz 31.3 *Für*

$$\lim_{n \rightarrow \infty} np_n = c > 0$$

gilt

$$\begin{aligned}
\sum_{k=0}^{\infty} |B(n, p_n)[k] - \text{Poi}(c)[k]| &\leq 2np_n^2 + |\exp(np_n) - \exp(c)| \\
\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=0}^{\infty} |B(n, p_n)[k] - \text{Poi}(c)[k]| &= 0
\end{aligned}$$

Beweis. Wegen $\lim_{n \rightarrow \infty} np_n = c$ gilt

$$\begin{aligned}\lim_{n \rightarrow \infty} p_n &= \left(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \right) \lim_{n \rightarrow \infty} np_n = 0 \cdot c = 0 \\ \lim_{n \rightarrow \infty} np_n^2 &= \left(\lim_{n \rightarrow \infty} np_n \right) \lim_{n \rightarrow \infty} p_n = c \cdot 0 = 0\end{aligned}$$

Da $x \mapsto x^k$ monoton ist, gilt

$$\begin{aligned}\sum_{k=0}^{\infty} |Poi(np_n)[k] - Poi(c)[k]| &= \sum_{k=0}^{\infty} \pm \left(\frac{(np_n)^k}{k!} - \frac{c^k}{k!} \right) \\ &= \pm \left(\sum_{k=0}^{\infty} \frac{(np_n)^k}{k!} - \sum_{k=0}^{\infty} \frac{c^k}{k!} \right) \\ &= \pm (\exp(np_n) - \exp(c))\end{aligned}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned}& \sum_{k=0}^{\infty} |B(n, p_n)[k] - Poi(c)[k]| \\ & \leq \sum_{k=0}^{\infty} |B(n, p_n)[k] - Poi(np_n)[k]| + \sum_{k=0}^{\infty} |Poi(np_n)[k] - Poi(c)[k]| \\ & \leq 2 \sum_{i=1}^n p_n^2 + |\exp(np_n) - \exp(c)| \\ & = 2np_n^2 + |\exp(np_n) - \exp(c)|\end{aligned}$$

Da \exp stetig ist, gilt

$$\begin{aligned}0 &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=0}^{\infty} |B(n, p_n)[k] - Poi(c)[k]| \\ &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} 2np_n^2 + \lim_{n \rightarrow \infty} |\exp(np_n) - \exp(c)| \\ &= 0\end{aligned}$$

■

32. Erwartungswerte

Wenn man den Elementen aus W keine Zahl zuordnen kann, kann man nicht viel damit berechnen, z.B. bei

$$W = \{\text{rot, schwarz, blau, grün}\}$$

Hat man aber durch $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ jedem Element eine Zahl zugeordnet, kann man Mittelwerte und Abweichungen vom Mittelwert berechnen. Denn durch $P[X^{-1}(\cdot)]$ weiß man, mit welcher Wahrscheinlichkeit die Zahlen in \mathbb{R} auftreten.

Definition 32.1 Sei $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ mit

$$\sum_{w \in W} |X(w)|P[w] < \infty$$

Dann heißt

$$E[X] = \sum_{w \in W} X(w)P[w]$$

der *Erwartungswert von X unter P* .

Bemerkung 32.2 Da man Teilmengen ohne Anordnung betrachtet, muss der Wert von $E[X]$ unabhängig von der Reihenfolge der Summierung sein. Das ist gegeben, wenn die Beträge summierbar sind. Deshalb fordert man $E[|X|] < \infty$. Wenn man nur $P[X^{-1}(\cdot)]$ kennt, kann man trotzdem den Erwartungswert berechnen:

Satz 32.3 Es gilt

$$\begin{aligned} E[|X|] &= \sum_{x \in X(W)} |x|P[X^{-1}(x)] = \sum_{x \in \mathbb{R}} |x|P[X^{-1}(x)] \\ E[X] &= \sum_{x \in X(W)} xP[X^{-1}(x)] = \sum_{x \in \mathbb{R}} xP[X^{-1}(x)] \end{aligned}$$

Beweis.

$$\begin{aligned}
 E[|X|] &= \sum_{w \in W} |X(w)|P[w] \\
 &= \sum_{x \in X(W)} \sum_{w: X(w)=x} \underbrace{|X(w)|}_{=|x|} P[w] \\
 &= \sum_{x \in X(W)} |x| \sum_{w: X(w)=x} P[w] \\
 &= \sum_{x \in X(W)} |x|P \left[\sum_{w: X(w)=x} \{w\} \right] \\
 &= \sum_{x \in X(W)} |x|P[X = x] \\
 &= \sum_{x \in X(W)} |x|P[X^{-1}(x)]
 \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}
 E[X] &= \sum_{w \in W} X(w)P[w] \\
 &= \sum_{x \in X(W)} \sum_{w: X(w)=x} \underbrace{X(w)}_{=x} P[w] \\
 &= \sum_{x \in X(W)} x \sum_{w: X(w)=x} P[w] \\
 &= \sum_{x \in X(W)} xP \left[\sum_{w: X(w)=x} \{w\} \right] \\
 &= \sum_{x \in X(W)} xP[X = x] \\
 &= \sum_{x \in X(W)} xP[X^{-1}(x)]
 \end{aligned}$$

Für $x \notin X(W)$ gilt

$$\begin{aligned}
 X^{-1}(x) &= \emptyset \\
 P[X^{-1}(x)] &= P[\emptyset] = 0
 \end{aligned}$$

d.h.

$$x \notin X(W) \Rightarrow xP[X = x] = 0$$

und somit

$$\sum_{x \in \mathbb{R}} xP[X^{-1}(x)] = \sum_{x \in X(W)} xP[X^{-1}(x)]$$

■

Bemerkung 32.4 Der Erwartungswert hängt nur von $P[X^{-1}(\cdot)]$ ab und ist insbesondere unabhängig vom Startraum. Oft ist nur ein Maß Q auf \mathbb{R} gegeben, sodaß man einen passenden Raum (W, P) und ein passendes $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ mit $P[X^{-1}(\cdot)] = Q[\cdot]$ wählen kann, wie beim Beweis des Grenzwertsatzes im Kapitel 6.

Beweis. Bei

$$E[X] = \sum_{x \in \mathbb{R}} xP[X^{-1}(x)]$$

geht W nicht ein. ■

Satz 32.5 Seien $X : (W, P) \rightarrow V$ und $f : V \rightarrow \mathbb{R}$ gegeben und $E[|f \circ X|] < \infty$

$$\begin{array}{ccc} W & \xrightarrow{f \circ X} & \mathbb{R} \\ X \searrow & & \nearrow f \\ & V & \end{array}$$

Dann gilt

$$\begin{aligned} E[f \circ X] &= \sum_{w \in W} f(X(w))P[w] \\ &= \sum_{t \in \mathbb{R}} tP[f \circ X = t] \\ &= \sum_{x \in V} f(x)P[X = x] \end{aligned}$$

Beweis. Dass die erste und zweite Zeile gleich sind, haben wir schon gezeigt.

$$\begin{aligned} \sum_{w \in W} |f(X(w))|P[w] &= \sum_{x \in X(W)} \sum_{w: X(w)=x} \underbrace{|f(X(w))|}_{=|f(x)|} P[w] \\ &= \sum_{x \in X(W)} |f(x)| \sum_{w: X(w)=x} P[w] \\ &= \sum_{x \in X(W)} |f(x)|P[X = x] \\ &= \sum_{x \in V} |f(x)|P[X = x] \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}\sum_{w \in W} f(X(w))P[w] &= \sum_{x \in X(W)} \sum_{w: X(w)=x} \underbrace{f(X(w))}_{=f(x)} P[w] \\ &= \sum_{x \in X(W)} f(x) \sum_{w: X(w)=x} P[w] \\ &= \sum_{x \in X(W)} f(x) P[X = x] \\ &= \sum_{x \in V} f(x) P[X = x]\end{aligned}$$

■

Satz 32.6 *Der Erwartungswert muss nicht existieren.*

Beweis. Für

$$X : \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{R}, i \mapsto (-1)^i i 2^i$$

sei

$$P[i] = \frac{1}{2^i}$$

Es gilt

$$\begin{aligned}P[\mathbb{N}] &= \sum_{i=1}^{\infty} P[i] = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{2^i} \\ &= \frac{1}{1 - \frac{1}{2}} - 1 = 2 - 1 = 1\end{aligned}$$

Wegen

$$E[|X|] = \sum_{i=1}^{\infty} |(-1)^i i 2^i| \frac{1}{2^i} = \sum_{i=1}^{\infty} i = \infty$$

existiert der Erwartungswert von X nicht. ■

Satz 32.7 a) *Für beschränkte $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ existiert der Erwartungswert.*

b) Seien $X, Y : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ mit $0 \leq |X| \leq |Y|$. Existiert der Erwartungswert von Y so auch der von X .

c) Gilt $E[|X|^p] < \infty$ für ein $p \geq 1$, dann gilt auch $E[|X|] < \infty$

d) $E[X^2] < \infty \iff E[(X+a)^2] < \infty$

e) Die $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ mit $E[|X|] < \infty$ sind ein Vektorraum.

Beweis. a) Sei $|X|$ durch M beschränkt. Dann gilt

$$\begin{aligned} E[|X|] &= \sum_{w \in W} \underbrace{|X(w)|}_{\leq M} P[w] \\ &\leq M \underbrace{\sum_{w \in W} P[w]}_{=1} \\ &= M < \infty \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned} E[|X|] &= \sum_{w \in W} |X(w)| P[w] \\ &\leq \sum_{w \in W} |Y(w)| P[w] \\ &= E[|Y|] < \infty \end{aligned}$$

c) Mit

$$\begin{aligned} |X(w)| \leq 1 &\quad \text{für } |X(w)| \leq 1 \\ |X(w)| \leq |X(w)|^p &\quad \text{für } |X(w)| \geq 1 \end{aligned}$$

gilt

$$|X| \leq |X|^p + 1$$

und somit

$$\begin{aligned} E[|X|] &= \sum_{w \in W} |X(w)| P[w] \\ &\leq \sum_{w \in W} |X(w)|^p P[w] + \sum_{w \in W} P[w] \\ &= E[|X|^p] + 1 < \infty \end{aligned}$$

d) "⇒": Mit c) gilt $E[|X|] < \infty$. Mit

$$\begin{aligned} (X + a)^2 &= X^2 + 2aX + a^2 \\ &\leq X^2 + 2|a||X| + a^2 \end{aligned}$$

und b) gilt

$$E[(X + a)^2] < \infty$$

"⇐": Mit c) gilt $E[|X + a|] < \infty$. Mit

$$\begin{aligned} X^2 &= (X + a)^2 - 2aX - a^2 \\ &= (X + a)^2 - 2a(X + a) + a^2 \\ &\leq (X + a)^2 + 2|a||X + a| + a^2 \end{aligned}$$

und b) gilt

$$E[X^2] < \infty$$

e) Seien $X, Y : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ mit $E[|X|], E[|Y|] < \infty$ und $a \in \mathbb{R}$. Dann gilt

$$\begin{aligned} E[|X + aY|] &= \sum_{w \in W} |X(w) + aY(w)|P[w] \\ &\leq \sum_{w \in W} |X(w)|P[w] + |a| \sum_{w \in W} |Y(w)|P[w] \\ &= E[|X|] + |a|E[|Y|] < \infty \end{aligned}$$

■

Satz 32.8 Sei $a \in \mathbb{R}$ und seien $X, Y, Z : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ mit $E[|X|], E[|Y|], E[|Z|] < \infty$.

a) Für die konstante Funktion

$$X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}, w \mapsto c$$

gilt $E[X] = c$

b) $E[aX + Y] = aE[X] + E[Y]$

c) Aus $Z \geq 0$ folgt $E[Z] \geq 0$

d) Aus $X \geq Y$ folgt $E[X] \geq E[Y]$

Beweis. a) Wegen $|X| \leq |c|$ gilt mit a) : $E[|X|] < \infty$ und

$$E[X] = \sum_{w \in W} X(w)P[w] = c \underbrace{\sum_{w \in W} P[w]}_{=1} = c$$

b) $E[|aX + Y|] < \infty$ haben wir schon gezeigt. Damit gilt

$$\begin{aligned} E[aX + Y] &= \sum_{w \in W} (aX(w) + Y(w))P[w] \\ &= a \sum_{w \in W} X(w)P[w] + \sum_{w \in W} Y(w)P[w] \\ &= aE[X] + E[Y] \end{aligned}$$

c)

$$E[Z] = \sum_{w \in W} \underbrace{Z(w)}_{\geq 0} \underbrace{P[w]}_{\geq 0} \geq 0$$

d)

$$\begin{aligned} E[X] &= E[X - Y + Y] \\ &\stackrel{a)}{=} E[\underbrace{X - Y}_{\geq 0}] + E[Y] \\ &\stackrel{b)}{\geq} E[Y] \end{aligned}$$

■

Satz 32.9

- a) Gleichverteilung auf $\{1, \dots, n\}$: $E[X] = \frac{n+1}{2}$
- b) $B(n, p)$: $E[X] = np$
- c) $Poi(c)$: $E[X] = c$
- d) Geometrische Verteilung: $E[X] = \frac{1}{p}$

Beweis. a)

$$\begin{aligned} E[X] &= \sum_{x \in \mathbb{R}} xP[X = x] = \sum_{i=1}^n i \frac{1}{n} \\ &= \frac{n(n+1)}{2n} = \frac{n+1}{2} \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned} E[X] &= \sum_{x \in \mathbb{R}} xP[X = x] = \sum_{i=0}^n i \binom{n}{i} p^i (1-p)^{n-i} \\ &= \sum_{i=0}^n i \frac{n!}{i!(n-i)!} p^i (1-p)^{n-i} \\ &= np \sum_{i=1}^n \frac{(n-1)!}{(i-1)!(n-1-(i-1))!} p^{i-1} (1-p)^{n-1-(i-1)} \\ &= np \sum_{i=0}^{n-1} \binom{n-1}{i} p^i (1-p)^{n-1-i} \\ &= np(p + (1-p))^{n-1} \\ &= np \end{aligned}$$

c)

$$\begin{aligned} E[X] &= \sum_{x \in \mathbb{R}} xP[X = x] = \sum_{i=0}^{\infty} i e^{-c} \frac{c^i}{i!} \\ &= c \sum_{i=1}^{\infty} e^{-c} \frac{c^{i-1}}{(i-1)!} \\ &= c e^{-c} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{c^i}{i!} \\ &= c \end{aligned}$$

d) Sei $p > 0$. Wegen $\sum_{i=0}^{\infty} y^i = \frac{1}{1-y}$ für $y \in (0, 1)$ darf man \sum und $\frac{d}{dx}$ vertauschen und es gilt

$$\begin{aligned} E[X] &= \sum_{x \in \mathbb{R}} xP[X = x] = \sum_{i=1}^{\infty} i(1-p)^{i-1}p \\ &= p \left(- \sum_{i=1}^{\infty} \frac{d}{dx} (1-x)^i \right)_{x=p} = p \frac{d}{dx} \left[- \sum_{i=0}^{\infty} (1-x)^i \right]_{x=p} \\ &= p \frac{d}{dx} \left(- \frac{1}{1-(1-x)} \right)_{x=p} \\ &= p \left(\frac{1}{x^2} \right)_{x=p} = \frac{1}{p} \end{aligned}$$

■

33. Varianz

Wir suchen eine gut handhabbare Größe, die aussagt, wie stark $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ von $E[X]$ abweicht.

Definition 33.1 Sei $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ mit $E[|X|] < \infty$.

a) Die **Varianz von X** ist definiert als

$$\text{Var}[X] := E[(X - E[X])^2]$$

b) Die **Standardabweichung von X** ist

$$s(X) = \sqrt{\text{Var}X}$$

Man hätte auch

$$E[(X - EX)^8]$$

betrachten können, aber durch das Quadrat erhält man ein Skalarprodukt, mit dem man gut rechnen kann.

Satz 33.2 1.) Es gilt

$$\text{Var}[X] < \infty \iff E[X^2] < \infty$$

2.) Aus $\text{Var}[X] < \infty$ folgt

$$\text{Var}[X] = E[X^2] - E[X]^2$$

3.) Für $a, b \in \mathbb{R}$ gilt

$$\text{Var}[aX + b] = a^2 \text{Var}[X]$$

4.) Seien $X, Y : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ mit $\text{Var}X < \infty, \text{Var}Y < \infty$. Dann gilt

$$\text{Var}[X + Y] < \infty$$

Beweis. 1.) Wir haben schon gezeigt

$$E[X^2] < \infty \iff E[(X + a)^2] < \infty$$

2.) Wegen $\text{Var}[X] < \infty$ ist $E[X^2] < \infty$ und es gilt

$$\begin{aligned} \text{Var}[X] &:= E[(X - EX)^2] \\ &= E[X^2 - 2XE[X] + E[X]^2] \\ &= E[X^2] - 2E[X]^2 + E[X]^2 \\ &= E[X^2] - E[X]^2 \end{aligned}$$

3.) Mit

$$\begin{aligned} \text{Var}[X] < \infty &\iff E[X^2] < \infty \\ &\iff E[(aX)^2] < \infty \\ &\iff E[(aX + b)^2] < \infty \\ &\iff \text{Var}[aX + b] < \infty \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} \text{Var}[aX + b] &= E[(aX + b)^2] - E[aX + b]^2 \\ &= a^2 E[X^2] + 2abE[X] + b^2 - (aE[X] + b)^2 \\ &= a^2 E[X^2] - a^2 E[X]^2 = a^2 \text{Var}[X] \end{aligned}$$

4.) Wegen $\text{Var}[X], \text{Var}[Y] < \infty$ gilt

$$E[X^2], E[Y^2] < \infty$$

Wegen

$$\begin{aligned} &2X^2 + 2Y^2 - (X + Y)^2 \\ &= 2X^2 + 2Y^2 - X^2 - 2XY - Y^2 \\ &= X^2 - 2XY + Y^2 \\ &= (X - Y)^2 \geq 0 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} (X + Y)^2 &\leq 2(X^2 + Y^2) \\ E[(X + Y)^2] &\leq 2E[X^2] + 2E[Y^2] < \infty \end{aligned}$$

und somit

$$\text{Var}[X + Y] < \infty$$

■

Beispiel 33.3 (Varianzen typischer Verteilungen)

- a) Gleichverteilung auf $\{1, \dots, n\}$: $\text{Var}[X] = \frac{n^2 - 1}{12}$
- b) $B(n, p)$ $\text{Var}[X] = np(1 - p)$
- c) $\text{Poi}(c)$ $\text{Var}[X] = c$
- d) Geometrische Verteilung: $\text{Var}[X] = \frac{1 - p}{p^2}$

Beweis. a)

$$\begin{aligned}
 E[X^2] &= \sum_{x \in \mathbb{R}} f(x)P[X = x] = \sum_{i=1}^n i^2 \frac{1}{n} = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6} \frac{1}{n} \\
 \text{Var}[X] &= E[X^2] - E[X]^2 = \frac{(n+1)(2n+1)}{6} - \left(\frac{n+1}{2}\right)^2 \\
 &= (n+1) \frac{2(2n+1) - 3(n+1)}{12} \\
 &= \frac{n^2 - 1}{12}
 \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned}
 E[X(X-1)] &= \sum_{x \in \mathbb{R}} f(x)P[X = x] = \sum_{i=1}^n i(i-1) \frac{n!}{i!(n-i)!} p^i (1-p)^{n-i} \\
 &= \sum_{i=0}^n \frac{n!}{(i-2)!(n-2-(i-2))!} p^i (1-p)^{n-i} \\
 &= n(n-1)p^2 \sum_{i=2}^n \frac{(n-2)!}{(i-2)!(n-2-(i-2))!} \\
 &\quad p^{i-2} (1-p)^{n-2-(i-2)} \\
 &= n(n-1)p^2 \underbrace{\sum_{i=0}^{n-2} \binom{n-2}{i} p^i (1-p)^{n-2-(i-2)}}_{=1} \\
 &= n(n-1)p^2 \\
 \text{Var}[X] &= E[X(X-1)] + E[X] - E[X]^2 \\
 &= n^2 p^2 - np^2 + np - (np)^2 \\
 &= n(p - p^2) \\
 &= np(1-p)
 \end{aligned}$$

c)

$$\begin{aligned} E[X^2] &= \sum_{x \in \mathbb{R}} f(x)P[X = x] = \sum_{k=0}^{\infty} (k(k-1) + k)e^{-c} \frac{c^k}{k!} \\ &= \left(\sum_{k=2}^{\infty} \frac{c^k}{(k-2)!} + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{c^k}{(k-1)!} \right) e^{-c} \\ &= c^2 e^{-c} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{c^k}{k!} + e^{-c} c \sum_{k=0}^{\infty} \frac{c^k}{k!} \\ &= c^2 + c \\ \text{Var}[X] &= E[X^2] - E[X]^2 = c^2 + c - c^2 = c \end{aligned}$$

d) Wegen

$$\begin{aligned} P[X = k] &= (1-p)^{k-1} p \\ E[X] &= \frac{1}{p} \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} E[X(X-1)] &= \sum_{x \in \mathbb{R}} f(x)P[X = x] \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} k(k-1)(1-p)^{k-1} p \\ &= p(1-p) \frac{d^2}{dp^2} \sum_{k=0}^{\infty} (1-p)^k \\ &= p(1-p) \frac{d^2}{dp^2} \frac{1}{p} \\ &= p(1-p) \frac{2}{p^3} = \frac{2(1-p)}{p^2} \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} \text{Var}[X] &= E[X(X-1)] + E[X] - E[X]^2 \\ &= \frac{2(1-p)}{p^2} + \frac{1}{p} - \frac{1}{p^2} \\ &= \frac{1-p}{p^2} \end{aligned}$$

■

Satz 33.4 Für $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ gilt:

a) $Var[X] \geq 0$.

b) $Var[X] = 0 \iff P[X = E[X]] = 1$

Beweis. a)

$$Var[X] = \sum_{x \in \mathbb{R}} \underbrace{(x - E[X])^2}_{\geq 0} P[X = x] \geq 0$$

b) "⇐" :

$$\begin{aligned} Var[X] &= \underbrace{(E[X] - E[X])^2}_{=0} P[X = E[X]] \\ &\quad + \sum_{x \in \mathbb{R} \setminus \{E[X]\}} (x - E[X])^2 \underbrace{P[X = x]}_{=0} \\ &= 0 \end{aligned}$$

"⇒": Da $P[X \in \mathbb{R}] = 1$, gilt

$$\exists c \in \mathbb{R} : P[X = c] > 0$$

Aus $Var[X] = 0$ folgt

$$\forall x \in \mathbb{R} : (x - E[X])^2 P[X = x] = 0$$

Nur für $x = E[X]$ wird der linke Faktor Null.

Somit gilt nur für $x = E[X]$

$$P[X = E[X]] > 0$$

$$P[X = E[X]] = 1$$

■

Satz 33.5 Für $Var[X], Var[Y] < \infty$ gilt

$$Var[X + Y] = VarX + VarY + 2(E[XY] - E[X]E[Y])$$

Beweis. Schon gezeigt: $Var[X + Y] < \infty$. Wegen

$$|XY| \leq \frac{X^2 + Y^2}{2}$$

gilt $E[|XY|] < \infty$ und

$$\begin{aligned} Var[X + Y] &= E[(X + Y)^2] - E[X + Y]^2 \\ &= E[X^2] + 2E[XY] + E[Y^2] \\ &\quad - E[X]^2 - 2E[X]E[Y] - E[Y]^2 \\ &= VarX + VarY + 2(E[XY] - E[X] \cdot E[Y]) \end{aligned}$$

■

Satz 33.6 *Im Allgemeinen gilt*

$$\text{Var}[X + Y] \neq \text{Var}[X] + \text{Var}[Y]$$

Beweis. Sei $\text{Var} X \neq 0$.

$$\begin{aligned} \text{Var}[X + X] &= \text{Var}[2X] \\ &= 4\text{Var}[X] \\ &\neq \text{Var}[X] + \text{Var}[X] \end{aligned}$$

■

Satz 33.7 *Sei $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ mit $E[X^2] < \infty$. Dann gilt*

$$\forall a \in \mathbb{R} : \text{Var}[X] \leq E[(X - a)^2]$$

und

$$\text{Var}[X] = E[(X - a)^2] \iff a = E[X]$$

d.h. der Erwartungswert $E[X]$ minimiert $E[(X - a)^2]$.

Beweis. Mit

$$\begin{aligned} E[(X - a)^2] &= E[X^2] - 2aE[X] + a^2 \\ &= \text{Var}[X] + E[X]^2 - 2aE[X] + a^2 \\ &= \text{Var}[X] + \underbrace{(E[X] - a)^2}_{\geq 0} \\ &\geq \text{Var}[X] \end{aligned}$$

gilt

$$(E[X] - a)^2 = \text{Var}[X] \iff a = E[X]$$

■

34. Kovarianz

Definition 34.1 Seien $X, Y : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ mit $E[|X|], E[|Y|], E[|XY|] < \infty$.

Die **Kovarianz von X und Y** ist definiert als

$$Kov(X, Y) = E[(X - E[X])(Y - E[Y])]$$

Beweis. Wegen

$$\begin{aligned} & (X - E[X])(Y - E[Y]) \\ = & XY - XE[Y] - YE[X] - E[X]E[Y] \end{aligned}$$

und wegen $E[|X|], E[|Y|], E[|XY|] < \infty$ gilt

$$E[|(X - E[X])(Y - E[Y])|] < \infty$$

■

Satz 34.2 1.) $Kov(X, Y) = E[XY] - E[X]E[Y]$

2.) $Kov(X, X) = Var(X)$

3.) $Kov(X, Y) = Kov(Y, X)$

4.) $\forall a, b, c, d \in \mathbb{R} : Kov(aX + b, cY + d) = acKov(X, Y)$

Beweis. 1.)

$$\begin{aligned} Kov(X, Y) &= E[XY - XE[Y] - YE[X] - E[X]E[Y]] \\ &= E[XY] - E[X]E[Y] \end{aligned}$$

2.)

$$Kov(X, X) = E[X \cdot X] - E[X]E[X] = Var(X)$$

3.)

$$\begin{aligned} Kov(X, Y) &= E[XY] - E[X]E[Y] \\ &= E[YX] - E[Y]E[X] \\ &= Kov(Y, X) \end{aligned}$$

4.)

$$\begin{aligned} & Kov(aX + b, cY + d) \\ = & E[(aX + b - E(aX + b))(cY + d - E(cY + d))] \\ = & acE[(X - EX)(Y - EY)] \\ = & acKov(X, Y) \end{aligned}$$

■

Satz 34.3 Seien $E[X^2], E[Y^2] < \infty$. Dann gilt

$$\begin{aligned} |E[XY]| &\leq \sqrt{E[X^2]}\sqrt{E[Y^2]} < \infty \\ |Kov(X, Y)| &\leq \sqrt{VarX}\sqrt{VarY} \end{aligned}$$

Existieren $Var(X), Var(Y)$, so existiert auch $Kov(X, Y)$.

Beweis. a) Seien $E[X^2], E[Y^2] > 0$.

Wegen $E[X^2], E[Y^2] < \infty$ gilt

$$\begin{aligned} |XY| &\leq \frac{X^2 + Y^2}{2} \\ E[|XY|] &\leq \frac{1}{2}E[X^2] + \frac{1}{2}E[Y^2] < \infty \end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned} 0 &\leq E\left[\left(tX \pm \frac{1}{t}Y\right)^2\right] \\ &= t^2E[X^2] \pm 2E[XY] + \frac{1}{t^2}E[Y^2] \\ |E[XY]| &\leq t^2E[X^2] + \frac{1}{t^2}E[Y^2] \end{aligned}$$

gilt für $t^2 = \sqrt{\frac{E[Y^2]}{E[X^2]}}$

$$\begin{aligned} |E[XY]| &\leq \frac{1}{2}\sqrt{\frac{E[Y^2]}{E[X^2]}}E[X^2] + \frac{1}{2}\sqrt{\frac{E[X^2]}{E[Y^2]}}E[Y^2] \\ &= \sqrt{E[X^2]}\sqrt{E[Y^2]} \end{aligned}$$

Sei $E[X^2] = 0$. Dann gilt

$$\begin{aligned} E[X^2] = 0 &\iff \forall x \in \mathbb{R} : x^2P[X = x] = 0 \\ &\iff \forall x \in \mathbb{R} : |x|P[X = x] = 0 \\ &\Rightarrow \forall x, y \in \mathbb{R} : |xy|P[X = x, Y = y] = 0 \\ &\iff E[|XY|] = 0 \end{aligned}$$

Analog für $E[Y^2] = 0$.

b)

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

Zieht man die Wurzel, folgt die Behauptung. ■

Satz 34.4 Seien $X_1, \dots, X_n : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ mit $E[X_i^2] < \infty$.

a)

$$\text{Var} \left[\sum_{i=1}^n X_i \right] = \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] + \sum_{i,j=1, i \neq j}^n \text{Kov}(X_i, X_j)$$

b) Seien X_1, \dots, X_n mit

$$\forall i, j : \text{Kov}(X_i, X_j) = 0$$

Dann gilt

$$\text{Var} \left[\sum_{i=1}^n X_i \right] = \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i]$$

Beweis. Wegen

$$E[|X_i||X_j|] \leq \sqrt{E[X_i^2]} \cdot \sqrt{E[X_j^2]} < \infty$$

ist die Kovarianz definiert.

a)

$$\begin{aligned} \text{Var} \left[\sum_{i=1}^n X_i \right] &= E \left[\left(\sum_{i=1}^n X_i - E \left[\sum_{i=1}^n X_i \right] \right)^2 \right] \\ &= E \left[\left(\sum_{i=1}^n (X_i - E[X_i]) \right) \left(\sum_{j=1}^n (X_j - E[X_j]) \right) \right] \\ &= \sum_{i,j=1}^n E[(X_i - E[X_i]) \cdot (X_j - E[X_j])] \\ &= \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] + \sum_{i,j=1, i \neq j}^n \text{Kov}(X_i, X_j) \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned} \text{Var} \left[\sum_{i=1}^n X_i \right] &= \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] + \sum_{i,j=1, i \neq j}^n \underbrace{\text{Kov}(X_i, X_j)}_{=0} \\ &= \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] \end{aligned}$$

■

35. Korrelationskoeffizienten

Satz 35.1

$$\langle X, Y \rangle = \sum_{w \in W} X(w)Y(w)P[w]$$

ist ein Skalarprodukt.

Beweis.

$$\begin{aligned} \langle X, X \rangle &= \sum_{w \in W} X(w)X(w)P[w] \geq 0 \\ \langle a_1X_1 + a_2X_2, Y \rangle &= \sum_{w \in W} (a_1X_1(w) + a_2X_2(w))Y(w)P[w] \\ &= a_1 \sum_{w \in W} X_1(w)Y(w)P[w] \\ &\quad + a_2 \sum_{w \in W} X_2(w)Y(w)P[w] \\ &= a_1 \langle X_1, Y \rangle + a_2 \langle X_2, Y \rangle \\ \langle X, Y \rangle &= \sum_{w \in W} X(w)Y(w)P[w] = \langle Y, X \rangle \\ \langle X, X \rangle = 0 &\iff \forall w \in W : X^2(w)P[w] = 0 \\ &\iff X(w) = 0 \text{ P-fast sicher} \end{aligned}$$

■

Satz 35.2 *Es gilt*

$$\begin{aligned} \text{Kov}^2(X, Y) &= \text{Var}[X]\text{Var}[Y] \\ \iff Y - E[Y] &= (X - E[X]) \frac{\text{Kov}(X, Y)}{\text{Var}(X)} \end{aligned}$$

Beweis. Sei $\text{Var}[X] > 0$ und

$$\begin{aligned} A &:= X - E[X] \\ B &:= Y - E[Y] \\ c &:= \frac{\langle A, B \rangle}{\langle A, A \rangle} \\ D &:= B - A \frac{\langle A, B \rangle}{\langle A, A \rangle} \end{aligned}$$

Es gilt

$$\begin{aligned} B &= A \frac{\langle A, B \rangle}{\langle A, A \rangle} + \left(B - A \frac{\langle A, B \rangle}{\langle A, A \rangle} \right) \\ &= cA + D \\ \langle A, D \rangle &= \left\langle A, B - A \frac{\langle A, B \rangle}{\langle A, A \rangle} \right\rangle \\ &= \langle A, B \rangle - \frac{\langle A, B \rangle}{\langle A, A \rangle} \langle A, A \rangle \\ &= 0 \end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned} \langle B, B \rangle &= \langle cA + D, cA + D \rangle \\ &= c^2 \langle A, A \rangle + 2c \underbrace{\langle A, D \rangle}_{=0} + \langle D, D \rangle \\ \langle A, B \rangle &= \langle A, cA + D \rangle^2 \\ &= \left(c \langle A, A \rangle + \underbrace{\langle A, D \rangle}_{=0} \right)^2 \\ &= c^2 \langle A, A \rangle^2 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} &(\text{Kov}(X, Y))^2 = \text{Var}(X)\text{Var}(Y) \\ \iff &\langle A, B \rangle^2 = \langle A, A \rangle \langle B, B \rangle \\ \iff &c^2 \langle A, A \rangle^2 = \langle A, A \rangle (c^2 \langle A, A \rangle + \langle D, D \rangle) \\ \iff &\underbrace{\langle A, A \rangle}_{\neq 0} \langle D, D \rangle = 0 \\ \iff &D = 0 \\ \iff &B = A \frac{\langle A, B \rangle}{\langle A, A \rangle} \\ \iff &Y - E[Y] = (X - E[X]) \frac{\text{Kov}(X, Y)}{\text{Var}(X)} \end{aligned}$$

Sei $\text{Var}(X) = 0$, d.h.

$$\forall x \in \mathbb{R} : (x - E[X])P[X = x] = 0$$

Dann gilt

$$\begin{aligned} \text{Kov}(X, Y) &= E[(X - E[X])(Y - E[Y])] \\ &= \sum_{x, y \in \mathbb{R}} (x - E[X])(y - E[Y])P[X = x, Y = y] \\ &\leq \sum_{x \in X} (x - E[X])P[X = x] \\ &= 0 \end{aligned}$$

■

Wegen

$$\frac{|\text{Kov}(X, Y)|}{\sqrt{\text{Var}[X]}\sqrt{\text{Var}[Y]}} \leq 1$$

und

$$\frac{|\text{Kov}(X, Y)|}{\sqrt{\text{Var}[X]}\sqrt{\text{Var}[Y]}} = 1 \iff X - E[X] \text{ und } Y - E[Y] \text{ sind linear abhängig}$$

kann man die lineare Abhängigkeit versuchen zu beschreiben durch

$$r := \frac{\text{Kov}(X, Y)}{\sqrt{\text{Var}X}\sqrt{\text{Var}Y}} \in [-1, 1]$$

Die Kovarianz sagt aber nur etwas über den affin-linearen Zusammenhang zwischen X und Y aus. Trotz quadratischen Zusammenhanges kann die Kovarianz Null werden:

Beispiel 35.3 Sei $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ mit

$$P[X = -2] = P[X = -1] = P[X = 1] = P[X = 2] = \frac{1}{4}$$

und $Y := X^2$. Dann gilt

$$\text{Kov}(X, Y) = 0$$

Beweis.

$$E[X] = \frac{1}{4}(-2 - 1 + 1 + 2) = 0$$

$$Var(X) = E[X^2] = \frac{1}{4}(4 + 1 + 1 + 4) = \frac{10}{4} = \frac{5}{2} > 0$$

$$E[Y] = E[X^2] = \frac{5}{2} > 0$$

$$E[Y^2] = \frac{1}{4}(16 + 1 + 1 + 16) > 0$$

$$Var(Y) = E[Y^2] - E[Y]^2 = \frac{34}{4} - \frac{25}{4} > 0$$

$$E[XY] = \frac{1}{4}(-8 - 1 + 1 + 8) = 0$$

$$Kov(X, Y) = E[XY] - E[X]E[Y] = 0$$

$$r(X, Y) = 0$$

■

36. Unabhängige $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$

Satz 36.1 Seien $X_1, \dots, X_n : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ unabhängig mit $E[|X_i|] < \infty$.
Dann gilt

$$E \left[\prod_{i=1}^n |X_i| \right] < \infty$$

$$E \left[\prod_{i=1}^n X_i \right] = \prod_{i=1}^n E[X_i]$$

Beweis. Für

$$\prod_{i=1}^n X_i : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}, (x_1, \dots, x_n) \mapsto \prod_{i=1}^n x_i$$

gilt

$$E \left[\prod_{i=1}^n |X_i| \right]$$

$$= \sum_{x \in \mathbb{R}^n} |x_1 \cdot \dots \cdot x_n| P[(X_1, \dots, X_n) = (x_1, \dots, x_n)]$$

$$= \sum_{x_1 \in \mathbb{R}} \dots \sum_{x_n \in \mathbb{R}} |x_1 \cdot \dots \cdot x_n| \cdot P \left[\bigcap_{i=1}^n \{X_i = x_i\} \right]$$

unabhängig

$$= \sum_{x_1 \in \mathbb{R}} \dots \sum_{x_n \in \mathbb{R}} \prod_{i=1}^n |x_i| P[X_i = x_i]$$

$$= \prod_{i=1}^n \sum_{x_i \in \mathbb{R}} |x_i| P[X_i = x_i]$$

$$= \prod_{i=1}^n E[|X_i|] < \infty$$

und

$$\begin{aligned}
& E \left[\prod_{i=1}^n X_i \right] \\
&= \sum_{x \in \mathbb{R}^n} x_1 \cdot \dots \cdot x_n P[(X_1, \dots, X_n) = (x_1, \dots, x_n)] \\
&= \sum_{x_1 \in \mathbb{R}} \dots \sum_{x_n \in \mathbb{R}} x_1 \cdot \dots \cdot x_n P \left[\bigcap_{i=1}^n \{X_i = x_i\} \right] \\
&\stackrel{\text{unabhängig}}{=} \sum_{x_1 \in \mathbb{R}} \dots \sum_{x_n \in \mathbb{R}} \prod_{i=1}^n x_i P[X_i = x_i] \\
&= \prod_{i=1}^n \sum_{x_i \in \mathbb{R}} x_i P[X_i = x_i] \\
&= \prod_{i=1}^n E[X_i] < \infty
\end{aligned}$$

■

Satz 36.2 Seien $X_i : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ für $i \in I$ unabhängig mit $E[|X_i|] < \infty$. Dann gilt

$$Kov(X_i, X_j) = 0$$

Beweis.

$$Kov(X_i, X_j) = E[X_i \cdot X_j] - E[X_i] \cdot E[X_j] = 0$$

■

Satz 36.3 Aus $Kov(X, Y) = 0$ folgt nicht, dass X und Y unabhängig sind.

Beweis. Sei X gleichverteilt auf $W = \{-1, 0, 1\}$. Wegen

$$\begin{aligned}
E[X] &= -1 \cdot \frac{1}{3} + 0 \cdot \frac{1}{3} + 1 \cdot \frac{1}{3} = 0 \\
E[|X|] &= |-1| \cdot \frac{1}{3} + |0| \cdot \frac{1}{3} + |1| \cdot \frac{1}{3} = \frac{2}{3} \\
E[X \cdot |X|] &= |-1|(-1) \frac{1}{3} + |0| \cdot 0 \cdot \frac{1}{3} + |1| \cdot 1 \cdot \frac{1}{3} = 0
\end{aligned}$$

gilt

$$Kov(|X|, X) = E[X|X|] - E[X]E[|X|] = 0$$

Da das Ereignis

$$\{X = 1, |X| = 0\}$$

unmöglich ist, gilt

$$P[X = 1, |X| = 0] = 0 \neq \frac{1}{9} = P[|X| = 0] \cdot P[X = 1]$$

und X und $|X|$ sind nicht unabhängig ■

37. Das schwache Gesetz der großen Zahlen

Satz 37.1 Sei $f : [0, \infty) \rightarrow [0, \infty)$ monoton wachsend und $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ mit

$$E[f(|X|)] < \infty$$

Dann gilt für alle $a > 0$ mit $f(a) > 0$:

$$P[|X| \geq a] \leq \frac{E[f(|X|)]}{f(a)}$$

Beweis.

$$\begin{aligned} & P[|X| \geq a] \\ &= \sum_{x \in \mathbb{R}, |x| \geq a} P[X = x] \\ &\leq \sum_{x \in \mathbb{R}, |x| \geq a} \underbrace{\frac{f(|x|)}{f(a)}}_{\geq 1, \text{ da } f(|x|) \geq f(a)} P[X = x] + \sum_{x \in \mathbb{R}, |x| < a} \underbrace{\frac{f(|x|)}{f(a)}}_{\geq 0} P[X = x] \\ &= \frac{1}{f(a)} \sum_{x \in \mathbb{R}} f(|x|) P[X = x] \\ &= \frac{E[f(|X|)]}{f(a)} \end{aligned}$$

■

Satz 37.2 Sei $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ mit $E[X^2] < \infty$. Dann gilt

$$\forall a > 0 : P[|X - EX| \geq a] \leq \frac{\text{Var} X}{a^2}$$

Beweis. Da

$$f : [0, \infty) \rightarrow [0, \infty), y \mapsto y^2$$

monoton steigend ist, gilt

$$P[|Y| \geq a] \leq \frac{E[|Y|^2]}{a^2}$$

und somit

$$P[|X - E(X)| \geq a] \leq \frac{E[|X - EX|^2]}{a^2} = \frac{\text{Var} X}{a^2}$$

■

Satz 37.3 Die Ungleichung kann im Allgemeinen nicht verbessert werden.

Beweis. Sei $a \geq 1$ und $X : (W, P) \rightarrow \{-a, 0, a\}$ mit

$$\begin{aligned} P[X = -a] &= P[X = a] = \frac{1}{2a^2} \\ P[X = 0] &= 1 - \frac{1}{a^2} \end{aligned}$$

Dann gilt

$$\begin{aligned} E[X] &= a \frac{1}{2a^2} + 0 \cdot \left(1 - \frac{1}{2a^2}\right) + (-a) \frac{1}{2a^2} = 0 \\ E[X^2] &= a^2 \frac{1}{2a^2} + 0^2 \cdot \left(1 - \frac{1}{2a^2}\right) + (-a)^2 \frac{1}{2a^2} = 1 \\ \text{Var}[X] &= E[X^2] - E[X]^2 = 1 \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} P[|X - EX| \geq a] &= P[|X| \geq a] \\ &= P[X = -a] + P[X = a] \\ &= \frac{1}{a^2} = \frac{\text{Var}[X]}{a^2} \end{aligned}$$

■

Oft gibt es viel bessere Abschätzungen. Diese ist gut genug für das schwache Gesetz der großen Zahlen.

Satz 37.4 (Das schwache Gesetz der großen Zahlen)

Seien $X_i : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$ sodaß für alle i, j

$$\begin{aligned} E[X_i] &= c \\ \text{Var}[X_i] &= v \\ \text{Kov}(X_i, X_j) &= 0 \end{aligned}$$

Dann gilt für die Folge der Mittelwerte $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

$$\forall \varepsilon > 0 : \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - c \right| \geq \varepsilon \right] = 0$$

Beweis. Wegen

$$E \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \right] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[X_i] = c$$

gilt

$$\begin{aligned}
 & \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - c \right| \geq \varepsilon \right] \\
 = & \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - E \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \right] \right| \geq \varepsilon \right] \\
 \leq & \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\text{Var} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \right]}{\varepsilon^2} \\
 = & \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\text{Var} \left[\sum_{i=1}^n X_i \right]}{n^2 \varepsilon^2} \\
 \stackrel{\text{Kov}(X_i, X_j)=0}{=} & \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{nv}{n^2 \varepsilon^2} \\
 = & 0
 \end{aligned}$$

■

Ein Experiment wird beliebig oft wiederholt und es gelte

$$\forall i \neq j : \text{Kov}(X_i, X_j) = 0$$

Dann ist $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ mit großer Wahrscheinlichkeit in der Nähe von c .
Wegen

$$\forall \varepsilon, \delta > 0 \exists n_0 \forall n \geq n_0 : P \left[\left| \sum_{i=1}^n X_i - nc \right| \geq n\varepsilon \right] < \delta$$

ist **nicht** $\sum_{i=1}^n X_i$ mit großer Wahrscheinlichkeit in der Nähe von nc .

38. Bedingte Wahrscheinlichkeiten

Definition 38.1 Sei W abzählbar und $B \subset W$ mit $P[B] > 0$. Dann erhält man durch

$$P[\cdot|B] : Pot(W) \rightarrow [0, 1], A \mapsto P[A|B] = \frac{P[A \cap B]}{P[B]}$$

ein neues Wahrscheinlichkeitsmaß auf W .
Dieses heißt **bedingte Wahrscheinlichkeit**.

Beweis.

$$\begin{aligned} P[W|B] &= \frac{P[W \cap B]}{P[B]} = 1 \\ P[\emptyset|B] &= \frac{P[\emptyset]}{P[B]} = 0 \\ P\left[\sum_{n=1}^{\infty} A_n|B\right] &= \frac{P\left[\sum_{n=1}^{\infty} A_n \cap B\right]}{P[B]} = \frac{\sum_{n=1}^{\infty} P[A_n \cap B]}{P[B]} = \sum_{n=1}^{\infty} P[A_n|B] \end{aligned}$$

■

Beispiel 38.2 Man wirft 2 Würfel und die Augensumme ist 6. Die Wahrscheinlichkeit, daß einer eine 2 zeigt, ist 40%.

Beweis. Mit

$$\begin{aligned} B &= \{(1, 5), (2, 4), (3, 3), (4, 2), (5, 1)\} = \text{Die Augensumme ist 6} \\ A &= \{(2, 1), (2, 2), (2, 3), (2, 4), (2, 5), \\ &\quad (2, 6), (1, 2), (3, 2), (4, 2), (5, 2), (6, 2)\} \\ &= \text{Einer der Würfel zeigt eine 2} \\ A \cap B &= \{(2, 4), (4, 2)\} \end{aligned}$$

gilt

$$P[A|B] = \frac{P[A \cap B]}{P[B]} = \frac{2/36}{5/36} = 0.4$$

■

Satz 38.3 Seien $A, B \subset W$ und $P[B] > 0$.

1.) Ist A größer als B , so ist die bedingte Wahrscheinlichkeit Eins:

Für $A \supset B$ gilt: $P[A|B] = 1$

2.) Aus $B \cap A = \emptyset$ folgt $P[A|B] = 0$

3.) $P[A^C|B] = 1 - P[A|B]$

Beweis. 1.)

$$P[A|B] = \frac{P[A \cap B]}{P[B]} = \frac{P[B]}{P[B]} = 1$$

2.)

$$P[A|B] = \frac{P[A \cap B]}{P[B]} = \frac{P[\emptyset]}{P[B]} = 0$$

3.) Da $P[\cdot|B]$ ein Wahrscheinlichkeitsmaß ist. ■

Ziel: Berechne eine Wahrscheinlichkeit aus bedingten Wahrscheinlichkeiten. Zerlege dazu den Wahrscheinlichkeitsraum in sinnvolle Teilmengen. Berechne dort die Wahrscheinlichkeit und füge alles mit Gewichten passend zusammen.

Satz 38.4 a) Für $A \subset \sum_{j=1}^{\infty} B_j$ gilt:

$$P[A] = \sum_{j=1}^{\infty} P[A|B_j]P[B_j]$$

Dabei setzt man

$$P[A|B_j]P[B_j] = 0 \text{ für } P[B_j] = 0$$

b) Für $P[A] > 0$ gilt

$$P[B_i|A] = \frac{P[A|B_i]P[B_i]}{\sum_{j=1}^{\infty} P[A|B_j]P[B_j]}$$

Beweis. a) Aus $A = \sum_{j=1}^{\infty} A \cap B_j$ folgt

$$P[A] = \sum_{j=1}^{\infty} P[A \cap B_j] = \sum_{j=1}^{\infty} P[A|B_j]P[B_j]$$

b) Mit a) gilt

$$P[B_i|A] = \frac{P[A \cap B_i]}{P[A]} = \frac{P[A|B_i]P[B_i]}{\sum_{j=1}^{\infty} P[A|B_j]P[B_j]}$$

■

Oft gilt $\sum_{i \in I} B_i = W$.

Bemerkung 38.5 In der Praxis sind die B_j nicht notwendig schnittleer, d.h.

$$\begin{aligned} P[A] &= P\left[A \cap \bigcup_{i=1}^{\infty} B_i\right] \\ &< \sum_{i=1}^{\infty} P[A \cap B_i] \\ &= \sum_{j=1}^{\infty} P[A|B_j]P[B_j] \end{aligned}$$

oder A ist nicht ganz in $\sum_{j=1}^{\infty} B_j$ enthalten: $A \not\subset \sum_{j=1}^{\infty} B_j$

$$\begin{aligned} P[A] &= P\left[A \cap \left(\sum_{j=1}^{\infty} B_j\right)\right] + \underbrace{P\left[A \cap \left(\sum_{j=1}^{\infty} B_j\right)^C\right]}_{>0} \\ &> \sum_{j=1}^{\infty} P[A \cap B_j] \\ &= \sum_{j=1}^{\infty} P[A|B_j]P[B_j] \end{aligned}$$

Die Formel verführt also dazu, Experimente **falsch zu modellieren**, und somit zu falschen Schlussfolgerungen zu gelangen.

Beispiel 38.6 Es gebe ein Symptom bei zwei Krankheiten: K_1 oder K_2 .

K_1 und K_2 treten im Verhältnis 7:93 auf.

Wahrscheinlichkeit für das Symptom S bei Krankheit K_1 : 0.92.

Wahrscheinlichkeit für das Symptom S bei Krankheit K_2 : 0.085.

Wenn das Symptom S vorliegt, wie groß ist Wahrscheinlichkeit, dass man K_1 hat?

Beweis.

$$\begin{aligned} P[K_1] &= 0.07 \\ P[K_2] &= 0.93 \\ P[S|K_1] &= 0.92 \\ P[S|K_2] &= 0.085 \\ P[S] &= P[S|K_1]P[K_1] + P[S|K_2]P[K_2] \end{aligned}$$

ergibt

$$P[K_1|S] = \frac{P[S|K_1]P[K_1]}{P[S|K_1]P[K_1] + P[S|K_2]P[K_2]} = 0.45$$

Die Annahme $K_1 + K_2 = W$ ist falsch, da man auch beide Krankheiten haben kann ($K_1 \cap K_2 \neq \emptyset$), oder da eine unbekannte Krankheit oder Einbildung dieses Symptom hervorrufen kann, d.h. $K_1 \cup K_2 \subsetneq W$. Damit ist die Berechnung von $P[S]$ **falsch**. ■

Teil III.

Wahrscheinlichkeitstheorie

39. Erwartungswerte

Sei S abzählbare Algebra auf W .

Definition 39.1 Sei $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$. Ist

$$\int_W |X(w)| dP < \infty$$

so heißt

$$E[X] := \int_W X dP$$

der **Erwartungswert** von X .

Satz 39.2 a) Für beschränkte $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ existiert der Erwartungswert.

b) Seien $X, Y : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit $0 \leq |X| \leq |Y|$ und $E[|Y|] < \infty$. Dann gilt $E[|X|] < \infty$.

c) Sei $E[|X|^p] < \infty$ für ein $p \geq 1$. Dann gilt $E[|X|] < \infty$

d) $E[X^2] < \infty \iff E[(X+a)^2] < \infty$

e) Die $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit $E[|X|] < \infty$ sind ein Vektorraum.

Beweis. a) Sei $|X| \leq K$.

$$\int_W |X(w)| dP \leq K \int_W dP = 1$$

b)

$$\int_W |X(w)| dP \leq \int_W |Y(w)| dP < \infty$$

c) Mit

$$\begin{array}{ll} |X(w)| \leq 1 & \text{für } |X(w)| \leq 1 \\ |X(w)| \leq |X(w)|^p & \text{für } |X(w)| \geq 1 \end{array}$$

gilt

$$|X| \leq |X|^p + 1$$

und somit

$$\begin{aligned} E[|X|] &= \int_W |X(w)| dP \leq \int_W |X(w)|^p dP + \int_W dP \\ &= E[|X|^p] + 1 < \infty \end{aligned}$$

d) "⇒": Mit c) gilt $E[|X|] < \infty$. Mit

$$\begin{aligned}(X+a)^2 &= X^2 + 2aX + a^2 \\ &\leq X^2 + 2|a||X| + a^2\end{aligned}$$

und b) gilt

$$E[(X+a)^2] < \infty$$

"⇐": Mit c) gilt $E[|X+a|] < \infty$. Mit

$$\begin{aligned}X^2 &= (X+a)^2 - 2aX - a^2 \\ &= (X+a)^2 - 2a(X+a) + a^2 \\ &\leq (X+a)^2 + 2|a||X+a| + a^2\end{aligned}$$

und b) gilt

$$E[X^2] < \infty$$

e) Seien $X, Y : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit $E[|X|], E[|Y|] < \infty$ und $a \in \mathbb{R}$.

$$\begin{aligned}E[|X+aY|] &= \int_W |X+aY| dP \\ &\leq \int_W |X| dP + |a| \int_W |Y| dP \\ &= E[|X|] + |a|E[|Y|] \\ &< \infty\end{aligned}$$

■

Satz 39.3 Sei $a \in \mathbb{R}$ und seien $X, Y, Z : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit $E[|X|], E[|Y|], E[|Z|] < \infty$.

a) Für die konstante Funktion

$$X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}, w \mapsto c$$

gilt $E[X] = c$

b) $E[aX + Y] = aE[X] + E[Y]$

c) Aus $Z \geq 0$ folgt $E[Z] \geq 0$

d) Aus $X \geq Y$ folgt $E[X] \geq E[Y]$

Beweis. a)

$$\int cdP = c \int dP = c$$

b) Wir haben schon gezeigt, dass $E[|aX + Y|] < \infty$.

$$\begin{aligned} E[aX + Y] &= \int_W (aX(w) + Y(w)) dP \\ &= a \int_W X(w) dP + \int_W Y(w) dP \\ &= aE[X] + E[Y] \end{aligned}$$

c)

$$E[Z] = \int_W \underbrace{Z(w)}_{\geq 0} dP \geq 0$$

d)

$$\begin{aligned} E[X] &= E[X - Y + Y] \\ &\stackrel{b)}{=} E[\underbrace{X - Y}_{\geq 0}] + E[Y] \\ &\stackrel{c)}{\geq} E[Y] \end{aligned}$$

■

Satz 39.4 Für $X, Y : (W, S, P) \rightarrow (\overline{\mathbb{R}}, \overline{\mathbb{B}})$ gilt
 $E[|X|] = 0 \iff |X| = 0$ *P-fast sicher*.

Beweis.

$$\begin{aligned} E[|X|] = 0 &\iff \int |X| dP = 0 \\ &\iff |X| = 0 \text{ P-fast sicher} \end{aligned}$$

■

40. Varianz

Definition 40.1 Sei $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit $E[|X|] < \infty$. Dann ist die **Varianz** von X definiert als

$$\text{Var}[X] = E[(X - E[X])^2] = \int_W (X(w) - E[X])^2 dP$$

Die **Standardabweichung** von X ist

$$s(X) = \sqrt{\text{Var}X}$$

Beweis. Wegen $E[|X|] < \infty$ ist $\text{Var}[X]$ definiert. ■

Satz 40.2 1.) Es gilt

$$\text{Var}[X] < \infty \iff E[X^2] < \infty$$

2.) Aus $\text{Var}[X] < \infty$ folgt

$$\text{Var}[X] = E[X^2] - E[X]^2$$

3.) Für $a, b \in \mathbb{R}$ gilt

$$\text{Var}[aX + b] = a^2 \text{Var}[X]$$

4.) Seien $X, Y : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit $\text{Var}X < \infty, \text{Var}Y < \infty$. Dann gilt

$$\text{Var}[X + Y] < \infty$$

5.) $\text{Var}[X] \geq 0$.

Beweis. 1.) Wir haben schon gezeigt

$$E[X^2] < \infty \iff E[(X + a)^2] < \infty$$

2.) Wegen $\text{Var}[X] < \infty$ ist $E[X^2] < \infty$ und es gilt

$$\begin{aligned} \text{Var}[X] &:= E[(X - EX)^2] \\ &= E[X^2 - 2XE[X] + E[X]^2] \\ &= E[X^2] - 2E[X]^2 + E[X]^2 \\ &= E[X^2] - E[X]^2 \end{aligned}$$

3.) Mit

$$\begin{aligned} \text{Var}[X] < \infty &\iff E[X^2] < \infty \\ &\iff E[(aX)^2] < \infty \\ &\iff E[(aX + b)^2] < \infty \\ &\iff \text{Var}[aX + b] < \infty \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} \text{Var}[aX + b] &= E[(aX + b)^2 - E[aX + b]^2] \\ &= a^2 E[X^2] + 2abE[X] + b^2 - (aE[X] + b)^2 \\ &= a^2 E[X^2] - a^2 E[X]^2 = a^2 \text{Var}[X] \end{aligned}$$

4.) Wegen $\text{Var}[X], \text{Var}[Y] < \infty$ gilt

$$E[X^2], E[Y^2] < \infty$$

Wegen

$$\begin{aligned} &2X^2 + 2Y^2 - (X + Y)^2 \\ &= 2X^2 + 2Y^2 - X^2 - 2XY - Y^2 \\ &= X^2 - 2XY + Y^2 \\ &= (X - Y)^2 \geq 0 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} (X + Y)^2 &\leq 2(X^2 + Y^2) \\ E[(X + Y)^2] &\leq 2E[X^2] + 2E[Y^2] < \infty \end{aligned}$$

und somit

$$\text{Var}[X + Y] < \infty$$

5.)

$$\int |X - E[X]|^2 dP \geq 0$$

■

Satz 40.3 Für $X, Y : (W, S, P) \rightarrow (\overline{\mathbb{R}}, \overline{\mathbb{B}})$ gilt

$$\text{Var}[X] = 0 \iff X = E[X] \text{ P-fast sicher}$$

Beweis.

$$\begin{aligned} \text{Var}[X] = 0 &\iff E[|X - E[X]|^2] = 0 \\ &\iff |X - E[X]|^2 = 0 \text{ P-fast sicher} \\ &\iff X = E[X] \text{ P-fast sicher} \end{aligned}$$

■

41. Kovarianz

Definition 41.1 Sei $X, Y : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit $E[|X|], E[|Y|], E[|XY|] < \infty$. Die **Kovarianz von X und Y** ist

$$\begin{aligned} \text{Kov}(X, Y) &= E[(X - E[X])(Y - E[Y])] \\ &= E[XY] - E[X] \cdot E[Y] \end{aligned}$$

Beweis.

$$\begin{aligned} & \text{Kov}(|X|, |Y|) \\ &= E[|X| \cdot |Y| - E[|X|] \cdot |Y| - E[|Y|] \cdot |X| + E[|X|] \cdot E[|Y|]] \\ &= E[|XY|] - E[|X|] \cdot E[|Y|] < \infty \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} \text{Kov}(X, Y) &= E[XY - E[X]Y - E[Y]X + E[X]E[Y]] \\ &= E[XY] - E[X] \cdot E[Y] \end{aligned}$$

■

Satz 41.2 1.) $\text{Kov}(X, X) = \text{Var}(X)$
 2.) $\text{Kov}(X, Y) = \text{Kov}(Y, X)$
 3.) $\forall a, b, c, d \in \mathbb{R} : \text{Kov}(aX + b, cY + d) = ac\text{Kov}(X, Y)$

Beweis. 1.)

$$\text{Kov}(X, X) = E[X \cdot X] - E[X]E[X] = \text{Var}(X)$$

2.)

$$\begin{aligned} \text{Kov}(X, Y) &= E[XY] - E[X]E[Y] \\ &= E[YX] - E[Y]E[X] \\ &= \text{Kov}(Y, X) \end{aligned}$$

3.)

$$\begin{aligned} & \text{Kov}(aX + b, cY + d) \\ &= E[(aX + b - E(aX + b))(cY + d - E(cY + d))] \\ &= acE[(X - EX)(Y - EY)] \\ &= ac\text{Kov}(X, Y) \end{aligned}$$

■

Satz 41.3 Seien $E[X^2], E[Y^2] < \infty$. Dann gilt

$$\begin{aligned} |E[XY]| &\leq \sqrt{E[X^2]}\sqrt{E[Y^2]} < \infty \\ |Kov(X, Y)| &\leq \sqrt{Var X}\sqrt{Var Y} \end{aligned}$$

Beweis. a) Seien $E[X^2], E[Y^2] > 0$.

Wegen $E[X^2], E[Y^2] < \infty$ gilt

$$\begin{aligned} |XY| &\leq \frac{X^2 + Y^2}{2} \\ E[|XY|] &\leq \frac{1}{2}E[X^2] + \frac{1}{2}E[Y^2] < \infty \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} 0 &\leq E\left[\left(tX \pm \frac{1}{t}Y\right)^2\right] \\ &= t^2E[X^2] \pm 2E[XY] + \frac{1}{t^2}E[Y^2] \\ |E[XY]| &\leq t^2E[X^2] + \frac{1}{t^2}E[Y^2] \end{aligned}$$

gilt für $t^2 = \sqrt{\frac{E[Y^2]}{E[X^2]}}$

$$\begin{aligned} |E[XY]| &\leq \frac{1}{2}\sqrt{\frac{E[Y^2]}{E[X^2]}}E[X^2] + \frac{1}{2}\sqrt{\frac{E[X^2]}{E[Y^2]}}E[Y^2] \\ &= \sqrt{E[X^2]}\sqrt{E[Y^2]} \end{aligned}$$

Sei $E[X^2] = 0$. Dann gilt

$$\begin{aligned} E[X^2] = 0 &\iff |X| = 0 \text{ P-fast sicher} \\ &\Rightarrow |XY| = 0 \text{ P-fast sicher} \\ &\iff E[|XY|] = 0 \end{aligned}$$

Analog für $E[Y^2] = 0$.

b)

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

■

Satz 41.4 Seien $X_1, \dots, X_n : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit $E[X_i^2] < \infty$. Dann gilt a)

$$\text{Var} \left[\sum_{i=1}^n X_i \right] = \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] + \sum_{i,j=1, i \neq j}^n \text{Kov}(X_i, X_j)$$

b) Für X_1, \dots, X_n mit $\text{Kov}(X_i, X_j) = 0$ für alle i, j gilt:

$$\text{Var} \left[\sum_{i=1}^n X_i \right] = \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i]$$

Beweis. Wegen

$$E[|X_i||X_j|] \leq \sqrt{E[X_i^2]} \cdot \sqrt{E[X_j^2]} < \infty$$

ist die Kovarianz definiert.

a)

$$\begin{aligned} \text{Var} \left[\sum_{i=1}^n X_i \right] &= E \left[\left(\sum_{i=1}^n X_i - E \left[\sum_{i=1}^n X_i \right] \right)^2 \right] \\ &= E \left[\left(\sum_{i=1}^n (X_i - E[X_i]) \right) \left(\sum_{j=1}^n (X_j - E[X_j]) \right) \right] \\ &= \sum_{i,j=1}^n E[(X_i - E[X_i]) (X_j - E[X_j])] \\ &= \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] + \sum_{i,j=1, i \neq j}^n \text{Kov}(X_i, X_j) \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned} \text{Var} \left[\sum_{i=1}^n X_i \right] &= \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] + \sum_{i,j=1, i \neq j}^n \underbrace{\text{Kov}(X_i, X_j)}_{=0} \\ &= \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] \end{aligned}$$

■

42. Das schwache Gesetz der großen Zahlen

Satz 42.1 Sei $g : [0, \infty) \rightarrow [0, \infty)$ monoton wachsend, messbar und $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit

$$E[g(|X|)] < \infty$$

Dann gilt für alle $a > 0$ mit $g(a) > 0$:

$$P[|X| \geq a] \leq \frac{E[g(|X|)]}{g(a)}$$

Beweis.

$$\begin{aligned} P[|X| \geq a] &= \int 1_{\{|X| \geq a\}} dP \\ &\leq \int 1_{\{|X| \geq a\}} \underbrace{\frac{g(|X|)}{g(a)}}_{\geq 1, \text{ da } |x| \geq a} dP + \int 1_{\{|X| < a\}} \underbrace{\frac{g(|X|)}{g(a)}}_{\geq 0} dP \\ &= \frac{1}{g(a)} \int g(|X|) dP \\ &= \frac{E[g(|X|)]}{g(a)} \end{aligned}$$

■

Satz 42.2 Sei $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit $E[X^2] < \infty$. Dann gilt

$$\forall a > 0 : P[|X - E[X]| \geq a] \leq \frac{\text{Var} X}{a^2}$$

Beweis. Da $x \mapsto x^2$ monoton steigend ist, gilt

$$P[|Y| \geq a] \leq \frac{E[Y^2]}{a^2}$$

und somit

$$\begin{aligned} P[|X - E[X]| \geq a] &\leq \frac{E[|X - E[X]|^2]}{a^2} \\ &= \frac{\text{Var} X}{a^2} \end{aligned}$$

■

Satz 42.3 Für $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ und $a > 0$ gilt

$$P[|X| \geq a] \leq \frac{1}{a} E[|X|]$$

Beweis. Da $id : [0, \infty) \rightarrow [0, \infty), t \mapsto t$ monoton steigend und messbar ist, gilt

$$P[|X| \geq a] \leq \frac{E[id(|X|)]}{id(a)} = \frac{E[|X|]}{a}$$

■

Satz 42.4 (Das schwache Gesetz der großen Zahlen)

Seien $X_i : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ sodaß für alle i, j

$$\begin{aligned} E[X_i] &= c \\ Var[X_i] &= v \\ Kov(X_i, X_j) &= 0 \end{aligned}$$

Dann gilt für die Folge der Mittelwerte $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$

$$\forall \varepsilon > 0 : \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - c \right| \geq \varepsilon \right] = 0$$

Beweis. Wegen

$$E \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \right] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E[X_i] = c$$

gilt

$$\begin{aligned} & \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - c \right| \geq \varepsilon \right] \\ = & \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - E \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \right] \right| \geq \varepsilon \right] \\ \leq & \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{Var \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \right]}{\varepsilon^2} \\ \stackrel{Kov(X_i, X_j)=0}{=} & \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^n \frac{Var[X_i]}{n^2 \varepsilon^2} \\ = & \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{nv}{n^2 \varepsilon^2} \\ = & 0 \end{aligned}$$

■

43. Unabhängigkeit

Definition 43.1 Sei (W, S, P) gegeben.

a) Eine Familie von Mengen $(A_i)_{i \in I}$ in S heißt **unabhängig bzgl. P** \iff

$$\forall J \subset I \text{ endlich} : P \left[\bigcap_{i \in J} A_i \right] = \prod_{i \in J} P[A_i]$$

b) Eine Familie $(G_i)_{i \in I}$ von Mengensystemen in S (z.B. abzählbaren Algebren $S_i \subset S$) heißt **unabhängig**

\iff Für jede Wahl $A_i \in G_i$ sind $(A_i)_{i \in I}$ unabhängig

$\iff \forall$ endlichen $J \subset I \forall A_i \in G_i, i \in J : P \left[\bigcap_{i \in J} A_i \right] = \prod_{i \in J} P[A_i]$

Wir haben schon gezeigt, dass die Unabhängigkeit vom Wahrscheinlichkeitsmaß abhängt.

Es reicht die Unabhängigkeit auf einem durchschnittsstabilen Erzeugendensystem E zu prüfen.

Satz 43.2 Sei $(G_i)_{i \in I}$ eine unabhängige Familie von durchschnittsstabilen Mengensystemen in S . Dann sind die erzeugten abzählbaren Algebren $(S(G_i))_{i \in I}$ unabhängig.

Beweis. Sei $J = \{i_1, \dots, i_k\}$. Für beliebige $A_{i_l} \in S(G_{i_l})$ zeige

$$P[A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_k}] = \prod_{j=1}^k P[A_{i_j}]$$

n=1: Seien $A_{i_1} \in S(G_{i_1})$ und $A_{i_2} \in G_{i_2}, \dots, A_{i_k} \in G_{i_k}$ Setze

$$D_{i_1} = \left\{ A \in S(G_{i_1}) : P[A \cap A_{i_2} \cap \dots \cap A_{i_k}] = P[A] \prod_{j=2}^k P[A_{i_j}] \right\}$$

Nach Voraussetzung gilt $G_{i_1} \subset D_{i_1}$

D_{i_1} ist **schnittlere abzählbare Algebra:**

Aus $A \in D_{i_1}$ folgt $A^C \in D_{i_1}$:

$$\begin{aligned} & P[A^C \cap A_{i_2} \cap \dots \cap A_{i_k}] \\ &= P[A_{i_2} \cap \dots \cap A_{i_k}] - P[A \cap A_{i_2} \cap \dots \cap A_{i_k}] \\ \stackrel{A \in D_{i_1}}{=} & P[A_{i_2}] \cdot \dots \cdot P[A_{i_k}] - P[A] \cdot P[A_{i_2}] \cdot \dots \cdot P[A_{i_k}] \\ &= P[A^C] \cdot P[A_{i_2}] \cdot \dots \cdot P[A_{i_k}] \end{aligned}$$

Aus $B_j \in D_{i_1}$ folgt $\sum_{j=1}^{\infty} B_j \in D_{i_1}$:

$$\begin{aligned}
& P \left[\left(\sum_{j=1}^{\infty} B_j \right) \cap A_{i_2} \cap \dots \cap A_{i_k} \right] \\
&= \sum_{j=1}^{\infty} P[B_j \cap A_{i_2} \cap \dots \cap A_{i_k}] \\
&\stackrel{B_j \in D_{i_1}}{=} \sum_{j=1}^{\infty} P[B_j] \prod_{j=2}^k P[A_{i_j}] \\
&= P \left[\sum_{j=1}^{\infty} B_j \right] \prod_{j=2}^k P[A_{i_j}]
\end{aligned}$$

$\emptyset, W \in D_1$:

$$\begin{aligned}
P[\emptyset \cap A_{i_2} \cap A_{i_k}] &= P[\emptyset] = 0 \\
&= P[\emptyset] \prod_{j=2}^k P[A_{i_j}] \\
P[W \cap A_{i_2} \cap A_{i_k}] &= P[A_{i_2} \cap A_{i_k}] \\
&= P[W] \prod_{j=2}^k P[A_{i_j}]
\end{aligned}$$

Wegen $(A, B \in G_{i_1} \Rightarrow A \cap B \in G_{i_1})$ folgt

$$D(G_{i_1}) = S(G_{i_1})$$

n → n+1: Gelte es bereits für die ersten n Komponenten. Setze

$$D_{i_{n+1}} = \left\{ \begin{array}{l} A \in S(G_{i_{n+1}}) : P[A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_k}] = \prod_{j=1}^k P[A_{i_j}] \\ \text{mit } A_{i_j} \in S(G_{i_j}) \text{ für } 1 \leq j \leq n+1, A_{i_j} \in G_{i_j} \text{ für } j \geq n+2 \end{array} \right\}$$

Nach Voraussetzung ist $G_{i_{n+1}} \subset D_{i_{n+1}}$.

Aus $A \in D_{i_{n+1}}$ folgt $A^C \in D_{i_{n+1}}$

$$\begin{aligned}
& P[A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_{n+1}}^C \cap \dots \cap A_{i_k}] \\
&= P[A_{i_1} \cap \dots \cap W \cap \dots \cap A_{i_k}] - P[A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_{n+1}} \cap \dots \cap A_{i_k}] \\
&\stackrel{A \in D_{i_{k-1}}}{=} P[W] \prod_{j=1, j \neq n+1}^k P[A_{i_j}] - P[A_{i_{n+1}}] \prod_{j=1}^k P[A_{i_j}] \\
&= P[A_{i_{n+1}}^C] \prod_{j=1, j \neq n+1}^k P[A_{i_j}]
\end{aligned}$$

Aus $B_{j,i_{n+1}} \in D_{i_{n+1}}$ folgt $\sum_{j=1}^{\infty} B_{j,i_{n+1}} \in D_{i_{n+1}}$:

$$\begin{aligned}
& P \left[A_{i_1} \cap \dots \cap \sum_{j=1}^{\infty} B_{j,i_{n+1}} \cap \dots \cap A_{i_k} \right] \\
&= \sum_{j=1}^{\infty} P \left[A_{i_1} \cap \dots \cap B_{j,i_{n+1}} \cap \dots \cap A_{i_k} \right] \\
&\stackrel{B_{j,i_{n+1}} \in D_{i_{n+1}}}{=} \sum_{j=1}^{\infty} P[B_{j,i_{n+1}}] \prod_{j=1, j \neq n+1}^k P[A_{i_j}] \\
&= P \left[\sum_{j=1}^{\infty} B_{j,i_{n+1}} \right] \prod_{j=1, j \neq n+1}^k P[A_{i_j}]
\end{aligned}$$

Wegen $(A, B \in G_{i_{n+1}} \Rightarrow A \cap B \in G_{i_{n+1}})$ gilt

$$D(G_{i_{n+1}}) = S(G_{i_{n+1}})$$

■

Satz 43.3 Sei $(G_i)_{i \in I}$ eine unabhängige Familie von durchschnittsstabilen Mengensystemen in S . Gilt $I = \bigoplus_{k \in K} I_k$ so sind die

$$S_k := S \left(\bigcup_{i \in I_k} G_i \right)$$

unabhängig.

Beweis. Zeige $(\bigcup_{i \in I_k} G_i)_{k \in K}$ ist unabhängig.
Das Problem dabei: Es gilt nicht

$$A, B \in \bigcup_{i \in I_k} G_i \Rightarrow A \cap B \in \bigcup_{i \in I_k} G_i$$

Setze deshalb für $k \in K$

$$E_k = \left\{ \bigcap_{i \in J} A_i \mid J \subset I_k \text{ endlich, } A_i \in G_i \right\}$$

Dann gilt

$$\bigcap_{i \in J_1} A_i \cap \bigcap_{i \in J_2} A_i = \bigcap_{i \in J_1 \cup J_2 \subset I_k} A_i \in E_k$$

Für $\{k_1, \dots, k_n\} \subset K$ und $C_{k_j} = \bigcap_{i \in J_{k_j}} A_i \in E_{k_j}$ gilt

$$\begin{aligned}
 & P[C_{k_1} \cap \dots \cap C_{k_n}] \\
 = & P \left[\bigcap_{i \in J_{k_1}} A_i \cap \dots \cap \bigcap_{i \in J_{k_n}} A_i \right] \\
 \stackrel{(G_i)_{i \in I} \text{ unabhängig}}{=} & \prod_{i \in J_{k_1}} P[A_i] \cdot \dots \cdot \prod_{i \in J_{k_n}} P[A_i] \\
 \stackrel{(G_i)_{i \in I} \text{ unabhängig}}{=} & P[C_{k_1}] \cdot \dots \cdot P[C_{k_n}]
 \end{aligned}$$

Damit sind $(E_k)_{k \in K}$ unabhängig. Damit ist

$$(S(E_k))_{k \in K} = \left(S \left(\bigcup_{i \in I_k} G_i \right) \right)_{k \in K}$$

unabhängig.

■

44. 0-1-Gesetze

Satz 44.1 Sei $(A_n)_n$ eine Folge von Ereignissen in S .

a) Die Wahrscheinlichkeit, daß unendlich viele Ereignisse eintreten ist Null.

$$\sum_{k=1}^{\infty} P[A_k] < \infty \Rightarrow P \left[\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k \geq n} A_k \right] = 0$$

b) Die Wahrscheinlichkeit, daß fast alle Ereignisse eintreten, ist Eins.

$$\sum_{k=1}^{\infty} P[A_k^C] < \infty \Rightarrow P \left[\bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{k \geq n} A_k \right] = 1$$

Beweis. a) Da $\left(\bigcup_{k \geq n} A_k \right)_n$ monoton fallend ist und die Reihe einen Grenzwert hat, gilt

$$\begin{aligned} P \left[\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k \geq n} A_k \right] &= \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\bigcup_{k=n}^{\infty} A_k \right] \\ &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=n}^{\infty} P[A_k] \\ &= 0 \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned} &P \left[\bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{k \geq n} A_k \right] \\ &= 1 - P \left[\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{k \geq n} A_k \right)^C \right] \\ &= 1 - P \left[\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k \geq n} A_k^C \right] \\ &\stackrel{a)}{=} 1 \end{aligned}$$

■

Satz 44.2 Seien $(A_n)_n$ **unabhängig** in S .

c) Mit Wahrscheinlichkeit 1 treten unendlich viele der Ereignisse A_i ein.

$$\sum_{k=1}^{\infty} P[A_k] = \infty \Rightarrow P \left[\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k \geq n} A_k \right] = 1$$

d) Die Wahrscheinlichkeit, daß fast alle Ereignisse eintreten, ist Null.

$$\sum_{k=1}^{\infty} P[A_k^C] = \infty \Rightarrow P \left[\bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{k \geq n} A_k \right] = 0$$

e)

$$P \left[\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k \geq n} A_k \right], P \left[\bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{k \geq n} A_k \right] \in \{0, 1\}$$

Beweis. c) Gehe über die Komplemente.

Sei $\varepsilon > 0$. Da $\left(\bigcap_{k=n}^N A_k^C \right)_N$ monoton fallend ist und da die A_k unabhängig sind, gilt

$$\begin{aligned} P \left[\bigcap_{k \geq n} A_k^C \right] &\stackrel{\text{monoton } \downarrow}{=} \lim_{N \rightarrow \infty} P \left[\bigcap_{k=n}^N A_k^C \right] \\ &\stackrel{\text{unabhängig}}{=} \lim_{N \rightarrow \infty} \prod_{k=n}^N P[A_k^C] \\ &= \lim_{N \rightarrow \infty} \prod_{k=n}^N (1 - P[A_k]) \\ &\stackrel{1-x \leq e^{-x}}{\leq} \lim_{N \rightarrow \infty} \prod_{k=n}^N \exp(-P[A_k]) \\ &= \lim_{N \rightarrow \infty} \exp \left(- \underbrace{\sum_{k=n}^N P[A_k]}_{\rightarrow \infty} \right) \\ &= 0 \end{aligned}$$

Da $\left(\bigcup_{k \geq n} A_k\right)_n$ monoton fallend ist, folgt

$$\begin{aligned} P \left[\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k \geq n} A_k \right] &= \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\bigcup_{k \geq n} A_k \right] \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} 1 - P \left[\bigcap_{k \geq n} A_k^C \right] \\ &= 1 \end{aligned}$$

d)

$$\begin{aligned} P \left[\bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{k \geq n} A_k \right] &= 1 - P \left[\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{k \geq n} A_k \right)^C \right] \\ &= 1 - P \left[\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k \geq n} A_k^C \right] \\ &\stackrel{c)}{=} 1 - 1 = 0 \end{aligned}$$

e) Mit c) und a) bzw mit b) und d). ■

45. Übergangskerne

Satz 45.1 Seien W_1, W_2 abzählbar, P ein Maß auf $W_1 \times W_2$ und

$$X_i : W_1 \times W_2 \rightarrow W_i, (x_1, x_2) \mapsto x_i$$

Dann gilt

$$\begin{aligned} & \underbrace{P[A]}_{\text{Maß auf } W_1 \times W_2} \\ &= \sum_{x_1 \in W_1} \left(\sum_{x_2 \in W_2} 1_A(x_1, x_2) \underbrace{P[X_2 = x_2 | X_1 = x_1]}_{\text{Maß auf } W_2} \right) \underbrace{P[X_1 = x_1]}_{\text{Maß auf } W_1} \end{aligned}$$

Beweis. Für $P[X_1 = x_1] > 0$ gilt

$$P[X_2 = x_2 | X_1 = x_1] = \frac{P[X_2 = x_2 \cap X_1 = x_1]}{P[X_1 = x_1]} = \frac{P[(x_1, x_2)]}{P[X_1 = x_1]}$$

d.h.

$$\begin{aligned} P[A] &= \sum_{(x_1, x_2) \in W_1 \times W_2} 1_A(x_1, x_2) P[(x_1, x_2)] \\ &= \sum_{x_1 \in W_1} \left(\sum_{x_2 \in W_2} 1_A(x_1, x_2) P[X_2 = x_2 | X_1 = x_1] \right) P[X_1 = x_1] \end{aligned}$$

■

Das verallgemeinern wir:

Definition 45.2

$$K : W_1 \times S_2 \rightarrow [0, 1], (w_1, A_2) \mapsto K(w_1, A_2)$$

heißt **Übergangskern** von (W_1, S_1) auf $(W_2, S_2) \iff$

- a) $\forall w_1 \in W_1 : K(w_1, \cdot)$ ist ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf (W_2, S_2)
- b) $\forall A_2 \in S_2 : K(\cdot, A_2)$ ist S_1 -messbar

Bemerkung 45.3 a) $K(w_1, \cdot)$ ist das Wahrscheinlichkeitsmaß in Schritt 2 falls in Schritt 1 der Zustand w_1 vorlag.

b) Da $K(\cdot, A_2)$ S_1 -messbar ist, ist

$$\int K(w_1, A_2) P_1(dw_1)$$

definiert.

Satz 45.4 Sei P_1 ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf (W_1, S_1) und K ein Übergangskern von (W_1, S_1) nach (W_2, S_2) . Dann gilt

a) Es existiert ein eindeutiges Maß

$$P : (W_1 \times W_2, S_1 \otimes S_2) \rightarrow [0, 1], A \mapsto \int_{W_1} K(w_1, A_{w_1}) P_1(dw_1)$$

mit dem Schnitt von A bei w_1

$$A_{w_1} = \{w_2 \in W_2 : (w_1, w_2) \in A\}$$

b) Für alle $f : (W_1 \times W_2, S_1 \otimes S_2) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit $f \geq 0$ gilt

$$\int f dP = \int_{W_1} \left(\int_{W_2} f(w_1, w_2) K(w_1, dw_2) \right) P_1(dw_1)$$

Bezeichnung: $P = P_1 \times K$.

Bemerkung 45.5 Wie immer legt man das Maß auf den Rechtecken fest:

$$\forall A_i \in S_i : P[A_1 \times A_2] := \int_{A_1} K(w_1, A_2) P_1(dw_1)$$

Beweis. a) 1.) Für alle $A \in S$ gilt $A_{w_1} \in S_2$. Sei

$$g_{w_1} : (W_2, S_2) \rightarrow (W_1 \times W_2, S_1 \otimes S_2), w_2 \mapsto (w_1, w_2)$$

Es gilt

$$\begin{aligned} & g_{w_1}^{-1}(A_1 \times A_2) \\ &= \{w_2 \in W_2 : (w_1, w_2) \in A_1 \times A_2\} \\ &= \begin{cases} \emptyset & w_1 \notin A_1 \\ A_2 & w_1 \in A_1 \end{cases} \\ &\in S_2 \end{aligned}$$

Da $A_1 \times A_2$ ein Erzeugendensystem von $S_1 \otimes S_2$ ist, ist $g_{w_1} : (S_2, S_1 \otimes S_2)$ -messbar.

Sei $A \in S_1 \otimes S_2$ beliebig. Dann gilt

$$\begin{aligned} A_{w_1} &= \{w_2 \in W_2 : (w_1, w_2) \in A\} \\ &= g_{w_1}^{-1}(A) \in S_2 \end{aligned}$$

2.) D ist eine schnittleere abzählbare Algebra, die $S_1 \otimes S_2$ enthält.

Setze

$$\begin{aligned} D &= \{A \in S_1 \otimes S_2 : w_1 \mapsto K(w_1, A_{w_1}) \text{ ist } S_1\text{-messbar}\} \\ &\subset S_1 \otimes S_2 \end{aligned}$$

i) $A_1 \times A_2 \in D$ und $W_1 \times W_2 \in D$. Wegen

$1_{A_1}(w_1)$ ist S_1 -messbar, da $A_1 \in S_1$

$K(w_1, A_2)$ ist S_1 -messbar, als Übergangskern, da $A_2 \in S_2$

ist

$$\begin{aligned} K(w_1, (A_1 \times A_2)_{w_1}) &= \begin{cases} K(w_1, A_2) & \text{für } w_1 \in A_1 \\ K(w_1, \emptyset) = 0 & \text{für } w_1 \notin A_1 \end{cases} \\ &= 1_{A_1}(w_1) \cdot K(w_1, A_2) \end{aligned}$$

S_1 -messbar.

ii) Aus $A \in D$ folgt $A^C \in D$: Wegen

$$A^C|_{w_1} = g_{w_1}^{-1}(A^C) = (g_{w_1}^{-1}(A))^C = (A|_{w_1})^C$$

ist

$$K(w_1, A^C|_{w_1}) = K(w_1, (A_{w_1})^C) \stackrel{\text{W.Ma\ss}}{=} 1 - \underbrace{K(w_1, A_{w_1})}_{S_1\text{-messbar}}$$

S_1 -messbar.

iii) Aus $A_i \in D$ folgt $\sum_{i=1}^{\infty} A_i \in D$: Wegen

$$\sum_{i=1}^{\infty} A_i|_{w_1} = \sum_{i=1}^{\infty} g_{w_1}^{-1}(A_i) = g_{w_1}^{-1}\left(\sum_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \left(\sum_{i=1}^{\infty} A_i\right)\Big|_{w_1}$$

ist

$$\begin{aligned} K\left(w_1, \left(\sum_{i=1}^{\infty} A_i\right)\Big|_{w_1}\right) &= K\left(w_1, \sum_{i=1}^{\infty} A_i|_{w_1}\right) \\ &\stackrel{\text{W.Ma\ss}}{=} \sum_{i=1}^{\infty} \underbrace{K(w_1, A_i|_{w_1})}_{\geq 0, S_1\text{-messbar}} \end{aligned}$$

als monotoner Grenzwert der S_1 -messbaren Funktionen $\sum_{i=1}^n K(w_1, A_i|_{w_1})$ S_1 -messbar.

Da

$$\{A_1 \times A_2 : A_i \in S_i\}$$

ein durchschnittsstabiles Erzeugendensystem von $S_1 \otimes S_2$ ist, gilt

$$\begin{array}{lcl} S_1 \otimes S_2 & \stackrel{\text{Definition}}{=} & S(\{A_1 \times A_2 : A_i \in S_i\}) \\ A_1 \times A_2 \text{ durchschnittsstabil} & \stackrel{\text{Definition}}{=} & D(\{A_1 \times A_2 : A_i \in S_i\}) \\ & \subset & D \\ & \subset & S_1 \otimes S_2 \end{array}$$

3.) $\int_{W_1} K(w_1, A_{w_1}) P_1(dw_1)$ ist ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf $(W_1 \times W_2, S_1 \otimes S_2)$.

$$\begin{aligned} \int_{W_1} \underbrace{K(w_1, \emptyset)}_{=0} P_1(dw_1) &= 0 \\ \int_{W_1} \underbrace{K(w_1, W_2)}_{=1} P_1(dw_1) &= 1 \\ \int_{W_1} \underbrace{K(w_1, A_{w_1})}_{\geq 0} P_1(dw_1) &\geq 0 \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} &\int_{W_1} K\left(w_1, \left(\sum_{i=1}^{\infty} A_i\right)_{w_1}\right) P_1(dw_1) \\ &= \int_{W_1} K\left(w_1, \sum_{i=1}^{\infty} A_i|_{w_1}\right) P_1(dw_1) \\ &= \int_{W_1} \sum_{i=1}^{\infty} K(w_1, A_i|_{w_1}) P_1(dw_1) \\ &= \sum_{i=1}^{\infty} \int_{W_1} K(w_1, A_i|_{w_1}) P_1(dw_1) \end{aligned}$$

4.) Eindeutigkeit des Maßes. Für das durchschnittsstabile Erzeugendensystem $A_1 \times A_2$ gilt

$$\begin{aligned} \int_{W_1} K(w_1, (A_1 \times A_2)|_{w_1}) P_1(dw_1) &= \int_{A_1} K(w_1, A_2) P_1(dw_1) \\ &= P[A_1 \times A_2] \end{aligned}$$

b) 1.) Sei $f = 1_A$ mit $A \in S_1 \otimes S_2$.

$$\begin{aligned} \int 1_A dP &\stackrel{Def}{=} P[A] \\ &\stackrel{Def}{=} \int_{W_1} K(w_1, A_{w_1}) P_1(dw_1) \\ &\stackrel{Def}{=} \int_{W_1} \left(\int_{W_2} 1_{A_{w_1}} K(w_1, dw_2) \right) P_1(dw_1) \\ &\stackrel{Def}{=} \int_{W_1} \int_{W_2} 1_A(w_1, w_2) K(w_1, dw_2) P_1(dw_1) \end{aligned}$$

2.) Seien $A_i \in S_1 \otimes S_2$. Dann ist

$$\begin{aligned} \int_{W_2} \sum_{i=1}^n c_i 1_{A_i} K(w_1, dw_2) &= \int_{W_2} \sum_{i=1}^n c_i 1_{A_i} K(w_1, dw_2) \\ &= \sum_{i=1}^n c_i K(w_1, A_i|_{w_1}) \end{aligned}$$

S_1 -messbar und mit der Linearität des Integrales und 1.) gilt

$$\begin{aligned} &\int_{W_1} \left(\int_{W_2} \sum_{i=1}^n c_i 1_{A_i}(w_1, w_2) K(w_1, dw_2) \right) P_1(dw_1) \\ &= \sum_{i=1}^n c_i \int_{W_1} \left(\int_{W_2} 1_{A_i}(w_1, w_2) K(w_1, dw_2) \right) P_1(dw_1) \\ &= \sum_{i=1}^n c_i \int_W 1_{A_i} dP = \int_W \sum_{i=1}^n c_i 1_{A_i} dP \end{aligned}$$

3.) $f \geq 0$. Seien $f_n \uparrow f$ mit $f_n \in T$. Da

$$\int_{W_2} f_n K(w_1, dw_2) \uparrow \int_{W_2} f K(w_1, dw_2)$$

ist $\int_{W_2} f K(w_1, dw_2)$ als monotoner Grenzwert S_1 -messbarer Funktionen S_1 -messbar.

Damit ist die rechte Seite definiert. Mit 2.) gilt

$$\begin{aligned} \int_W f dP &\stackrel{\text{monoton } \uparrow}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} \int f_n dP \\ &\stackrel{b)}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{W_1} \int_{W_2} f_n(w_1, w_2) K(w_1, dw_2) P_1(dw_1) \\ &\stackrel{\text{monoton } \uparrow}{=} \int_{W_1} \int_{W_2} f(w_1, w_2) K(w_1, dw_2) P_1(dw_1) \end{aligned}$$

■

Satz 45.6 Sei P_0 ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf (W_0, S_0) und $\forall i \geq 1$ sei K_i ein Übergangskern von $\left(\prod_{j=0}^{i-1} W_j, \otimes_{j=0}^{i-1} S_j\right)$ nach (W_i, S_i) .

Dann existiert ein eindeutiges Maß $P^{(n)}$ auf $\left(\prod_{i=0}^n W_i, \otimes_{i=0}^n S_i\right)$ durch

$$\forall 1 \leq i \leq n : P^{(i)} = P^{(i-1)} \times K_i$$

Für ein $\otimes_{i=0}^n S_i$ -messbares $f \geq 0$ gilt

$$\begin{aligned} & \int f dP^{(n)} \\ &= \int \dots \int f(x_0, \dots, x_n) K_n((x_0, \dots, x_{n-1}, dx_n) \dots K_1(x_0, dw_1) P_0(dx_0) \end{aligned}$$

Beweis. $i = 2$: Das haben wir im letzten Satz gezeigt.

$i - 1 \rightarrow i$: Wegen

$$\begin{aligned} & S(A_1 \times \dots \times A_i : A_j \in S_j) \\ & \subset S\left(A_{i-1} \times A_i : A_{i-1} \in \bigotimes_{j=1}^{i-1} S_j, A_i \in S_i\right) \\ & \stackrel{\text{Definition}}{=} \left(\bigotimes_{j=1}^{i-1} S_j\right) \otimes S_i \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} S(A_1 \times \dots \times A_{i-1} \times W_i : A_j \in S_j) & \subset S(A_1 \times \dots \times A_i : A_j \in S_j) \\ \left(\bigotimes_{j=1}^{i-1} S_j\right) \times W_i & \subset \bigotimes_{j=1}^i S_j \\ \left(\bigotimes_{j=1}^{i-1} S_j\right) \times A_i & \subset \bigotimes_{j=1}^i S_j \\ \left(\bigotimes_{j=1}^{i-1} S_j\right) \otimes S_i & \subset \bigotimes_{j=1}^i S_j \end{aligned}$$

gilt $\exists! P^{(i)} := P^{(i-1)} \times K_i$ auf

$$\left(\prod_{j=0}^i W_j \left(\bigotimes_{j=0}^{i-1} S_j\right) \otimes S_i\right) = \left(\prod_{j=0}^i W_j, \bigotimes_{j=0}^i S_j\right)$$

■

Satz 45.7 Sei P_0 ein Maß auf (W_0, S_0) und für alle $n \in \mathbb{N}$ sei K_n ein Übergangskern von $\left(\prod_{i=0}^{n-1} W_i, \otimes_{i=0}^{n-1} S_i\right)$ nach $\left(\prod_{i=0}^n W_i, \otimes_{i=0}^n S_i\right)$. Dann existiert genau ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf $\left(\prod_{i=0}^\infty W_i, \otimes_{i=0}^\infty S_i\right)$ mit

$$\forall A^{(n)} \in \bigotimes_{i=0}^n S_i : P[A^{(n)} \times W_{n+1} \times \dots] = P^{(n)}[A^{(n)}]$$

Bis zum Zeitpunkt n verhält sich P wie $P^{(n)}$.

Beweis. 1.) Der linke Wert ist unabhängig von n :
Sei $A^{(n)} = A^{(n-1)} \times W_n$ mit $A^{(n-1)} \in \otimes_{i=1}^{n-1} S_i$. Dann gilt

$$\begin{aligned} P^{(n)}[A^{(n)}] &= \int 1_{A^{(n-1)} \times W_n} K_n((x_0, \dots, x_{n-1}), dx_n) \\ &\quad P^{(n-1)}(d(x_0, \dots, x_{n-1})) \\ &= \int 1_{A^{(n-1)}} \left(\int 1_{W_n} K_n((x_0, \dots, x_{n-1}), dx_n) \right) \\ &\quad P^{(n-1)}(d(x_0, \dots, x_{n-1})) \\ &= \int 1_{A^{(n-1)}} \underbrace{K_n((x_0, \dots, x_{n-1}), W_n)}_{=1} P^{(n-1)}(d(x_0, \dots, x_{n-1})) \\ &= P^{(n-1)}[A^{(n-1)}] \end{aligned}$$

Sei $k < n$. Für $A^{(k)} \in \otimes_{i=1}^k S_i \cap \otimes_{i=1}^n S_i$ folgt in $n - k$ Schritten

$$P^{(n)}[A^{(k)} \times W_{k+1} \times \dots \times W_n] = P^k[A^{(k)}]$$

2.) P ist additiv auf dem Ring: $\forall n \in \mathbb{N}$ ist

$$T_n = \bigotimes_{i=0}^n S_i \times W_{n+1} \times \dots$$

eine abzählbare Algebra auf $\prod_{i=0}^{\infty} W_n$ und es gilt

$$T_n \subset T_{n+1}$$

Für $A, B \in \bigcup_{n=1}^{\infty} T_n$ gilt

$$\exists n, m \in \mathbb{N} : A \in T_m, B \in T_n$$

Sei $m \leq n$. Da T_n eine abzählbare Algebra ist, gilt

$$A + B, A \setminus B, A \cap B \in T_n \subset \bigcup_{n=1}^{\infty} T_n$$

Für $A \cap B = \emptyset$ gilt

$$\begin{aligned} P[A + B] &\stackrel{\text{Def}}{=} P^{(n)}[(A \times W_{m+1} \times \dots \times W_n + B) \times W_{n+1} \times \dots] \\ &= P^{(n)}[A \times W_{m+1} \times \dots \times W_n] + P^{(n)}[B] \\ &\stackrel{\text{s.o.}}{=} P^{(m)}[A] + P^{(n)}[B] \\ &= P[A] + P[B] \end{aligned}$$

d.h. P ist additiv auf dem Ring $\bigcup_{n=0}^{\infty} T_n$.

3.) Eindeutigkeit von P : Da $\bigcup_{n=1}^{\infty} T_n$ ein durchschnittsstabiles Erzeugendensystem von $S(\bigcup_{n=1}^{\infty} T_n)$ ist.

4.) Existenz: P lässt sich auf $S(\bigcup_{n=1}^{\infty} T_n)$ fortsetzen, wenn es abzählbar additiv auf dem Ring $\bigcup_{n=1}^{\infty} T_n$ ist.

Da P als Wahrscheinlichkeitsmaß ein endliches Maß ist, zeige die Stetigkeit von oben: Seien $A_n \in \bigcup_{n=1}^{\infty} T_n$ und $A_n \downarrow A$.

$$\text{Aus } A = \emptyset \text{ folgt } \lim_{n \rightarrow \infty} P[A_n] = 0$$

Verneinung ergibt:

$$\text{Aus } \lim_{n \rightarrow \infty} P[A_n] \neq 0 \text{ folgt } A \neq \emptyset$$

Sei also $\lim_{n \rightarrow \infty} P[A_n] > 0$. Da $A_n \in \bigcup_{n=1}^{\infty} T_n$ gilt

$$\forall n \in \mathbb{N} \exists k_n \in \mathbb{N} : A_n \in T_{k_n}$$

d.h.

$$\forall n \in \mathbb{N} : A_n = A^{(k_n)} \times W_{k_n+1} \dots$$

Wähle $k_{n+1} \geq k_n$. Wegen $A^{(k_{n+1})} \subset A^{(k_n)} \times W_{k_n+1} \times \dots \times W_{k_{n+1}}$ gilt

$$\begin{aligned} & \int \dots \int 1_{A^{(k_{n+1})}}(x_0, \dots, x_{k_{n+1}}) K_{k_{n+1}}((x_0, \dots, x_{k_{n+1}-1}), dx_{k_{n+1}}) \\ & \quad \cdot \dots \cdot K_1(x_0, dx_1) \\ & \leq \int \dots \int 1_{A^{(k_n)} \times W_{k_n+1} \times \dots \times W_{k_{n+1}}}(x_0, \dots, x_{k_{n+1}}) \\ & \quad K_{k_{n+1}}((x_0, \dots, x_{k_{n+1}-1}), dx_{k_{n+1}}) \cdot \dots \cdot K_1(x_0, dx_1) \\ & = \int \dots \int 1_{A^{(k_n)}}(x_0, \dots, x_{k_n}) \\ & \quad K_{k_n}((x_0, \dots, x_{k_n-1}), dx_{k_n}) \cdot \dots \cdot K_1(x_0, dx_1) \end{aligned}$$

und

$$\left(\int \dots \int 1_{A^{(k_n)}}(x_0, \dots, x_{k_n}) K_{k_n}((x_0, \dots, x_{k_n-1}), dx_{k_n}) \cdot \dots \cdot K_1(x_0, dx_1) \right)_{k_n}$$

ist monoton fallend, ist in $[0,1]$ und hat daher für alle $x_0 \in W_0$ einen Grenzwert in $[0,1]$. Annahme:

$$\forall x_0 \in W_0 : \quad \lim_{k_n \rightarrow \infty} \int \dots \int 1_{A^{(k_n)}}(x_0, \dots, x_{k_n}) K_{k_n}((x_0, \dots, x_{k_n-1}), dx_{k_n}) \cdot \dots \cdot K_1(x_0, dx_1) = 0$$

Da $|1_{A^{(k_n)}}| \leq 1_W \in L^1$ ist, gilt

$$\begin{aligned}
0 &< \lim_{n \rightarrow \infty} P[A_n] \\
&= \lim_{k_n \rightarrow \infty} P^{(k_n)}[A^{(k_n)}] \\
&= \lim_{k_n \rightarrow \infty} \int_{W_0} \dots \int_{W_{k_n}} 1_{A^{(k_n)}}(x_0, \dots, x_{k_n}) \\
&\quad K_{k_n}((x_0, \dots, x_{k_n-1}), dx_{k_n}) \cdot \dots \cdot K_1(x_0, dx_1) P_0(dx_0) \\
|1_{A^{(k_n)}}| \leq 1_W \in L^1 &= \int_{W_0} \lim_{k_n \rightarrow \infty} \int_{W_1} \dots \int_{W_{k_n}} 1_{A^{(k_n)}}(x_0, \dots, x_{k_n}) \\
&\quad K_{k_n}((x_0, \dots, x_{k_n-1}), dx_{k_n}) \cdot \dots \cdot K_1(x_0, dx_1) P_0(dx_0) \\
&= \int_{W_0} 0 dP_0 = 0
\end{aligned}$$

ein Widerspruch, d.h.

$$\begin{aligned}
\exists \bar{x}_0 \in W_0 : \lim_{k_n \rightarrow \infty} \int \dots \int 1_{A^{(k_n)}}(x_0, \dots, x_{k_n}) \\
K_{k_n}((x_0, \dots, x_{k_n-1}), dx_{k_n}) \cdot \dots \cdot K_1(x_0, dx_1) > 0
\end{aligned}$$

Halte \bar{x}_0 fest.

$k \rightarrow k+1$: Wegen $A^{(k_{n+1})} \subset A^{(k_n)} \times W_{k_{n+1}} \times \dots \times W_{k_{n+1}}$ gilt

$$\begin{aligned}
&\int_{W_{k+2}} \dots \int_{W_{k_{n+1}}} 1_{A^{(k_{n+1})}}(\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}, \dots, x_{k_{n+1}}) \\
&\quad K_{k_{n+1}}((\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}, \dots, x_{k_{n+1}-1}), dx_{k_{n+1}}) \cdot \dots \cdot \\
&\quad K_{k+2}((\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}), dx_{k+2}) \\
\leq &\int_{W_{k+2}} \dots \int_{W_{k_{n+1}}} 1_{A^{(k_n)} \times W_{k_{n+1}} \times \dots \times W_{k_{n+1}}}(\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}, \dots, x_{k_{n+1}}) \\
&\quad K_{k_{n+1}}((\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}, \dots, x_{k_{n+1}-1}), dx_{k_{n+1}}) \cdot \dots \cdot \\
&\quad K_{k+2}((\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}), dx_{k+2}) \\
= &\int_{W_{k+2}} \dots \int_{W_{k_n}} 1_{A^{(k_n)}}(\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}, \dots, x_{k_n}) \\
&\quad K_{k_n}((\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}, \dots, x_{k_n-1}), dx_{k_n}) \\
&\quad \cdot \dots \cdot K_{k+2}((\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}), dx_{k+2})
\end{aligned}$$

und

$$\left(\int_{W_{k+2}} \dots \int_{W_{k_n}} 1_{A^{(k_n)}}(\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}, \dots, x_{k_n}) \right. \\ \left. K_{k_n}((\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}, \dots, x_{k_n-1}), dx_{k_n}) \right. \\ \left. \dots \cdot K_{k+2}((\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}), dx_{k+2}) \right)_{k_n}$$

ist monoton fallend in k_n , ist in $[0, 1]$ und hat daher für alle $x_{k+1} \in W_{k+1}$ einen Grenzwert in $[0, 1]$.

Annahme:

$$\forall x_{k+1} \in W_{k+1} : \lim_{k_n \rightarrow \infty} \int_{W_{k+2}} \dots \int_{W_{k_n}} 1_{A^{(k_n)}}(\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}, \dots, x_{k_n}) \\ K_{k_n}((\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}, \dots, x_{k_n-1}), dx_{k_n}) \cdot \dots \cdot \\ K_{k+2}((\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}), dx_{k+2}) = 0$$

Da $|1_{A^{(k_n)}}| \leq 1_W \in L^1$ ist, folgt dann

$$0 = \int_{W_{k+1}} 0 dK_{k+1} \\ = \int_{W_{k+1}} \lim_{k_n \rightarrow \infty} \int_{W_{k+2}} \dots \int_{W_{k_n}} \\ 1_{A^{(k_n)}}(\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}, \dots, x_{k_n}) \\ K_{k_n}((\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}, \dots, x_{k_n-1}), dx_{k_n}) \cdot \dots \cdot \\ K_{k+1}((\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k), dx_{k+1}) \\ |1_{A^{(k_n)}}| \stackrel{\leq 1_W \in L^1}{=} \lim_{k_n \rightarrow \infty} \int_{W_{k+1}} \dots \int_{W_{k_n}} 1_{A^{(k_n)}}(\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}, \dots, x_{k_n}) \\ K_{k_n}((\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}, \dots, x_{k_n-1}), dx_{k_n}) \cdot \dots \cdot \\ K_{k+1}((\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k), dx_{k+1}) \\ \text{Vor für } k > 0$$

ein Widerspruch, d.h. $\forall k \geq 0 \exists \bar{x}_k \in W_k :$

$$\lim_{k_n \rightarrow \infty} \int_{W_{k+1}} \dots \int_{W_{k_n}} 1_{A^{(k_n)}}(\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}, \dots, x_{k_n}) \\ K_{k_n}((\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k, x_{k+1}, \dots, x_{k_n-1}), dx_{k_n}) \\ \dots \cdot K_{k+1}((\bar{x}_0, \dots, \bar{x}_k), dx_{k+1}) > 0$$

Es folgt

$$\begin{aligned} \forall k_n \geq 0 : (\bar{x}_0, \bar{x}_1, \dots) &\in A^{(k_n)} \\ (\bar{x}_0, \bar{x}_1, \dots) &\in \bigcap_{k_n=1}^{\infty} A^{(k_n)} = \bigcap_{n=1}^{\infty} A_n \\ \emptyset &\neq \bigcap_{n=1}^{\infty} A_n \end{aligned}$$

■

Satz 45.8 Für

$$X_i : (W_1 \times W_2, S_1 \otimes S_2) \rightarrow W_i, (w_1, w_2) \mapsto w_i$$

gilt

$$\begin{aligned} P_1[\cdot] &= P_1 \times K[X_1^{-1}(\cdot)] \\ P[X_2^{-1}(\cdot)] &= \int K(w_1, \cdot) P_1(dw_1) \end{aligned}$$

Beweis. $\forall A_1 \in S_1$ gilt

$$\begin{aligned} P[X_1^{-1}(A_1)] &= P[A_1 \times W_2] \\ &= \int_{A_1} \underbrace{K(w_1, W_2)}_{=1} P_1(dx) \\ &= P_1[A_1] \end{aligned}$$

und $\forall A_2 \in S_2$ gilt

$$P[X_2^{-1}(A_2)] = P[W_1 \times A_2] = \int K(w_1, A_2) P_1(dw_1)$$

■

Beispiel 45.9 Sei $T : (W_1, S_1) \rightarrow (W_2, S_2)$ und δ_y das Punktmaß in y . Dann ist

$$K(x_1, \cdot) = \delta_{T(x_1)}$$

ein Übergangskern.

Ist das erste System im Zustand x_1 , so soll das zweite System in den Zustand $x_2 = T(x_1)$ übergehen.

Beweis. Mit

$$\begin{aligned}\delta_{T(x_1)}(A) &= \begin{cases} 1 & T(x_1) \in A \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \\ &= \begin{cases} 1 & x_1 \in T^{-1}(A) \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \\ &= \delta_{x_1}(T^{-1}(A))\end{aligned}$$

gilt für beliebige $x_1 \in W_1$

$$\begin{aligned}K(x_1, \emptyset) &= \delta_{x_1}(T^{-1}(\emptyset)) = \delta_{x_1}(\emptyset) = 0 \\ K(x_1, A_2) &= \delta_{x_1}(T^{-1}(A_2)) \geq 0 \\ K(x_1, W_2) &= \delta_{x_1}(T^{-1}(W_2)) = \delta_{x_1}(W_1) = 1 \\ K\left(x_1, \sum_{i=1}^{\infty} A_i\right) &= \delta_{x_1}\left(T^{-1}\left(\sum_{i=1}^{\infty} A_i\right)\right) = \sum_{i=1}^{\infty} \delta_{x_1}(T^{-1}(A_i)) \\ &= \sum_{i=1}^{\infty} K(x_1, A_i)\end{aligned}$$

und $K(x_1, \cdot)$ ist ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf (W_2, S_2) .

Da T messbar ist gilt $T^{-1}(A_2) \in S_1$ und

$$K(x, A_2) = 1_{T^{-1}(A_2)}(x)$$

ist S_1 -messbar. ■

46. Unabhängige $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ und das Produktmaß

Definition 46.1 $X_i : (W, S, P) \rightarrow (V_i, T_i)$ heißen *unabhängig* \iff

$$\forall \text{ endlichen } J \subset I \forall A_i \in T_i : P \left[\bigcap_{i \in J} X_i \in A_i \right] = \prod_{i \in J} P[X_i \in A_i]$$

Satz 46.2 $X_i : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ sind *unabhängig* \iff

$$\forall \text{ endlichen } J \subset I \forall t_i \in \mathbb{R} : P \left[\bigcap_{i \in J} X_i \leq t_i \right] = \prod_{i \in J} P[X_i \leq t_i]$$

Beweis.

$$E = \{(-\infty, t_1] \times \dots \times (-\infty, t_n] : t_i \in \mathbb{R}\}$$

ist ein durchschnittstables Erzeugendensystem von $\mathbb{B}^n = S(E)$ ■

Satz 46.3 Seien $X_i : (W, S, P) \rightarrow (V_i, T_i)$ unabhängig und $f_i : V_i \rightarrow U_i$ messbar.

Dann sind $f_i \circ X_i : (W, S, P) \rightarrow U_i$ unabhängig.

Beweis. Sei $J \subset I$ endlich.

$$\begin{aligned} & P \left[\bigcap_{j \in J} \{f_j \circ X_j \in A_j\} \right] \\ &= P \left[\bigcap_{j \in J} \{X_j \in f_j^{-1}(A_j)\} \right] \\ &= \prod_{j \in J} P[X_j \in f_j^{-1}(A_j)] \\ &= \prod_{j \in J} P[f_j \circ X_j \in A_j] \end{aligned}$$

■

Satz 46.4 Seien $X_i : (W, S, P) \rightarrow V_i$ unabhängig und $J = \bigoplus_{k \in K} J_k$ mit $|J_k| < \infty$. Dann sind $(X_{i_1}, \dots, X_{i_{J_k}})_{k \in K}$ unabhängig.

Beweis. Sei $K_1 \subset K$ endlich.

$$\begin{aligned}
 & P \left[\bigcap_{k \in K_1} (X_{i_1}, \dots, X_{I_k}) \in A_k \right] \\
 = & P \left[\bigcap_{k \in K_1} \bigcap_{j_k \in I_k} \{X_{j_k} \in A_{j_k}\} \right] \\
 \stackrel{\text{unabhängig}}{=} & \prod_{k \in K_1} \prod_{j_k \in I_k} P[X_{j_k} \in A_{j_k}] \\
 \stackrel{\text{unabhängig}}{=} & \prod_{k \in K_1} P[(X_{i_1}, \dots, X_{I_k}) \in A_k]
 \end{aligned}$$

■

Satz 46.5 Seien $\forall n \in \mathbb{N}_0 : (W_n, S_n, P_n)$ gegeben. Mit

$$\forall n \in \mathbb{N} : K_n((x_0, \dots, x_{n-1}), \cdot) = P_n$$

erhalten wir das eindeutige **unendliche Produktmaß** $\prod_{n=0}^{\infty} P_n$ auf $(\prod_{n=0}^{\infty} W_n, \otimes_{n=0}^{\infty} S_n)$ und es gilt

$$P_n[\cdot] = P[X_n^{-1}(\cdot)]$$

$$\forall A_i \in S_i \forall 0 \leq i \leq n : P[A_0 \times \dots \times A_n \times W_{n+1} \times \dots] = \prod_{k=0}^n P_k[A_k]$$

$$X_n : \prod_{n=0}^{\infty} W_n \rightarrow W_n, (w_1, \dots) \mapsto w_n \text{ sind unabhängig bzgl. } \prod_{n=0}^{\infty} P_n$$

Seien $X_i : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ unabhängig, $g_i : (\mathbb{R}, \mathbb{B}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit $g_i \geq 0$. Dann gilt

$$\int_W \prod_{i=1}^n (g_i \circ X_i) dP = \prod_{i=1}^n \int_W g_i \circ X_i dP$$

Für $g_i : (\mathbb{R}, \mathbb{B}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ gilt

$$\int_W \left| \prod_{i=1}^n g_i \circ X_i \right| dP < \infty \Rightarrow \int_W \prod_{i=1}^n (g_i \circ X_i) dP = \prod_{i=1}^n \int_W (g_i \circ X_i) dP$$

Beweis. a) Wegen

$$\begin{aligned}
 \forall (x_0, \dots, x_{n-1}) : & K_n((x_0, \dots, x_{n-1}), \cdot) \\
 & = P_n[\cdot] \text{ ist ein Wahrscheinlichkeitsmaß} \\
 \forall A_n \in S_n : & K_n((x_0, \dots, x_{n-1}), A_n) \\
 & = P_n[A_n] \\
 & = \text{konstant ist } (\otimes_{i=0}^{n-1} S_i, \otimes_{i=0}^n S_i)\text{-messbar}
 \end{aligned}$$

ist K_n ein Übergangskern und es existiert das eindeutige P auf

$$\left(\prod_{n=0}^{\infty} W_n, \otimes_{n=0}^{\infty} S_n \right)$$

b) Wegen

$$(W_0 \times \dots \times W_{n-1} \times A_n)|_{x_n} = A_n$$

gilt

$$\begin{aligned} & P[X_n^{-1}(A_n)] \\ &= P[W_0 \times \dots \times W_{n-1} \times A_n \times W_{n+1} \times \dots] \\ &= P^{(n)}[W_0 \times \dots \times W_{n-1} \times A_n] \\ &= \int_{W_0} \dots \int_{W_{n-1}} 1_{W_0 \times \dots \times W_{n-1}} \underbrace{\int_{W_n} 1_{A_n} K_n(dx_n)}_{=P_n[A_n]} \\ & \quad K_{n-1}(dx_{n-1}) \dots P_0(dx_0) \\ &= P_n[A_n] \end{aligned}$$

c) $n = 0$: Für $A_0 \in S_0$ gilt

$$P[A_0 \times W_1 \times \dots] = P^{(0)}[A_0]$$

$n - 1 \rightarrow n$: Sei $n \in \mathbb{N}$ und $A_i \in S_i$

$$\begin{aligned} & P[A_0 \times \dots \times A_n \times W_{n+1} \dots] \\ &= P^{(n)}[A_0 \times \dots \times A_n] \\ &= \int_{W_0} \dots \int_{W_{n-1}} 1_{A_0 \times \dots \times A_{n-1}} \underbrace{\int_{W_n} 1_{A_n} K_n(x_0, \dots, x_{n-1}, dx_n)}_{=P_n[A_n]} \\ & \quad K_{n-1} \dots P_0(dx_0) \\ &= P_n[A_n] \cdot \int_{W_0} \dots \int_{W_{n-1}} 1_{A_0 \times \dots \times A_{n-1}} \\ & \quad K_{n-1}(x_0, \dots, x_{n-2}, dx_{n-1}) \dots P_0(dx_0) \\ &= P_n[A_n] \cdot P^{(n-1)}[A_0 \times \dots \times A_{n-1}] \\ &\stackrel{\text{Fall } n-1}{=} P_n[A_n] \prod_{k=0}^{n-1} P_k[A_k] = \prod_{k=0}^n P_k[A_k] \end{aligned}$$

d) Seien $i_1, \dots, i_n \in \mathbb{N}$ mit $i_j < i_{j+1}$ und $A_{i_j} \in S_{i_j}$. Setze

$$B_i := \begin{cases} A_{i_k} & \text{für } i \in \{i_1, \dots, i_n\} \\ W_i & \text{für } i \notin \{i_1, \dots, i_n\} \end{cases}$$

Dann gilt

$$\begin{aligned}
 P [X_{i_j} \in A_{i_j}] &= P [W_1 \times \dots \times W_{i_j-1} \times A_{i_j} \times W_{i_j+1} \times \dots] \\
 &\stackrel{c)}{=} \left(\prod_{k=1}^{i_j-1} \underbrace{P[W_k]}_{=1} \right) P_{i_j} [A_{i_j}]
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 P \left[\bigcap_{j=1}^n X_{i_j} \in A_{i_j} \right] &= P [B_1 \times \dots \times B_{i_n} \times W_{i_n+1} \dots] \\
 &\stackrel{c)}{=} \prod_{j=1}^{i_n} P_j [B_j] \\
 &\quad \forall i \notin \{i_1, \dots, i_n\}: P_i [W_i]=1 \quad \prod_{j=1}^n P_{i_j} [A_{i_j}] \\
 &\stackrel{\text{s.o.}}{=} \prod_{j=1}^n P [X_{i_j} \in A_{i_j}]
 \end{aligned}$$

e) Durch

$$\forall n \in \mathbb{N}: (W_n, S_n, P_n) = (W, S(X_n), P[X_n^{-1}(\cdot)])$$

erhält man das Produktmaß und es gilt

$$\begin{aligned}
 &\int_W \prod_{i=1}^n g_i \circ X_i(w) dP \\
 &= \int_{W_1} \dots \int_{W_n} \prod_{i=1}^n g_i(x_i) K_n(x_1, \dots, x_{n-1}, dx_n) \dots dP_1 \\
 &= \int_{W_1} \dots \int_{W_{n-1}} \prod_{i=1}^{n-1} g_i(x_i) \left(\int_{W_n} g_n(x_n) dP_n \right) \\
 &\quad K_{n-1}(x_1, \dots, x_{n-2}, dx_{n-1}) \dots dP_1 \\
 &= \left(\int_{W_n} g_n(x_n) dP_n \right) \int_{W_1} \dots \int_{W_{n-1}} \prod_{i=1}^{n-1} g_i(x_i) \\
 &\quad K_{n-1}(x_1, \dots, x_{n-2}, dx_{n-1}) \dots dP_1 \\
 &\stackrel{\text{Induktion}}{=} \prod_{i=1}^n \int_{W_i} g(x_i) dP_i \\
 &= \prod_{i=1}^n \int_W g \circ X_i dP
 \end{aligned}$$

■

Satz 46.6 a) Seien $X_i : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ **unabhängig** mit $E[|X_i|] < \infty$.
Dann gilt

$$\begin{aligned} E \left[\prod_{i=1}^n X_i \right] &< \infty \\ E \left[\prod_{i=1}^n X_i \right] &= \prod_{i=1}^n E[X_i] \\ \forall i \neq j : \text{Kov}(X_i, X_j) &= 0 \\ \text{Var} \left[\sum_{i=1}^n X_i \right] &= \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] \end{aligned}$$

b) Seien $X_i : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ **paarweise unabhängig** mit $E[|X_i|] < \infty$.
Dann gilt

$$\begin{aligned} \forall i \neq j : E[|X_i X_j|] &< \infty \\ \forall i \neq j : E[X_i X_j] &= E[X_i] E[X_j] \\ \forall i \neq j : \text{Kov}(X_i, X_j) &= 0 \\ \text{Var} \left[\sum_{i=1}^n X_i \right] &= \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] \end{aligned}$$

Beweis. a)

$$\begin{aligned} E \left[\prod_{i=1}^n X_i \right] &= \int_W \prod_{i=1}^n |X_i(w)| dP \\ &= \prod_{i=1}^n \int_W |X_i| dP \\ &= \prod_{i=1}^n E[|X_i|] < \infty \\ E \left[\prod_{i=1}^n X_i \right] &= \int_W \prod_{i=1}^n X_i(w) dP \\ &= \prod_{i=1}^n \int_W X_i dP \\ &= \prod_{i=1}^n E[X_i] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
Kov[X_i, X_j] &= E[X_i X_j] - E[X_i]E[X_j] = 0 \\
Var \left[\sum_{i=1}^n X_i \right] &= \sum_{i=1}^n Var[X_i] + \sum_{i \neq j} Kov[X_i, X_j] \\
&= \sum_{i=1}^n Var[X_i]
\end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned}
E[|X_i X_j|] &= \int_W |X_i(w) X_j(w)| dP \\
&= \left(\int_W |X_i(w)| dP \right) \cdot \left(\int_W |X_j(w)| dP \right) \\
&= E[|X_i|] E[|X_j|] < \infty \\
E[X_i X_j] &= \int_W X_i(w) X_j(w) dP \\
&= \left(\int_W X_i(w) dP \right) \cdot \left(\int_W X_j(w) dP \right) \\
&= E[X_i] E[X_j]
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
Kov[X_i, X_j] &= E[X_i X_j] - E[X_i]E[X_j] = 0 \\
Var \left[\sum_{i=1}^n X_i \right] &= \sum_{i=1}^n Var[X_i] + \sum_{i \neq j} Kov[X_i, X_j] \\
&= \sum_{i=1}^n Var[X_i]
\end{aligned}$$

■

47. Maße mit Dichten

Definition 47.1 Eine Funktion $f : (\mathbb{R}, \mathbb{B}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit $f \geq 0$ und

$$\int_{\mathbb{R}} f(x) dx = 1$$

heißt **Wahrscheinlichkeitsdichte**. Man erhält ein Wahrscheinlichkeitsmaß durch

$$P(A) = \int_A f(x) dx$$

Beweis.

$$P[A] = \int 1_A f(x) dx \geq 0$$

$$P[\emptyset] = \int 1_{\emptyset} f(x) dx = \int 0 dx = 0$$

$$P[W] = \int 1_W f(x) dx = 1$$

$$\begin{aligned} P\left[\sum_{i=1}^{\infty} A_i\right] &= \int 1_{\sum_{i=1}^{\infty} A_i} f(x) dx \\ &= \int \sum_{i=1}^{\infty} 1_{A_i} f(x) dx \\ &\stackrel{\uparrow}{=} \sum_{i=1}^{\infty} \int 1_{A_i} f(x) dx \end{aligned}$$

■

Satz 47.2

$$\int_{-\infty}^{\infty} \exp \frac{-x^2}{2} dx = \sqrt{2\pi}$$

Beweis. In der Einführung haben wir gezeigt: Mit

$$t : (0, \infty) \times (0, 2\pi) \rightarrow \mathbb{R}^2, (r, a) \mapsto (r \cos a, r \sin a)$$

gilt

$$\int_{\mathbb{R}^2} f dl^2 = \int_{(0, \infty) \times (0, 2\pi)} f(t(r, a)) r dr da$$

und

$$\begin{aligned} \left(\int_{-\infty}^{\infty} \exp \frac{-x^2}{2} dx \right)^2 &= \int_{\mathbb{R}} \exp \frac{-x^2}{2} dx \int_{\mathbb{R}} \exp \frac{-y^2}{2} dy \\ &= \int_{\mathbb{R}^2} \exp \frac{-x^2}{2} \exp \frac{-y^2}{2} dl^2 \\ &= \int_{\mathbb{R}^2} \exp \frac{-(x^2 + y^2)}{2} dl^2 \\ &= \int_{(0, \infty) \times (0, 2\pi)} \exp \left(\frac{-r^2(\cos^2 a + \sin^2 a)}{2} \right) r dr da \\ &= \int_{(0, 2\pi)} da \int_{(0, \infty)} \exp \left(\frac{-r^2}{2} \right) r dr \\ &= 2\pi \cdot \left(\lim_{r \rightarrow \infty} -\exp \frac{-r^2}{2} + \exp \frac{-0^2}{2} \right) \\ &= 2\pi \end{aligned}$$

■

Beispiel 47.3 1.) Die **Gleichverteilung** auf $[a, b]$ hat die Dichte

$$f(x) = \frac{1}{b-a} 1_{[a, b]}(x)$$

2.) Die **Normalverteilung** $N(a, s^2)$ hat die Dichte

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} \exp \left(-\frac{(x-a)^2}{2s^2} \right)$$

3.) Die Dichte der **Exponentialverteilung** für $a \in (0, \infty)$ ist

$$f(x) = a \cdot \exp(-ax) \cdot 1_{[0, \infty)}(x)$$

Beweis. 1.)

$$\int_{\mathbb{R}} \frac{1}{b-a} 1_{[a, b]}(x) dx = \frac{1}{b-a} \int_a^b dx = \frac{b-a}{b-a} = 1$$

2.) Mit

$$\begin{aligned} y &= \frac{x-a}{s} \\ x &= sy + a \\ dx &= s dy \end{aligned}$$

gilt

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

3.)

$$\int_{-\infty}^{\infty} a \cdot e^{-ax} \cdot 1_{[0,\infty)}(x) dx = \lim_{x \rightarrow \infty} -e^{-ax} + e^{-0x} = 1$$

■

48. $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit Dichten

Definition 48.1 $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ hat die Dichte f

$$\iff \forall x \in \mathbb{R} : P[X^{-1}(-\infty, x]] = \int_{-\infty}^x f(t) dt$$

$$\iff \forall A \in \mathbb{B} : P[X^{-1}(A)] = \int_A f(t) dt$$

Beweis. Die beiden Maße sind auf dem durchschnittsstabilen Erzeugendensystem

$$\{(-\infty, x] : x \in \mathbb{R}\}$$

gleich. ■

Satz 48.2 Sei $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit der Dichte f und $g : (\mathbb{R}, \mathbb{B}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$. Für

$$\int |g \circ X| dP = \int_{-\infty}^{\infty} |g(t)| f(t) dt < \infty$$

gilt

$$E[g \circ X] = \int g \circ X dP = \int_{-\infty}^{\infty} g(t) f(t) dt$$

Beweis. Sei $A \in \mathbb{B}$. Dann gilt mit der Rechenregel für die Integration im (Ur-)Bildraum

$$\begin{aligned} \int 1_A \circ X dP &= \int 1_A dP[X^{-1}(\cdot)] \\ &= P[X^{-1}(A)] \\ &\stackrel{\text{Definition von } f}{=} \int 1_A(t) f(t) dt \end{aligned}$$

Sei $\sum_{i=1}^n a_i 1_{A_i} \in T$. Dann gilt

$$\begin{aligned} \int \sum_{i=1}^n a_i 1_{A_i} \circ X dP &= \sum_{i=1}^n a_i \int 1_{A_i} \circ X dP \\ &= \sum_{i=1}^n a_i \int 1_{A_i}(t) f(t) dt \\ &= \int \sum_{i=1}^n a_i 1_{A_i}(t) f(t) dt \end{aligned}$$

Sei $g \geq 0$ messbar und $g_n \in T$ mit $g_n \uparrow g$. Dann gilt

$$\begin{aligned}
 \int g \circ X dP &= \int \lim_{n \rightarrow \infty} g_n \circ X dP \\
 &= \lim_{n \rightarrow \infty} \int g_n \circ X dP \\
 &= \lim_{n \rightarrow \infty} \int g_n(t) f(t) dt \\
 &= \int \lim_{n \rightarrow \infty} g_n(t) f(t) dt \\
 &= \int g(t) f(t) dt
 \end{aligned}$$

■

Definition 48.3 Sei $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit Dichte f . Für

$$E[|X|] = \int_{-\infty}^{\infty} |t| f(t) dt < \infty$$

gilt

$$\begin{aligned}
 E[X] &= \int_{-\infty}^{\infty} t f(t) dt \\
 Var[X] &= \int_{\mathbb{R}} (t - E[X])^2 f(t) dt
 \end{aligned}$$

Beispiel 48.4 (Erwartungswerte und Varianzen)

	Dichte	$E[X]$	$Var[X]$
Gleichverteilung	$\frac{1}{b-a} 1_{[a,b]}(x)$	$\frac{a+b}{2}$	$\frac{(b-a)^2}{12}$
$N(a, s^2)$	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}s} \exp\left(-\frac{(x-a)^2}{2s^2}\right)$	a	s^2
Exponentialverteilung	$a \cdot \exp(-ax) \cdot 1_{[0,\infty)}(x)$	$\frac{1}{a}$	$\frac{1}{a^2}$

Beweis. a)

$$\begin{aligned}
 E[X] &= \int_{\mathbb{R}} x f(x) dx = \int_a^b x \frac{1}{b-a} dx \\
 &= \frac{1}{2} \frac{b^2 - a^2}{b-a} = \frac{a+b}{2} \\
 E[X^2] &= \int_a^b \frac{x^2}{b-a} dx = \frac{b^3 - a^3}{3(b-a)} = \frac{b^2 + ab + a^2}{3} \\
 Var[X] &= \frac{1}{12} (4b^2 + 4ab + 4a^2 - 3a^2 - 6ab - 3b^2) \\
 &= \frac{b^2 - 2ab + a^2}{12} \\
 &= \frac{(a-b)^2}{12}
 \end{aligned}$$

b) Mit

$$\begin{aligned}
 u &= (x-a)/s \\
 x &= su + a \\
 dx &= s du
 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
 E[X] &= \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} \exp\left(-\frac{(x-a)^2}{s^2}\right) dx \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} \int_{-\infty}^{\infty} (su+a) e^{-u^2/2} s du \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \left(\lim_{u \rightarrow \infty} -e^{-u^2/2} s - \lim_{u \rightarrow -\infty} -e^{-u^2/2} s + a \int_{-\infty}^{\infty} e^{-u^2/2} du \right) \\
 &= a
 \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}
 Var[X] &= E[(X-a)^2] \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} \int_{-\infty}^{\infty} (X-a)^2 \exp\left(-\frac{(X-a)^2}{2s^2}\right) dx \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} \int_{-\infty}^{\infty} s^2 u^2 e^{-u^2/2} s du \\
 &= \frac{s^2}{\sqrt{2\pi}} \left(\lim_{u \rightarrow \infty} -ue^{-u^2/2} - \lim_{u \rightarrow -\infty} -ue^{-u^2/2} - \int_{-\infty}^{\infty} (-e^{-u^2/2}) du \right) \\
 &= s^2
 \end{aligned}$$

c)

$$\begin{aligned}
 E[X] &= \int_{-\infty}^{\infty} x 1_{[0, \infty)}(x) a e^{-ax} dx \\
 &= \lim_{x \rightarrow \infty} -x e^{-ax} - 0 - \int_0^{\infty} -e^{-ax} dx \\
 &= \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{1}{a} e^{-ax} - \frac{1}{a} e^{-a \cdot 0} = \frac{1}{a} \\
 E[X^2] &= \int_0^{\infty} x^2 a e^{-ax} dx \\
 &= -x^2 e^{-ax} \Big|_0^{\infty} - \int_0^{\infty} -2x e^{-ax} dx \\
 &= 2 \int_0^{\infty} x e^{-ax} dx = \frac{2}{a} E[X] \\
 \text{Var}[X] &= \frac{2}{a^2} - \frac{1}{a^2} = \frac{1}{a^2}
 \end{aligned}$$

■

Beispiel 48.5 Sei $P[X^{-1}(\cdot)] = N(a, s^2)$ und $c \neq 0$. Dann gilt

$$\begin{aligned}
 P[(X - b)^{-1}(\cdot)] &= N(a - b, s^2) \\
 P[(cX)^{-1}(\cdot)] &= N(ca, c^2 s^2)
 \end{aligned}$$

Beweis. a) Sei $P[Y^{-1}(\cdot)] = N(a - b, s^2)$

$$\begin{aligned}
 P[X - b \leq t] &= P[X \leq t + b] \\
 &= \int_{-\infty}^{t+b} \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} \exp\left(-\frac{(x-a)^2}{2s^2}\right) dx \\
 &\stackrel{u=x-b}{=} \int_{-\infty}^t \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} \exp\left(-\frac{(u+b-a)^2}{2s^2}\right) du \\
 &= P[Y \leq t]
 \end{aligned}$$

b) Sei $P[Y^{-1}(\cdot)] = N(ca, c^2s^2)$ und $c > 0$.

$$\begin{aligned}
 P[cX \leq t] &= P\left[X \leq \frac{t}{c}\right] \\
 &= \int_{-\infty}^{\frac{t}{c}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} \exp\left(-\frac{(x-a)^2}{2s^2}\right) dx \\
 &\stackrel{u=cx}{=} \int_{-\infty}^t \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} \exp\left(-\frac{\left(\frac{u}{c}-a\right)^2}{2s^2}\right) \frac{1}{c} du \\
 &= \int_{-\infty}^t \frac{1}{\sqrt{2\pi}cs} \exp\left(-\frac{(u-ca)^2}{2c^2s^2}\right) du \\
 &= P[Y \leq t]
 \end{aligned}$$

und für $c < 0$

$$\begin{aligned}
 P[cX \leq t] &= P\left[X \geq \frac{t}{c}\right] \\
 &= \int_{\frac{t}{c}}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} \exp\left(-\frac{(x-a)^2}{2s^2}\right) dx \\
 &\stackrel{u=cx}{=} \int_{-\infty}^t \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} \exp\left(-\frac{\left(\frac{u}{c}-a\right)^2}{2s^2}\right) \frac{1}{c} du \\
 &= \int_{-\infty}^t \frac{1}{\sqrt{2\pi}cs} \exp\left(-\frac{(u-ca)^2}{2c^2s^2}\right) du \\
 &= P[Y \leq t]
 \end{aligned}$$

■

Definition 48.6 a) Ein integrierbares $f : (\mathbb{R}^n, \mathbb{B}^n) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit $f \geq 0$ heißt ***n*-dimensionale Wahrscheinlichkeitsdichte** \iff

$$\begin{aligned}
 \int_{\mathbb{R}^n} f(x) dx &= \int_{\mathbb{R}} \dots \int_{\mathbb{R}} f(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n \\
 &= 1
 \end{aligned}$$

b) X_1, \dots, X_n haben die ***gemeinsame n*-dimensionale Dichte f** \iff

$$\begin{aligned}
 \forall t_1, \dots, t_n : & P[X_1 \leq t_1, \dots, X_n \leq t_n] \\
 &= \int_{(-\infty, t_1] \times \dots \times (-\infty, t_n]} f(x) dx \\
 &= \int_{-\infty}^{t_n} \dots \int_{-\infty}^{t_1} f(x_1, \dots, x_n) dx_1 \dots dx_n
 \end{aligned}$$

Satz 48.7 $X_1, \dots, X_n : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ haben die gemeinsame n -dimensionale Dichte $f \iff$

$$\forall A \in \mathbb{B}^n : P[(X_1, \dots, X_n) \in A] = \int_A f(x) dx$$

Beweis. P ist festgelegt durch das durchschnittsstable Erzeugendensystem

$$E = \{(-\infty, t_1] \times \dots \times (-\infty, t_n] : t_i \in \mathbb{R}\}$$

von $\mathbb{B}^n = S(E)$. ■

Satz 48.8 Seien $X_1, \dots, X_n : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit Dichten f_i . X_1, \dots, X_n sind unabhängig \iff Es gibt eine gemeinsame Dichte f und diese hat die Form

$$f(x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^n f_i(x_i)$$

Beweis. " \Rightarrow ":

$$\begin{aligned} & P[X_1 \leq t_1, \dots, X_n \leq t_n] \\ &= \prod_{i=1}^n P[X_i \leq t_i] \\ &= \prod_{i=1}^n \int_{-\infty}^{t_i} f_i(x_i) dx_i \\ &= \int_{(-\infty, t_1] \times \dots \times (-\infty, t_n]} \prod_{i=1}^n f_i(x_i) dx_1 \dots dx_n \end{aligned}$$

Somit ist $\prod_{i=1}^n f_i(x_i)$ die gemeinsame Dichte.
" \Leftarrow ":

$$\begin{aligned} & P[X_1 \leq t_1, \dots, X_n \leq t_n] \\ &= \int_{(-\infty, t_1] \times \dots \times (-\infty, t_n]} \prod_{i=1}^n f_i(x_i) dx_1 \dots dx_n \\ &= \prod_{i=1}^n \int_{-\infty}^{t_i} f_i(x_i) dx_i \\ &= \prod_{i=1}^n P[X_i \leq t_i] \end{aligned}$$

■

49. Faltung

Definition 49.1 Seien $f, g \in L^1$ mit $f \geq 0$ und $g \geq 0$. Setze

$$f * g : \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty), z \mapsto \int_{\mathbb{R}} f(x)g(z-x)dx$$

Satz 49.2 Seien $X, Y : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ **unabhängig** mit Dichten f, g . Dann hat $X + Y$ die Dichte $f * g$

Beweis. Da X, Y unabhängig sind, haben sie die gemeinsame Dichte $f(x)g(y)$. Da $f, g \geq 0$ sind die Integrale vertauschbar und mit

$$\begin{aligned} y &= z - x \\ dz &= dy \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} P[X + Y \leq t] &= P[Y \leq t - X] \\ &= \int_{y \leq t-x} f(x)g(y)dx dy \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \int_{-\infty}^{t-x} g(y)dy dx \\ &\stackrel{z=y+x}{=} \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \int_{-\infty}^t g(z-x)dz dx \\ &= \int_{-\infty}^t \left(\int_{\mathbb{R}} f(x)g(z-x)dx \right) dz \\ &= \int_{-\infty}^t (f * g)(z)dz \end{aligned}$$

■

Satz 49.3 Seien X_1, \dots, X_n unabhängig und $P[X_i^{-1}(\cdot)] = N(a_i, s_i^2)$. Dann gilt

$$P \left[\left(\sum_{i=1}^n X_i \right)^{-1} (\cdot) \right] = N \left(\sum_{i=1}^n a_i, \sum_{i=1}^n s_i^2 \right)$$

Beweis. Sei $Y_i = X_i - a_i$. Wir haben schon gezeigt: $P[Y_i^{-1}(\cdot)] = N(0, s_i^2)$ und Y_1, \dots, Y_n sind unabhängig.

$n = 2$: Mit

$$z = y \frac{\sqrt{s_1^2 + s_2^2}}{s_1 s_2} - x \frac{s_2}{s_1 \sqrt{s_1^2 + s_2^2}}$$

$$dz = dy \frac{\sqrt{s_1^2 + s_2^2}}{s_1 s_2}$$

$$dy = \frac{s_1 s_2}{\sqrt{s_1^2 + s_2^2}}$$

gilt

$$z^2 + \frac{x^2}{s_1^2 + s_2^2}$$

$$= \left(y \frac{\sqrt{s_1^2 + s_2^2}}{s_1 s_2} - x \frac{s_2}{s_1 \sqrt{s_1^2 + s_2^2}} \right)^2 + \frac{x^2}{s_1^2 + s_2^2}$$

$$= y^2 \frac{s_1^2 + s_2^2}{s_1^2 s_2^2} - 2xy \frac{1}{s_1^2} + x^2 \frac{s_2^2}{s_1^2 (s_1^2 + s_2^2)} + \frac{x^2}{s_1^2 + s_2^2}$$

$$= \frac{x^2}{s_1^2} - \frac{2xy}{s_1^2} + \frac{y^2}{s_1^2} + \frac{y^2}{s_2^2}$$

$$= \frac{(x - y)^2}{s_1^2} + \frac{y^2}{s_2^2}$$

und

$$f * g(x) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi s_1}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(x - y)^2}{s_1^2}\right) \frac{1}{\sqrt{2\pi s_2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{y^2}{s_2^2}\right) dy$$

$$= \frac{1}{2\pi s_1 s_2} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2} \left(\frac{(x - y)^2}{s_1^2} + \frac{y^2}{s_2^2}\right)\right) dy$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi(s_1^2 + s_2^2)}} \exp\left(\frac{-x^2}{2(s_1^2 + s_2^2)}\right) \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2} dz}_{=1}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2\pi(s_1^2 + s_2^2)}} \exp\left(\frac{-x^2}{2(s_1^2 + s_2^2)}\right)$$

Daher gilt

$$P[(Y_1 + Y_2)^{-1}(\cdot)] = N(0, s_1^2 + s_2^2)$$

$$X_1 + X_2 = Y_1 + Y_2 + a_1 + a_2$$

$$P[(X_1 + X_2)^{-1}(\cdot)] = N(a_1 + a_2, s_1^2 + s_2^2)$$

$n \rightarrow n + 1$:

$$P \left[\left(\sum_{i=1}^n X_i \right)^{-1} (\cdot) \right] = N \left(\sum_{i=1}^n a_i, \sum_{i=1}^n s_i^2 \right)$$

und $\sum_{i=1}^n X_i$ und X_{n+1} sind unabhängig. Damit gilt

$$P \left[\left(\sum_{i=1}^{n+1} X_i \right)^{-1} (\cdot) \right] = N \left(\sum_{i=1}^{n+1} a_i, \sum_{i=1}^{n+1} s_i^2 \right)$$

■

50. Die Verteilungsfunktion

Satz 50.1 a) $F : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ heißt **maßdefinierende Funktion** \iff

i) F ist monoton wachsend.

ii) F ist rechtsstetig: $\lim_{x_n \downarrow x} F(x_n) = F(x)$

b) F heißt **Verteilungsfunktion** \iff

Es gilt zusätzlich

$$\begin{aligned}\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) &= 1 \\ \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) &= 0\end{aligned}$$

Satz 50.2 Ist F eine maßdefinierende Funktion, so existiert genau ein Maß m_F auf (\mathbb{R}, \mathbb{B}) mit

$$m_F[(a, b]] = F(b) - F(a)$$

Beweis. Eindeutigkeit: Wegen

$$\begin{aligned}m_F((-n, n]) &= F(n) - F(-n) < \infty \\ \bigcup_{n=1}^{\infty} (-n, n] &= \mathbb{R}\end{aligned}$$

ist m_F abzählbar endlich und auf dem durchschnittsstabilen Erzeugendensystem

$$\{(a, b] : a, b \in \mathbb{R}\} \cup \{\emptyset\}$$

eindeutig.

Existenz: Zeige

$$m_F : F^1 \rightarrow [0, \infty), \sum_{i=1}^n (a_i, b_i] \mapsto \sum_{i=1}^n \max(0, F(b_i) - F(a_i))$$

ist abzählbar additiv.

1.) m_F ist unabhängig von der Darstellung. Sei

$$\begin{aligned}\sum_{i=1}^n (a_i, b_i] &= \sum_{j=1}^m (c_j, d_j] \\ \forall 1 \leq i \leq n-1 : a_i &< a_{i+1} \\ \forall 1 \leq j \leq m-1 : c_j &< c_{j+1}\end{aligned}$$

Seien M_i maximal und N_i minimal mit

$$\forall 1 \leq j \leq M_i \quad \forall N_i + 1 \leq j \leq m : (a_i, b_i] \cap (c_j, d_j] = \emptyset$$

Wegen

$$(c_j, d_j] \cap (c_{j+1}, d_{j+1}] = \emptyset$$

gilt für festes i und $M_i \leq j \leq N_i$

$$\left((a_i, b_i] = \sum_{j=M_i+1}^{N_i} (a_i, b_i] \cap (c_j, d_j] \right) \Rightarrow (d_j = c_{j+1})$$

und somit

$$\begin{aligned} & m_F \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (a_i, b_i] \cap (c_j, d_j] \right] \\ = & m_F \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (\max(a_i, c_j), \min(b_i, d_j)] \right] \\ \stackrel{\text{Def}}{=} & \sum_{i=1}^n \left(\sum_{j=1}^{M_i} 0, \text{ da } (a_i, b_i] \cap (c_j, d_j] = \emptyset \right. \\ & + F(\underbrace{\min(b_i, d_{M_i+1})}_{=d_{M_i+1}}) - F(\underbrace{\max(a_i, c_{M_i+1})}_{=a_i}) \\ & + \sum_{j=M_i+2}^{N_i-1} (F(\underbrace{\min(b_i, d_j)}_{=d_j}) - F(\underbrace{\max(a_i, c_j)}_{=c_j})) \\ & + F(\underbrace{\min(b_i, d_{N_i})}_{=b_i}) - F(\underbrace{\max(a_i, c_{N_i})}_{=c_{N_i}}) \\ & \left. + \sum_{j=N_i+1}^m 0, \text{ da } (a_i, b_i] \cap (c_j, d_j] = \emptyset \right) \\ = & \sum_{i=1}^n \left(F(\underbrace{d_{M_i+1}}_{=c_{M_i+2}}) - F(a_i) + \sum_{j=M_i+2}^{N_i-1} (F(\underbrace{d_j}_{=c_{j+1}})) - F(c_j) \right) \\ & + F(b_i) - F(c_{N_i}) \\ = & \sum_{i=1}^n (F(b_i) - F(a_i)) = m_F \left[\sum_{i=1}^n (a_i, b_i] \right] \end{aligned}$$

Genauso zeigt man

$$\begin{aligned} & m_F \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m (a_i, b_i] \cap (c_j, d_j] \right] \\ &= m_F \left[\sum_{j=1}^m (c_j, d_j] \right] \end{aligned}$$

2.) m_F ist endlich additiv.

$$\begin{aligned} m_F \left[\sum_{i=1}^n (a_i, b_i] \right] &= \sum_{i=1}^n \underbrace{(F(b_i) - F(a_i))}_{\geq 0} \geq 0 \\ m_F[\emptyset] &= m_F[(a_i, a_i)] = 0 \\ m_F \left[\sum_{i=1}^n (a_i, b_i] + \sum_{j=1}^m (c_j, d_j] \right] & \\ &= \sum_{i=1}^n (F(b_i) - F(a_i)) + \sum_{j=1}^m (F(d_j) - F(c_j)) \\ &= m_F \left[\sum_{i=1}^n (a_i, b_i] \right] + m_F \left[\sum_{j=1}^m (c_j, d_j] \right] \end{aligned}$$

3.) m_F ist abzählbar additiv \iff F ist rechtsstetig.

" \Rightarrow ": Sei $x \in \mathbb{R}$ beliebig und $(x_n)_n$ monoton fallend mit $\lim_{n \rightarrow \infty} x_n = x$.

Wegen

$$\begin{aligned} F(x_1) - F(x) &\stackrel{Def}{=} m_F[(x, x_1]] \\ &\stackrel{x_n \downarrow x}{=} m_F \left[\bigcup_{n=1}^{\infty} (x_n, x_1] \right] \\ &\stackrel{(x_n, x_1] \uparrow}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} m_F[(x_n, x_1]] \\ &\stackrel{Def}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} (F(x_1) - F(x_n)) \\ &= F(x_1) - \lim_{n \rightarrow \infty} F(x_n) \\ F(x) &= \lim_{x_n \downarrow x} F(x_n) \end{aligned}$$

ist F rechtsstetig:

" \Leftarrow ": **a)** Sei $(a, b] = \sum_{n=1}^{\infty} (a_n, b_n]$ und $\varepsilon > 0$ beliebig.

” \leq “: Es gilt

$$\begin{aligned} \forall N \in \mathbb{N} : \sum_{n=1}^N m_F[(a_n, b_n)] &= m_F \left[\sum_{n=1}^N (a_n, b_n) \right] \leq m_F \left[\sum_{n=1}^{\infty} (a_n, b_n) \right] \\ \sum_{n=1}^{\infty} m_F[(a_n, b_n)] &\leq m_F \left[\sum_{n=1}^{\infty} (a_n, b_n) \right] \end{aligned}$$

” \geq “: Da F rechtsstetig und monoton steigend ist, gilt

$$\begin{aligned} \exists \delta > 0 : 0 &\leq F(a + \delta) - F(a) \leq \frac{\varepsilon}{2} \\ \forall n \in \mathbb{N} \exists \delta_n > 0 : 0 &\leq F(b_n + \delta_n) - F(b_n) \leq \frac{\varepsilon}{2^{n+1}} \end{aligned}$$

Damit gilt

$$\begin{aligned} m_F[(a, b)] &= F(b) - F(a) \\ &= F(b) - F(a + \delta) + F(a + \delta) - F(a) \\ &\leq m_F[(a + \delta, b)] + \frac{\varepsilon}{2} \\ m_F[(a_n, b_n + \delta_n)] &= F(b_n + \delta_n) - F(a_n) \\ &= F(b_n + \delta_n) - F(b_n) + F(b_n) - F(a_n) \\ &\leq m_F[(a_n, b_n)] + \frac{\varepsilon}{2^{n+1}} \end{aligned}$$

Da $[a + \delta, b]$ kompakt ist, gilt

$$\begin{aligned} (a, b) &= \sum_{n=1}^{\infty} (a_n, b_n) \\ \underbrace{[a + \delta, b]}_{\text{kompakt}} &\subset \bigcup_{n=1}^{\infty} \underbrace{(a_n, b_n + \delta_n)}_{\text{offen}} \\ \exists N \in \mathbb{N} : [a + \delta, b] &\subset \bigcup_{n=1}^N (a_n, b_n + \delta_n) \\ \exists N \in \mathbb{N} : (a + \delta, b] &\subset \bigcup_{n=1}^N (a_n, b_n + \delta_n] \end{aligned}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned}
 m_F[(a, b)] &\leq m_F[(a + \delta, b)] + \frac{\varepsilon}{2} \\
 &\stackrel{(a+\delta, b) \subset \bigcup_{n=1}^N (a_n, b_n + \delta_n)}{\leq} m_F \left[\bigcup_{n=1}^N (a_n, b_n + \delta_n) \right] + \frac{\varepsilon}{2} \\
 &\leq \sum_{n=1}^N m_F [(a_n, b_n + \delta_n)] + \frac{\varepsilon}{2} \\
 &\leq \sum_{n=1}^N m_F [(a_n, b_n)] + \frac{\varepsilon}{2} + \sum_{n=1}^N \frac{\varepsilon}{2^{n+1}} \\
 &\leq \sum_{n=1}^{\infty} m_F [(a_n, b_n)] + \varepsilon
 \end{aligned}$$

Da $\varepsilon > 0$ beliebig ist, gilt

$$\begin{aligned}
 m_F[(a, b)] &\leq \sum_{n=1}^{\infty} m_F [(a_n, b_n)] \\
 m_F \left[\sum_{n=1}^{\infty} (a_n, b_n) \right] &= \sum_{n=1}^{\infty} m_F [(a_n, b_n)]
 \end{aligned}$$

b) Für

$$\sum_{n=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{k_n} (a_{j_n}, b_{j_n}) = \sum_{i=1}^m (a_i, b_i)$$

gilt

$$\begin{aligned}
m_F \left[\sum_{n=1}^{\infty} \sum_{j_n=1}^{k_n} (a_{j_n}, b_{j_n}] \right] &\stackrel{Vor}{=} m_F \left[\sum_{i=1}^m (a_i, b_i] \right] \\
&= \sum_{i=1}^m m_F [(a_i, b_i]] \\
&= \sum_{i=1}^m m_F \left[(a_i, b_i] \cap \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{j_n=1}^{k_n} (a_{j_n}, b_{j_n}] \right] \\
&= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{k_n} m_F \left[\sum_{n=1}^{\infty} (\max(a_i, a_{j_n}), \min(b_i, b_{j_n}]) \right] \\
&\stackrel{a)}{=} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{k_n} \sum_{n=1}^{\infty} m_F [(\max(a_i, a_{j_n}), \min(b_i, b_{j_n}]] \\
&= \sum_{n=1}^{\infty} m_F \left[\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{k_n} (\max(a_i, a_{j_n}), \min(b_i, b_{j_n}]) \right] \\
&= \sum_{n=1}^{\infty} m_F \left[\sum_{j=1}^{k_n} (a_{j_n}, b_{j_n}] \right]
\end{aligned}$$

■

Satz 50.3 Sei P ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf (\mathbb{R}, \mathbb{B}) . Dann heißt

$$F : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1], x \mapsto P[(-\infty, x]]$$

Verteilungsfunktion von P und es gilt

$$m_F = P$$

Beweis. Sei $x_1 < x_2$: Wegen

$$\begin{aligned}
F(x_2) - F(x_1) &= P[(-\infty, x_2]] - P[(-\infty, x_1]] \\
&= P[(x_1, x_2]] \geq 0
\end{aligned}$$

ist F monoton steigend.

Sei $(x_n)_n$ monoton fallend mit $\lim_{n \rightarrow \infty} x_n = x$. Wegen

$$\begin{aligned}
\lim_{n \rightarrow \infty} F(x_n) - F(x) &= \lim_{n \rightarrow \infty} P[(x, x_n]] \\
&\stackrel{x_n \downarrow x}{=} P \left[\bigcap_{n=1}^{\infty} (x, x_n] \right] \\
&= P[\emptyset] = 0
\end{aligned}$$

ist F rechtsstetig. Wegen

$$\begin{aligned}\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) &= P[\mathbb{R}] = 1 \\ \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) &= P[\emptyset] = 0 \\ m_F[(a, b)] &= F(b) - F(a) = P[(a, b)]\end{aligned}$$

und da $(a, b]$ ein durchschnittsstabiles Erzeugendensystem von \mathbb{B} ist, gilt

$$m_F = P$$

■

Satz 50.4 Sei F massdefinierend.

a) Es gilt

$$m_F(\{x\}) = F(x) - \lim_{y \uparrow x} F(y)$$

b) F hat höchstens abzählbar viele Unstetigkeitsstellen.

c) $m_F(\{x\}) = 0 \iff F$ ist stetig in x .

d) Sei W abzählbar und $X : (W, P) \rightarrow \mathbb{R}$. Dann ist F eine Treppenfunktion mit den Intervallen $[x_i, x_{i+1})$ als Stufen und $P[X = x_i]$ als Höhe der Stufen.

Beweis. a) Sei $(x_n)_n$ monoton wachsend mit $\lim_{n \rightarrow \infty} x_n = x$ und $x_n \neq x$.

$$\begin{aligned}m_F(\{x\}) &\stackrel{x_n \uparrow x}{=} m_F\left[\bigcap_{n=1}^{\infty} (x_n, x]\right] \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} m_F[(x_n, x)] \\ &= F(x) - \lim_{x_n \uparrow x} F(x_n)\end{aligned}$$

b) Da F monoton und rechtsstetig ist, existieren nur Unstetigkeitsstellen vom Typ

$$F(x) - \lim_{y \uparrow x} F(y) > 0$$

Wegen $0 \leq F(x) \leq 1$ gibt es höchstens n Sprungstellen der Höhen $h \geq \frac{1}{n}$. Die Menge der Sprungstellen

$$\bigcup_{n=1}^{\infty} \left\{ x \in \mathbb{R} : F(x) - \lim_{y \uparrow x} F(y) > \frac{1}{n} \right\}$$

ist somit abzählbar.

c) Da F rechtsstetig ist, gilt

$$\begin{aligned}F \text{ ist stetig} &\iff F \text{ ist linksstetig} \\ &\iff \lim_{x_n \uparrow x} F(x_n) = F(x) \\ &\stackrel{a)}{\iff} m_F(\{x\}) = 0\end{aligned}$$

d) $P[X = x_i] > 0 \iff F$ macht in x_i einen Sprung der Höhe $P[X = x_i]$.
■

51. Der Zentrale Grenzwertsatz

Satz 51.1 Seien $Y, Y_n : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$.

1.) Gleichwertig sind:

a) Für alle Stellen, an denen $F_Y(x) = P[Y^{-1}(-\infty, x]]$ stetig ist, gilt:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_{Y_n}(x) = F_Y(x)$$

b) Für alle $f \in C_b(\mathbb{R})$ sodaß $\lim_{x \rightarrow \pm\infty} f(x)$ existiert, gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[f \circ Y_n] = E[f \circ Y]$$

2.) Ist F_Y stetig, so ist gleichwertig zu a) und b):

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \|F_{Y_n} - F_Y\|_{\infty} = 0$$

3.) b) \Rightarrow a) folgt auch für eine Folge von C^∞ -Funktionen, die $1_{(-\infty, c]}$ bzw. $1_{(-\infty, c-\delta]}$ nähert.

Beweis. a) \Rightarrow b): Da F_Y monoton steigend ist und

$$\begin{aligned} \lim_{x \rightarrow \infty} F_Y(x) &= 1 \\ \lim_{x \rightarrow -\infty} F_Y(x) &= 0 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} \exists a \in \mathbb{R} : F_Y(a) &< \frac{\varepsilon}{2} \\ \exists b \in \mathbb{R} : F_Y(b) &> 1 - \frac{\varepsilon}{2} \end{aligned}$$

Wähle a, b als Stetigkeitsstellen von F_Y . Das geht, da F_Y nur abzählbar viele Unstetigkeitsstellen hat.

Da die F_{Y_n} monoton steigend sind und wegen

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_{Y_n}(x) = F_Y(x)$$

gilt

$$\exists N \in \mathbb{N} \forall n \geq N : \begin{cases} F_{Y_n}(a) < \varepsilon \\ F_{Y_n}(b) > 1 - \varepsilon \end{cases}$$

Da $f \in C_b(\mathbb{R})$ auf $[a, b]$ gleichmäßig stetig ist gibt es eine Unterteilung

$$a = c_1 < \dots < c_k = b$$

sodaß

$$\forall x \in [c_{i-1}, c_i] : f(c_i) - \varepsilon \leq f(x) \leq f(c_i) + \varepsilon$$

Die c_i seien als Stetigkeitsstellen von F_Y gewählt. Das ist möglich, da F_Y nur abzählbar viele Unstetigkeitsstellen hat.

Da $f \in C_b(\mathbb{R})$ existiert $\|f\|_\infty$ und es gilt $E[|f \circ Y_n|] < \infty$.

Damit ergibt sich

$$\begin{aligned} E[f \circ Y_n] &= E[\underbrace{f \circ Y_n}_{\leq \|f\|_\infty} \mathbf{1}_{\{Y_n \leq c_1\} \cup \{Y_n > c_k\}}] + \sum_{i=2}^k E[\underbrace{f \circ Y_n}_{\leq f(c_i) + \varepsilon} \mathbf{1}_{\{c_{i-1} < Y_n \leq c_i\}}] \\ &\leq \|f\|_\infty E[\mathbf{1}_{\{Y_n \leq c_1\} + \{Y_n > c_k\}}] \\ &\quad + \sum_{i=2}^k (f(c_i) + \varepsilon) E[\mathbf{1}_{\{c_{i-1} < Y_n \leq c_i\}}] \\ &\leq \|f\|_\infty \left(P[Y_n \leq c_1] + \underbrace{P[Y_n > c_k]}_{=1 - P[Y_n \leq c_k]} \right) \\ &\quad + \sum_{i=2}^k (f(c_i) + \varepsilon) P[c_{i-1} < Y_n \leq c_i] \\ &\leq \|f\|_\infty \left(\underbrace{F_{Y_n}(c_1)}_{< \varepsilon} + 1 - \underbrace{F_{Y_n}(c_k)}_{> 1 - \varepsilon} \right) \\ &\quad + \sum_{i=2}^k f(c_i) (F_{Y_n}(c_i) - F_{Y_n}(c_{i-1})) \\ &\quad + \varepsilon \sum_{i=2}^k (F_{Y_n}(c_i) - F_{Y_n}(c_{i-1})) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E[f \circ Y_n] &< 2\varepsilon \|f\|_\infty + \sum_{i=2}^k f(c_i) (F_{Y_n}(c_i) - F_{Y_n}(c_{i-1})) \\ &\quad + \varepsilon \underbrace{(F_{Y_n}(c_k) - F_{Y_n}(c_1))}_{\leq 1} \\ &\leq \sum_{i=2}^k f(c_i) (F_{Y_n}(c_i) - F_{Y_n}(c_{i-1})) + \varepsilon(1 + 2\|f\|_\infty) \end{aligned}$$

Genauso berechnet man

$$E[f \circ Y_n] \geq \sum_{i=2}^k f(c_i) (F_{Y_n}(c_i) - F_{Y_n}(c_{i-1})) - \varepsilon(1 + 2 \|f\|_\infty)$$

d.h.

$$\left| E[f \circ Y_n] - \sum_{i=2}^k f(c_i) (F_{Y_n}(c_i) - F_{Y_n}(c_{i-1})) \right| \leq \varepsilon(1 + 2 \|f\|_\infty)$$

Mit der selben Rechnung für Y ergibt sich

$$\left| E[f \circ Y] - \sum_{i=2}^k f(c_i) (F_Y(c_i) - F_Y(c_{i-1})) \right| \leq \varepsilon(1 + 2 \|f\|_\infty)$$

Da F_Y in den c_1, \dots, c_k stetig ist, gilt mit der Voraussetzung

$$\begin{aligned} & \lim_{n \rightarrow \infty} |E[f \circ Y_n] - E[f \circ Y]| \\ & \leq \lim_{n \rightarrow \infty} \left| \sum_{i=2}^k f(c_i) \left(\underbrace{F_{Y_n}(c_i) - F_Y(c_i)}_{\rightarrow 0} + \underbrace{F_Y(c_{i-1}) - F_{Y_n}(c_{i-1})}_{\rightarrow 0} \right) \right| \\ & \quad + 2\varepsilon(1 + 2 \|f\|_\infty) \\ & \leq 2\varepsilon(1 + 2 \|f\|_\infty) \end{aligned}$$

und da $\varepsilon > 0$ beliebig war, gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} |E[f \circ Y_n] - E[f \circ Y]| = 0$$

b) \Rightarrow a): Zu $c \in \mathbb{R}$, $\delta > 0$ wähle ein $g, h \in C_b(\mathbb{R})$ mit

$$\begin{aligned} 1_{(-\infty, c]}(x) & \leq g(x) \leq 1_{(-\infty, c+\delta]}(x) \\ 1_{(-\infty, c-\delta]}(x) & \leq h(x) \leq 1_{(-\infty, c]}(x) \end{aligned}$$

z.B.

$$\begin{aligned} g & = \begin{cases} 1 & \text{für } t \in (-\infty, c] \\ 1 - \frac{t-c}{\delta} & \text{für } t \in (c, c+\delta] \\ 0 & \text{für } t \in (c+\delta, \infty) \end{cases} \\ h & = \begin{cases} 1 & \text{für } t \in (-\infty, c-\delta] \\ 1 - \frac{t-c+\delta}{\delta} & \text{für } t \in (c-\delta, c] \\ 0 & \text{für } t \in (c, \infty) \end{cases} \end{aligned}$$

Dann gilt für alle $n \in \mathbb{N}$

$$\begin{aligned}
 \limsup_{n \rightarrow \infty} F_{Y_n}(c) &= \limsup_{n \rightarrow \infty} P[Y_n \leq c] \\
 &= \limsup_{n \rightarrow \infty} E[1_{(-\infty, c]} \circ Y_n] \\
 &\leq \limsup_{n \rightarrow \infty} E[g \circ Y_n] \\
 &\stackrel{\text{Vor}}{=} E[g \circ Y] \\
 &\leq E[1_{(-\infty, c+\delta]} \circ Y] \\
 &= P[Y \leq c + \delta] \\
 &= F_Y(c + \delta)
 \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}
 \liminf_{n \rightarrow \infty} F_{Y_n}(c) &= \lim_{n \rightarrow \infty} P[Y_n \leq c] \\
 &= \liminf_{n \rightarrow \infty} E[1_{(-\infty, c]} \circ Y_n] \\
 &\geq \liminf_{n \rightarrow \infty} E[h \circ Y_n] \\
 &\stackrel{\text{Vor}}{=} E[h \circ Y] \\
 &\geq E[1_{(-\infty, c-\delta]} \circ Y] \\
 &= P[Y \leq c - \delta] \\
 &= F_Y(c - \delta)
 \end{aligned}$$

d.h.

$$\begin{aligned}
 F_Y(c - \delta) &\leq \liminf_{n \rightarrow \infty} F_{Y_n}(c) \\
 &\leq \limsup_{n \rightarrow \infty} F_{Y_n}(c) \\
 &\leq F_Y(c + \delta)
 \end{aligned}$$

Da c eine Stetigkeitsstelle von F_Y ist und da $\delta > 0$ beliebig war, folgt

$$\begin{aligned}
 \lim_{\delta \downarrow 0} F_Y(c - \delta) &= F_Y(c) = \lim_{\delta \downarrow 0} F_Y(c + \delta) \\
 \lim_{n \rightarrow \infty} F_{Y_n}(c) &= F_Y(c)
 \end{aligned}$$

a) \Rightarrow c): Sei $\varepsilon > 0$.

$$\begin{aligned}
 \exists a \in \mathbb{R} : F_Y(a) &< \frac{\varepsilon}{4} \\
 \exists b \in \mathbb{R} : F_Y(b) &> 1 - \frac{\varepsilon}{4}
 \end{aligned}$$

Da F stetig ist, ist es auf $[a, b]$ gleichmäßig stetig und es gibt eine Unterteilung

$$a = c_1 < \dots < c_k = b$$

mit

$$\forall 2 \leq i \leq k : 0 \leq F_Y(c_i) - F_Y(c_{i-1}) < \frac{\varepsilon}{4}$$

Wegen

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_{Y_n}(c_i) = F_Y(c_i)$$

gilt

$$\exists N \in \mathbb{N} \forall n \geq N \forall 1 \leq i \leq k : |F_{Y_n}(c_i) - F_Y(c_i)| < \frac{\varepsilon}{4}$$

Da F_{Y_n} und F_Y monoton steigend sind, gilt $\forall n \geq N \forall x \in (-\infty, c_1]$

$$\begin{aligned} 0 &\leq F_Y(x) \leq F_Y(c_1) < \frac{\varepsilon}{4} \\ 0 &\leq F_{Y_n}(x) \leq F_{Y_n}(c_1) < F_Y(c_1) + \frac{\varepsilon}{4} < \frac{\varepsilon}{2} \\ |F_Y(x) - F_{Y_n}(x)| &\leq |F_Y(x) - F_Y(c_1)| + |F_Y(c_1) - F_{Y_n}(c_1)| \\ &\quad + |F_{Y_n}(c_1) - F_{Y_n}(x)| \\ &< \frac{\varepsilon}{4} + \frac{\varepsilon}{4} + \frac{\varepsilon}{2} = \varepsilon \end{aligned}$$

Da F_{Y_n} und F_Y monoton steigend sind, gilt $\forall n \geq N \forall x \in [c_k, \infty)$

$$\begin{aligned} 1 &\geq F_Y(x) \geq F_Y(c_k) > 1 - \frac{\varepsilon}{4} \\ 1 &\geq F_{Y_n}(x) \geq F_{Y_n}(c_k) > F_Y(c_k) - \frac{\varepsilon}{4} \\ &> 1 - \frac{\varepsilon}{4} - \frac{\varepsilon}{4} = 1 - \frac{\varepsilon}{2} \\ |F_Y(x) - F_{Y_n}(x)| &\leq |F_Y(x) - F_Y(c_k)| + |F_Y(c_k) - F_{Y_n}(c_k)| \\ &\quad + |F_{Y_n}(c_k) - F_{Y_n}(x)| \\ &< \frac{\varepsilon}{4} + \frac{\varepsilon}{4} + \frac{\varepsilon}{2} = \varepsilon \end{aligned}$$

und für $x \in [c_i, c_{i+1}]$

$$\begin{aligned}
 F_{Y_n}(c_i) &\leq F_{Y_n}(x) \leq F_{Y_n}(c_{i+1}) \\
 F_Y(c_i) &\leq F_Y(x) \leq F_Y(c_{i+1}) \\
 F_{Y_n}(x) - F_Y(x) &\leq F_{Y_n}(c_{i+1}) - F_Y(c_i) \\
 &= F_{Y_n}(c_{i+1}) - F_Y(c_{i+1}) + F_Y(c_{i+1}) - F_Y(c_i) \\
 &< \frac{\varepsilon}{4} + \frac{\varepsilon}{4} < \varepsilon \\
 F_{Y_n}(x) - F_Y(x) &\geq F_{Y_n}(c_i) - F_Y(c_{i+1}) \\
 &= F_{Y_n}(c_i) - F_Y(c_i) + F_Y(c_i) - F_Y(c_{i+1}) \\
 &> -\frac{\varepsilon}{4} - \frac{\varepsilon}{4} > -\varepsilon \\
 |F_Y(x) - F_{Y_n}(x)| &< \varepsilon
 \end{aligned}$$

d.h.

$$\begin{aligned}
 \forall \varepsilon > 0 \exists N \in \mathbb{N} \forall n \geq N : \sup_{x \in \mathbb{R}} |F_Y(x) - F_{Y_n}(x)| &\leq \varepsilon \\
 \lim_{n \rightarrow \infty} \|F_Y - F_{Y_n}\|_{\infty, \mathbb{R}} &= 0
 \end{aligned}$$

c) \Rightarrow a):

$$\begin{aligned}
 \lim_{n \rightarrow \infty} \|F_Y - F_{Y_n}\|_{\infty} &= 0 \\
 \Rightarrow \forall x \in \mathbb{R} : \lim_{n \rightarrow \infty} F_{Y_n}(x) &= F_Y(x)
 \end{aligned}$$

3.) Mit dem selben Beweis wie b) \Rightarrow a). Dass es solche C^∞ -Funktionen gibt, zeigen wir im letzten Satz dieses Kapitels. ■

Bemerkung 51.2 *Wo geht ein, dass $\lim_{x \rightarrow \pm\infty} f(x)$ existiert? Reicht nicht, dass f stetig und beschränkt ist?*

Satz 51.3 (Der zentrale Grenzwertsatz) *Seien $Z_i : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ unabhängig mit*

$$\begin{aligned}
 \forall i \neq j : P[Z_i^{-1}(\cdot)] &= P[Z_j^{-1}(\cdot)] \\
 E[Z_i] &= m \\
 Var[Z_i] &= v > 0 \\
 X_i &:= \frac{Z_i - m}{\sqrt{v}} \\
 R_n^* &= \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n X_i
 \end{aligned}$$

Dann gilt

$$\forall x \in \mathbb{R} : \lim_{n \rightarrow \infty} F_{R_n^*}(x) = N(0, 1)((-\infty, x])$$

Beweis. Es gilt

$$E[X_i] = \frac{E[Z_i] - m}{\sqrt{v}} = 0$$

$$E[X_i^2] = \text{Var}[X_i] = \frac{\text{Var}[Z_i - m]}{\sqrt{v}^2} = \frac{\text{Var}Z_i}{\text{Var}Z_i} = 1$$

Sei $(Y_i)_i$ unabhängig und unabhängig von $(X_i)_i$ mit $P[Y_i^{-1}(\cdot)] = N(0, 1)$.
Für

$$T_n^* := \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n Y_i$$

gilt

$$P \left[\left(\sum_{i=1}^n Y_i \right)^{-1} (\cdot) \right] = N \left(\sum_{i=1}^n 0, \sum_{i=1}^n 1 \right) = N(0, n)$$

$$P \left[\left(\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n Y_i \right)^{-1} (\cdot) \right] = N \left(\frac{1}{\sqrt{n}} \cdot 0, \frac{1}{\sqrt{n}^2} n \right) = N(0, 1)$$

$$P[(T_n^*)^{-1}(\cdot)] = N(0, 1)$$

Für

$$W_{i,n} := \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{j=1}^{i-1} X_j + \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{j=i+1}^n Y_j$$

gilt

$$W_{i-1,n} + \frac{X_{i-1}}{\sqrt{n}} - \frac{Y_i}{\sqrt{n}} = W_{i,n}$$

$$W_{i-1,n} + \frac{X_{i-1}}{\sqrt{n}} = W_{i,n} + \frac{Y_i}{\sqrt{n}}$$

Wähle $f \in C_b^\infty(\mathbb{R})$, das $1_{(-\infty, c]}$ nähert, wie im letzten Satz dieses Kapitels.
Dann gilt

$$\|f\|_\infty < \infty$$

$$\|f'\|_\infty < \infty$$

$$\|f''\|_\infty < \infty$$

und

$$\begin{aligned}
& f \circ R_n^* - f \circ T_n^* \\
&= f\left(\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n X_i\right) - f\left(\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n Y_i\right) \\
&= f\left(W_{n,n} + \frac{X_n}{\sqrt{n}}\right) - f\left(W_{1,n} + \frac{Y_1}{\sqrt{n}}\right) \\
&= \sum_{i=1}^n \left(f\left(W_{i,n} + \frac{X_i}{\sqrt{n}}\right) - \underbrace{f\left(W_{i,n} + \frac{Y_i}{\sqrt{n}}\right)}_{=W_{i-1,n} + \frac{X_{i-1}}{\sqrt{n}}} \right)
\end{aligned}$$

Da $\frac{X_i}{\sqrt{n}}, \frac{Y_i}{\sqrt{n}}$ klein sind und f glatt ist, verwenden wir eine Reihenentwicklung von f

$$\begin{aligned}
& f\left(W_{i,n} + \frac{X_i}{\sqrt{n}}\right) \\
&= f(W_{i,n}) + f'(W_{i,n}) \frac{X_i}{\sqrt{n}} + \frac{1}{2} f''(W_{i,n}) \left(\frac{X_i}{\sqrt{n}}\right)^2 + r\left(\frac{X_i}{\sqrt{n}}\right)
\end{aligned}$$

mit einem $s : (W, S, P) \rightarrow ([0, 1], \mathbb{B}_{[0,1]})$ und mit

$$\begin{aligned}
r\left(\frac{X_i}{\sqrt{n}}\right) &= \frac{X_i^2}{2n} \left(f''\left(W_{i,n} + s \frac{X_i}{\sqrt{n}}\right) - f''(W_{i,n}) \right) \\
\left| r\left(\frac{X_i}{\sqrt{n}}\right) \right| &\leq \frac{X_i^2}{n} \|f''\|_{\infty, [0,1]}
\end{aligned}$$

Diese Abschätzung für $|r|$ ist noch nicht gut genug.

Da f'' gleichmäßig stetig ist auf $[0, 1]$, gilt

$$\forall \varepsilon > 0 \exists \delta > 0 : (|x - y| \leq \delta \Rightarrow |f(x) - f(y)| \leq \varepsilon)$$

d.h. für $\frac{|X_i|}{\sqrt{n}} \leq \delta < 1$

$$\begin{aligned}
\left| r\left(\frac{X_i}{\sqrt{n}}\right) \right| &\leq X_i^2 \frac{1}{n} \underbrace{\left| f''\left(W_{i,n} + s \frac{X_i}{\sqrt{n}}\right) - f''(W_{i,n}) \right|}_{\leq \varepsilon} \\
&\leq \frac{\varepsilon}{n} X_i^2
\end{aligned}$$

und somit

$$\left| r \left(\frac{X_i}{\sqrt{n}} \right) \right| \leq \frac{X_i^2}{n} (\varepsilon 1_{\{|X_i| \leq \sqrt{n}\delta\}} + \|f''\|_\infty 1_{\{|X_i| > \sqrt{n}\delta\}})$$

Wegen

$$\begin{aligned} E[Y_i] &= 0 = E[X_i] \\ E[Y_i^2] &= 1 = E[X_i^2] \end{aligned}$$

und da X_i, Y_i unabhängig sind, gilt

$$\begin{aligned} & E[f \circ R_n^*] - E[f \circ T_n^*] \\ = & \sum_{i=1}^n E \left[f(W_{i,n}) + f'(W_{i,n}) \frac{X_i}{\sqrt{n}} \right. \\ & \left. + \frac{1}{2} f''(W_{i,n}) \left(\frac{X_i}{\sqrt{n}} \right)^2 + r \left(\frac{X_i}{\sqrt{n}} \right) \right. \\ & \left. - f(W_{i,n}) - f'(W_{i,n}) \frac{Y_i}{\sqrt{n}} - \frac{1}{2} f''(W_{i,n}) \left(\frac{Y_i}{\sqrt{n}} \right)^2 - r \left(\frac{Y_i}{\sqrt{n}} \right) \right] \\ \stackrel{\text{unabhängig}}{=} & \sum_{i=1}^n \frac{E[f'(W_{i,n})]}{\sqrt{n}} \underbrace{(E[X_i] - E[Y_i])}_{=0} \\ & + \sum_{i=1}^n \frac{E[f''(W_{i,n})]}{2n} \underbrace{(E[X_i^2] - E[Y_i^2])}_{=0} \\ & + \sum_{i=1}^n E \left[r \left(\frac{X_i}{\sqrt{n}} \right) - r \left(\frac{Y_i}{\sqrt{n}} \right) \right] \end{aligned}$$

Es folgt

$$\begin{aligned} & |E[f \circ R_n^* - f \circ T_n^*]| \\ \leq & \sum_{i=1}^n E \left[\left| r \left(\frac{X_i}{\sqrt{n}} \right) \right| \right] + \sum_{i=1}^n E \left[\left| r \left(\frac{Y_i}{\sqrt{n}} \right) \right| \right] \\ \leq & \sum_{i=1}^n \frac{\varepsilon}{n} \underbrace{E[X_i^2 1_{|X_i| \leq \sqrt{n}\delta}]}_{\leq E[X_i^2]=1} + \sum_{i=1}^n \frac{\varepsilon}{n} \underbrace{E[Y_i^2 1_{|Y_i| \leq \sqrt{n}\delta}]}_{\leq E[Y_i^2]=1} \\ & + \sum_{i=1}^n \frac{\|f''\|_{[0,1],\infty}}{n} (E[X_i^2 1_{|X_i| > \sqrt{n}\delta}] + E[Y_i^2 1_{|Y_i| > \sqrt{n}\delta}]) \\ \leq & 2\varepsilon + \|f''\|_{[0,1],\infty} (E[X_1^2 1_{|X_1| > \sqrt{n}\delta}] + E[Y_1^2 1_{|Y_1| > \sqrt{n}\delta}]) \end{aligned}$$

Da

$$\begin{aligned}
 & \lim_{n \rightarrow \infty} E [X_1^2 1_{|X_1| > \sqrt{n}\delta}] \\
 = & E[X_1^2] - \lim_{n \rightarrow \infty} E [X_1^2 1_{|X_1| \leq \sqrt{n}\delta}] \\
 \stackrel{\text{monoton}}{=} & E [X_1^2] - E [X_1^2 1_{|X_1| < \infty}] \\
 = & 0
 \end{aligned}$$

folgt da $\varepsilon > 0$ beliebig

$$\begin{aligned}
 \forall \varepsilon > 0 : \lim_{n \rightarrow \infty} |E[f \circ R_n^*] - E[f \circ T_n^*]| & \leq 2\varepsilon \\
 \lim_{n \rightarrow \infty} |E[f \circ R_n^*] - E[f \circ T_n^*]| & = 0 \\
 \lim_{n \rightarrow \infty} |E[f \circ R_n^*] - E[f \circ Y_1]| & = 0
 \end{aligned}$$

und somit

$$\forall x \in \mathbb{R} : \lim_{n \rightarrow \infty} F_{R_n^*}(x) = N(0, 1)((-\infty, x])$$

■

Satz 51.4 *Es existiert ein unendlich oft differenzierbares*

$$g : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1], p \mapsto \begin{cases} 1 & \text{für } p \in (-\infty, c] \\ \in (0, 1) & \text{für } p \in (c, c + \delta) \\ 0 & \text{für } p \in [c + \delta, \infty) \end{cases}$$

Beweis. Setze

$$g_1 : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}, t \mapsto \begin{cases} \exp\left(\frac{-1}{(t-c)(t-c-\delta)}\right) & t \in (c, c + \delta) \\ 0 & t \in (-\infty, c] \cup [c + \delta, \infty) \end{cases}$$

Sei $t \notin \{-1, -2\}$. Da

$$\begin{aligned}
 0 : \mathbb{R} & \rightarrow \mathbb{R}, t \mapsto 0 \\
 \exp : \mathbb{R} & \rightarrow \mathbb{R}, t \mapsto \exp(t) \\
 \mathbb{R} \setminus \{c\} & \rightarrow \mathbb{R}, t \mapsto \frac{1}{t-c} \\
 \mathbb{R} \setminus \{c + \delta\} & \rightarrow \mathbb{R}, t \mapsto \frac{1}{t-c-\delta}
 \end{aligned}$$

unendlich oft differenzierbar sind, gilt

$$\forall t \in \mathbb{R} \setminus \{c, c + \delta\} : g_1 \text{ ist unendlich oft differenzierbar}$$

Zeige: Für $t \in (c, c + \delta)$ gilt

$$\exists N \in \mathbb{N} \exists a_{i,j} \in \mathbb{R} : \frac{d^n}{dt^n} g_1 = g_1 \sum_{i,j=1}^N a_{i,j} \frac{1}{(t-c)^i} \frac{1}{(t-c-\delta)^j}$$

$n = 1$:

$$g_1 = \exp\left(\frac{-1}{(t-c)(t-c-\delta)}\right)$$

$$\frac{d}{dt} g_1 = g_1 \cdot \left(\frac{1}{t-c} \frac{-1}{(t-c-\delta)^2} + \frac{1}{t-c-\delta} \frac{-1}{(t-c)^2} \right)$$

$n \rightarrow n + 1$:

$$\begin{aligned} & \frac{d^{n+1} g_1}{dt^{n+1}} \\ &= \frac{d}{dt} \left(g_1 \sum_{i,j=1}^N a_{i,j} \frac{1}{(t-c)^i} \frac{1}{(t-c-\delta)^j} \right) \\ &= g_1 \cdot \left(\frac{1}{t-c} \frac{-1}{(t-c-\delta)^2} + \frac{1}{t-c-\delta} \frac{-1}{(t-c)^2} \right) \\ & \quad \sum_{i,j=1}^N a_{i,j} \frac{1}{(t-c)^i} \frac{1}{(t-c-\delta)^j} \\ & \quad + g_1 \cdot \sum_{i,j=1}^N a_{i,j} \left(\frac{-i}{(t-c)^{i+1}} \frac{1}{(t-c-\delta)^j} + \frac{1}{(t-c)^i} \frac{-j}{(t-c-\delta)^{j+1}} \right) \\ &= g_1 \sum_{i,j=1}^{N'} a'_{i,j} \frac{1}{(t-c)^i} \frac{1}{(t-c-\delta)^j} \end{aligned}$$

Wegen $\forall n \in \mathbb{N}$

$$\begin{aligned} \lim_{t \rightarrow \infty} t^n \exp(-t) &= 0 \\ \lim_{t \rightarrow c} \frac{1}{(t-c)^n} \exp\left(\frac{-1}{(t-c)(t-c-\delta)}\right) &= 0 \\ \lim_{t \rightarrow c+\delta} \frac{1}{(t-c-\delta)^n} \exp\left(\frac{-1}{(t-c)(t-c-\delta)}\right) &= 0 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} \lim_{t \rightarrow c} \frac{d^n g_1}{dt^n}(t) &= 0 = g_1(c) \\ \lim_{t \rightarrow c+\delta} \frac{d^n g_1}{dt^n}(t) &= 0 = g_1(c + \delta) \end{aligned}$$

und somit ist g_1 unendlich oft differenzierbar. Damit ist

$$g : \mathbb{R} \rightarrow [0, 1], t \mapsto \frac{\int_{-\infty}^t g_1(s) ds}{\int_{-\infty}^{\infty} g_1(s) ds} \begin{cases} = 0 & \text{für } t \in (-\infty, c] \\ \in (0, 1] & \text{für } t \in (c, c + \delta) \\ = 1 & \text{für } t \in [c + \delta, \infty) \end{cases}$$

unendlich oft differenzierbar. ■

52. Ein starkes Gesetz der großen Zahlen

Sei m ein endliches Maß.

Definition 52.1 Für $a \geq 0$ setze

$$\begin{aligned} \lfloor a \rfloor &= \max\{n \in \mathbb{N}_0 : n \leq a\} \\ \lceil a \rceil &= \min\{n \in \mathbb{N}_0 : a \leq n\} \end{aligned}$$

Satz 52.2 Für $f : (W, S, m) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit $f \geq 0$ m -fast sicher gilt

$$\begin{aligned} \sum_{n=1}^{\infty} m[f \geq n] &\leq \int f dm \\ &\leq \sum_{n=0}^{\infty} m[f > n] \end{aligned}$$

und

$$\int f dm = \int_0^{\infty} m[f \geq t] dt$$

Beweis. a) Für $\lfloor f \rfloor, \lceil f \rceil : (W, S, m) \rightarrow \mathbb{N}_0$ gilt

$$\begin{aligned} m[f \geq n] &= \sum_{k=n}^{\infty} m[k \leq f < k+1] \\ \sum_{n=1}^{\infty} m[f \geq n] &= \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{k=n}^{\infty} m[k \leq f < k+1] \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot m[k \leq f < k+1] \\ &\stackrel{\text{Def}}{=} \int \lfloor f \rfloor dm \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} m[f > n-1] &= \sum_{k=n}^{\infty} m[k-1 < f \leq k] \\ \sum_{n=1}^{\infty} m[f > n-1] &= \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{k=n}^{\infty} m[k-1 < f \leq k] \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot m[k-1 < f \leq k] \\ &\stackrel{\text{Def}}{=} \int \lceil f \rceil dm \end{aligned}$$

und somit

$$\begin{aligned}
 n &\leq f(x) \leq n' \\
 \max\{n \in \mathbb{N} : n \leq f(x)\} &\leq f(x) \leq \min\{n' \in \mathbb{N} : f(x) \leq n'\} \\
 \lfloor f \rfloor &\leq f \leq \lceil f \rceil \\
 \int \lfloor f \rfloor dm &\leq \int f dm \leq \int \lceil f \rceil dm \\
 \sum_{n=1}^{\infty} m[f \geq n] &\leq \int f dm \leq \sum_{n=1}^{\infty} m[f > n-1]
 \end{aligned}$$

b) Sei $\varepsilon > 0, k \in \mathbb{N}$. Wegen

$$\frac{n}{2^k} 1_{\frac{n}{2^k} \leq f < \frac{n+1}{2^k}} \leq f 1_{\frac{n}{2^k} \leq f < \frac{n+1}{2^k}} \leq \frac{n+1}{2^k} 1_{\frac{n}{2^k} \leq f < \frac{n+1}{2^k}}$$

gilt

$$\begin{aligned}
 a_k^\varepsilon &= \frac{1}{2^k} \sum_{n=1}^{\infty} m \left[f 1_{f \geq \varepsilon} \geq \frac{n}{2^k} \right] \\
 &= \frac{1}{2^k} \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{j=n}^{\infty} m [j \leq f 1_{f \geq \varepsilon} 2^k < j+1] \\
 &= \frac{1}{2^k} \sum_{n=1}^{\infty} n \cdot m [n \leq f 1_{f \geq \varepsilon} 2^k < n+1] \\
 &\stackrel{\text{Def}}{=} \sum_{n=1}^{\infty} \int \frac{n}{2^k} 1_{f \geq \varepsilon} 1_{\frac{n}{2^k} \leq f < \frac{n+1}{2^k}} dm \\
 &= \sum_{n=0}^{\infty} \int \frac{n}{2^k} 1_{f \geq \varepsilon} 1_{\frac{n}{2^k} \leq f < \frac{n+1}{2^k}} dm \\
 &\leq \int f 1_{f \geq \varepsilon} dm \\
 &\leq \sum_{n=0}^{\infty} \frac{n+1}{2^k} 1_{f \geq \varepsilon} 1_{\frac{n}{2^k} \leq f < \frac{n+1}{2^k}} dm \\
 &= \sum_{n=1}^{\infty} \int \frac{n+1}{2^k} 1_{f \geq \varepsilon} 1_{\frac{n}{2^k} \leq f < \frac{n+1}{2^k}} dm + \frac{1}{2^k} \int 1_{f \geq \varepsilon} 1_{0 \leq f < 2^{-k}} dm
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{n=1}^{\infty} \int \frac{n}{2^k} 1_{f \geq \varepsilon} 1_{\frac{n}{2^k} \leq f < \frac{n+1}{2^k}} dm + \int \frac{1}{2^k} 1_{f \geq \varepsilon} \sum_{n=1}^{\infty} 1_{\frac{n}{2^k} \leq f < \frac{n+1}{2^k}} dm \\
&\quad + \frac{1}{2^k} m [\varepsilon \leq f \leq 2^{-k}] \\
&\stackrel{\text{s.o.}}{=} a_k^\varepsilon + \frac{1}{2^k} \int 1_{f \geq \varepsilon} 1_{[2^{-k} \leq f < \infty)} dm + \frac{1}{2^k} m [\varepsilon \leq f \leq 2^{-k}] \\
&\leq a_k^\varepsilon + \frac{1}{2^k} m [f \geq \max(\varepsilon, 2^{-k})] + \frac{1}{2^k} m [\varepsilon \leq f \leq 2^{-k}]
\end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned}
\frac{1}{2^k} m \left[f \geq \frac{n+1}{2^k} \right] &= \int_{\frac{n}{2^k}}^{\frac{n+1}{2^k}} m \left[f \geq \frac{n+1}{2^k} \right] dt \\
&\leq \int_{\frac{n}{2^k}}^{\frac{n+1}{2^k}} m [f \geq t] dt \\
&\leq \int_{\frac{n}{2^k}}^{\frac{n+1}{2^k}} m \left[f \geq \frac{n}{2^k} \right] dt \\
&= \frac{1}{2^k} m \left[f \geq \frac{n}{2^k} \right]
\end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
&a_k^\varepsilon - \frac{1}{2^k} m [f \geq \max(\varepsilon, 2^{-k})] \\
&= \frac{1}{2^k} \sum_{n=1}^{\infty} m \left[f 1_{f \geq \varepsilon} \geq \frac{n}{2^k} \right] - \frac{1}{2^k} \sum_{n=1}^{\infty} m \left[\frac{n+1}{2^k} > f 1_{f \geq \varepsilon} \geq \frac{n}{2^k} \right] \\
&= \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{2^k} m \left[f 1_{f \geq \varepsilon} \geq \frac{n+1}{2^k} \right] \\
&\stackrel{\text{s.o.}}{\leq} \int_{1/2^k}^{\infty} m [f 1_{f \geq \varepsilon} \geq t] dt = \sum_{n=1}^{\infty} \int_{n2^{-k}}^{(n+1)2^{-k}} m [f 1_{f \geq \varepsilon} \geq t] dt \\
&\stackrel{\text{s.o.}}{\leq} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{2^k} m \left[f 1_{f \geq \varepsilon} \geq \frac{n}{2^k} \right] \\
&= a_k^\varepsilon
\end{aligned}$$

und somit

$$\begin{aligned}
 0 &\leq \left| \int_0^\infty m[f1_{f \geq \varepsilon} \geq t] dt - \int f1_{f \geq \varepsilon} dm \right| \\
 &\leq \lim_{k \rightarrow \infty} \left| \int_0^\infty m[f1_{f \geq \varepsilon} \geq t] dt - \int_{\frac{1}{2^k}}^\infty m[f1_{f \geq \varepsilon} \geq t] dt \right| \\
 &\quad + \lim_{k \rightarrow \infty} \left| \int_{\frac{1}{2^k}}^\infty m[f1_{f \geq \varepsilon} \geq t] dt - a_k^\varepsilon \right| \\
 &\quad + \lim_{k \rightarrow \infty} \left| a_k^\varepsilon - \int f1_{f \geq \varepsilon} dm \right| \\
 &\leq \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{1}{2^k} \underbrace{m[W]}_{< \infty} + \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{1}{2^k} \underbrace{m[f \geq \max(\varepsilon, 2^{-k})]}_{< \infty} \\
 &\quad + \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{1}{2^k} \underbrace{m[f \geq \max(\varepsilon, 2^{-k})]}_{< \infty} + \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{1}{2^k} \underbrace{m[\varepsilon \leq f \leq 2^{-k}]}_{< \infty} \\
 &= 0
 \end{aligned}$$

d.h.

$$\int_0^\infty m[f1_{f \geq \varepsilon} \geq t] dt = \int f1_{f \geq \varepsilon} dm$$

Wegen

$$\begin{aligned}
 f1_{f \geq \varepsilon} \geq t &\iff f(w) \geq \varepsilon \text{ und } f(w) \geq t \\
 &\implies f(w) \geq t \\
 \{w \in W : f(w)1_{f \geq \frac{1}{k}}(w) \geq t\} &\subset \{w \in W : f(w) \geq t\} \\
 \{f1_{f \geq \frac{1}{k}} \geq t\} &\uparrow \{f \geq t\} \\
 f1_{f \geq \frac{1}{k}} &\uparrow f
 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
 \lim_{k \rightarrow \infty} \int_0^\infty m[f1_{f \geq \frac{1}{k}} \geq t] dt &\stackrel{\text{s.O.}}{=} \lim_{k \rightarrow \infty} \int f1_{f \geq \frac{1}{k}} dm \\
 \int_0^\infty m[f \geq t] dt &= \int f dm
 \end{aligned}$$

■

Satz 52.3 a)

$$\forall x \geq 0 : x \sum_{n > x} \frac{1}{n^2} \leq 2$$

b) Seien $X_n : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit $\forall i, j : P[X_i^{-1}(\cdot)] = P[X_j^{-1}(\cdot)]$. Dann gilt

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{E[(X_n 1_{|X_n| \leq n})^2]}{n^2} \leq 4E[|X_1|]$$

Beweis. a) Sei $x \geq 0$ beliebig. Wegen

$$\begin{aligned} \forall t \in [n, n+1] : \frac{1}{(n+1)^2} &\leq \frac{1}{t^2} \\ \frac{1}{(n+1)^2} &= \int_n^{n+1} \frac{1}{(n+1)^2} dt \leq \int_n^{n+1} \frac{1}{t^2} dt \\ \sum_{n=m}^{\infty} \frac{1}{n^2} &= \frac{1}{m^2} + \sum_{n=m+1}^{\infty} \frac{1}{n^2} \\ &\leq \frac{1}{m^2} + \sum_{n=m}^{\infty} \int_n^{n+1} \frac{1}{t^2} dt \\ &= \frac{1}{m^2} + \int_m^{\infty} \frac{1}{t^2} dt \\ &= \frac{1}{m^2} + \frac{1}{m} \leq \frac{2}{m} \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} m &:= \min\{n \in \mathbb{N} : n > x\} \\ x \sum_{n>x} \frac{1}{n^2} &\stackrel{x \leq m}{\leq} m \sum_{n=m}^{\infty} \frac{1}{n^2} \leq m \frac{2}{m} = 2 \end{aligned}$$

b) Mit $f = (X_n 1_{|X_n| \leq n})^2$ und $m = P$ gilt

$$\begin{aligned} \int f dm &= \int_0^{\infty} m[f \geq t] dt \\ E[(X_n 1_{|X_n| \leq n})^2] &= \int_0^{\infty} P[(X_n 1_{|X_n| \leq n})^2 \geq t] dt \end{aligned}$$

Mit $t^2 = x$ und $dx = 2tdt$ und

$$\begin{aligned} \forall x > n : \{|X_n| 1_{|X_n| \leq n} \geq x\} &= \emptyset \\ \forall x > n : P[|X_n| 1_{|X_n| \leq n} \geq x] &= 0 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
 E[(X_n 1_{|X_n| \leq n})^2] &= \int_0^\infty 2x P[|X_n| 1_{|X_n| \leq n} \geq x] dx \\
 &= \int_0^n 2x P[n \geq |X_n| \geq x] dx \\
 &\stackrel{P[X_n^{-1}(\cdot)] = P[X_1^{-1}(\cdot)]}{\leq} \int_0^n 2x P[|X_1| \geq x] dx
 \end{aligned}$$

Sei

$$f_m(x) := 2x P[|X_1| \geq x] \sum_{n>x}^m \frac{1}{n^2}$$

Dann ist $(f_m)_m$ monoton steigend und

$$\begin{aligned}
 \lim_{m \rightarrow \infty} \int_0^\infty f_m(x) dx &= 2x P[|X_1| \geq x] \sum_{n>x} \frac{1}{n^2} \\
 &\leq 4P[|X_1| \geq x]
 \end{aligned}$$

Damit lassen sich Summe und Integral vertauschen.

$$\begin{aligned}
 \sum_{n=1}^\infty \frac{E[(X_n 1_{|X_n| \leq n})^2]}{n^2} &\leq \sum_{n=1}^\infty \frac{1}{n^2} \int_0^\infty 1_{[0,n)}(x) 2x P[|X_1| \geq x] dx \\
 &= \int_0^\infty \left(\sum_{n=1}^\infty \frac{1}{n^2} 1_{[0,n)}(x) 2x P[|X_1| \geq x] \right) dx \\
 &= 2 \int_0^\infty P[|X_1| \geq x] x \underbrace{\sum_{n>x} \frac{1}{n^2}}_{\leq 2} dx \\
 &\leq 4 \int_0^\infty P[|X_1| \geq x] dx \\
 &= 4 \int |X_1| dP \\
 &= 4E[|X_1|]
 \end{aligned}$$

■

Satz 52.4 Für $n \in \mathbb{N}$ sei $X_n \in L^1$ mit $\forall i, j : P[X_i^{-1}(\cdot)] = P[X_j^{-1}(\cdot)]$

$$\begin{aligned}
 a &= E[X_1] \\
 Y_n &:= X_n \cdot 1_{|X_n| \leq n} \\
 \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i &= a \text{ } P\text{-fast sicher}
 \end{aligned}$$

Dann gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = a \text{ } P\text{-fast sicher}$$

Beweis. Wegen $Y_n = X_n 1_{|X_n| \leq n}$ gilt mit $f = |X_n|$ und $m = P$

$$\begin{aligned} \sum_{n=1}^{\infty} P[X_n \neq Y_n] &= \sum_{n=1}^{\infty} P[|X_n| > n] \\ &\leq \sum_{n=1}^{\infty} P[|X_n| \geq n] \\ &\stackrel{P[X_n^{-1}(\cdot)] = P[X_1^{-1}(\cdot)]}{=} \sum_{n=1}^{\infty} P[|X_1| \geq n] \\ &\leq \int |X_1| dP = E[|X_1|] < \infty \end{aligned}$$

Mit dem 0-1-Gesetz folgt

$$\begin{aligned} P \left[\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{i \geq n} \{X_i = Y_i\} \right] &= 1 \\ P \{ \{w \in W : \exists n \in \mathbb{N} \forall i \geq n : X_i(w) = Y_i(w)\} \} &= 1 \end{aligned}$$

d.h. $\exists A \in \mathcal{S}$ mit

$$\begin{aligned} P[A] &= 0 \\ \forall w \in A^C \exists n_0 \forall i \geq n_0 : X_i(w) &= Y_i(w) \\ \forall w \in A^C : \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i(w) &= a \end{aligned}$$

d.h. $\forall w \in A^C \forall n \geq n_0 :$

$$\frac{\sum_{i=1}^n Y_i(w) - \sum_{i=1}^n X_i(w)}{n} = \frac{\sum_{i=1}^{n_0} Y_i(w) - \sum_{i=1}^{n_0} X_i(w)}{n}$$

und

$$\begin{aligned} \forall w \in A^C \quad &\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i(w) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i(w) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i(w) \right) + \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i(w) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n_0} X_i(w) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n_0} Y_i(w) \right) + a \\ &= a \end{aligned}$$

■

Satz 52.5 (Ein starkes Gesetz der großen Zahlen)

Seien $X_n \in L^1$ paarweise unabhängig mit $\forall i, j : P[X_i^{-1}(\cdot)] = P[X_j^{-1}(\cdot)]$.

Dann gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = E[X_1] \text{ } P\text{-fast sicher}$$

Beweis. Sei $Y_n = X_n 1_{|X_n| \leq n}$.

Da $(X_n)_n$ unabhängig ist, ist $(Y_n)_n$ unabhängig. Sei also $X_n \geq 0$.

1.) Sei $X_n \geq 0, \varepsilon > 0, m \in \mathbb{N}$ und

$$\begin{aligned} \forall n \in \mathbb{N} : k_n &:= \lfloor (1 + \varepsilon)^n \rfloor \\ &= \max\{m \in \mathbb{N}_0 : m \leq (1 + \varepsilon)^n\} \end{aligned}$$

Dann gilt

$$\begin{aligned} 1 \leq \lfloor (1 + \varepsilon)^n \rfloor \leq (1 + \varepsilon)^n &< \lfloor (1 + \varepsilon)^n \rfloor + 1 \\ \frac{(1 + \varepsilon)^n}{2} &< \frac{\lfloor (1 + \varepsilon)^n \rfloor + 1}{2} \leq \lfloor (1 + \varepsilon)^n \rfloor \end{aligned}$$

Sei

$$n_0 := \left\lceil \frac{\ln m}{\ln(1 + \varepsilon)} \right\rceil = \min \left\{ n \in \mathbb{N}_0 : \frac{\ln m}{\ln(1 + \varepsilon)} \leq n \right\}$$

Da \ln und \exp streng monoton wachsend sind, gilt

$$\begin{aligned} k_n = \lfloor (1 + \varepsilon)^n \rfloor \geq m &\iff (1 + \varepsilon)^n \geq m \\ &\iff n \ln(1 + \varepsilon) \geq \ln m \\ &\iff n \geq \frac{\ln m}{\ln(1 + \varepsilon)} \\ &\iff n \geq n_0 = \left\lceil \frac{\ln m}{\ln(1 + \varepsilon)} \right\rceil \end{aligned}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} \sum_{k_n \geq m} \frac{1}{k_n^2} &\stackrel{\text{Def}}{=} \sum_{\lfloor (1+\varepsilon)^n \rfloor \geq m} \frac{1}{\lfloor (1+\varepsilon)^n \rfloor^2} \\ &\leq 4 \sum_{n \geq n_0} \frac{1}{(1+\varepsilon)^{2n}} \\ &= \frac{4}{(1+\varepsilon)^{2n_0}} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{(1+\varepsilon)^{2n}} \\ &= 4 \frac{1}{(1+\varepsilon)^{2n_0}} \frac{1}{1 - \frac{1}{(1+\varepsilon)^2}} \\ &\leq 4 \frac{1}{1 - \frac{1}{(1+\varepsilon)^2}} \frac{1}{m^2} \end{aligned}$$

2.) Wegen

$$E[Y_n^2] = E[X_n^2 1_{|X_n| \leq n}] \leq E[n^2 1_W] = n^2 < \infty$$

existiert $\text{Var}Y_n$. Sei $\delta > 0$. Für

$$T_{k_n} = \sum_{m=1}^{k_n} Y_m$$

gilt

$$\begin{aligned}
& \sum_{n=1}^{\infty} P[|T_{k_n} - E[T_{k_n}]| > \delta k_n] \\
\leq & \sum_{n=1}^{\infty} P[|T_{k_n} - E[T_{k_n}]| \geq \delta k_n] \\
\leq & \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\text{Var}[T_{k_n}]}{\delta^2 k_n^2} \\
= & \frac{1}{\delta^2} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\text{Var}\left[\sum_{m=1}^{k_n} Y_m\right]}{k_n^2} \\
\stackrel{(Y_m)_m \text{ paarweise unabhängig}}{=} & \frac{1}{\delta^2} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{k_n^2} \sum_{m=1}^{k_n} \text{Var}[Y_m] \\
= & \frac{\text{Var}[Y_1]}{\delta^2} \sum_{k_n \geq 1} \frac{1}{k_n^2} + \frac{\text{Var}[Y_2]}{\delta^2} \sum_{k_n \geq 2} \frac{1}{k_n^2} + \dots \\
= & \frac{1}{\delta^2} \sum_{m=1}^{\infty} \underbrace{\text{Var}[Y_m]}_{=E[Y_m^2]-E[Y_m]^2 \leq E[Y_m^2]} \sum_{k_n \geq m} \frac{1}{k_n^2} \\
= & \frac{1}{\delta^2} \frac{4}{1 - \frac{1}{(1+\varepsilon)^2}} \underbrace{\sum_{m=1}^{\infty} \frac{1}{m^2} E[|X_m|^2 1_{|X_m| \leq m}]}_{\leq 4E[|X_1|]} \\
< & \infty
\end{aligned}$$

Mit dem 0-1-Gesetz gilt

$$\begin{aligned}
\forall \delta > 0 : P \left[\bigcup_{m=1}^{\infty} \bigcap_{n \geq m} \left\{ \frac{|T_{k_n} - E[T_{k_n}]|}{k_n} \leq \delta \right\} \right] &= 1 \\
\forall \delta > 0 : P \left[\left\{ w \in W : \exists m \in \mathbb{N} \forall n \geq m : \frac{|T_{k_n}(w) - E[T_{k_n}]|}{k_n} \leq \delta \right\} \right] &= 1 \\
\forall \delta > 0 : 0 \leq \lim_{k_n \rightarrow \infty} \frac{|T_{k_n} - E[T_{k_n}]|}{k_n} \leq \delta &\text{ P-fast sicher} \\
\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^{k_n} Y_i - E\left[\sum_{i=1}^{k_n} Y_i\right]}{k_n} &= 0 \text{ P-fast sicher}
\end{aligned}$$

3.) Da $(X_1 1_{X_1 \leq n})_n$ monoton steigend mit Grenzwert X_1 ist und ≥ 0 ist, gilt

$$\begin{aligned} E[X_1] &= E\left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_1 1_{X_1 \leq n}\right] \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} E[X_1 1_{X_1 \leq n}] \end{aligned}$$

$$\forall \varepsilon > 0 \exists n_0 \forall i \geq n_0 : E[X_1 1_{X_1 > i}] < \varepsilon$$

und

$$\begin{aligned} \forall \varepsilon > 0 : 0 &\leq \frac{1}{k_n} \sum_{i=1}^{k_n} E[X_1 1_{X_1 > i}] \\ &= \frac{1}{k_n} \sum_{i=1}^{n_0} E[X_1 1_{X_1 > i}] + \frac{1}{k_n} \sum_{i=n_0+1}^{k_n} E[X_1 1_{X_1 > i}] \\ &\leq \frac{n_0}{k_n} E[X_1] + \frac{k_n - n_0}{k_n} \varepsilon \\ 0 &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{k_n} \sum_{i=1}^{k_n} E[X_1 1_{X_1 > i}] \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} &\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^{k_n} (E[Y_i] - E[X_1])}{k_n} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^{k_n} (E[X_i 1_{X_i \leq i}] - E[X_1])}{k_n} \\ &\stackrel{P[X_i^{-1}(\cdot)] = P[X_1^{-1}(\cdot)]}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{k_n} \sum_{i=1}^{k_n} E[X_1 1_{X_1 > i}] \\ &= 0 \end{aligned}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{E\left[\sum_{i=1}^{k_n} Y_i\right]}{k_n} &= E[X_1] \\ \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^{k_n} Y_i}{k_n} &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{i=1}^{k_n} Y_i - E\left[\sum_{i=1}^{k_n} Y_i\right]}{k_n} + \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{k_n} E\left[\sum_{i=1}^{k_n} Y_i\right] \\ &= E[X_1] \text{ P-fast sicher} \end{aligned}$$

4.) Aus

$$\begin{aligned} m &\leq \lfloor (1 + \varepsilon)^n \rfloor = k_n < m + 1 \\ M &\leq \lfloor (1 + \varepsilon)^{n+1} \rfloor = k_{n+1} < M + 1 \end{aligned}$$

folgt

$$\begin{aligned}
 m &\leq M \\
 \frac{k_{n+1}}{k_n} &< \frac{M+1}{m} \\
 &\leq 1 + \frac{1}{m} \\
 &< 1 + \underbrace{\frac{1}{(1+\varepsilon)^{n_0} - 1}}_{n_0 \xrightarrow{\infty} 0}
 \end{aligned}$$

$$\exists N \forall n \geq N : \frac{k_{n+1}}{k_n} < 1 + 2\varepsilon$$

Damit folgt für $n \geq N$

$$\begin{aligned}
 \forall k_n \leq l \leq k_{n+1} : & \quad \frac{1}{1+2\varepsilon} \frac{1}{k_n} \sum_{i=1}^{k_n} Y_i \\
 & < \frac{1}{k_{n+1}} \sum_{i=1}^{k_n} Y_i \\
 & \stackrel{Y_i \geq 0, k_n \leq l \leq k_{n+1}}{\leq} \frac{1}{l} \sum_{i=1}^l Y_i \\
 & \stackrel{Y_i \geq 0, k_n \leq l \leq k_{n+1}}{\leq} \frac{1}{k_n} \sum_{i=1}^{k_{n+1}} Y_i \\
 & < (1+2\varepsilon) \frac{1}{k_{n+1}} \sum_{i=1}^{k_{n+1}} Y_i
 \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}
 \forall \varepsilon > 0 : \frac{1}{1+2\varepsilon} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{k_n} \sum_{i=1}^{k_n} Y_i &\leq \lim_{l \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^l Y_i \\
 &\leq (1+2\varepsilon) \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{k_{n+1}} \sum_{i=1}^{k_{n+1}} Y_i \\
 \forall \varepsilon > 0 : \frac{E[X_1]}{1+2\varepsilon} &\leq \lim_{l \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^l Y_i \\
 &\leq (1+2\varepsilon) E[X_1] \text{ P-fast sicher} \\
 E[X_1] &= \lim_{l \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^l Y_i \text{ P-fast sicher}
 \end{aligned}$$

Mit dem Satz vorher folgt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = E[X_1] \text{ P-fast sicher}$$

d.h.

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i^+ - X_i^-) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^+ - \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^- \\ &= E[X_1^+] - E[X_1^-] \\ &= E[X_1] \end{aligned}$$

■

Satz 52.6 Seien $X_1, X_2, \dots : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ paarweise unabhängig
 $\forall i, j : P[X_i^{-1}(\cdot)] = P[X_j^{-1}(\cdot)]$. Dann gilt

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \sup_{x \in \mathbb{R}} \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i \leq x} - P[X_1 \leq x] \right| = 0 \text{ P-fast sicher}$$

Die experimentelle Stufenfunktion $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i \leq x}$ nähert sich in $\|\cdot\|_\infty$ beliebig genau der Funktion $x \mapsto P[X_1 \leq x]$

Beweis. Sei $x \in \mathbb{R}$. $(1_{X_n \leq x})_n$ bzw. $(1_{X_n < x})_n$ sind paarweise unabhängige Familien. Nach dem starken Gesetz der großen Zahlen gilt

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i \leq x} &\stackrel{1_{X_i \leq x} \in L^1 \text{ paarweise unabhängig}}{=} E[1_{X_1 \leq x}] \text{ P-fast sicher} \\ &= P[X_1 \leq x] \text{ P-fast sicher} \\ \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i < x} &\stackrel{1_{X_i < x} \in L^1 \text{ paarweise unabhängig}}{=} E[1_{X_1 < x}] \text{ P-fast sicher} \\ &= P[X_1 < x] \text{ P-fast sicher} \end{aligned}$$

Sei $N \in \mathbb{N}$. Unterteile $[0, 1]$ durch

$$\forall 1 \leq j \leq N-1 : c_j = \inf \left\{ x \in \overline{\mathbb{R}} : P[X_1 \leq x] \geq \frac{j}{N} \right\}$$

und setze

$$\begin{aligned} R_n := & \max_{1 \leq j \leq N-1} \left(\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i \leq c_j} - P[X_1 \leq c_j] \right| \right. \\ & \left. + \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i < c_j} - P[X_1 < c_j] \right| \right) \end{aligned}$$

Dann gilt für $j = 2, \dots, N - 1$ und $c_{j-1} \neq c_j$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} R_n = 0 \text{ P-fast sicher}$$

$$\begin{aligned} \forall x \in [c_{j-1}, c_j) : P[X_1 \leq x] &\in \left[\frac{j-1}{N}, \frac{j}{N} \right) \\ c_{j-1} \neq c_j \Rightarrow P[X_1 < c_j] &\in \left[\frac{j-1}{N}, \frac{j}{N} \right] \end{aligned}$$

Sei $c_{j-1} \neq c_j$. Dann gilt $\forall x \in [c_{j-1}, c_j)$

$$\begin{aligned} &\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i \leq x} - P[X_1 \leq x] \\ x \in [c_{j-1}, c_j) &\leq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i < c_j} - P[X_1 < c_j] + \underbrace{P[X_1 < c_j]}_{\in [\frac{j-1}{N}, \frac{j}{N}]} - \underbrace{P[X_1 \leq x]}_{\in [\frac{j-1}{N}, \frac{j}{N})} \\ &\leq R_n + \frac{1}{N} \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} &P[X_1 \leq x] - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i \leq x} \\ x \in [c_{j-1}, c_j) &\leq \underbrace{P[X_1 \leq x]}_{\in [\frac{j-1}{N}, \frac{j}{N})} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i \leq c_{j-1}} + P[X_1 \leq c_{j-1}] + \underbrace{P[X_1 \leq c_{j-1}]}_{= \frac{j-1}{N}} \\ &\leq R_n + \frac{1}{N} \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} \forall x \in (-\infty, c_1) : &\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i \leq x} - \underbrace{P[X_1 \leq x]}_{\in [0, \frac{1}{N})} \\ &\leq \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i < c_1} - \underbrace{P[X_1 < c_1]}_{\in [0, \frac{1}{N}]} + \frac{1}{N} \\ &\leq R_n + \frac{1}{N} \\ &P[X_1 \leq x] - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i \leq x} \\ &\leq P[X_1 \leq c_1] = \frac{1}{N} \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}
\forall x \in [c_{N-1}, \infty) : & \quad \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i \leq x} - P[X_1 \leq x] \\
& \leq 1 - \underbrace{P[X_1 \leq c_{N-1}]}_{= \frac{N-1}{N}} = \frac{1}{N} \\
& \quad P[X_1 \leq x] - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i \leq x} \\
& \leq -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i < c_{N-1}} - P[X_1 \leq c_{N-1}] + \underbrace{P[X_1 \leq c_{N-1}]}_{= \frac{N-1}{N}} \\
& \quad + \underbrace{P[X_1 \leq x]}_{\in [\frac{N-1}{N}, 1]} \\
& \leq R_n + \frac{1}{N}
\end{aligned}$$

d.h.

$$\begin{aligned}
\forall N \in \mathbb{N} : & \quad \limsup_{n \rightarrow \infty} \sup_{x \in \mathbb{R}} \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i \leq x} - P[X_1 \leq x] \right| \\
& \leq \frac{1}{N} + \limsup_{n \rightarrow \infty} R_n \text{ P-fast sicher} \\
& = \frac{1}{N} \text{ P-fast sicher} \\
& \quad \limsup_{n \rightarrow \infty} \sup_{x \in \mathbb{R}} \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i \leq x} - P[X_1 \leq x] \right| \\
& = 0 \text{ P-fast sicher}
\end{aligned}$$

■

Nun haben wir die notwendigen Sätze für die Statistik bewiesen.

53. Ein Wartezeitenprozess

Ab dem Zeitpunkt Null sollen in $[0, \infty)$ zufällig Punkte auftreten. Für

$$N : \{(a, b] : a, b \in \mathbb{R}\} \rightarrow \mathbb{N}_0, (a, b] \mapsto \text{Anzahl Punkte in } (a, b]$$

soll gelten:

- (1) $N_{(s,t] + (t,u]} = N_{(s,t]} + N_{(t,u]}$
- (2) $\forall s, s' \in [0, \infty) \forall u \in (0, \infty) :$
 $P \left[(N_{(s,s+u]})^{-1}(\cdot) \right] = P \left[(N_{(s',s'+u]})^{-1}(\cdot) \right]$
- (3) Für $\sum_{i=1}^n (s_i, t_i]$ sind $N_{(s_1, t_1]}, \dots, N_{(s_n, t_n]}$ unabhängig.
- (4) $\forall t \in [0, \infty) \forall u \in (0, \infty) : E[N_{(t, t+u]}] < \infty$
- (5) $\limsup_{\varepsilon \downarrow 0} \frac{P[N_{(0, \varepsilon]} \geq 2]}{\varepsilon} = 0$

Satz 53.1 Für

$$C := \lim_{\varepsilon \downarrow 0} \frac{P[N_{(0, \varepsilon]} \geq 2]}{\varepsilon}$$

gilt

$$P[\exists \text{ Doppelpunkt in } (0, 1]] = 1 - \exp(-C)$$

Insbesondere gilt

$$(5) \Rightarrow P[\exists \text{ Doppelpunkt in } (0, 1]] = 0$$

Beweis. In der Einführung haben wir gezeigt: Für $\lim_{k \rightarrow \infty} a_k = a$ mit $\exists k_0 \forall k \geq k_0 : a_k \neq 0$ gilt

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{a_k}{k}\right)^k = \exp(-a)$$

Wegen

$$\begin{aligned} &\exists 1 \leq j \leq 2^{n+1} - 1 : N_{(j \cdot 2^{-(n+1)}, (j+1) \cdot 2^{-(n+1)})}(w) \geq 2 \\ \Rightarrow &\exists 1 \leq k \leq 2^n - 1 : N_{(k \cdot 2^{-n}, (k+1) \cdot 2^{-n})} \geq 2 \end{aligned}$$

gilt

$$\left(\bigcup_{k=0}^{2^n - 1} \{N_{(k \cdot 2^{-n}, (k+1) \cdot 2^{-n})} \geq 2\} \right)_n \text{ ist monoton fallend}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned}
& P[\exists \text{ Doppelpunkt in } (0, 1)] \\
= & P[\forall n \in \mathbb{N} \exists 0 \leq k \leq 2^n - 1 : N_{(k2^{-n}, (k+1)2^{-n})} \geq 2] \\
= & P\left[\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=0}^{2^n-1} \{N_{(k2^{-n}, (k+1)2^{-n})} \geq 2\}\right] \\
\text{monoton fallend} & \lim_{n \rightarrow \infty} P\left[\bigcup_{k=0}^{2^n-1} \{N_{(k2^{-n}, (k+1)2^{-n})} \geq 2\}\right] \\
P[A]=1-P[A^C] & 1 - \lim_{n \rightarrow \infty} P\left[\left(\bigcup_{k=0}^{2^n-1} \{N_{(k2^{-n}, (k+1)2^{-n})} \geq 2\}\right)^C\right] \\
= & 1 - \lim_{n \rightarrow \infty} P\left[\bigcap_{k=0}^{2^n-1} \{N_{(k2^{-n}, (k+1)2^{-n})} \leq 1\}\right] \\
(3) \text{ unabhängig} & 1 - \lim_{n \rightarrow \infty} \prod_{k=0}^{2^n-1} P[N_{(k2^{-n}, (k+1)2^{-n})} \leq 1] \\
(2) & 1 - \lim_{n \rightarrow \infty} P[N_{(0, 2^{-n})} \leq 1]^{2^n} \\
= & 1 - \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{P[N_{(0, 2^{-n})} \geq 2]}{2^n \cdot 2^{-n}}\right)^{2^n} \\
2^n P[N_{(0, 2^{-n})} \geq 2] > 0 & 1 - \exp\left(-\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{P[N_{(0, 2^{-n})} \geq 2]}{2^{-n}}\right) \\
(5) & 1 - \exp(-C)
\end{aligned}$$

■

Satz 53.2

$$E[N_{(0,t]}] = tE[N_{(0,1)}]$$

Beweis. a) Für

$$f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}, t \mapsto E[N_{(0,t]}]$$

gilt

$$\begin{aligned}
 f(0) &= E[N_{(0,0]}] = E[N_\emptyset] = E[0] = 0 \\
 f(s+t) &= E[N_{(0,s+t]}] \\
 &\stackrel{(1)}{=} E[N_{(0,s]} + N_{(s,s+t]}] \\
 &= E[N_{(0,s]}] + E[N_{(s,s+t]}] \\
 &\stackrel{(2)}{=} E[N_{(0,s]}] + E[N_{(0,t]}] \\
 &= f(s) + f(t)
 \end{aligned}$$

b) f ist monoton steigend.

$$\begin{aligned}
 f(t+\varepsilon) &= E[N_{(0,t+\varepsilon]}] \\
 &= E[N_{(0,t]}] + \underbrace{E[N_{(t,t+\varepsilon]}]}_{\geq 0} \\
 &\geq E[N_t] = f(t)
 \end{aligned}$$

c) f(t) = c · t mit c = E[N_{(0,1]}].

$$\begin{aligned}
 t=0: \quad f(0) &= 0 = c \cdot 0 \\
 t=1: \quad f(1) &= E[N_{(0,1]}] = c \cdot 1 \\
 n \rightarrow n+1: \quad f(n+1) &= f(n) + f(1) = c \cdot n + c \cdot 1 = (n+1) \cdot c
 \end{aligned}$$

Sei $t \in \mathbb{Q}^+$. Mit

$$\begin{aligned}
 m \cdot c &= f(m) = f\left(\frac{m}{n}n\right) \\
 &= \underbrace{f\left(\frac{m}{n}\right) + \dots + f\left(\frac{m}{n}\right)}_{n\text{-mal}} \\
 &= n \cdot f\left(\frac{m}{n}\right)
 \end{aligned}$$

gilt

$$f\left(\frac{m}{n}\right) = \frac{m}{n}c$$

d) Sei $t \in \mathbb{R}^+$: Wähle Folgen $(q_k)_k$ und $(Q_k)_k$ in \mathbb{Q}^+ mit $q_k \uparrow t$ und $Q_k \downarrow t$, d.h.

$$\forall k \in \mathbb{N}: q_k < t < Q_k$$

Dann gilt

$$\begin{aligned}
 cq_k = f(q_k) &\leq f(t) \leq f(Q_k) = cQ_k \\
 ct = c \lim_{k \rightarrow \infty} q_k &\leq f(t) \leq c \lim_{k \rightarrow \infty} Q_k = ct \\
 ct &= f(t)
 \end{aligned}$$

■

Definition 53.3 Ein $(N_t)_{t \geq 0}$ mit messbarem $N_t : (W, S, P) \rightarrow \mathbb{N}_0$ heißt **Wartezeitenprozess** mit $c \geq 0 \iff$

- i) $N_0 = 0$
- ii) $\forall n \in \mathbb{N} \forall 0 = t_0 < \dots < t_n : (N_{t_i} - N_{t_{i-1}})_{i=1}^n$ ist unabhängig.
- iii) $\forall t > s \geq 0 : P[(N_t - N_s)^{-1}(\cdot)] = Poi(c(t - s))$

Satz 53.4

$$(N_t)_{t \geq 0} := (N_{(0,t]})_{t \geq 0} \text{ ist ein Wartezeitenprozess}$$

$$\iff (N_{(s,t]})_{s,t \in [0,\infty), t \geq s} := (N_t - N_s)_{s,t \in [0,\infty), t \geq s} \text{ erfüllt (1) - (5)}$$

Dabei gilt

$$c := E[N_{[0,1]}] \geq 0$$

Beweis. "⇒":

(1) Für $(s, u] = (s, t] + (t, u]$ gilt

$$\begin{aligned} N_{(s,u]} &\stackrel{Def}{=} N_u - N_s \\ &= N_u - N_t + N_t - N_s \\ &\stackrel{Def}{=} N_{(s,t]} + N_{(t,u]} \end{aligned}$$

(2) $\forall t > 0 \forall s, s' \geq 0$

$$\begin{aligned} P[(N_{s+t} - N_s)^{-1}(\cdot)] &\stackrel{iii)}{=} Poi_{ct}(\cdot) \stackrel{iii)}{=} P[(N_{s'+t} - N_{s'})^{-1}(\cdot)] \\ P[N_{(s,s+t)}^{-1}(\cdot)] &= P[N_{(s',s'+t)}^{-1}(\cdot)] \end{aligned}$$

(3)

$$\sum_{i=1}^n (a_i, b_i]$$

$$\begin{aligned} \stackrel{ii)}{\Rightarrow} N_{b_1} - N_{a_1}, N_{a_2} - N_{b_1}, N_{b_2} - N_{a_2}, \dots, N_{b_n} - N_{a_n} &\text{ sind unabhängig} \\ \Rightarrow N_{b_1} - N_{a_1}, N_{b_2} - N_{a_2}, \dots, N_{b_n} - N_{a_n} &\text{ sind unabhängig.} \\ \stackrel{Def}{\Rightarrow} N_{(a_1, b_1]}, \dots, N_{(a_n, b_n]} &\text{ sind unabhängig} \end{aligned}$$

(4) Mit iii) gilt für $t > 0$

$$\begin{aligned}
 E[N_{t+s} - N_s] & \stackrel{P[(N_{s+t} - N_s)^{-1}(\cdot)] = Poi_{ct}(\cdot)}{=} \frac{1}{\exp(ct)} \sum_{k=0}^{\infty} k \frac{(ct)^k}{k!} \\
 & = ct \underbrace{\frac{1}{\exp(ct)} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{(ct)^{k-1}}{(k-1)!}}_{=1} \\
 & = ct < \infty
 \end{aligned}$$

(5) Wegen

$$\begin{aligned}
 P[N_{(0,\varepsilon]} \geq 2] & = P[N_\varepsilon - N_0 \geq 2] \\
 & = 1 - P[N_\varepsilon - N_0 = 0] - P[N_\varepsilon - N_0 = 1] \\
 & \stackrel{iii)}{=} 1 - \exp(-c\varepsilon)(1 + c\varepsilon)
 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
 \lim_{\varepsilon \downarrow 0} \frac{P[N_{(0,\varepsilon]} \geq 2]}{\varepsilon} & \stackrel{\text{Def}}{=} \lim_{\varepsilon \downarrow 0} \exp(-c\varepsilon) \frac{\exp(c\varepsilon) - 1 - c\varepsilon}{\varepsilon} \\
 & \stackrel{c\varepsilon \leq \frac{3}{2}}{\leq} \left(\lim_{\varepsilon \downarrow 0} \exp(-c\varepsilon) \right) \cdot \lim_{\varepsilon \downarrow 0} \frac{(c\varepsilon)^2}{\varepsilon} \\
 & = 1 \cdot 0 = 0
 \end{aligned}$$

” \Leftarrow ”: i) Wegen

$$E[\underbrace{N_0}_{\geq 0}] = 0 \cdot E[N_{(0,1]}] = 0$$

gilt

$$N_0 = 0 \text{ P-fast sicher.}$$

ii) Wegen

$$\begin{aligned}
 & \sum_{i=1}^n (t_i, t_{i+1}] \\
 & \stackrel{(3)}{\Rightarrow} N_{(t_1, t_2]}, \dots, N_{(t_{n-1}, t_n]} \text{ sind unabhängig} \\
 & \stackrel{\text{Def}}{\Rightarrow} (N_{t_i} - N_{t_{i-1}})_{1 \leq i \leq n} \text{ ist unabhängig}
 \end{aligned}$$

iii)

$$\begin{aligned}
(0, t] &= \sum_{k=1}^{2^n} \left(\frac{(k-1)t}{2^n}, \frac{kt}{2^n} \right] \\
\stackrel{(3)}{\Rightarrow} & \left(N_{\left(\frac{(k-1)t}{2^n}, \frac{kt}{2^n} \right]} \right)_{1 \leq k \leq 2^n} \text{ sind unabhängig} \\
\stackrel{(2)}{\Rightarrow} & \forall 1 \leq k \leq 2^n : P \left[\left(1_{N_{\left(\frac{(k-1)t}{2^n}, \frac{kt}{2^n} \right]} \geq 1} \right)^{-1} (\cdot) \right] \\
& \stackrel{(2)}{=} P \left[\left(1_{N_{\left(0, \frac{t}{2^n} \right]} \geq 1} \right)^{-1} (\cdot) \right] \\
& = B \left(1, P \left[N_{\left(0, \frac{t}{2^n} \right]} \geq 1 \right] \right) [\cdot] \\
\text{unabhängig} \Rightarrow & P \left[\left(\sum_{k=1}^{2^n} 1_{N_{\left(\frac{(k-1)t}{2^n}, \frac{kt}{2^n} \right]} \geq 1} \right)^{-1} (\cdot) \right] = B \left(2^n, P \left[N_{(0, 2^{-n}t]} \geq 1 \right] \right) [\cdot]
\end{aligned}$$

A) Sei

$$N_t^n := \sum_{k=1}^{2^n} 1_{N_{\left(\frac{(k-1)t}{2^n}, \frac{kt}{2^n} \right]} \geq 1}$$

Wegen

$$\left(N_{\left(\frac{(k-1)t}{2^n}, \frac{kt}{2^n} \right]} \geq 1 \right) \Rightarrow \left(N_{\left(\frac{(2k-2)t}{2^{n+1}}, \frac{(2k-1)t}{2^{n+1}} \right]} \geq 1 \text{ oder } N_{\left(\frac{(2k-1)t}{2^{n+1}}, \frac{2kt}{2^{n+1}} \right]} \geq 1 \right)$$

gilt

$$\begin{aligned}
& N_t^{n+1} - N_t^n \\
&= \sum_{k=1}^{2^{n+1}} 1_{N_{\left(\frac{(k-1)t}{2^{n+1}}, \frac{kt}{2^{n+1}} \right]} \geq 1} - \sum_{k=1}^{2^n} 1_{N_{\left(\frac{(k-1)t}{2^n}, \frac{kt}{2^n} \right]} \geq 1} \\
&= \sum_{k=1}^{2^n} \underbrace{1_{N_{\left(\frac{(2k-2)t}{2^{n+1}}, \frac{(2k-1)t}{2^{n+1}} \right]} \geq 1} + 1_{N_{\left(\frac{(2k-1)t}{2^{n+1}}, \frac{2kt}{2^{n+1}} \right]} \geq 1} - 1_{N_{\left(\frac{(2k-2)t}{2^{n+1}}, \frac{2kt}{2^{n+1}} \right]} \geq 1}}_{\geq 0} \\
&\geq 0
\end{aligned}$$

und $(N_t^n)_n$ ist monoton steigend ist. Damit gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n \text{ existiert in } [0, \infty]$$

B) Es gilt

$$\begin{aligned}
& \lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n(w) \neq N_t^n(w) \\
\stackrel{\text{Def}}{\iff} & \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^{2^n} 1_{N_{\left(\frac{(k-1)t}{2^n}, \frac{kt}{2^n}\right]} \geq 1}(w) \neq \sum_{k=1}^{2^n} 1_{N_{\left(\frac{(k-1)t}{2^n}, \frac{kt}{2^n}\right]} \geq 1}(w) \\
\iff & \exists 1 \leq k \leq 2^n : N_{\left(\frac{(k-1)t}{2^n}, \frac{kt}{2^n}\right]}(w) \geq 2
\end{aligned}$$

denn die Summe ändert sich nicht mehr, wenn in jedem $\left(\frac{(k-1)t}{2^n}, \frac{kt}{2^n}\right]$ nur noch ein Punkt ist. Damit folgt

$$\begin{aligned}
\lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n \neq N_t^n \right] &= \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\bigcup_{k=1}^{2^n} \left\{ N_{\left(\frac{(k-1)t}{2^n}, \frac{kt}{2^n}\right]} \geq 2 \right\} \right] \\
&\leq \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^{2^n} P \left[N_{\left(\frac{(k-1)t}{2^n}, \frac{kt}{2^n}\right]} \geq 2 \right] \\
&\stackrel{(2)}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^{2^n} P \left[N_{\left(0, \frac{t}{2^n}\right]} \geq 2 \right] \\
&= \underbrace{t \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{P \left[N_{\left(0, 2^{-n}t\right]} \geq 2 \right]}{2^{-n}t}}_{=0} \\
&\stackrel{(5)}{=} 0
\end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned}
& (N_t^n(w))_n \text{ geht nicht in } \mathbb{R} \text{ gegen } \lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n(w) \\
\iff & \exists n_0 \in \mathbb{N} \forall n \in \mathbb{N} \exists k \geq n : |N_t^k(w) - \lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n(w)| \geq \frac{1}{n_0} \\
\iff & \exists n_0 \in \mathbb{N} \forall n \in \mathbb{N} : \sup_{k \geq n} |N_t^k(w) - \lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n(w)| \geq \frac{1}{n_0}
\end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
\left\{ \lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n = \infty \right\} &= \bigcup_{n_0=1}^{\infty} \bigcap_{n=1}^{\infty} \left\{ \sup_{k \geq n} |N_t^k - \lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n| \geq \frac{1}{n_0} \right\} \\
\left\{ \lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n = \infty \right\} &\supset \bigcap_{n=1}^{\infty} \left\{ \sup_{k \geq n} |N_t^k - \lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n| \geq \frac{1}{n_0} \right\}
\end{aligned}$$

Da $\left(\sup_{k \geq n} |N_t^k - \lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n| \geq \frac{1}{n_0}\right)_n$ monoton fällt, gilt

$$\begin{aligned}
 & P \left[\lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n = \infty \right] \\
 \leq & \sum_{n_0=1}^{\infty} P \left[\bigcap_{n=1}^{\infty} \left\{ \sup_{k \geq n} |N_t^k - \lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n| \geq \frac{1}{n_0} \right\} \right] \\
 \stackrel{\text{stetig von oben}}{=} & \sum_{n_0=1}^{\infty} \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\sup_{k \geq n} |N_t^k - \lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n| \geq \frac{1}{n_0} \right] \\
 \leq & \sum_{n_0=1}^{\infty} \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[N_t^n \neq \lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n \right] \\
 \stackrel{s.o.}{=} & 0 \\
 1 & = P \left[\lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n \in \mathbb{R} \right]
 \end{aligned}$$

Damit gilt

Für P-fast alle $w \exists n_0(w) \forall n \geq n_0(w) : N_t^n(w) = N_t^{n_0}(w)$

Für P-fast alle $w \exists n_0(w) \forall n \geq n_0(w) \forall 1 \leq k \leq 2^n :$

$$N_{\left(\frac{(k-1)t}{2^n}, \frac{kt}{2^n}\right]}(w) \leq 1$$

und es ist höchstens ein Punkt jedem Intervall enthalten, d.h.

$$N_{(0,t]} = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^{2^n} 1_{N_{\left(\frac{(k-1)t}{2^n}, \frac{kt}{2^n}\right]} \geq 1} \text{ P-fast sicher}$$

C) Da $(N_t^n)_n \uparrow \lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n$, gilt

$$\begin{aligned}
 ct & \stackrel{\text{früher}}{=} E [N_{(0,t]}] \\
 & = E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^{2^n} 1_{N_{\left(\frac{(k-1)t}{2^n}, \frac{kt}{2^n}\right]} \geq 1} \right] \\
 (N_t^n)_n \uparrow \lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n & \stackrel{=}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} E[N_t^n] \\
 & = \lim_{n \rightarrow \infty} 2^n P \left[N_{\left(0, \frac{t}{2^n}\right]} \geq 1 \right]
 \end{aligned}$$

Mit dem Grenzwertsatz aus Kapitel 6 folgt

$$\begin{aligned}
 \forall k \in \mathbb{N}_0 : & & P \left[\lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n = k \right] \\
 & \stackrel{\text{monoton steigend}}{=} & \lim_{n \rightarrow \infty} P [N_t^n = k] \\
 & \stackrel{\text{Def}}{=} & \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\sum_{k=1}^{2^n} 1_{N_{\left(\frac{(k-1)t}{2^n}, \frac{kt}{2^n}\right]} \geq 1} = k \right] \\
 & \stackrel{\text{s.o.}}{=} & \lim_{n \rightarrow \infty} B(2^n, P[N_{2^{-n}t} \geq 1]) [k] \\
 \lim_{n \rightarrow \infty} 2^n P \left[N_{\left(0, \frac{t}{2^n}\right]} \geq 1 \right] & \stackrel{=ct}{=} & Poi_{ct}[k] \\
 P \left[\left(\lim_{n \rightarrow \infty} N_t^n \right)^{-1} (\cdot) \right] & = & Poi_{ct}[\cdot]
 \end{aligned}$$

■

Satz 53.5 a) Die geometrische Verteilung ist gedächtnislos

$$\forall m, n \geq 0 : P[X > m + n | X > m] = P[X > n]$$

b) Die Exponentialverteilung ist gedächtnislos.

$$\forall s, t > 0 : P[X > t + s | X > s] = P[X > t]$$

Deshalb kann man mit ihnen Wartezeiten beschreiben.

Beweis. a) Wegen

$$\begin{aligned}
 P[X > m] &= \sum_{k=m+1}^{\infty} P[X = k] \stackrel{\text{Definition}}{=} \sum_{k=m+1}^{\infty} (1-q)^{k-1} q \\
 &= q(1-q)^m \sum_{k=0}^{\infty} (1-q)^k \\
 &= q(1-q)^m \frac{1}{1-(1-q)} = (1-q)^m
 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
 P[X > m + n | X > m] &= \frac{P[X > m + n, X > m]}{P[X > m]} \\
 &\stackrel{X > m+n > m}{=} \frac{P[X > m + n]}{P[X > m]} \\
 &= \frac{(1-q)^{m+n}}{(1-q)^m} = (1-q)^n \\
 &= P[X > n]
 \end{aligned}$$

b) Mit

$$P[X > t] = \int_t^\infty e^{-ax} dx = \lim_{x \rightarrow \infty} -\exp(-ax) + \exp(-at) = \exp(-at)$$

gilt

$$\begin{aligned} P[X > t + s | X > s] &\stackrel{Def}{=} \frac{P[X > t + s, X > s]}{P[X > s]} \\ &\stackrel{X > t+s > s}{=} \frac{P[X > t + s]}{P[X > s]} \\ &= \frac{\exp(-a(t + s))}{\exp(-as)} = \exp(-at) \\ &= P[X > t] \end{aligned}$$

■

Konstruktion des Wartezeitenprozesses

Satz 53.6 Sei $(N_t)_{t \geq 0}$ ein Wartezeitenprozess. Die Wahrscheinlichkeit zur Zeit s , dass man bis zum nächsten Punkt t Zeiteinheiten warten muss, wird beschrieben durch $\text{Exp}(c)$.

Beweis.

$$P[N_{(s,s+t)} = 0] = P[N_{(0,t)} = 0] = \exp(-ct)$$

■

Starte deshalb nach jedem Ereignis erneut eine unabhängige $\text{Exp}(c)$ -Wartezeit, um $(N_t)_t$ zu erzeugen.

Seien $Y_1, Y_2, \dots : (W, S, P) \rightarrow \mathbb{N}_0$ messbar und unabhängig mit $P[Y_i^{-1}(\cdot)] = \text{Exp}(c)$

Y_n := Wartezeit zwischen $n - 1$ -tem und n -tem Punkt.

$$T_n := \sum_{k=1}^n Y_k$$

:= Zeitpunkt des n -ten Punktes.

$$N_t := \max\{n \in \mathbb{N} : T_n \leq t\}$$

= Anzahl Punkte bis zur Zeit t

Satz 53.7 Es gilt

$$\{N_t = k\} = \{T_k \leq t < T_{k+1}\}$$

Beweis.

$$\begin{aligned}
 N_t = k &\iff \max\{n \in \mathbb{N} : T_n \leq t\} = k \\
 &\iff \begin{cases} \forall n > k : T_n > t \\ \forall n \leq k : T_n \leq t \end{cases} \\
 &\iff T_k \leq t < T_{k+1}
 \end{aligned}$$

■

Satz 53.8

$$\frac{a^i}{i!} = \int_0^\infty \dots \int_0^\infty 1_{\sum_{m=1}^i y_m \leq a} dy_1 \dots dy_i$$

Beweis. $i = 1$:

$$\int_0^\infty dy_1 1_{y_1 \leq a} = \int_0^\infty 1_{(-\infty, a]}(y_1) dy_1 = \int_0^a dy_1 = a$$

$i \rightarrow i + 1$: Mit $x = a - y_1$ und $dx = -dy_1$ gilt

$$\begin{aligned}
 &\int_0^\infty \dots \int_0^\infty dy_1 \dots dy_{i+1} 1_{\sum_{m=1}^{i+1} y_m \leq a} \\
 = &\int_0^\infty \dots \int_0^\infty dy_1 \dots dy_{i+1} 1_{y_1 \leq a} 1_{y_2 \leq a - y_1} \dots 1_{y_{i+1} \leq a - y_1 - \dots - y_i} \\
 = &\int_0^a \left(\int_0^{a-y_1} \dots \int_0^{a-y_1-\dots-y_i} dy_{i+1} \dots dy_2 \right) dy_1 \\
 = &\int_0^a \left(\int_0^\infty \dots \int_0^\infty 1_{\sum_{m=2}^{i+1} y_m \leq a - y_1} dy_{i+1} \dots dy_2 \right) dy_1 \\
 \stackrel{\text{Fall } i}{=} &\int_0^a \frac{(a - y_1)^i}{i!} dy_1 = - \int_a^0 \frac{x^i}{i!} dx \\
 = &\frac{a^{i+1}}{(i+1)!}
 \end{aligned}$$

■

Satz 53.9 $(N_t)_{t \geq 0}$ ist ein Wartezeitenprozess mit Parameter c .

Beweis. Da die Y_1, \dots, Y_{k+l+1} unabhängig sind, haben sie die gemeinsame Dichte

$$\prod_{j=1}^{k+l+1} c \exp(-cx_j) = c^{k+l+1} \exp\left(-c \sum_{j=1}^{k+l+1} x_j\right)$$

Für feste x_1, \dots, x_{k+l} gilt

$$\begin{aligned}
 z &= \sum_{j=1}^{k+l+1} x_j \\
 dz &= dx_{k+l+1} \\
 \int_0^\infty dx_{k+l+1} c \exp\left(-c \sum_{j=1}^{k+l+1} x_j\right) \mathbf{1}_{\sum_{j=1}^{k+l+1} x_j > t} &= \int_t^\infty c \exp(-cz) dz \\
 &= \exp(-ct)
 \end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned}
 N_s - N_0 = k &\iff N_s = k \\
 &\iff T_k \leq s < T_{k+1} \\
 N_t - \underbrace{N_s}_{=k} = l &\iff N_t = l + k \\
 &\iff T_{k+l} \leq t < T_{k+l+1}
 \end{aligned}$$

gilt für $l \geq 1$ und $2 \leq i \leq l$

$$\begin{aligned}
 y_1 &= \sum_{j=1}^{k+1} x_j - s \\
 y_i &= x_{k+i}
 \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}
& P[N_s - N_0 = k, N_t - N_s = l] \\
&= P[T_k \leq s < T_{k+1}, T_{k+l} \leq t < T_{k+l+1}] \\
&= \int_0^\infty \cdots \int_0^\infty dx_1 \dots dx_{k+l+1} c^{k+l+1} \exp\left(-c \sum_{j=1}^{k+l+1} x_j\right) \\
&\quad \mathbb{1}_{\sum_{j=1}^k x_j \leq s < \sum_{j=1}^{k+1} x_j} \mathbb{1}_{\sum_{j=1}^{k+l} x_j \leq t < \sum_{j=1}^{k+l+1} x_j} \\
&= c^{k+l} \exp(-ct) \int_0^\infty \cdots \int_0^\infty dx_1 \dots dx_{k+l} \mathbb{1}_{\sum_{j=1}^{k+l} x_j \leq t} \mathbb{1}_{\sum_{j=1}^k x_j \leq s < \sum_{j=1}^{k+1} x_j} \\
&= c^{k+l} \exp(-ct) \underbrace{\int_0^\infty \cdots \int_0^\infty dy_1 \dots dy_l \mathbb{1}_{\sum_{m=1}^l y_m \leq t-s} \mathbb{1}_{y_1 > 0}}_{= \frac{(t-s)^l}{l!}} \\
&\quad \underbrace{\int_0^\infty \cdots \int_0^\infty \mathbb{1}_{\sum_{j=1}^k x_j \leq s} dx_1 \dots dx_k}_{= \frac{s^k}{k!}} \\
&= c^{k+l} \exp(-ct) \frac{(t-s)^l}{l!} \frac{s^k}{k!}
\end{aligned}$$

d.h.

$$\begin{aligned}
& \forall 0 < s < t \quad \forall l \in \mathbb{N} \quad \forall k \in \mathbb{N}_0 : \\
& P[N_s - N_0 = k, N_t - N_s = l] \\
&= \exp(-cs) \frac{(cs)^k}{k!} \exp(-c(t-s)) \frac{(c(t-s))^l}{l!}
\end{aligned}$$

insbesondere

$N_s - N_0, N_t - N_s$ sind unabhängig

Summieren über $k \in \mathbb{N}_0$ ergibt

$$\begin{aligned}
P[N_t - N_s = l] &= \sum_{n=0}^{\infty} P[N_s - N_0 = k, N_t - N_s = l] \\
&= \exp(-c(t-s)) \frac{(c(t-s))^l}{l!} \\
&= Poi_{c(t-s)}[l] \\
P[N_t - N_s = 0] &= 1 - \sum_{l=1}^{\infty} P[N_t - N_s = l] \\
&= 1 - \sum_{l=1}^{\infty} Poi_{c(t-s)}[l] = Poi_{c(t-s)}[0]
\end{aligned}$$

Den Beweis für

$\forall n \in \mathbb{N} \forall 0 = t_0 < \dots < t_n : (N_{t_i} - N_{t_{i-1}})_{i=1}^n$ ist unabhängig

geht analog. ■

Teil IV.

Maßtheorie

54. Konvexe Funktionen

Definition 54.1 Eine Menge G heißt **konvex** \iff

$$\forall x, y \in G \forall c \in [0, 1] : cx + (1 - c)y \in G$$

Beispiel 54.2 a) $G \subset \mathbb{R}$ ist konvex \iff

G ist ein Intervall

b) Die Wahrscheinlichkeitsmaße auf (W, S) sind eine konvexe Menge.

Beweis. a) " \Rightarrow ": Betrachte Folgen $(x_n)_n$ und $(y_n)_n$ mit

$$\begin{array}{rcl} x_n & < & y_n \\ x_n & \downarrow & \inf G \\ y_n & \uparrow & \sup G \end{array}$$

Da G konvex ist, gilt

$$\forall c \in [0, 1] : cx_n + (1 - c)y_n \in G$$

Für

$$f : [0, 1] \rightarrow \mathbb{R}, c \mapsto cx_n + (1 - c)y_n$$

gilt

$$\begin{array}{rcl} f(0) & = & y_n \\ f(1) & = & x_n \end{array}$$

Da f stetig in c ist, gilt

$$\forall p \in [x_n, y_n] \exists s \in [0, 1] : f(s) = p$$

d.h.

$$\begin{array}{rcl} f([0, 1]) & = & [x_n, y_n] \\ \forall n \in \mathbb{N} : [x_n, y_n] & \subset & G \\ \bigcup_n [x_n, y_n] & \subset & G \end{array}$$

Das ergibt

$$(\inf x_n, \sup y_n) \subset G \subset [\inf x_n, \sup y_n]$$

” \Leftarrow “: Sei $G = (a, b)$ und $x, y \in G$. Dann gilt mit obigem f

$$\begin{aligned} a &< x < y < b \\ a &< f(c) < b \\ a &< cx + (1-c)y < b \\ cx + (1-c)y &\in G \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned} cm_1[\emptyset] + (1-c)m_2[\emptyset] &= 0 \\ cm_1[A] + (1-c)m_2[A] &\geq 0 \\ cm_1[W] + (1-c)m_2[W] &= c + 1 - c = 1 \\ cm_1\left[\sum_{i=1}^{\infty} A_i\right] + (1-c)m_2\left[\sum_{i=1}^{\infty} A_i\right] &= c \sum_{i=1}^{\infty} m_1[A_i] + (1-c) \sum_{i=1}^{\infty} m_2[A_i] \end{aligned}$$

■

Definition 54.3 Sei G eine konvexe Menge.

Eine Abbildung $f : G \rightarrow \mathbb{R}$ heißt **konvex** \Leftrightarrow

$$\forall x, y \in G \forall c \in (0, 1) : f(\underbrace{cx + (1-c)y}_{\in G}) \leq cf(x) + (1-c)f(y)$$

Eine Abbildung $f : G \rightarrow \mathbb{R}$ heißt **streng konvex** \Leftrightarrow

$$\forall x, y \in G \forall c \in (0, 1) : f(\underbrace{cx + (1-c)y}_{\in G}) < cf(x) + (1-c)f(y)$$

Eine Abbildung $f : G \rightarrow \mathbb{R}$ heißt **konkav** \Leftrightarrow

$$\forall x, y \in G \forall c \in (0, 1) : f(\underbrace{cx + (1-c)y}_{\in G}) \geq cf(x) + (1-c)f(y)$$

Eine Abbildung $f : G \rightarrow \mathbb{R}$ heißt **streng konkav** \Leftrightarrow

$$\forall x, y \in G \forall c \in (0, 1) : f(\underbrace{cx + (1-c)y}_{\in G}) > cf(x) + (1-c)f(y)$$

Satz 54.4 f ist konvex $\Leftrightarrow -f$ ist konkav.

Beweis.

$$\begin{aligned} f(cx + (1-c)y) &\leq cf(x) + (1-c)f(y) \\ \iff -f(cx + (1-c)y) &\geq c(-f(x)) + (1-c)(-f)(y) \end{aligned}$$

■

Satz 54.5 Sei $I \subset \mathbb{R}$ ein Intervall und $f : I \rightarrow \mathbb{R}$ konvex.

a)

$$g_x : I \setminus \{x\} \rightarrow \mathbb{R}, y \mapsto \frac{f(y) - f(x)}{y - x}$$

ist monoton wachsend.

Ist f **streng konvex**, so ist g_x streng monoton wachsend.

b) Die links- und rechtsseitige Ableitung von f existiert:

$$\begin{aligned} D^- f(x) &= \lim_{y \uparrow x} \frac{f(y) - f(x)}{y - x} = \sup_{y < x} g_x(y) \\ D^+ f(x) &= \lim_{y \downarrow x} \frac{f(y) - f(x)}{y - x} = \inf_{y > x} g_x(y) \end{aligned}$$

c) Für $x \in \overset{\circ}{I}$ gilt

$$D^- f(x) \leq D^+ f(x)$$

d) $D^- f(x)$ und $D^+ f(x)$ sind die minimale und maximale Steigung in x .

$$\begin{aligned} \forall y \in I \setminus \{x\} : f(x) + (y-x)t &\leq f(y) \\ \iff t \in [D^- f(x), D^+ f(x)] \end{aligned}$$

Ist f **streng konvex**, so gilt

$$\begin{aligned} \forall y \in I \setminus \{x\} : f(x) + (y-x)t &< f(y) \\ \iff t \in [D^- f(x), D^+ f(x)] \end{aligned}$$

e) f ist stetig in $\overset{\circ}{I}$.

f) $x \mapsto D^- f(x)$ ist monoton wachsend und linksstetig.

$x \mapsto D^+ f(x)$ ist monoton wachsend und rechtsstetig.

Beweis. a) Seien $u, v \in I \setminus \{x\}$ mit $u \leq v$.

1. Fall: Für $x < u \leq v$ gilt

$$c := \frac{u-x}{v-x} \in [0, 1]$$

und

$$\begin{aligned} & \left(1 - \frac{u-x}{v-x}\right)x + \frac{u-x}{v-x}v \\ = & \frac{(v-u)x + (u-x)v}{v-x} \\ = & u \end{aligned}$$

Da f konvex ist, gilt

$$\begin{aligned} f(u) &= f\left(\underbrace{\left(1 - \frac{u-x}{v-x}\right)}_{=1-c}x + \underbrace{\left(\frac{u-x}{v-x}\right)}_{=c}v\right) \\ &\leq \left(1 - \frac{u-x}{v-x}\right)f(x) + \frac{u-x}{v-x}f(v) \\ &= f(x) + \frac{u-x}{v-x}(f(v) - f(x)) \end{aligned}$$

und somit da $u-x > 0$

$$\frac{f(u) - f(x)}{u-x} \leq \frac{f(v) - f(x)}{v-x}$$

f streng konvex: $<$ statt \leq .

2. Fall: Für $u < x < v$ gilt

$$c := \frac{x-u}{v-u} \in [0, 1]$$

und

$$\begin{aligned} & \left(1 - \frac{x-u}{v-u}\right)u + \frac{x-u}{v-u}v \\ = & \frac{(v-x)u + (x-u)v}{v-u} \\ = & x \end{aligned}$$

Da f konvex ist, gilt

$$\begin{aligned} f(x) &= f\left(\underbrace{\left(1 - \frac{x-u}{v-u}\right)}_{=1-c}u + \underbrace{\left(\frac{x-u}{v-u}\right)}_{=c}v\right) \\ &\leq \left(1 - \frac{x-u}{v-u}\right)f(u) + \frac{x-u}{v-u}f(v) \end{aligned}$$

und somit da $u - x < 0$

$$\begin{aligned}
 & (v - u)f(x) \leq (v - x)f(u) + (x - u)f(v) \\
 \Leftrightarrow & f(u)(v - x) \geq f(v)(u - x) + f(x)(v - u) \\
 \Leftrightarrow & \frac{f(u)}{u - x} \leq \frac{f(v)}{v - x} + \frac{f(x)(v - x - (u - x))}{(u - x)(v - x)} \\
 \Leftrightarrow & \frac{f(u) - f(x)}{u - x} \leq \frac{f(v) - f(x)}{v - x}
 \end{aligned}$$

f streng konvex: $<$ statt \leq .

3. Fall: Für $u \leq v < x$ gilt

$$c := \frac{x - v}{x - u} \in [0, 1]$$

und

$$\begin{aligned}
 & \left(1 - \frac{x - v}{x - u}\right)x + \frac{x - v}{x - u}u \\
 = & \frac{(v - u)x + (x - v)u}{x - u} \\
 = & v
 \end{aligned}$$

Da f konvex ist, gilt

$$\begin{aligned}
 f(v) &= f\left(\underbrace{\left(1 - \frac{x - v}{x - u}\right)}_{=1-c}x + \underbrace{\frac{x - v}{x - u}}_{=c}u\right) \\
 &\leq \left(1 - \frac{x - v}{x - u}\right)f(x) + \frac{x - v}{x - u}f(u)
 \end{aligned}$$

und somit da $u - x < 0$ und $v - x < 0$

$$\begin{aligned}
 & (x - u)f(v) \leq (v - u)f(x) + (x - v)f(u) \\
 \Leftrightarrow & f(u)(v - x) \leq f(v)(u - x) + f(x)(v - u) \\
 \stackrel{(u-x)(v-x)>0}{\Leftrightarrow} & \frac{f(u)}{u - x} \leq \frac{f(v)}{v - x} + \frac{f(x)(v - x - (u - x))}{(u - x)(v - x)} \\
 \Leftrightarrow & \frac{f(u) - f(x)}{u - x} \leq \frac{f(v) - f(x)}{v - x}
 \end{aligned}$$

f streng konvex: $<$ statt \leq .

b) Da $g_x(y)$ monoton steigend ist, gilt für $z > x$

$$\forall y < x : g_x(y) \leq g_x(z) < \infty$$

Eine monoton steigende, beschränkte Folge hat die kleinste obere Schranke als Grenzwert

$$\begin{aligned} D^- f(x) &= \lim_{y \uparrow x} \frac{f(y) - f(x)}{y - x} \\ &= \lim_{y \uparrow x} g_x(y) \\ &= \sup_{y < x} g_x(y) \end{aligned}$$

Für $y \downarrow x$ fällt $g_x(y)$ monoton. Für $u < x$ gilt

$$\forall y > x : g_x(y) \geq g_x(u) > -\infty$$

Eine monoton fallende beschränkte Folge hat die größte untere Schranke als Grenzwert

$$\begin{aligned} D^+ f(x) &= \lim_{y \downarrow x} \frac{f(y) - f(x)}{y - x} \\ &= \lim_{y \downarrow x} g_x(y) \\ &= \inf_{y > x} g_x(y) \end{aligned}$$

c) Da $g_x(y)$ monoton ist, gilt

$$\begin{aligned} \forall y_1 < x < y_2 : \frac{f(y_1) - f(x)}{y_1 - x} &\leq \frac{f(y_2) - f(x)}{y_2 - x} \\ \forall x < y_2 : \sup_{y < x} \frac{f(y) - f(x)}{y - x} &\leq \frac{f(y_2) - f(x)}{y_2 - x} \\ \sup_{y < x} \frac{f(y) - f(x)}{y - x} &\leq \inf_{y > x} \frac{f(y) - f(x)}{y - x} \\ D^- f(x) &\leq D^+ f(x) \end{aligned}$$

d)

$$\begin{aligned} &\forall y \in I \setminus \{x\} : f(x) + (y - x)t \leq f(y) \\ \iff &\forall y \in I \setminus \{x\} : \begin{cases} t \leq \frac{f(y) - f(x)}{y - x} & \text{für } y > x \\ t \geq \frac{f(y) - f(x)}{y - x} & \text{für } y < x \end{cases} \\ \iff &\begin{cases} t \leq \inf_{y > x} \frac{f(y) - f(x)}{y - x} = D^+ f(x) \\ t \geq \sup_{y < x} \frac{f(y) - f(x)}{y - x} = D^- f(x) \end{cases} \\ \iff &D^- f(x) \leq t \leq D^+ f(x) \end{aligned}$$

Ist f streng konvex, so ist g streng monoton wachsend und

$$\begin{aligned}
 & \forall y \in I \setminus \{x\} : f(x) + (y-x)t < f(y) \\
 \iff & \forall y \in I \setminus \{x\} : \begin{cases} t < \frac{f(y) - f(x)}{y-x} & \text{für } y > x \\ t > \frac{f(y) - f(x)}{y-x} & \text{für } y < x \end{cases} \\
 g_x \text{ streng monoton wachsend} & \iff \begin{cases} t \leq \inf_{y>x} \frac{f(y) - f(x)}{y-x} = D^+ f(x) \\ t \geq \sup_{y<x} \frac{f(y) - f(x)}{y-x} = D^- f(x) \end{cases} \\
 & \iff D^- f(x) \leq t \leq D^+ f(x)
 \end{aligned}$$

e) Wegen

$$\begin{aligned}
 f(x) - f(y) & \leq (x-y)t \text{ mit } t \in [D^- f(x), D^+ f(x)] \\
 f(y) - f(x) & \leq (y-x)s \text{ mit } s \in [D^- f(y), D^+ f(y)]
 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
 & |f(x) - f(y)| \\
 & \leq |y-x| \cdot \max \{ |D^- f(x)|, |D^+ f(x)|, |D^- f(y)|, |D^+ f(y)| \}
 \end{aligned}$$

und f ist stetig.

f) Sei $x_1 < x_2$. Wegen

$$\begin{aligned}
 g_y(x_1) & \leq g_y(x_2) \\
 \frac{f(y) - f(x_1)}{y-x_1} & \leq \frac{f(y) - f(x_2)}{y-x_2}
 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
 D^- f(x_1) & = \sup_{y < x_1} \frac{f(y) - f(x_1)}{y-x_1} \\
 & \leq \sup_{y < x_1} \frac{f(y) - f(x_2)}{y-x_2} \\
 & \stackrel{x_1 < x_2}{\leq} \sup_{y < x_2} \frac{f(y) - f(x_2)}{y-x_2} \\
 & = D^- f(x_2)
 \end{aligned}$$

und $D^- f(x)$ ist monoton wachsend.

g) Sei x_2 fest. Wegen

$$D^- f(x_i) = \sup_{y < x_i} g_{x_i}(y) = \sup_{y < x_i} g_y(x_i)$$

und da g_{y_i} monoton wachsend ist, gilt

$$\begin{aligned} \exists z_1 \forall z_1 < y_1 < x_1 : |g_{y_1}(x_1) - D^- f(x_1)| &< \frac{\varepsilon}{4} \\ \exists z_2 \forall z_2 < y_2 < x_2 : |g_{y_2}(x_2) - D^- f(x_2)| &< \frac{\varepsilon}{4} \end{aligned}$$

d.h. wir benötigen

$$\max(z_1, z_2) < y_1, y_2 < x_1 < x_2$$

Wegen

$$D^- f(x) = \sup_{y < x} g_x(y) = \lim_{y \uparrow x} g_x(y)$$

ist

$$g_x : (-\infty, x] \rightarrow \mathbb{R}, y \mapsto \begin{cases} \frac{f(x) - f(y)}{x - y} \\ D^- f(x) \end{cases}$$

stetig, d.h. gleichmäßig stetig auf $[\max(z_1, z_2), x_2]$:

$$|y_1 - y_2| < \delta \Rightarrow |g_{x_2}(y_1) - g_{x_2}(y_2)| < \frac{\varepsilon}{4}$$

Wähle deshalb y_1, y_2 mit

$$\max(z_1, z_2, x_2 - \delta) < y_1, y_2 < x_2$$

Da g_{y_1} stetig in x_2 ist, gilt

$$|x_1 - x_2| < \delta_1 \Rightarrow |g_{y_1}(x_1) - g_{y_1}(x_2)| < \frac{\varepsilon}{4}$$

Wähle deshalb x_1 mit

$$\max(y_1, y_2, x_2 - \delta_1) < x_1 < x_2$$

Dann gilt

$$\begin{aligned} &|D^- f(x_1) - D^- f(x_2)| \\ &\leq |D^- f(x_1) - g_{y_1}(x_1)| + |g_{y_1}(x_1) - g_{y_1}(x_2)| \\ &\quad + \underbrace{|g_{y_1}(x_2) - g_{y_2}(x_2)|}_{=|g_{x_2}(y_1) - g_{x_2}(y_2)|} + |D^- f(x_2) - g_{y_2}(x_2)| \\ &< \varepsilon \end{aligned}$$

Für $D^+ f(x)$ genauso. ■

Definition 54.6 a) $g : I \subset \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ heißt **affin-linear** \iff

$$\exists a, b \in \mathbb{R} : g(x) = ax + b$$

b) Für $f : I \rightarrow \mathbb{R}$ sei

$$L(f) := \{g : I \rightarrow \mathbb{R}, x \mapsto ax + b, a, b \in \mathbb{R}, g \leq f\}$$

die Menge der affin-linearen Abbildungen g , die kleiner gleich f sind und

$$\sup L(f) : I \rightarrow \mathbb{R}, x \mapsto \sup_{g \in L(f)} g(x)$$

das kleinste obere Schranke all dieser Abbildungen.

Satz 54.7 a) Eine affin-lineare Funktion ist konvex.

b) Die kleinste obere Schranke konvexer Funktionen ist konvex.

c) Positive Linearkombinationen konvexer Funktionen sind konvex.

Beweis. a)

$$\begin{aligned} g(cx + (1-c)y) &= a(cx + (1-c)y) + b \\ &= cax + (1-c)ay + (c+1-c)b \\ &= cg(x) + (1-c)g(y) \end{aligned}$$

b) Seien $(f_i)_{i \in I}$ konvex, d.h.

$$\forall i \in I : f_i(cx + (1-c)y) \leq cf_i(x) + (1-c)f_i(y)$$

Wegen

$$\begin{aligned} cf_i(x) + (1-c)f_i(y) &\leq \sup_{i \in I} cf_i(x) + \sup_{i \in I} (1-c)f_i(y) \\ \sup_{i \in I} (cf_i(x) + (1-c)f_i(y)) &\leq \sup_{i \in I} cf_i(x) + \sup_{i \in I} (1-c)f_i(y) \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} \sup_{i \in I} f_i(cx + (1-c)y) &\leq \sup_{i \in I} (cf_i(x) + (1-c)f_i(y)) \\ &\leq c \sup_{i \in I} f_i(x) + (1-c) \sup_{i \in I} f_i(y) \end{aligned}$$

c) Seien $b_i \geq 0$

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n b_i f_i(cx + (1-c)y) &\leq \sum_{i=1}^n b_i (cf_i(x) + (1-c)f_i(y)) \\ &= c \sum_{i=1}^n b_i f_i(x) + (1-c) \cdot \sum_{i=1}^n b_i f_i((1-c)y) \end{aligned}$$

■

Satz 54.8 Sei $I \subset \mathbb{R}$ ein offenes Intervall und $f : I \rightarrow \mathbb{R}$.

1.) Dann sind gleichwertig

a) f ist konvex.

b) $\forall x_0 \in I \exists g_{x_0} \in L(f) : g_{x_0}(x_0) = f(x_0)$

c) $L(f) \neq \emptyset$ und $f = \sup L(f)$

d) \exists Folge $(g_n)_n$ in $L(f)$:

$$f = \lim_{n \rightarrow \infty} \max\{g_1, \dots, g_n\}$$

2.) Ist f streng konvex, gilt

$$\forall x_0 \in I \exists g_{x_0} \in L(f) : \begin{cases} g_{x_0}(x_0) = f(x_0) \\ \forall y \neq x_0 : g_{x_0}(y) < f(y) \end{cases}$$

Beweis. 1.) a) \Rightarrow b) :

$$g_{x_0} : I \rightarrow \mathbb{R}, y \mapsto f(x_0) + (y - x_0)D^+ f(x_0)$$

ist affin-linear und wegen

$$\begin{aligned} g_{x_0}(x_0) &= f(x_0) \\ \forall y \in I : g_{x_0}(y) &= f(x_0) + (y - x_0)D^+ f(x_0) \\ &\leq f(y) \end{aligned}$$

gilt

$$g_{x_0} \in L(f)$$

b) \Rightarrow c) : Sei $x_0 \in I$ beliebig. Nach Voraussetzung existiert ein $g_{x_0} \in L(f)$ mit $f(x_0) = g_{x_0}(x_0)$. Das ergibt

$$\begin{aligned} L(f) &\neq \emptyset \\ \sup L(f)(x_0) &\geq f(x_0) \end{aligned}$$

Wegen

$$\forall g \in L(f) : g \leq f$$

gilt auch

$$\sup L(f)(x_0) \leq f(x_0)$$

Da $x_0 \in I$ beliebig war, gilt

$$f = \sup L(f)$$

c) \Rightarrow a) : Da die kleinste obere Schranke konvexer Funktionen $g \in L(f)$ konvex ist und wegen $L(f) \neq \emptyset$ ist

$$f = \sup_{g \in L(f)} g$$

konvex.

b) \Rightarrow d): Sei $(x_i)_i$ eine Aufzählung von $\mathbb{Q} \cap I$. Es gilt

$$\forall x_i \in \mathbb{Q} \cap I \exists g_i \in L(f) : f(x_i) = g_i(x_i)$$

Wegen $g_i \leq f$ gilt

$$\begin{aligned} \forall 1 \leq j \leq n : f(x_j) &= \max_{1 \leq i \leq n} g_i(x_j) \\ \forall j \in \mathbb{Q} \cap I : f(x_j) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \max_{1 \leq i \leq n} g_i(x_j) \end{aligned}$$

Da f stetig ist und $\mathbb{Q} \cap I$ dicht ist in I , gilt

$$f = \lim_{n \rightarrow \infty} \max\{g_1, \dots, g_n\}$$

d) \Rightarrow a): Da die kleinste obere Schranke konvexer Funktionen konvex ist, ist

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \max\{g_1, \dots, g_n\} = \sup_{g \in L(f)} g$$

konvex.

2.) Für

$$g_{x_0} : I \rightarrow \mathbb{R}, y \mapsto f(x_0) + (y - x_0)D^+ f(x_0)$$

gilt

$$\begin{aligned} g_{x_0}(x_0) &= f(x_0) \\ g_{x_0}(y) &= f(x_0) + (y - x_0)D^+ f(x_0) \\ &< f(y) \end{aligned}$$

■

Satz 54.9 Sei $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ zweimal stetig differenzierbar. Dann ist gleichwertig

- a) f ist konvex
- b) f' ist monoton wachsend
- c) $f'' \geq 0$

Beweis. a) \Rightarrow b): In f) gezeigt.

b) \Rightarrow a): Es gilt

$$\begin{aligned} s_x &\in (x, cx + (1 - c)y) \\ s_y &\in (cx + (1 - c)y, y) \end{aligned}$$

mit

$$\frac{f(cx + (1-c)y) - f(x)}{cx + (1-c)y - x} = f'(s_x)$$

$$\frac{f(y) - f(cx + (1-c)y)}{y - (cx + (1-c)y)} = f'(s_y)$$

Das ergibt

$$s_x < s_y$$

$$f' \text{ monoton wachsend} \Rightarrow f'(s_x) \leq f'(s_y)$$

$$\Rightarrow \frac{f(cx + (1-c)y) - f(x)}{cx + (1-c)y - x} \leq \frac{f(y) - f(cx + (1-c)y)}{y - (cx + (1-c)y)}$$

$$\Leftrightarrow \frac{f(cx + (1-c)y) - f(x)}{(1-c)(y-x)} \leq \frac{f(y) - f(cx + (1-c)y)}{c(y-x)}$$

$$\Leftrightarrow f(cx + (1-c)y) \leq cf(x) + (1-c)f(y)$$

b) \Rightarrow c):

$$f''(x) = \lim_{y \searrow x} \frac{\overbrace{f'(y) - f'(x)}^{\geq 0}}{\underbrace{y - x}_{> 0}} \geq 0$$

c) \Rightarrow b): Sei $y > x$. Da f' differenzierbar ist, gilt

$$\exists p \in [x, y] : f''(p) = \frac{f'(y) - f'(x)}{y - x}$$

Wegen

$$\frac{f'(y) - f'(x)}{\underbrace{y - x}_{> 0}} = f''(p) \geq 0$$

muss $f'(y) - f'(x) \geq 0$ gelten, d.h.

$$f'(x) \leq f'(y)$$

■

Anwendung für Wahrscheinlichkeitsmaße

Satz 54.10 Sei $I \subset \mathbb{R}$ ein Intervall und $X : (W, S, P) \rightarrow I$ mit $E[|X|] < \infty$ und f konvex.

a) Für $E[X] \in \partial I$ gilt

$$X = E[X] \text{ } P\text{-fast sicher}$$

b)

$$\begin{aligned} E[f(X)^-] &< \infty \\ E[f(X)] &\geq f(E[X]) \end{aligned}$$

wobei ggf. $E[f(X)] = \infty$ möglich ist.

c) Ist f **streng konvex** und X nicht P -fast sicher konstant, so gilt

$$E[f(X)] > f(E[X])$$

Beweis. a) Sei $E[X] = \inf I$. Wegen

$$\begin{aligned} X - \inf I &\geq 0 \\ E[X - \inf I] &= E[X] - \inf I = 0 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} X - \inf I &= 0 \text{ P-fast sicher} \\ X &= E[X] \text{ P-fast sicher} \end{aligned}$$

Für $E[X] = \sup I$ genauso.

b) Da f konvex ist, gilt

$$\exists a, b \in \mathbb{R} : ax + b \leq f(x)$$

Damit gilt

$$\begin{aligned} -f(x) &\leq -ax - b \\ f^-(x) &= \max(0, -f(x)) \\ &\leq \max(0, -ax - b) \\ &\leq |b| + |a||x| \end{aligned}$$

d.h.

$$E[f(X)^-] \leq |b| + |a|E[|X|] < \infty$$

Da f konvex ist, wähle $ax + b \in L(f)$ mit

$$aE[X] + b = f(E[X])$$

Dann gilt

$$\begin{aligned} E[f(X)] &\stackrel{f \geq ax+b}{\geq} E[aX + b] \\ &= aE[X] + b \underbrace{m[W]}_{=1} = f(E[X]) \end{aligned}$$

c) Sei f streng konvex. Wähle $ax + b \in L(f)$ mit

$$\begin{aligned} f(E[X]) &= aE[X] + b \\ \forall y \neq E[X] : f(y) &> ay + b \end{aligned}$$

Nach b) gilt $E[f(X)] \geq f(E[X])$. Annahme

$$E[f(X)] = f(E[X])$$

Dann folgt

$$\begin{aligned} E[\underbrace{f(X) - aX - b}_{\geq 0}] &= E[f(X)] - aE[X] - b \\ &\stackrel{\text{Annahme}}{=} f(E[X]) - f(E[X]) = 0 \\ \Rightarrow f(X) - aX - b &= 0 \text{ P-fast sicher} \\ \Rightarrow f(X) &= aX + b \text{ P-fast sicher} \\ \forall y \neq E[X] : f(y) > ay + b &\Rightarrow X = E[X] \text{ P-fast sicher} \end{aligned}$$

ein Widerspruch, d.h.

$$E[f(X)] > f(E[X])$$

■

Satz 54.11 Sei $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$, P ein Wahrscheinlichkeitsmaß und $p < q$. Dann gilt

$$E[|X|^p]^{\frac{1}{p}} \leq E[|X|^q]^{\frac{1}{q}}$$

Beweis. Für

$$f : [0, \infty) \rightarrow [0, \infty), x \mapsto x^{q/p}$$

gilt wegen $q > p$

$$\begin{aligned} f'(x) &= \frac{q}{p} x^{\frac{q}{p}-1} \\ f''(x) &= \frac{q}{p} \left(\frac{q}{p} - 1 \right) x^{\frac{q}{p}-2} > 0 \end{aligned}$$

Damit ist f konvex und es gilt

$$\begin{aligned} f(E[X]) &\leq E[f(|X|)] \\ \left(\int |X|^p dm \right)^{q/p} &\leq \int |X|^{p \cdot q/p} dm \end{aligned}$$

Zieht man die q -te Wurzel folgt

$$\left(\int |X|^p dm \right)^{1/p} \leq \left(\int |X|^q dm \right)^{1/q}$$

■

55. L^p -Räume

Sei m ein Maß auf (W, S) .

Satz 55.1 Für $1 \leq p < \infty$ ist

$$\tilde{L}^p := \left\{ f : (W, S) \rightarrow (\overline{\mathbb{R}}, \overline{\mathbb{B}}) : \int |f|^p dm < \infty \right\}$$

ein Vektorraum.

Beweis. Null:

$$\int |0|^p dm = 0 < \infty$$

Skalarmultiplikation:

$$\int |cf|^p dm = |c|^p \int |f|^p dm < \infty$$

Addition: Mit

$$\begin{aligned} |f + g|^p &\leq (|f| + |g|)^p \\ &\leq (2 \max(|f|, |g|))^p \\ &\leq 2^p (|f|^p + |g|^p) \end{aligned}$$

folgt

$$\int |f + g|^p dm \leq 2^p \int |f|^p dm + 2^p \int |g|^p dm < \infty$$

■

Satz 55.2

$$\|\cdot\|_p : \tilde{L}^p \rightarrow [0, \infty), f \mapsto \left(\int |f|^p dm \right)^{\frac{1}{p}}$$

ist eine definierte Abbildung

Beweis. Da $0 \leq \int |f|^p dm < \infty$ ist die p -te Wurzel definiert und

$$\left(\int |f|^p dm \right)^{\frac{1}{p}} < \infty$$

■

Satz 55.3 Seien $1 < p, q < \infty$ mit $\frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1$ und $x, y \in [0, \infty]$. Dann gilt

$$xy \leq \frac{x^p}{p} + \frac{y^q}{q}$$

Beweis. Ist $x = \infty$ oder $y = \infty$ so steht rechts ∞ und die Ungleichung stimmt.

Seien $x, y < \infty$. Wegen

$$-\ln''(x) = \frac{1}{x^2} > 0$$

ist $-\ln$ konvex und es gilt

$$\begin{aligned} -\ln\left(\frac{x^p}{p} + \frac{y^q}{q}\right) &\leq \frac{1}{p}(-\ln x^p) + \frac{1}{q}(-\ln y^q) \\ &= -\ln xy \end{aligned}$$

Anwendung von \exp auf beide Seiten ergibt, da \exp monoton steigend ist,

$$xy \leq \frac{x^p}{p} + \frac{y^q}{q}$$

■

Satz 55.4 Seien $1 < p, q < \infty$ mit $\frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1$ und $f, g : (W, S) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$. Dann gilt

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

Insbesondere gilt

$$\|fg\|_1 \leq \|f\|_2 \|g\|_2$$

Beweis. Ist $\|f\|_p = \infty$ oder $\|g\|_q = \infty$, so steht rechts ∞ und die Ungleichung stimmt.

Seien $\|f\|_p, \|g\|_q < \infty$. In jedem Punkt gilt

$$\frac{|f(x)| |g(x)|}{\|f\|_p \|g\|_q} \leq \frac{1}{p} \frac{|f(x)|^p}{\|f\|_p^p} + \frac{1}{q} \frac{|g(x)|^q}{\|g\|_q^q}$$

Integration ergibt

$$\begin{aligned} &\int \frac{|f||g|}{\|f\|_p \|g\|_q} dm \\ &\leq \frac{1}{p} \int \frac{|f|^p}{\|f\|_p^p} dm + \frac{1}{q} \int \frac{|g|^q}{\|g\|_q^q} dm \\ &= \frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1 \end{aligned}$$

■

Satz 55.5 Seien $f, g : (W, S) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ und $1 \leq p < \infty$. Dann gilt

$$\begin{aligned} \|f + g\|_p &\leq \|f\|_p + \|g\|_p \\ \|cf\|_p &= |c| \|f\|_p \end{aligned}$$

Beweis. Wegen

$$\begin{aligned}
 & \|f + g\|_p^p \\
 = & \int |f + g|^p dm \\
 = & \int |f + g| |f + g|^{p-1} dm \\
 \stackrel{\Delta}{\leq} & \int |f| |f + g|^{p-1} dm + \int |g| |f + g|^{p-1} dm \\
 \stackrel{\text{s.o.}}{\leq} & \|f\|_p \| (f + g)^{p-1} \|_q + \|g\|_p \| (f + g)^{p-1} \|_q \\
 = & (\|f\|_p + \|g\|_p) \left(\int |f + g|^{q(p-1)} dm \right)^{\frac{1}{q}} \\
 \stackrel{q(p-1)=p}{=} & (\|f\|_p + \|g\|_p) \left(\int |f + g|^p dm \right)^{\frac{p}{qp}} \\
 = & (\|f\|_p + \|g\|_p) \|f + g\|_p^{\frac{p}{q}}
 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
 \|f + g\|_p & \stackrel{1=p-\frac{p}{q}}{=} \frac{\|f + g\|_p^p}{\|f + g\|_p^{\frac{p}{q}}} \\
 & \leq \|f\|_p + \|g\|_p
 \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}
 \|cf\|_p &= \left(\int |cf|^p dm \right)^{\frac{1}{p}} \\
 &= |c| \left(\int |f|^p dm \right)^{\frac{1}{p}} \\
 &= |c| \|f\|_p
 \end{aligned}$$

■

Satz 55.6

$$\begin{aligned}
 N &:= \{f \in \tilde{L}^p : f = 0 \text{ m-fast überall}\} \\
 &= \{f \in \tilde{L}^p : \|f\|_p = 0\}
 \end{aligned}$$

ist ein Untervektorraum von \tilde{L}^p .

Beweis. Wegen

$$\begin{aligned} & \|f\|_p = 0 \\ \iff & \int |f|^p dm = 0 \\ \iff & |f|^p = 0 \text{ m-fast überall} \\ \iff & |f| = 0 \text{ m-fast überall} \end{aligned}$$

sind die beiden Mengen gleich.

Dass die obere Menge ein Vektorraum ist, wurde schon gezeigt. ■

Satz 55.7 $\|\cdot\|_p$ ist eine Länge auf

$$L^p := \{f + n : f \in \tilde{L}^p, n \in N\}$$

Beweis. a) $\|\cdot\|_p$ ist unabhängig vom Vertreter aus L^p :

Seien $f \in L^p, n \in N \subset L^p$. Wegen

$$\begin{aligned} \|f\|_p &= \|f + n - n\|_p \\ &\leq \|f + n\|_p + \underbrace{\|n\|_p}_{=0} \\ &\leq \|f\|_p + \underbrace{\|n\|_p}_{=0} = \|f\|_p \end{aligned}$$

gilt

$$\forall n \in N : \|f + n\|_p = \|f\|_p$$

b) Gezeigt wurde schon

$$\begin{aligned} \|f\|_p &\geq 0 \\ \|cf\|_p &= |c| \|f\|_p \\ \|f + g\|_p &\leq \|f\|_p + \|g\|_p \\ \|f\|_p = 0 &\iff f = 0 \text{ m-fast sicher} \\ &\iff f = 0 + n \text{ mit } n \in N \end{aligned}$$

■

Definition 55.8 Seien $1 \leq p < \infty$ und $f, f_n \in L^p$ für $n \in \mathbb{N}$.

$(f_n)_n$ geht gegen f in $L^p \iff$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \|f - f_n\|_p = 0$$

$(f_n)_n$ ist eine **Cauchyfolge** in $L^p \iff$

$$\forall \varepsilon > 0 \exists n_0 \forall n, m \geq n_0 : \|f - f_n\|_p \leq \varepsilon$$

Satz 55.9 Ist $(f_n)_n$ eine Cauchyfolge in L^p , so existiert eine Teilfolge $(f_{n_k})_k$ und ein $f \in L^p$ mit

$$\begin{aligned} \lim_{k \rightarrow \infty} f_{n_k} &= f \text{ m-fast sicher} \\ \lim_{k \rightarrow \infty} \|f_{n_k} - f\|_p &= 0 \end{aligned}$$

Beweis. Die Idee ist: Addiere zu f_{n_1} ein immer späteres $f_{n_k} - f_{n_1}$
a) Da $(f_n)_n$ eine Cauchy-Folge ist, gilt

$$\forall k \geq 1 \exists n_k \in \mathbb{N} \forall m, n \geq n_k : \|f_n - f_m\|_p \leq \frac{1}{2^k}$$

Wähle jeweils das kleinste passende n_k , dann gilt

$$n_{k+1} \geq n_k$$

Setze

$$\begin{aligned} g_k &:= f_{n_{k+1}} - f_{n_k} \\ g &:= \sum_{k=1}^{\infty} |g_k| \end{aligned}$$

b) Wegen

$$\frac{d}{dx} x^p = p x^{p-1} > 0$$

ist

$$h : (0, \infty) \rightarrow (0, \infty), x \mapsto x^p$$

monoton wachsend.

c) Wegen $n_{k+1} \geq n_k$ und da $x \mapsto x^p$ stetig ist, gilt

$$\begin{aligned}
 \|g\|_p &= \left(\int \left(\lim_{N \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^N |g_k| \right)^p dm \right)^{\frac{1}{p}} \\
 &\stackrel{\text{stetig}}{=} \left(\int \lim_{N \rightarrow \infty} \left(\sum_{k=1}^N |g_k| \right)^p dm \right)^{\frac{1}{p}} \\
 &\stackrel{\text{monoton}}{=} \lim_{N \rightarrow \infty} \left(\int \left(\sum_{k=1}^N |g_k| \right)^p dm \right)^{\frac{1}{p}} \\
 &= \lim_{N \rightarrow \infty} \left\| \sum_{k=1}^N |g_k| \right\|_p \\
 &\leq \lim_{N \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^N \|g_k\|_p \\
 &= \sum_{k=1}^{\infty} \underbrace{\|f_{n_{k+1}} - f_{n_k}\|_p}_{\leq 2^{-k}} \\
 &\stackrel{n_{k+1} \geq n_k}{\leq} \sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{2^k} = 1 < \infty
 \end{aligned}$$

Somit gilt

$$\begin{aligned}
 |g|^p &< \infty \text{ m-fast überall} \\
 \sum_{k=1}^{\infty} |g_k| &< \infty \text{ m-fast überall}
 \end{aligned}$$

Damit hat die Reihe $\sum_{k=1}^{\infty} g_k$ m-fast überall einen Grenzwert. Wegen

$$\begin{aligned}
 \sum_{k=1}^N g_k &= \sum_{k=1}^N (f_{n_{k+1}} - f_{n_k}) = f_{n_{N+1}} - f_{n_1} \\
 f_{n_{N+1}} &= \sum_{k=1}^N g_k + f_{n_1} \\
 |f_{n_{N+1}}| &\leq |f_{n_1}| + \sum_{k=1}^N |g_k|
 \end{aligned}$$

hat $(f_{n_k})_k$ m -fast überall einen Grenzwert, d.h.
 $\exists A \subset S : m(A) = 0$ mit

$$\lim_{k \rightarrow \infty} f_{n_k} \text{ existiert für alle } w \in A^C$$

$$g + |f_{n_1}| < \infty \text{ für alle } w \in A^C$$

Wegen

$$\begin{aligned} \forall k \in \mathbb{N} : |f_{n_{k+1}}| &= |g_1 + \dots + g_n - f_{n_1}| \\ &\leq \sum_{n=1}^{\infty} |g_n| + |f_{n_1}| \\ &\leq g + |f_{n_1}| \end{aligned}$$

gilt

$$f := \lim_{k \rightarrow \infty} f_{n_k} 1_{A^C} \in L^p$$

b) Wegen

$$\begin{aligned} |f_{n_k} - f| &\leq |f_{n_k}| + |f| \\ &\leq 2|f_{n_1}| + 2|g| \\ |f_{n_k} - f|^p &\leq 2^p (|f_{n_1}| + |g|)^p \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} \lim_{k \rightarrow \infty} \int |f_{n_k} - f|^p dm &= \int \underbrace{\lim_{k \rightarrow \infty} |f_{n_k} - f|^p}_{=0 \text{ m-fast sicher}} dm \\ &= 0 \\ \lim_{k \rightarrow \infty} \|f_{n_k} - f\|_p &= 0 \end{aligned}$$

■

Satz 55.10 L^p ist vollständig, d.h. jede Cauchyfolge hat einen Grenzwert.

Beweis. Da jede Cauchyfolge in L^p eine Teilfolge mit einem Grenzwert $f \in L^p$ hat, hat sie f als Grenzwert. ■

Satz 55.11 Seien $f_n : (W, S, m) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit $\lim_{n \rightarrow \infty} f_n = f$ m -fast überall und es gebe ein $g \geq 0$ in L^p mit $|f_n| \leq g$ m -fast überall. Dann gilt:

$$\begin{aligned} f &\in L^p \\ \lim_{n \rightarrow \infty} \|f_n - f\|_p &= 0 \end{aligned}$$

Beweis. Wegen

$$\begin{aligned} |f_n|^p &\leq |g|^p \\ |f|^p &= \left| \lim_{n \rightarrow \infty} f_n \right|^p = \lim_{n \rightarrow \infty} |f_n|^p \\ &\leq |g|^p \end{aligned}$$

gilt

$$f \in L^p$$

Da $|g|^p$ integrierbar ist und

$$\begin{aligned} |f_n - f| &\leq 2|g| \\ |f_n - f|^p &\leq 2^p |g|^p \end{aligned}$$

gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \int |f_n - f|^p dm = \int \lim_{n \rightarrow \infty} |f_n - f|^p dm = 0$$

■

56. Der Raum L^∞

Sei m ein Maß auf (W, S) .

Satz 56.1

$$\begin{aligned}\tilde{L}^\infty &:= \{f : (W, S) \rightarrow (\overline{\mathbb{R}}, \overline{\mathbb{B}}) \mid f \text{ ist } m\text{-fast sicher beschränkt}\} \\ &= \{f : (W, S) \rightarrow (\overline{\mathbb{R}}, \overline{\mathbb{B}}) \mid \exists K \in \mathbb{N} : |f| \leq K \text{ } m\text{-fast sicher}\}\end{aligned}$$

ist ein Vektorraum.

Beweis. Null: Die Nullfunktion ist beschränkt.

Für $f, g \in L^\infty$ gibt es ein K mit

$$m[|f| > K] = 0 = m[|g| > K]$$

Skalarmultiplikation:

$$m[|cf| > |c|K] = m[|f| > K] = 0$$

Addition: Aus $|f|, |g| \leq K$ folgt

$$|f + g| \leq |f| + |g| \leq 2K$$

Verneinung ergibt: Aus $|f + g| > 2K$ folgt

$$|f| > K \text{ oder } |g| > K$$

Das ergibt

$$\{|f + g| > 2K\} \subset \{|f| > K\} \cup \{|g| > K\}$$

und

$$\begin{aligned}m[|f + g| \geq 2K] &\leq m[\{|f| \geq K\} \cup \{|g| \geq K\}] \\ &\leq m[|f| \geq K] + m[|g| \geq K] \\ &= 0\end{aligned}$$

Somit gilt

$$cf, f + g \in \tilde{L}^\infty$$

■

Satz 56.2

$$\|\cdot\|_\infty: \tilde{L}^\infty \rightarrow [0, \infty), f \mapsto \inf\{K > 0 : m[|f| > K] = 0\}$$

ist eine definierte Abbildung und es gilt

- a) $\forall K < \|f\|_\infty: m[|f| > K] > 0$
- b) $\forall K \geq \|f\|_\infty: m[|f| > K] = 0$

Beweis. Da $f \in \tilde{L}^\infty$ gibt es ein $K > 0$ mit $m[|f| > K] = 0$.
Damit ist die größte untere Schranke endlich und ≥ 0 .

a) Nach der Definition der größten unteren Schranke gilt

$$\forall n \in \mathbb{N}: m \left[|f| > \|f\|_\infty + \frac{1}{n} \right] = 0$$

und somit

$$\begin{aligned} m[|f| > \|f\|_\infty] &= m \left[\bigcap_{n=1}^{\infty} \left\{ |f| > \|f\|_\infty + \frac{1}{n} \right\} \right] \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \underbrace{m \left[|f| > \|f\|_\infty + \frac{1}{n} \right]}_{=0} \\ &= 0 \end{aligned}$$

b) Annahme:

$$\exists K < \|f\|_\infty: m[|f| > K] = 0$$

Dann gilt

$$\|f\|_\infty = \inf_{K < \|f\|_\infty} \{K > 0 : m[|f| > K] = 0\}$$

ein Widerspruch.

■

Satz 56.3 Seien $f, g : (W, S) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$ in L^∞ . Dann gilt

$$\begin{aligned} \|cf\|_\infty &= |c| \|f\|_\infty \\ \|f+g\|_\infty &\leq \|f\|_\infty + \|g\|_\infty \end{aligned}$$

Beweis. Für $c = 0$ gilt

$$\|cf\|_\infty = \|0\|_\infty = 0 = 0 \cdot \|f\|_\infty$$

Sei $c \neq 0$. Wegen

$$|f| > K \iff |c||f| > |c|K$$

gilt

$$\begin{aligned} \|cf\|_\infty &= \inf\{K > 0 : m[|cf| > K] = 0\} \\ &= \inf\{|c|K > 0 : m[|cf| > |c|K] = 0\} \\ &\stackrel{|c|>0}{=} |c| \inf\{K > 0 : m[|f| > K] = 0\} \\ &= |c| \|f\|_\infty \end{aligned}$$

Aus

$$\begin{aligned}|f(w)| &\leq \|f\|_\infty \\ |g(w)| &\leq \|g\|_\infty\end{aligned}$$

folgt

$$\begin{aligned}|f(w) + g(w)| &\leq |f(w)| + |g(w)| \\ &\leq \|f\|_\infty + \|g\|_\infty\end{aligned}$$

Verneinung ergibt: Aus

$$|f(w)| + |g(w)| > \|f\|_\infty + \|g\|_\infty$$

folgt

$$|f(w)| > \|f\|_\infty \text{ oder } |g(w)| > \|g\|_\infty$$

Das ergibt

$$\begin{aligned}&m[|f+g| > \|f\|_\infty + \|g\|_\infty] \\ &\leq m[|f| > \|f\|_\infty \cup |g| > \|g\|_\infty] \\ &\leq m[|f| > \|f\|_\infty] + m[|g| > \|g\|_\infty] \\ &= 0\end{aligned}$$

Damit gilt

$$\begin{aligned}\|f+g\|_\infty &= \inf\{K > 0 : m[|f+g| > K] = 0\} \\ &\leq \|f\|_\infty + \|g\|_\infty\end{aligned}$$

■

Satz 56.4

$$\begin{aligned}N &:= \{f \in \tilde{L}^\infty : f = 0 \text{ m-fast überall}\} \\ &= \inf\{K > 0 : m[|f| > K] = 0\}\end{aligned}$$

ist ein Untervektorraum von \tilde{L}^∞ .

Beweis. Die Mengen sind gleich nach der Definition von m-fast überall. Dass N ein Vektorraum ist, wurde schon gezeigt. ■

Satz 56.5 $\|\cdot\|_\infty$ ist eine Länge auf

$$L^\infty := \{f + n : f \in \tilde{L}^\infty, n \in N\}$$

Beweis. a) $\|\cdot\|_\infty$ ist unabhängig vom Vertreter aus L^∞
 Seien $f \in L^\infty, n \in N \subset L^\infty$. Wegen

$$\begin{aligned} \|f\|_\infty &= \|f + n - n\|_\infty \\ &\leq \|f + n\|_\infty + \underbrace{\|n\|_\infty}_{=0} \\ &\leq \|f\|_\infty + \underbrace{\|n\|_\infty}_{=0} = \|f\|_\infty \end{aligned}$$

gilt

$$\forall n \in N : \|f + n\|_\infty = \|f\|_\infty$$

b) Gezeigt wurde schon

$$\begin{aligned} \|f\|_\infty &\geq 0 \\ \|cf\|_\infty &= |c| \|f\|_\infty \\ \|f + g\|_\infty &= \|f\|_\infty + \|g\|_\infty \\ \|f\|_\infty = 0 &\iff f = 0 \text{ m-fast überall} \\ &\iff f \in 0 + n \text{ mit } n \in N \end{aligned}$$

■

Definition 56.6 Seien $f, f_n \in L^\infty$ für $n \in \mathbb{N}$.
 $(f_n)_n$ geht gegen f in $L^\infty \iff$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \|f - f_n\|_\infty = 0$$

$(f_n)_n$ ist eine **Cauchyfolge** in $L^\infty \iff$

$$\forall \varepsilon > 0 \exists n_0 \in \mathbb{N} \forall n, m \geq n_0 : \|f - f_n\|_\infty < \varepsilon$$

Satz 56.7 L^∞ ist vollständig, d.h. jede Cauchyfolge hat einen Grenzwert in L^∞ .

Beweis. Da $(f_n)_n$ eine Cauchyfolge in L^∞ ist, gilt:

$$\forall k \geq 1 \exists n_k \forall n, m \geq n_k : \|f_n - f_m\|_\infty \leq \frac{1}{k}$$

Wählt man das jeweilige n_k minimal, so gilt

$$n_k \leq n_{k+1}$$

Sei

$$\begin{aligned} M_1 &:= \bigcup_{n=1}^{\infty} \{ |f_n| > \|f_n\|_{\infty} \} \\ M_2 &:= \bigcup_{m,n=1}^{\infty} \{ |f_n - f_m| > \|f_n - f_m\|_{\infty} \} \\ M &:= M_1 \cup M_2 \end{aligned}$$

Dann gilt

$$\begin{aligned} m[M] &\leq \sum_{n=1}^{\infty} m[|f_n| > \|f_n\|_{\infty}] + \sum_{m,n=1}^{\infty} m[|f_n - f_m| > \|f_n - f_m\|_{\infty}] \\ &= 0 \end{aligned}$$

Wegen

$$\forall x \in M^C \quad \forall k \geq 1 \quad \exists n_k \quad \forall n, m \geq n_k : |f_n(x) - f_m(x)| \leq \frac{1}{k}$$

ist $(f_n(w))_n$ auf M^C eine Cauchyfolge in \mathbb{R} und hat einen Grenzwert $f(w)$.
Für

$$f := \lim_{n \rightarrow \infty} f_n \mathbb{1}_{M^C}$$

gilt

$$\begin{aligned} \forall x \in M^C : |f(x)| &\leq |f(x) - f_n(x)| + |f_n(x)| \\ &= \lim_{m \rightarrow \infty} |f_m(x) - f_n(x)| + |f_n(x)| \\ &\leq \frac{1}{k} + \|f_n\|_{\infty} \end{aligned}$$

d.h.

$$M^C \cap \left\{ x \in W : |f(x)| > \frac{1}{k} + \|f_n\|_{\infty} \right\} = \emptyset$$

und

$$\begin{aligned} &m \left[|f| > \|f_n\|_{\infty} + \frac{1}{k} \right] \\ &= m \left[M \cap \left\{ |f| > \|f_n\|_{\infty} + \frac{1}{k} \right\} + M^C \cap \left\{ |f| > \|f_n\|_{\infty} + \frac{1}{k} \right\} \right] \\ &\leq m[M] + m[\emptyset] = 0 \end{aligned}$$

und somit

$$f \in L^{\infty}$$

■

Satz 56.8 Für $f \in L^1$ und $g \in L^\infty$ gilt

$$\|fg\|_1 \leq \|g\|_\infty \|f\|_1$$

Beweis. Sei $M = \{|g| > \|g\|_\infty\}$. Wegen

$$\begin{aligned} m[M] &= m[|g| > \|g\|_\infty] = 0 \\ \forall x \in M^C : |f(x)g(x)| &\leq |f(x)| \|g\|_\infty \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} \int |fg| dm &= \int |fg| 1_{M^C} dm \\ &\leq \int |f| \|g\|_\infty 1_{M^C} dm \\ &= \|g\|_\infty \int |f| dm \\ &= \|g\|_\infty \|f\|_1 \end{aligned}$$

■

57. Grenzwertbegriffe

Sei P ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf (W, S) . Hier noch einmal die verschiedenen Möglichkeiten, einen Grenzwert zu definieren.

Definition 57.1 Seien $X, X_1, X_2, \dots : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$.
 $(X_n)_n$ geht nach **Wahrscheinlichkeit P gegen X** \iff

$$\forall \varepsilon > 0 : \lim_{n \rightarrow \infty} P[|X_n - X| \geq \varepsilon] = 0$$

$(X_n)_n$ geht **P -fast sicher gegen X** \iff

$$P\left[\left\{w \in W : \lim_{n \rightarrow \infty} (X_n(w) - X(w)) = 0\right\}\right] = 1$$

d.h. bis auf eine Nullmenge geht $(X_n(w) - X(w))_n$ punktweise gegen 0.
 $(X_n)_n$ geht in L^p gegen X für $1 \leq p < \infty$ \iff

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[|X_n - X|^p]^{\frac{1}{p}} = \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\int |X_n - X|^p dP\right)^{\frac{1}{p}} = 0$$

Satz 57.2 Es gilt

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X \text{ } P\text{-fast sicher} \\ \iff \forall \varepsilon > 0 : \lim_{n \rightarrow \infty} P\left[\sup_{k \geq n} |X_k - X| \geq \varepsilon\right] = 0 \\ \iff \forall \varepsilon > 0 : \lim_{n \rightarrow \infty} P\left[\sup_{k \geq n} |X_k - X| > \varepsilon\right] = 0 \end{aligned}$$

Beweis. Wegen

$$\begin{aligned} \left\{\sup_{k \geq n} |X_k - X| \geq \frac{\varepsilon}{2}\right\} &\subset \left\{\sup_{k \geq n} |X_k - X| > \varepsilon\right\} \\ &\subset \left\{\sup_{k \geq n} |X_k - X| \geq \varepsilon\right\} \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} P\left[\sup_{k \geq n} |X_k - X| \geq \frac{\varepsilon}{2}\right] &\leq P\left[\sup_{k \geq n} |X_k - X| > \varepsilon\right] \\ &\leq P\left[\sup_{k \geq n} |X_k - X| \geq \varepsilon\right] \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\sup_{k \geq n} |X_k - X| \geq \frac{\varepsilon}{2} \right] &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\sup_{k \geq n} |X_k - X| > \varepsilon \right] \\ &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\sup_{k \geq n} |X_k - X| \geq \varepsilon \right] \end{aligned}$$

und die unteren beiden Aussagen sind gleichwertig.
Setze

$$\begin{aligned} A_n &:= \left\{ \sup_{k \geq n} |X_k - X| \geq \varepsilon \right\} \\ &= \{w \in W \mid \exists k \geq n : |X_k(w) - X(w)| \geq \varepsilon\} \\ C &:= \left\{ \lim_{n \rightarrow \infty} X_n(w) = X(w) \right\} \end{aligned}$$

Dann gilt

$$\begin{aligned} A_n &= \{\exists k \geq n : |X_k - X| \geq \varepsilon\} \\ &\supset \{\exists k \geq n+1 : |X_k - X| \geq \varepsilon\} \\ &= A_{n+1} \end{aligned}$$

" \Rightarrow ": Sei $\varepsilon > 0$. Wegen

$$w \in A_n \iff \exists k \geq n : |X_k(w) - X(w)| \geq \varepsilon$$

gilt

$$\begin{aligned} w \in C &\iff \lim_{n \rightarrow \infty} X_n(w) = X(w) \\ &\iff \exists n_0 \forall k \geq n_0 : |X_k(w) - X(w)| < \varepsilon \\ &\Rightarrow \exists n_0 : w \notin A_{n_0} \\ &\Rightarrow C \cap \bigcap_{n=1}^{\infty} A_n = \emptyset \end{aligned}$$

d.h.

$$A_n \cap C \downarrow \bigcap_{n=1}^{\infty} (A_n \cap C) = C \cap \bigcap_{n=1}^{\infty} A_n = \emptyset$$

Da $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X$ P-fast sicher, gilt

$$\begin{aligned} P[C] &= 1 \\ P[A_n \cap C] &= P[A_n \cap C] + \underbrace{P[A_n \cap C^c]}_{\leq P[C^c]=0} \\ &= P[A_n] \end{aligned}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\sup_{k \geq n} |X_k - X| \geq \varepsilon \right] &\stackrel{\text{Def } A_n}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} P[A_n] \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} P[A_n \cap C] \\ &= P \left[C \cap \bigcap_{n=1}^{\infty} A_n \right] = 0 \end{aligned}$$

" \Leftarrow ": Wegen

$$\begin{aligned} &w \in C^C \\ \Leftrightarrow &(X_n(w))_n \text{ geht nicht gegen } X(w) \\ \Leftrightarrow &\exists N \in \mathbb{N} \forall n \in \mathbb{N} \exists k \geq n : |X_k(w) - X(w)| \geq \frac{1}{N} \\ \Leftrightarrow &\exists N \in \mathbb{N} \forall n \in \mathbb{N} : \sup_{k \geq n} |X_k(w) - X(w)| \geq \frac{1}{N} \end{aligned}$$

gilt

$$C^C = \bigcup_{N=1}^{\infty} \bigcap_{n=1}^{\infty} \left\{ \sup_{k \geq n} |X_k - X| \geq \frac{1}{N} \right\}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} P[C^C] &\leq \sum_{N=1}^{\infty} P \left[\bigcap_{n=1}^{\infty} \left\{ \sup_{k \geq n} |X_k - X| \geq \frac{1}{N} \right\} \right] \\ &= \sum_{N=1}^{\infty} \underbrace{\lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\sup_{k \geq n} |X_k - X| \geq \frac{1}{N} \right]}_{=0} \\ &= 0 \\ P[C] &= 1 - P[C^C] = 1 \end{aligned}$$

■

Satz 57.3 a) Aus $\lim_{n \rightarrow \infty} E[|X_n - X|^p]^{\frac{1}{p}} = 0$ für $1 \leq p < \infty$ folgt X_n geht gegen X nach Wahrscheinlichkeit.

b) Aus $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X$ P -fast sicher folgt X_n geht gegen X nach Wahrscheinlichkeit.

Beweis. a) Sei $\varepsilon > 0$ beliebig.

$$\begin{aligned} & \lim_{n \rightarrow \infty} P[|X_n - X| \geq \varepsilon] \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} P[|X_n - X|^p \geq \varepsilon^p] \\ &\leq \frac{1}{\varepsilon^p} \lim_{n \rightarrow \infty} E[|X_n - X|^p] \\ &= 0 \end{aligned}$$

b) Da $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X$ P-fast sicher, gilt

$$\forall \varepsilon > 0 : \lim_{k \rightarrow \infty} P \left[\sup_{k \geq n} |X_k - X| \geq \varepsilon \right] = 0$$

Wegen

$$\begin{aligned} \{|X_n - X| \geq \varepsilon\} &\subset \bigcup_{k \geq n} \{|X_k - X| \geq \varepsilon\} \\ &= \{\exists k \geq n : |X_k - X| \geq \varepsilon\} \\ &= \sup_{k \geq n} \{|X_k - X| \geq \varepsilon\} \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} P[|X_n - X| \geq \varepsilon] &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\sup_{k \geq n} |X_k - X| \geq \varepsilon \right] \\ &= 0 \end{aligned}$$

■

Satz 57.4 *Es sind gleichwertig:*

- a) X_n geht gegen X nach Wahrscheinlichkeit.
- b) Jede Teilfolge $(X_{n_k})_k$ von $(X_n)_n$ hat eine weitere Teilfolge $(X_{n_{\bar{k}}})$, die P-fast sicher einen Grenzwert hat.

Beweis. a) \Rightarrow b): Sei $(X_{n_k})_k$ eine Teilfolge von $(X_n)_n$.

$$\begin{aligned} & X_n \text{ geht gegen } X \text{ nach Wahrscheinlichkeit} \\ \iff & \forall \varepsilon > 0 : \lim_{n \rightarrow \infty} P[|X_n - X| \geq \varepsilon] = 0 \\ \iff & \forall \varepsilon, \delta > 0 \exists n_0 \forall n \geq n_0 : P[|X_n - X| \geq \varepsilon] < \delta \\ \Rightarrow & \forall \varepsilon > 0 \forall k \geq 1 \exists N_k \forall n \geq N_k : P[|X_n - X| \geq \varepsilon] \leq \frac{1}{k^2} \end{aligned}$$

Konstruiere eine Teilfolge $(X_{n_{\bar{k}}})_k$ von $(X_{n_k})_k$ durch

$$n_{\bar{k}+1} > N_{k+1} \geq n_{\bar{k}}$$

Dann gilt

$$\begin{aligned}
 P \left[\sup_{n_{\bar{k}} \geq n} |X_{n_{\bar{k}}} - X| \geq \varepsilon \right] &= P \left[\bigcup_{n_{\bar{k}} \geq n} \{|X_{n_{\bar{k}}} - X| \geq \varepsilon\} \right] \\
 &\leq \sum_{n_{\bar{k}} \geq n} P [|X_{n_{\bar{k}}} - X| \geq \varepsilon] \\
 &\leq \sum_{j=n}^{\infty} \frac{1}{j^2} \\
 \lim_{n \rightarrow \infty} P \left[\sup_{n_{\bar{k}} \geq n} |X_{n_{\bar{k}}} - X| \geq \varepsilon \right] &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=n}^{\infty} \frac{1}{j^2} = 0 \\
 \lim_{\bar{k} \rightarrow \infty} X_{n_{\bar{k}}} &= X \text{ P-fast sicher}
 \end{aligned}$$

b) \Rightarrow a): Zeige $\neg a) \Rightarrow \neg b)$: Wegen

$$\begin{aligned}
 &X_n \text{ geht gegen } X \text{ nach Wahrscheinlichkeit} \\
 \Leftrightarrow &\forall \varepsilon, \delta > 0 \exists N \forall n \geq N : P [|X_n - X| \geq \varepsilon] < \delta
 \end{aligned}$$

ergibt die Verneinung:

$$\begin{aligned}
 &X_n \text{ geht nicht gegen } X \text{ nach Wahrscheinlichkeit} \\
 \Leftrightarrow &\exists \varepsilon, \delta > 0 \forall N \exists n \geq N : P [|X_n - X| \geq \varepsilon] \geq \delta
 \end{aligned}$$

d.h. es gibt eine Teilfolge $(X_{n_k})_k$ mit

$$\forall k \in \mathbb{N} : P [|X_{n_k} - X| \geq \varepsilon] \geq \delta$$

Dann gehen alle Teilfolgen von $(X_{n_k})_k$ nicht P-fast sicher gegen X . ■

Satz 57.5 a) Aus X_n geht gegen X nach Wahrscheinlichkeit folgt **nicht** $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X$ P-fast sicher.

b) Aus $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X$ P-fast sicher folgt **nicht** $\lim_{n \rightarrow \infty} \|X_n - X\|_p = 0$.

c) Aus X_n geht gegen X nach Wahrscheinlichkeit folgt **nicht** $\lim_{n \rightarrow \infty} \|X_n - X\|_p = 0$.

Beweis. a) Das wandernde Rechteck: Seien $([0, 1], \mathbb{B}, l)$ und $A_{k,m} = [\frac{k-1}{m}, \frac{k}{m})$, d.h.

$$\begin{aligned} A_1 &= [0, 1) \\ A_{21} &= \left[0, \frac{1}{2}\right) \\ A_{22} &= \left[\frac{1}{2}, 1\right) \\ A_{31} &= \left[0, \frac{1}{3}\right) \\ A_{32} &= \left[\frac{1}{3}, \frac{2}{3}\right), \dots \end{aligned}$$

Sei $(A_n)_n$ die Aufzählung der $(A_{k,m})_{1 \leq k \leq m, m \in \mathbb{N}}$. Wegen

$$\begin{aligned} \lim_{k,m \rightarrow \infty} E[1_{A_{k,m}} - 0] &= \lim_{n \rightarrow \infty} \int 1_{A_{k,m}} dP \\ &= \lim_{m \rightarrow \infty} \frac{1}{m} = 0 \end{aligned}$$

gilt X_n geht gegen X nach Wahrscheinlichkeit.

Da das Rechteck immer wieder durch das Intervall wandert gilt

$$\begin{aligned} \limsup_{n \rightarrow \infty} X_n &= 1 \\ \liminf_{n \rightarrow \infty} X_n &= 0 \\ \left\{ w \in W : \lim_{n \rightarrow \infty} X_n(w) = X(w) \right\} &= \emptyset \\ P \left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X \right] &= 0 \end{aligned}$$

b) und c) Seien $([0, 1], \mathbb{B}|_{[0,1]}, l)$ und

$$\begin{aligned} X &\equiv 0 \\ X_n(w) &= (n+1)w^n \end{aligned}$$

Für $w \in [0, 1)$ gilt

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} (n+1)w^n &= \lim_{n \rightarrow \infty} nw^n + \underbrace{\lim_{n \rightarrow \infty} w^n}_{=0, \text{ da } w < 1} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} n \exp(-n(-\ln w)) = 0 \end{aligned}$$

Für $w = 1$ gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} (n+1)w^n = \lim_{n \rightarrow \infty} (n+1) = \infty$$

Somit gilt $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X$ P-fast sicher.
Damit folgt X_n geht gegen X nach Wahrscheinlichkeit.
Aber für $p > 1$ gilt

$$\begin{aligned}\lim_{n \rightarrow \infty} E[|X_n - X|^p] &= \lim_{n \rightarrow \infty} \int_0^1 (n+1)^p w^{np} dw \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{(n+1)^p}{np+1} \\ &= \infty \neq 0\end{aligned}$$

■

58. Gleichgradige Integrierbarkeit

Sei im ganzen Kapitel (W, S, m) mit $m[W] < \infty$.

Satz 58.1 Für $(X_i)_{i \in I}$ mit $X_i \in L^1$ sind gleichwertig:

- a) $\lim_{a \rightarrow \infty} \sup_{i \in I} \int 1_{|X_i| > a} |X_i| dm = 0$
- b) $K := \sup_{i \in I} \int |X_i| dm < \infty$
- $\forall \varepsilon > 0 \exists \delta > 0 : \left(m[A] < \delta \Rightarrow \sup_{i \in I} \int_A |X_i| dm \leq \varepsilon \right)$

Ist die Menge A klein genug, so sind alle Integrale kleiner als ε .
Dann heißt die Familie $(X_i)_i$ **gleichgradig integrierbar**.

Beweis. a) \Rightarrow b): Sei $\varepsilon > 0$ beliebig. Wegen

$$\exists a \in \mathbb{R} : \sup_{i \in I} \int_{|X_i| > a} |X_i| dm < \frac{\varepsilon}{2}$$

gilt

$$\begin{aligned} & \sup_{i \in I} \int |X_i| dm \\ & \leq \sup_{i \in I} \int |X_i| 1_{|X_i| > a} dm + \sup_{i \in I} \int \underbrace{|X_i| 1_{|X_i| \leq a}}_{\leq a} dm \\ & < \frac{\varepsilon}{2} + a \underbrace{m[W]}_{< \infty} < \infty \end{aligned}$$

Für $m[A] < \frac{\varepsilon}{2a}$ gilt

$$\begin{aligned} & \sup_{i \in I} \int_A |X_i| dm \\ & \leq \sup_{i \in I} \int_{A \cap \{|X_i| > a\}} |X_i| dm + \sup_{i \in I} \int_{A \cap \{|X_i| \leq a\}} \underbrace{|X_i|}_{\leq a} dm \\ & \leq \sup_{i \in I} \int_{\{|X_i| > a\}} |X_i| dm + a \underbrace{\sup_{i \in I} \int_A dm}_{=m[A]} \\ & < \frac{\varepsilon}{2} + a \frac{\varepsilon}{2a} = \varepsilon \end{aligned}$$

b) \Rightarrow a):

$$\begin{aligned} \forall i \in I : K &\geq \int_W |X_i| dm \\ &\geq \int_{\{|X_i| \geq a\}} \underbrace{|X_i|}_{\geq a} dm \\ &\geq a \cdot m[\{|X_i| \geq a\}] \end{aligned}$$

Wählt man a groß genug, so gilt

$$\forall i \in I : m[\{|X_i| \geq a\}] \leq \frac{K}{a} < \delta$$

und somit

$$\sup_{i \in I} \int_{\{|X_i| \geq a\}} |X_i| dm < \varepsilon$$

Da $\varepsilon > 0$ beliebig gewählt war, gilt

$$\lim_{a \rightarrow \infty} \sup_{i \in I} \int_{\{|X_i| \geq a\}} |X_i| dm = 0$$

■

Satz 58.2 a) $f \in L^1$ ist gleichgradig integrierbar.

b) Sind $f_1, \dots, f_k \in L^1(m)$, so ist $(f_i)_{1 \leq i \leq k}$ gleichgradig integrierbar.

c) Ist $(f_i)_{i \in I}$ gleichgradig integrierbar, so ist $(|f_i|)_{i \in I}$ gleichgradig integrierbar.

d) Ist $(f_i)_{i \in I}$ gleichgradig integrierbar und gilt

$$\forall g_j \exists f_i : |g_j| \leq |f_i|$$

so ist $(g_j)_{j \in J}$ gleichgradig integrierbar.

Beweis. a) Sei $(a_n)_n$ eine monoton steigende Folge in $[0, \infty)$ mit $\lim_{n \rightarrow \infty} a_n = \infty$. Wegen

$$\begin{aligned} x \in \{|f| > a_{n+1}\} &\iff |f(x)| > a_{n+1} \\ &\implies |f(x)| > a_n \\ &\iff x \in \{|f| > a_n\} \end{aligned}$$

ist $(\{|f| > a_n\})_n$ monoton fallend und somit

$$\begin{aligned} & \lim_{n \rightarrow \infty} m[\{|f| > a_n\}] \\ &= m\left[\bigcap_{n=1}^{\infty} \{|f| > a_n\}\right] \\ \lim_{n \rightarrow \infty} a_n = \infty & \quad m[|f| = \infty] \\ \underline{f \in L^1} & \quad 0 \end{aligned}$$

Damit gilt

$$\begin{aligned} & \lim_{n \rightarrow \infty} \int |f| 1_{|f| > a_n} dm \\ |f| 1_{|f| > a_n} \leq |f| \in L^1 & \quad \int \lim_{n \rightarrow \infty} |f| 1_{|f| > a_n} dm \\ &= \int \underbrace{1_{|f| = \infty}}_{=0 \text{ m-fast sicher}} |f| dm \\ &= 0 \end{aligned}$$

b) Nach a) gilt:

$$\forall 1 \leq i \leq k \exists a_{n_i} : \int_{\{|f_i| > a_{n_i}\}} |f_i| dm < \varepsilon$$

Für $a = \max_{i=1}^n a_{n_i}$ gilt

$$\sup_{i \in \{1, \dots, k\}} \int_{\{|f_i| > a\}} |f_i| dm < \varepsilon$$

Da $\varepsilon > 0$ beliebig gewählt war, gilt

$$\lim_{a \rightarrow \infty} \sup_{i \in I} \int_{\{|f_i| \geq a\}} |f_i| dm = 0$$

c) Da in der Definition nur Beträge $|f_i|$ stehen.

d) Wegen

$$\begin{aligned} |g_j| > a & \Rightarrow |f_i| \geq |g_j| > a \\ \{w \in W : |g_j(w)| > a\} & \subset \{w \in W : |f_i(w)| > a\} \\ 1_{|g_j| > a} & \leq 1_{|f_i| > a} \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} \int |g_j| 1_{|g_j|>a} dm &\leq \int |f_i| 1_{|f_i|>a} dm \\ \limsup_{a \rightarrow \infty} \sup_{j \in J} \int |g_j| 1_{|g_j|>a} dm &\leq \limsup_{a \rightarrow \infty} \sup_{i \in I} \int |f_i| 1_{|f_i|>a} dm \\ &= 0 \end{aligned}$$

■

Satz 58.3 a) Sind $(f_i)_{i \in I}, (g_j)_{j \in J}$ gleichgradig integrierbar, so sind auch

$$(f_i + g_j)_{i,j}, (f_i - g_j)_{i,j}$$

gleichgradig integrierbar.

b) Ist $f \in L^1$ und $(f_i)_i$ gleichgradig integrierbar, so ist

$$(f_i - f)_i$$

gleichgradig integrierbar.

Beweis. a)

$$\begin{aligned} \sup_{i,j} \int |f_i \pm g_j| dm &\leq \sup_{i,j} \int |f_i| dm + \sup_{i,j} \int |g_j| dm \\ &< \infty \end{aligned}$$

Sei $\varepsilon > 0$ beliebig. Es gibt $\delta_1, \delta_2 > 0$ mit

$$\begin{aligned} P[A] < \delta_1 &\Rightarrow \sup_{i \in I} \int_A |f_i| dm < \frac{\varepsilon}{2} \\ P[A] < \delta_2 &\Rightarrow \sup_{j \in J} \int_A |g_j| dm < \frac{\varepsilon}{2} \end{aligned}$$

Dann gilt für $P[A] < \delta := \min(\delta_1, \delta_2)$

$$\begin{aligned} \sup_{i,j} \int_A |f_i \pm g_j| dm &\leq \sup_{i,j} \int_A |f_i| dm + \sup_{i,j} \int_A |g_j| dm \\ &< \frac{\varepsilon}{2} + \frac{\varepsilon}{2} = \varepsilon \end{aligned}$$

b) f ist gleichgradig integrierbar.

Mit a) ist $(f - f_i)_i$ gleichgradig integrierbar. ■

Satz 58.4 Sei $b > 0$.

$$g : [0, \infty) \rightarrow [0, \infty), x \mapsto (x - b) 1_{\{x \geq b\}}$$

ist konvex.

Beweis. 1. Fall: $x, y \in (-\infty, b]$ oder $x, y \in [b, \infty)$. Wegen

$$\begin{aligned} g''|_{(-\infty, b]} &= 0 \\ g''|_{[b, \infty)} &= 0 \end{aligned}$$

ist g konvex auf $(-\infty, b]$ und auf $[b, \infty)$.

2. Fall: Sei $x < b < y$ und $z \in [b, y)$. Für

$$c := \frac{y-z}{y-x} \in [0, 1]$$

gilt

$$\begin{aligned} & cx + (1-c)y \\ &= \frac{y-z}{y-x}x + \frac{z-x}{y-x}y \\ &= \frac{z(y-x)}{y-x} = z \end{aligned}$$

Wegen $x < b \leq z < y$ und

$$\begin{aligned} z-b &\leq \frac{z-x}{y-x}(y-b) \\ \iff (z-b)(y-x) &\leq (z-x)(y-b) \\ \iff zy - zx - by + bx &\leq zy - zb - xy + bx \\ \iff zx + by - zb - xy &\geq 0 \\ \iff (z-y)(x-b) &\geq 0 \end{aligned}$$

folgt

$$\begin{aligned} g(cx + (1-c)y) &= g(z) = z - b \\ &\leq \frac{z-x}{y-x}(y-b) \\ &= \underbrace{c g(x)}_{=0} + (1-c) \underbrace{g(y)}_{=y-b} \end{aligned}$$

3. Fall: Sei $x < b < y$ und $z \in (x, b]$ und c wie oben. Dann gilt

$$\begin{aligned} g(cx + (1-c)y) &= g(z) = 0 \\ &\leq \underbrace{c g(x)}_{=0} + \underbrace{(1-c)}_{\geq 0} \underbrace{g(y)}_{=y-b > 0} \end{aligned}$$

■

Satz 58.5 a) $(f_i)_i$ ist gleichgradig integrierbar \iff
 $\exists H : [0, \infty) \rightarrow [0, \infty)$ mit

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \frac{H(x)}{x} = \infty$$

$$c := \sup_{i \in I} \int H(|f_i|) dm < \infty$$

b) H kann in " \Rightarrow " monoton wachsend und konvex gewählt werden.

Beweis. " \Leftarrow ": Sei

$$K_a := \inf_{x > a} \frac{H(x)}{x} < \infty$$

Wegen

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \frac{H(x)}{x} = \infty$$

gilt

$$\lim_{a \uparrow \infty} K_a = \lim_{a \uparrow \infty} \inf_{x > a} \frac{H(x)}{x} = \infty$$

Wegen

$$\forall x > a : \frac{H(x)}{x} \geq \inf_{x > a} \frac{H(x)}{x} = K_a$$

gilt

$$\forall |f_i(x)| > a : \frac{H(|f_i(x)|)}{|f_i(x)|} \geq K_a$$

$$1_{|f_i| > a} |f_i| \leq \frac{H(|f_i|)}{K_a} 1_{|f_i| > a}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} 0 &\leq \lim_{a \rightarrow \infty} \sup_{i \in I} \int 1_{|f_i| > a} |f_i| dm \\ &\leq \lim_{a \rightarrow \infty} \frac{1}{K_a} \sup_{i \in I} \int_{|f_i| > a} \underbrace{H(|f_i|)}_{\geq 0} dm \\ &\leq \underbrace{\left(\lim_{a \rightarrow \infty} \frac{1}{K_a} \right)}_{=0} \underbrace{\sup_{i \in I} \int H(|f_i|) dm}_{=c < \infty} \\ &= 0 \end{aligned}$$

" \Rightarrow ": Wegen

$$\lim_{a \rightarrow \infty} \sup_{i \in I} \int |f_i| 1_{|f_i| > a_n} dm = 0$$

gilt: Es gibt eine Folge $0 \leq a_n \uparrow \infty$ mit

$$\begin{aligned} & \sup_{i \in I} \int (|f_i| - a_n) 1_{|f_i| > a_n} dm \\ 0 \leq a_n & \leq |f_i(x)| \\ & \leq \sup_{i \in I} \int |f_i| 1_{|f_i| > a_n} dm \\ & < 2^{-n} \end{aligned}$$

Setze

$$H : [0, \infty) \rightarrow [0, \infty), x \mapsto \sum_{n=1}^{\infty} (x - a_n) 1_{x \geq a_n}$$

H ist endlich: Wegen $\lim_{n \rightarrow \infty} a_n = \infty$ gilt

$$\forall x \exists n_0 \in \mathbb{N} \forall n \geq n_0 : a_n > x$$

und die Summe bricht ab.

H ist konvex: Da $(x - a_n) 1_{x \geq a_n}$ konvex ist, ist die positive Linearkombination

$$\sum_{n=1}^N (x - a_n) 1_{x \geq a_n}$$

konvex und die kleinste obere Schranke

$$\sum_{n=1}^{\infty} (x - a_n) 1_{x \geq a_n}$$

konvexer Funktionen ist konvex.

Es gilt $\forall x \geq 2a_n \forall n \in \mathbb{N}$

$$\begin{aligned} \frac{H(x)}{x} &= \sum_{k=1}^{\infty} \left(1 - \frac{a_k}{x}\right) 1_{x \geq a_k} \\ &\geq \sum_{k=1}^n \left(1 - \frac{a_k}{x}\right) 1_{x \geq a_k} \\ x \geq 2a_n &\geq 2a_k \\ &\geq \sum_{k=1}^n \underbrace{\left(1 - \frac{a_k}{a_n}\right)}_{\geq 1/2} 1_{x \geq a_k} \\ &\geq \frac{n}{2} \end{aligned}$$

d.h.

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \frac{H(x)}{x} = \infty$$

Da $\left(\sum_{k=1}^N (|f_i| - a_k) 1_{|f_i| > a_k}\right)_N$ monoton steigt und ≥ 0 ist, gilt

$$\begin{aligned} & \int H(|f_i|) dm \\ &= \int \sum_{n=1}^{\infty} (|f_i| - a_n) 1_{|f_i| > a_n} dm \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} \int (|f_i| - a_n) 1_{|f_i| > a_n} dm \\ &\leq \sum_{n=1}^{\infty} 2^{-n} = 1 \end{aligned}$$

d.h.

$$\sup_{i \in I} \int H(|f_i|) dm \leq 1 < \infty$$

■

Satz 58.6 Gilt für $(f_i)_i$

$$a) \quad \sup_{i \in I} \|f_i\|_p < \infty \text{ für } p > 1$$

$$\text{oder } b) \quad \sup_{i \in I} \int |f_i| \log |f_i| dm < \infty$$

so ist $(f_i)_{i \in I}$ gleichgradig integrierbar.

Beweis. a) Für

$$H : [0, \infty) \rightarrow [0, \infty), x \mapsto x^p$$

gilt

$$\begin{aligned} \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{H(x)}{x} &= \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{x^p}{x} = \lim_{x \rightarrow \infty} x^{p-1} = \infty \\ c &:= \sup_{i \in I} \int H(|f_i|) dm = \sup_{i \in I} \int |f_i|^p dm < \infty \end{aligned}$$

b) Für

$$H : [0, \infty) \rightarrow [0, \infty), x \mapsto |x \log x|$$

gilt

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \frac{H(x)}{x} = \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{x \log x}{x} = \infty$$

$$c := \sup_{i \in I} \int H(|f_i|) dm = \int |f_i| \log |f_i| dm < \infty$$

und $|f_i|$ ist gleichgradig integrierbar. ■

Anwendung auf Wahrscheinlichkeitsmaße

Satz 58.7 Seien $X_i : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit

$$\sup_{i \in I} |E[X_i]| < \infty$$

$$\sup_{i \in I} \text{Var}[X_i] < \infty$$

Dann ist $(X_i)_i$ gleichgradig integrierbar.

Beweis. Da die Wurzel stetig ist, gilt

$$E[X_i^2] = E[X_i]^2 + \text{Var}(X_i)$$

$$\sup_{i \in I} E[X_i^2] \leq \left(\sup_{i \in I} E[X_i] \right)^2 + \sup_{i \in I} \text{Var}(X_i) < \infty$$

$$\sup_{i \in I} \|X_i\|_2 = \sqrt{\sup_{i \in I} E[X_i^2]} < \infty$$

und $(X_i)_i$ ist gleichgradig integrierbar. ■

Satz 58.8 Seien $X, X_n \in L^p(W, S, P)$ für $n \in \mathbb{N}$. Dann sind gleichwertig:

- $\lim_{n \rightarrow \infty} E[|X_n - X|^p]^{\frac{1}{p}} = 0$.
- X_n geht gegen X nach Wahrscheinlichkeit und $(|X_n - X|^p)_n$ ist gleichgradig integrierbar.

Beweis. b) \Rightarrow a): Da $|X_n - X|^p$ gleichgradig integrierbar ist, wähle a sodaß

$$\sup_{n \in \mathbb{N}} \int_{|X_n - X|^p \geq a} |X_n - X|^p dP < \frac{\varepsilon}{3}$$

Da X_n geht gegen X nach Wahrscheinlichkeit, gilt

$$\exists n_0 \forall n \geq n_0 : P \left[|X_n - X|^p \geq \frac{\varepsilon}{3} \right] < \frac{\varepsilon}{3a}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned}
 & \int_W |X_n - X|^p dP \\
 = & \underbrace{\int_{\{|X_n - X|^p \geq a\}} |X_n - X|^p dP}_{< \varepsilon/3, \text{ da gleichgradig integrierbar}} + \int_{\{\varepsilon/3 \leq |X_n - X|^p < a\}} \underbrace{|X_n - X|^p}_{< a} dP \\
 & + \int_{\{|X_n - X|^p < \varepsilon/3\}} \underbrace{|X_n - X|^p}_{< \varepsilon/3} dP \\
 < & \frac{\varepsilon}{3} + aP\left[|X_n - X|^p \geq \frac{\varepsilon}{3}\right] + \frac{\varepsilon}{3} \\
 < & \varepsilon
 \end{aligned}$$

a) \Rightarrow b): X_n geht gegen X nach Wahrscheinlichkeit.

Sei $\varepsilon > 0$. Wegen $\lim_{n \rightarrow \infty} E[|X_n - X|^p] = 0$ gilt:

$$\exists N \in \mathbb{N} \forall n \geq N : 0 \leq \int_W |X_n - X|^p dP < \varepsilon^p \delta$$

Das ergibt $\forall n \geq N$

$$\begin{aligned}
 \delta \varepsilon^p & > \int_{|X_n - X| \geq \varepsilon} \underbrace{|X_n - X|^p}_{\geq \varepsilon^p} dP \\
 & \geq \varepsilon^p \int_{|X_n - X| \geq \varepsilon} dP \\
 & = \varepsilon^p P[|X_n - X| \geq \varepsilon]
 \end{aligned}$$

Somit gilt

$$\forall n \in \mathbb{N} : P[|X_n - X| \geq \varepsilon] < \delta$$

Da $\delta > 0$ beliebig war, folgt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P[|X_n - X| \geq \varepsilon] = 0$$

$|X_n - X|^p$ ist gleichgradig integrierbar: Sei $\varepsilon > 0$ beliebig.

$$\begin{aligned}
 & \lim_{n \rightarrow \infty} \|X_n - X\|_p = 0 \\
 \Rightarrow & \exists N \forall n \geq N : \int |X_n - X|^p dP < \varepsilon \\
 \Rightarrow & \forall n \geq N : \int |X_n - X|^p 1_{|X_n - X|^p \geq a} dP < \varepsilon
 \end{aligned}$$

Wegen $|X_n - X|^p < \infty$ P-fast sicher $a \rightarrow \infty$

$$|X_n - X|^p 1_{|X_n - X|^p < a} \uparrow |X_n - X|^p \text{ P-fast sicher}$$

und somit

$$\lim_{a \rightarrow \infty} \int_W |X_n - X|^p 1_{|X_n - X|^p < a} dP = \int_W |X_n - X|^p dP = K < \infty$$

Da die linke monoton steigende Zahlenfolge beschränkt ist, folgt

$$\forall 1 \leq n \leq N \exists a_0(n) \forall a \geq a_0(n) : \int |X_n - X|^p 1_{|X_n - X|^p \geq a} dP < \varepsilon$$

Mit

$$A_0 = \max_{n=1}^N a_0(n)$$

gilt

$$\forall a \geq A_0 \forall n \in \mathbb{N} : \int |X_n - X|^p 1_{|X_n - X|^p \geq a} dP < \varepsilon$$

$$\lim_{a \rightarrow \infty} \sup_{n \in \mathbb{N}} \int |X_n - X|^p 1_{|X_n - X|^p \geq a} dP = 0$$

■

Satz 58.9 Sei $(X_n)_n$ gleichgradig integrierbar und $X \in L^1$.

a) Für X_n geht gegen X nach Wahrscheinlichkeit, gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[|X_n - X|] = 0$$

b) Für $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X$ P-fast sicher gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[|X_n - X|] = 0$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[X_n] = E\left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n\right]$$

d.h. man kann den Grenzwert aus dem Integral ziehen.

Beweis. a) Da $(X_n)_n$ und X gleichgradig integrierbar sind, ist $(|X_n - X|)_n$ gleichgradig integrierbar.

Da X_n gegen X nach Wahrscheinlichkeit geht, folgt mit $p = 1$ und dem letzten Satz

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[|X_n - X|] = 0$$

b) Aus $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X$ P-fast sicher folgt X_n geht gegen X nach Wahrscheinlichkeit und mit a)

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[|X_n - X|] = 0$$

Wegen $X = \lim_{n \rightarrow \infty} X_n$ P-fast sicher gilt

$$\begin{aligned} 0 &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} \left| E[X_n] - E\left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n\right] \right| \\ &\stackrel{X = \lim_{n \rightarrow \infty} X_n \text{ P-fast sicher}}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} |E[X_n] - E[X]| \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} |E[X_n - X]| \\ &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} E[|X_n - X|] \\ &= 0 \\ \lim_{n \rightarrow \infty} E[X_n] &= E\left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n\right] \end{aligned}$$

■

59. Maße und Dichten

Im ganzen Kapitel seien m, p Maße auf (W, S) .

Definition 59.1 a) Ein Maß m auf (W, S) heißt **abzählbar endlich** \iff
 \exists Folge $(E_n)_n$ in S mit $E_n \uparrow W$ und $\forall n \in \mathbb{N} : m(E_n) < \infty$
 b) Das Maß p auf (W, S) hat eine **Dichte f bezüglich m** \iff

$$\exists \text{ messbares } f : W \rightarrow [0, \infty] \forall A \in S : p[A] = \int_A f dm$$

Beweis. Wir haben in der Einführung gezeigt

$$S \rightarrow [0, \infty), A \mapsto \int_A f dm$$

ist ein Maß. ■

Satz 59.2 (Eindeutigkeit der Dichte) Seien $f, g \in T^*$.

- a) $f = g$ m -fast überall $\Rightarrow \forall A \in S : \int_A f dm = \int_A g dm$
 b) " \Leftarrow " gilt im Allgemeinen nicht.
 c) Sind f oder g integrierbar, gilt

$$f = g \text{ } m\text{-fast überall} \iff \forall A \in S : \int_A f dm = \int_A g dm$$

Beweis. a) Da $f = g$ m -fast überall gilt $f1_A = g1_A$ m -fast überall.

Im Kapitel über fast überall geltende Eigenschaften haben wir gezeigt, dass dann gilt

$$\int_A f dm = \int_A g dm$$

b) Für

$$W = \mathbb{R}$$

$$S = \{A \subset \mathbb{R} : A \text{ oder } A^C \text{ sind abzählbar}\}$$

$$m : S \rightarrow [0, \infty], A \mapsto \begin{cases} 0 & \text{für } A \text{ abzählbar} \\ \infty & \text{sonst} \end{cases}$$

$$f \equiv 1$$

$$g \equiv 2$$

und

$$\forall A \in S : \int_A f dm = \int_A g dm$$

1.) S ist eine abzählbare Algebra:

$\mathbb{R} \in S$, da $\mathbb{R}^C = \emptyset$ abzählbar

Aus $A \in S$ folgt $A^C \in S$: Nach Definition von S ist A oder A^C abzählbar.

Aus $A_i \in S$ folgt $\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in S$:

1. Fall: $\forall i$ gilt: A_i ist abzählbar. Dann ist $\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i$ abzählbar und somit

$$\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in S$$

2. Fall: $\exists j \in \mathbb{N}$ mit A_j^C ist abzählbar. Dann ist

$$\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \right)^C = \bigcap_{i=1}^{\infty} A_i^C \subset A_j$$

abzählbar und somit

$$\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in S$$

2.) m ist ein Maß auf (W, S) :

$m[A] \in \{0, \infty\} \geq 0$.

$m[\emptyset] = 0$, da \emptyset abzählbar.

$$\begin{aligned} m \left[\sum_{i=1}^{\infty} A_i \right] &= \begin{cases} 0 & \sum_{i=1}^{\infty} A_i \text{ ist abzählbar} \\ \infty & \text{sonst} \end{cases} \\ &= \begin{cases} 0 & \forall i \in \mathbb{N} : A_i \text{ ist abzählbar} \\ \infty & \text{sonst} \end{cases} \\ &= \sum_{i=1}^{\infty} m[A_i] \end{aligned}$$

Wegen $m[A] \in \{0, \infty\}$ gilt

$$\forall A \in S : \int_A f dm = m[A] = 2m[A] = \int_A g dm$$

Wegen

$$m[f \neq g] = m[W] = \infty$$

gilt

$$f \neq g \text{ m-fast überall}$$

c) Sei f integrierbar. Wegen

$$\int_W g dm \stackrel{\text{Vor}}{=} \int_W f dm < \infty$$

ist g integrierbar. Mit

$$N := \{f > g\} \in S$$

gilt

$$f1_N - g1_N = \underbrace{(f - g)}_{>0 \text{ auf } N} 1_N \geq 0$$

Da nach Voraussetzung

$$\int f1_N dm = \int g1_N dm$$

gilt

$$\int \underbrace{(f - g)}_{>0 \text{ auf } N} 1_N dm = \int f1_N dm - \int g1_N dm = 0$$

Somit

$$m[N] = m[f > g] = 0$$

Analog gilt

$$m[f < g] = 0$$

und mit

$$m[f \neq g] = m[f < g] + m[f > g] = 0$$

folgt $f = g$ m -fast überall. ■

Satz 59.3 Seien s, t Maße auf (W, S) mit $s[W] < t[W] < \infty$. Dann gibt es ein $W^* \in S$ mit

$$\begin{aligned} s[W^*] &< t[W^*] \\ \forall A \in S, A \subset W^* : \quad s[A] &\leq t[A] \end{aligned}$$

Beweis. Man schneidet schrittweise Teile aus W heraus.

Setze $u := t - s$. Da $t, s \geq 0$ gilt $\forall A \in S$:

$$\begin{aligned} -s[A] &\leq t[A] - s[A] \leq t[A] \\ -s[A] &\leq u[A] \leq t[A] \end{aligned}$$

d.h. u ist beschränkt.

Setze $A_1 = \emptyset, W_1 = W$ und $W_{n+1} = W_n \setminus B_{n+1}$, wobei die B_{n+1} wie folgt aus den W_n konstruiert werden: Sei

$$c_n := \inf \{u[A] : A \in S, A \subset W_n\}$$

Dann gilt $\forall n \in \mathbb{N}$:

$$c_n \leq \inf u[\emptyset] = t[\emptyset] - s[\emptyset] = 0$$

1. Fall: $c_n = 0$. Dann ist $\forall A \in S, A \subset W_n$

$$t[A] - s[A] = u[A] \geq 0$$

Das Verfahren bricht ab, indem man $W^* = W_n$ setzt, denn

$$s[W^*] = s[W_n] < t[W_n] = t[W^*]$$

und

$$\forall A \in S, A \subset W^* : s[A] \leq t[A]$$

2. Fall: $c_n < 0$. Da c_n größte untere Schranke ist, gilt

$$\exists B_{n+1} \in S, B_{n+1} \subset W_n : u(B_{n+1}) < \frac{c_n}{2}$$

Setze

$$W_{n+1} = W_n \setminus B_{n+1}$$

und setze das Verfahren fort.

Nach Konstruktion sind die B_n schnittleer. Wegen

$$\begin{aligned} \sum_{n=1}^{\infty} |u[B_n]| &\leq \sum_{n=1}^{\infty} t[B_n] + \sum_{n=1}^{\infty} s[B_n] \\ &= t \left[\sum_{n=1}^{\infty} B_n \right] + s \left[\sum_{n=1}^{\infty} B_n \right] \\ &= t[W] + s[W] \\ &< \infty \end{aligned}$$

gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} u[B_n] = 0$$

Wegen

$$0 \geq \frac{c_n}{2} > u[B_n]$$

folgt $\lim_{n \rightarrow \infty} c_n = 0$,

Setze $W^* = \bigcap_{n=1}^{\infty} W_n$. Da $W_{n+1} \subset W_n$, gilt

$$W_n \downarrow \bigcap_{n=1}^{\infty} W_n = W^*$$

Wegen

$$\begin{aligned}
 u[W^*] &= t \left[\bigcap_{n=1}^{\infty} W_n \right] - s \left[\bigcap_{n=1}^{\infty} W_n \right] \\
 &\stackrel{\text{stetig von oben}}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} t[W_n] - \lim_{n \rightarrow \infty} s[W_n] \\
 &= \lim_{n \rightarrow \infty} u[W_n] \\
 u[W_{n+1}] &= u[W_n]
 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
 t[W^*] - s[W^*] &= u[W^*] = \lim_{n \rightarrow \infty} u[W_n] \\
 &\geq u[W_1] > 0
 \end{aligned}$$

d.h.

$$s[W^*] < t[W^*]$$

Sei $A \in S, A \subset W^*$. Dann gilt

$$\forall n \in \mathbb{N} : A \subset W_n$$

Da c_n die größte untere Schranke ist, gilt

$$\begin{aligned}
 \forall n \in \mathbb{N} : u[A] &\geq c_n \\
 u[A] &\geq \lim_{n \rightarrow \infty} c_n = 0 \\
 t[A] &\leq s[A]
 \end{aligned}$$

■

Definition 59.4 Seien m, p Maße. m heißt **absolut stetig** bzgl. $p \iff$

$$\forall A \in S : m[A] = 0 \Rightarrow p[A] = 0$$

Schreibweise: $p \ll m$.

Satz 59.5 Seien m, p abzählbar endliche Maße auf (W, S) . Dann gilt

$$p \text{ hat eine Dichte bezüglich } m \iff p \ll m$$

Beweis. " \Rightarrow ": Gilt $m[A] = 0$ folgt

$$\begin{aligned}
 p[A] &\stackrel{Def}{=} \int_A f dm = \int \underbrace{f 1_A}_{=0 \text{ m-f.s.}} dm \\
 &= \int 0 dm = 0
 \end{aligned}$$

" \Leftarrow ": **1.Fall: Seien p, m endlich.** Setze

$$G := \left\{ g \in T^* \mid \forall A \in S : \int_A g dm \leq p[A] \right\}$$

Das Ziel ist

$$\int_A g dm = p[A]$$

Wegen $g \equiv 0 \in G$ gilt

$$G \neq \emptyset$$

Aus $g, h \in G$ folgt $\max(g, h) \in G$:

$$\begin{aligned} \int_A \max(g, h) dm &= \int_{A \cap \{g \geq h\}} g dm + \int_{A \cap \{g < h\}} h dm \\ &\leq p[A \cap \{g \geq h\}] + p[A \cap \{g < h\}] \\ &= p[A] \end{aligned}$$

Damit gilt im Grenzwert

$$c := \sup_{g \in G} \int g dm \leq p[W] < \infty$$

Sei $(g_n^*)_n$ eine Folge in G , die die kleinste obere Schranke c erreicht, d.h.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \int g_n^* dm = c$$

Durch

$$\forall n \in \mathbb{N} : g_n := \max(g_1^*, \dots, g_n^*) \in G$$

erhält man eine monoton steigende Folge $(g_n)_n$ in G mit

$$\int g_n^* dm \stackrel{g_n^* \leq g_n}{\leq} \int g_n dm \stackrel{\sup}{\leq} c$$

Im Grenzwert gilt

$$c = \lim_{n \rightarrow \infty} \int g_n^* dm \leq \lim_{n \rightarrow \infty} \int g_n dm \leq c$$

Setzt man

$$f := \lim_{n \rightarrow \infty} g_n$$

erhält man

$$\int_A f dm = \int_A \lim_{n \rightarrow \infty} g_n dm \stackrel{0 \leq g_n \uparrow f}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} \int_A g_n dm \leq p[A]$$

und $f \in G$.

f ist eine Dichte von p bezüglich m:

Setze $\forall A \in S$

$$t[A] := p[A] - \int_A f dm \geq 0$$

Das soll eigentlich Null werden.

Wegen $t[W] \leq p[W]$ ist t ein endliches Maß.

Sei $m(A) = 0$. Nach Voraussetzung folgt

$$\begin{aligned} p(A) &= 0 \\ t[A] &= p[A] - \int_A f dm \\ &\stackrel{Vor}{=} 0 - \int_W \underbrace{1_A f}_{=0m-f.ü.} dm = 0 \end{aligned}$$

Annahme: Sei $t[W] > 0$. Wegen $m[W] > 0$ setze

$$q := \frac{t[W]}{2m[W]} > 0$$

Für $q \cdot m$ gilt

$$\begin{aligned} q \cdot m[W] &= \frac{t[W]}{2m[W]} m[W] \\ &= \frac{1}{2} t[W] < t[W] \end{aligned}$$

Wir haben schon gezeigt, daß dann ein $W^* \in S$ existiert mit

$$\begin{aligned} t[W^*] &> q \cdot m[W^*] \\ \forall A \in S, A \subset W^* : \quad t[A] &\geq q \cdot m[A] \end{aligned}$$

Damit läßt sich aus f eine größere Funktion f^* konstruieren. Setzt man

$$f^* := f + q1_{W^*}$$

folgt für alle $A \in S$:

$$\begin{aligned} \int_A f^* dm &= \int_A f dm + q \cdot m[A \cap W^*] \\ &\leq \int_A f dm + t[A] \\ &= p[A] \end{aligned}$$

d.h. $f^* \in G$. Da $0 < q \cdot m[W^*]$ folgt der Widerspruch

$$c \stackrel{\text{sup}}{\geq} \int f^* dm = \underbrace{\int f dm}_{=c} + \underbrace{q \cdot m[W^*]}_{>0} > c$$

Also gilt $\forall A \in S$

$$t[A] = p[A] - \int f dm = 0$$

2. Fall: Seien p, m abzählbar endlich. Dann gibt es Folgen $(A_i)_i, (B_i)_i$ in S mit $A_i \uparrow W, B_i \uparrow W$ und $m[A_i], p[B_i] < \infty$
Sei $C_i := A_i \cap B_i$. Mit

$$\forall w \in W \exists i_1 \forall i \geq i_1 : w \in A_i$$

$$\forall w \in W \exists i_2 \forall i \geq i_2 : w \in B_i$$

folgt für $i_0 := \max(i_1, i_2)$

$$\forall w \in W \exists i_0 \forall i \geq i_0 : w \in C_i = A_i \cap B_i$$

d.h.

$$\begin{aligned} C_i &\uparrow W \\ m[C_i] &= m[A_i \cap B_i] \leq m[A_i] < \infty \\ p[C_i] &= p[A_i \cap B_i] \leq p[B_i] < \infty \end{aligned}$$

Setze $E_n := C_n \setminus C_{n-1}$. Dann gilt

$$\begin{aligned} C_i &:= \sum_{k=1}^i E_k \uparrow W \\ m[E_i] &\leq m[C_i] < \infty \\ p[E_i] &\leq p[C_i] < \infty \end{aligned}$$

Definiere deshalb die endlichen Maße

$$\begin{aligned} p_i : (W, S) &\rightarrow [0, \infty), A \mapsto p[A \cap E_i] \\ m_i : (W, S) &\rightarrow [0, \infty), A \mapsto m[A \cap E_i] \end{aligned}$$

Sei $m_i[A_i] = m[A \cap E_i] = 0$. Wegen $p \ll m$ gilt

$$p_i[A] = p[A \cap E_i] = 0$$

und es folgt

$$p_i \ll m_i$$

Nach dem 1. Fall existieren $f_i \geq 0$ mit

$$p_i[A] = \int f_i dm_i$$

Sei $g = 1_B$.

$$\int g dm_i = m_i[B] = m[B \cap E_i] = \int 1_{E_i} 1_B dm$$

Mit Linearität und dem Grenzwert monotoner positiver Funktionen folgt

$$\int g dm_i = \int 1_{E_i} g dm$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} p[A] &= p\left[A \cap \sum_{i=1}^{\infty} E_i\right] = \sum_{i=1}^{\infty} p[A \cap E_i] = \sum_{i=1}^{\infty} p_i[A] \\ &\stackrel{1. \text{ Fall}}{=} \sum_{i=1}^{\infty} \int_A f_i dm_i = \sum_{i=1}^{\infty} \int_A 1_{E_i} f_i dm \\ &\stackrel{1_{E_i} f_i \geq 0}{=} \int_A \sum_{i=1}^{\infty} f_i 1_{E_i} dm \end{aligned}$$

Mit

$$f := \sum_{i=1}^{\infty} f_i 1_{E_i}$$

folgt die Behauptung. ■

Satz 59.6 (Zerlegung von Maßen) Seien p, m Maße auf (W, S) und p endlich. Dann gibt es eindeutig bestimmte Maße p_1, p_2 auf (W, S) mit

- i) $p = p_1 + p_2$
- ii) $p_1 \ll m$
- iii) $\exists B \in S : p_2[B^C] = 0$ und $m[B] = 0$

Beweis. Existenz: Seien

$$\begin{aligned} N_m &:= \{B \in S : m[B] = 0\} \\ c &:= \sup\{p[B] \mid m[B] = 0, B \in S\} \\ &\leq p[W] < \infty \end{aligned}$$

Sei $(B_i)_i$ eine Folge in N_m , die die kleinste obere Schranke erreicht.

$$\lim_{i \rightarrow \infty} p[B_i] = c$$

Für $B := \bigcup_{i=1}^{\infty} B_i$ und $A \in S$ setze

$$\begin{aligned} p_1 : (W, S) &\rightarrow [0, \infty), A \mapsto p[A \cap B^C] \\ p_2 : (W, S) &\rightarrow [0, \infty), A \mapsto p[A \cap B] \end{aligned}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} p[A] &= p[A \cap B + A \cap B^C] \\ &= p[A \cap B] + p[A \cap B^C] \\ &= p_1[A] + p_2[A] \end{aligned}$$

Es gilt

$$\begin{aligned} m[B] &= m\left[\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i\right] \leq \sum_{i=1}^{\infty} m[B_i] = 0 \\ p_2[B^C] &= p[B^C \cap B] = p[\emptyset] = 0 \end{aligned}$$

Sei $m[A] = 0$. Dann gilt

$$\begin{aligned} p[B + A \cap B^C] &= p[B] + p[A \cap B^C] \\ &\stackrel{Def}{=} c + p_1[A] \stackrel{\sup}{\leq} c \end{aligned}$$

d.h.

$$p_1[A] = 0$$

Eindeutigkeit: Sei $A \in S$ beliebig. Gelte

$$p = p_1 + p_2 = p_1^* + p_2^*$$

Nach Voraussetzung gibt es $B, B^* \in S$ mit

$$\begin{aligned} m[B] &= 0 \text{ und } p_2[B^C] = 0 \\ m[B^*] &= 0 \text{ und } p_2^*[B^{*C}] = 0 \end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned} p_1, p_1^* &<< m \\ m[B \cup B^*] &= 0 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
& p_2^*[A] \\
= & p_2^*[A \cap (B \cup B^*)] + p_2^*[A \cap (B \cup B^*)^C] \\
= & (p - p_1^*)[A \cap (B \cup B^*)] + \underbrace{p_2^*[A \cap B^C \cap B^{*C}]}_{=0, \text{ da } p_2^*[B^{*C}] = 0} \\
= & p[A \cap (B \cup B^*)] - \underbrace{p_1^*[A \cap (B \cup B^*)]}_{=0, \text{ da } m[B \cup B^*] = 0} \\
= & p[A \cap (B \cup B^*)] - \underbrace{p_1[A \cap (B \cup B^*)]}_{=0, \text{ da } m[B \cup B^*] = 0} \\
= & (p - p_1)[A \cap (B \cup B^*)] + \underbrace{p_2[A \cap B^C \cap B^{*C}]}_{=0, \text{ da } p_2[B^C] = 0} \\
= & p_2[A \cap (B \cup B^*)] + p_2[A \cap (B \cup B^*)^C] \\
= & p_2[A]
\end{aligned}$$

d.h. $p_2 = p_2^*$ und damit

$$p_1 = p - p_2 = p - p_2^* = p_1^*$$

■

Satz 59.7 (Zerlegung von Maßen) Seien p, m Maße auf (W, S) und p **abzählbar endlich**. Dann gibt es eindeutig bestimmte Maße p_1, p_2 auf (W, S) mit

i) $p = p_1 + p_2$

ii) $p_1 \ll m$

iii) $\exists B \in S : p_2[B^C] = 0$ und $m[B] = 0$

Beweis. Da p abzählbar endlich ist, gibt es eine Folge $C_i \uparrow W$ mit $p[C_i] < \infty$.

Setze

$$\begin{aligned}
E_1 &= C_1 \\
C_i &= \sum_{i=1}^n E_i \text{ mit } E_n = C_n \setminus C_{n-1}
\end{aligned}$$

Wegen

$$p[A \cap E_i] \leq p[E_i] < \infty$$

sind

$$p_i : (W, S) \rightarrow [0, \infty), A \mapsto p[A \cap E_i]$$

endliche Maße. Damit gibt es $p_{1,i}, p_{2,i}$ mit

- i) $p_{1,i} \ll m$
- ii) $\exists B'_i \in S : p_{2,i}[B'_i{}^C] = 0$ und $m[B'_i] = 0$
- iii) $p_i = p_{i,1} + p_{i,2}$

Für $B_i := B'_i \cap E_i$ gilt

$$\begin{aligned}
 p_{2,i}[B_i{}^C] &= p_{2,i}[B_i{}^C \cup E_i{}^C] \\
 &\leq \underbrace{p_{2,i}[B_i{}^C]}_{=0} + p_{2,i}[E_i{}^C] \\
 &\leq p_i[E_i{}^C] = p[E_i \cap E_i{}^C] \\
 &= p[\emptyset] = 0 \\
 m[B_i] &= m[B'_i \cap E_i] \leq m[B'_i] = 0
 \end{aligned}$$

d.h.

- i) $p_{1,i} \ll m$
- ii) $\exists B_i \in S : B_i \subset E_i$ und $p_{2,i}[B_i{}^C] = 0$ und $m[B_i] = 0$
- iii) $p_i = p_{i,1} + p_{i,2}$

Wegen $B_i \subset E_i$ setze

$$\begin{aligned}
 B &:= \sum_{i=1}^{\infty} B_i. \\
 p_1 : (W, S) &\rightarrow [0, \infty), A \mapsto \sum_{i=1}^{\infty} p_{1,i}[A] \\
 p_2 : (W, S) &\rightarrow [0, \infty), A \mapsto \sum_{i=1}^{\infty} p_{2,i}[A]
 \end{aligned}$$

i) Sei $m[A] = 0$. Dann gilt

$$p_1[A] = \sum_{i=1}^{\infty} \underbrace{p_{1,i}[A]}_{=0} = 0$$

ii)

$$\begin{aligned} p_2[B^C] &= \sum_{i=1}^{\infty} p_{2,i} \left[\left(\sum_{i=1}^{\infty} B_i \right)^C \right] \\ &= \sum_{i=1}^{\infty} p_{2,i} \left[\bigcap_{i=1}^{\infty} B_i^C \right] \\ &\leq \sum_{i=1}^{\infty} \underbrace{p_{2,i} [B_i^C]}_{=0} = 0 \end{aligned}$$

iii)

$$\begin{aligned} p[A] &= p \left[A \cap \sum_{i=1}^{\infty} E_i \right] = \sum_{i=1}^{\infty} p[A \cap E_i] \\ &= \sum_{i=1}^{\infty} p_i[A] = \sum_{i=1}^{\infty} p_{1,i}[A] + \sum_{i=1}^{\infty} p_{2,i}[A] \\ &= p_1[A] + p_2[A] \end{aligned}$$

■

Wenn p eine Dichte f hat, kann man gleich mit dieser integrieren.

Satz 59.8 Sei f eine Dichte von p bzgl. m , d.h. $p(A) = \int_A f dm$. Dann gilt

a)

$$\forall h \in T^* : \int h dp = \int h f dm$$

b) Ist $h : W \rightarrow \mathbb{R}$ messbar, so gilt

$$h \text{ ist } p\text{-integrierbar} \iff h \cdot f \text{ ist } m \text{ integrierbar}$$

In diesem Fall gilt auch

$$\int h dp = \int h f dm$$

Beweis. a) i) $h = 1_A$:

$$\int 1_A dp = \int_A dp = p[A] = \int_A f dm = \int 1_A f dm$$

ii) Sei $h = \sum_{i=1}^n c_i 1_{A_i}$

$$\begin{aligned} \int h dp &= \sum_{i=1}^n c_i \int 1_{A_i} dp \\ &= \sum_{i=1}^n c_i \int 1_{A_i} f dm \\ &= \int h f dm \end{aligned}$$

iii) Sei $h \in T^*$ und $h_n \in T$ mit $h_n \uparrow h$.

Dann gilt $h_n \cdot f \uparrow h \cdot f$ und

$$\int h dp \stackrel{h_n \uparrow h}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} \int h_n dp \stackrel{i)}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} \int h_n f dm \stackrel{h_n f \uparrow h f}{=} \int h f dm$$

b) mit a) folgt

$$\begin{aligned} \int h^+ dp &= \int h^+ f dm \\ \int h^- dp &= \int h^- f dm \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} \int h^\pm dp < \infty &\iff \int h^\pm f dm < \infty \\ \int h dp &= \int h^+ dp - \int h^- dp \\ &= \int h^+ f dm - \int h^- f dm \\ &= \int h f dm \end{aligned}$$

■

Beispiel 59.9 Die tägliche Niederschlagsmenge l auf (\mathbb{R}, \mathbb{B}) .
Sei p ein Maß mit

$$p[(-\infty, x]] = F(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ 1 - \frac{1}{2}e^{-x} & x \geq 0 \end{cases}$$

Finde eine Funktion $f \geq 0$ und ein Maß m mit

$$p[(-\infty, x]] = \int_{(-\infty, x]} f dm$$

Beweis. Wegen

$$\begin{aligned}l[0] &= 0 \\ p[0] &= \frac{1}{2} > 0\end{aligned}$$

ist p nicht absolut-stetig bezüglich l . Mit dem Punktmaß δ in 0 hat p bezüglich

$$m := l + \frac{1}{2}\delta_{\{0\}}$$

die Dichte

$$f(t) = \begin{cases} 0 & t < 0 \\ \frac{1}{2} & t = 0 \\ \frac{1}{2}e^{-t} & t > 0 \end{cases}$$

denn für das Erzeugendensystem $(-\infty, x]$ mit $x \in \mathbb{R}$ gilt

$$\begin{aligned}& \int_{-\infty}^x f(t)m(dt) \\ &= \int_0^x \frac{1}{2}e^{-t}dt + \frac{1}{2} \cdot \delta_0[(-\infty, x]] \\ &= \begin{cases} 0 & \text{für } x < 0 \\ \frac{1}{2} & \text{für } x = 0 \\ 1 - \frac{1}{2}e^{-x} & \text{für } x > 0 \end{cases} \\ &= p[(-\infty, x]]\end{aligned}$$

Da p, m endlich sind, ist die Dichte eindeutig. ■

60. Ein 0-1-Gesetz

Definition 60.1 a) Seien $(S_i)_{i \in I}$ abzählbare Algebren. Die abzählbare Algebra

$$S_\infty := \bigcap_{J \subset I, 0 < |J| < \infty} S \left(\bigcup_{j \in I \setminus J} S_j \right)$$

enthält die Ereignisse, deren Eintreten von keiner endlichen Teilmenge $J \subset I$ abhängt.

b) Für $A_i \in S$ setze $S_i := \{\emptyset, A_i, A_i^C, W\}$ und S_∞ wie oben.

c) Für $X_i : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ setze $S_i := S(X_i)$ und S_∞ wie oben.

Beweis. a) Der Schnitt abzählbarer Algebren ist eine abzählbare Algebra.

b) Wegen

$$\begin{aligned} \emptyset &\in \{\emptyset, A_i, A_i^C, W\} \\ B \in \{\emptyset, A_i, A_i^C, W\} &\Rightarrow B^C \in \{\emptyset, A_i, A_i^C, W\} \\ B_i \in \{\emptyset, A_i, A_i^C, W\} &\Rightarrow \bigcup_{i \in I} B_i \in \{\emptyset, A_i, A_i^C, W\} \end{aligned}$$

gilt

$$S(A_i) = \{\emptyset, A_i, A_i^C, W\}$$

■

Satz 60.2 a) Sei I abzählbar und $(J_n)_{n \in \mathbb{N}}$ endlich mit $J_n \subset J_{n+1}$ und $I = \bigcup_{n=1}^{\infty} J_n$. Dann gilt

$$S_\infty = \bigcap_{n=1}^{\infty} S \left(\bigcup_{m \in I \setminus J_n} S_m \right)$$

b) Für \mathbb{N} gilt

$$S_\infty = \bigcap_{n=1}^{\infty} S \left(\bigcup_{m=n}^{\infty} S_m \right)$$

Beweis. a) "⊂":

$$\begin{aligned} \forall n \in \mathbb{N}: S\left(\bigcup_{m \in I \setminus J_n} S_m\right) &\subset S\left(\bigcup_{m \in I \setminus J_n} S_m\right) \\ \forall n \in \mathbb{N}: \bigcap_{J \subset I, |J| < \infty} S\left(\bigcup_{m \in I \setminus J} S_m\right) &\stackrel{|J_n| < \infty}{\subset} S\left(\bigcup_{m \in I \setminus J_n} S_m\right) \\ \bigcap_{J \subset I, |J| < \infty} S\left(\bigcup_{m \in I \setminus J} S_m\right) &\subset \bigcap_{n=1}^{\infty} S\left(\bigcup_{m \in I \setminus J_n} S_m\right) \end{aligned}$$

"⊃": Sei $J \subset I$ endlich. Wegen $\bigcup_{n=1}^{\infty} J_n = I$ und $J_n \subset J_{n+1}$ gilt

$$\begin{aligned} \forall j \in J \exists n_j : j \in J_{n_j} \\ J \subset J_N := \max_{j \in J} n_j \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} \forall |J| < \infty : \bigcap_{n=1}^{\infty} S\left(\bigcup_{m \in I \setminus J_n} S_m\right) &\subset S\left(\bigcup_{m \in I \setminus J_N} S_m\right) \\ &\stackrel{J \subset J_N}{\subset} S\left(\bigcup_{m \in I \setminus J} S_m\right) \\ \bigcap_{n=1}^{\infty} S\left(\bigcup_{m \in I \setminus J_n} S_m\right) &\subset \bigcap_{J \subset I, |J| < \infty} S\left(\bigcup_{m \in I \setminus J} S_m\right) \end{aligned}$$

b) Für $J_n = \{1, \dots, n-1\}$ gilt

$$\bigcap_{n=1}^{\infty} S\left(\bigcup_{m \in \mathbb{N} \setminus J_n} S_m\right) = \bigcap_{n=1}^{\infty} S\left(\bigcup_{m=n}^{\infty} S_m\right)$$

■

Satz 60.3 Sei $R \subset \text{Pot}(W)$ ein Ring und m ein Maß auf $S(R)$, das abzählbar endlich auf R ist. Dann gilt

$\forall A \in S(R)$ mit $m[A] < \infty \forall \varepsilon > 0 \exists n \in \mathbb{N} \exists A_1, \dots, A_n \in R :$

$$m \left[\left(A \setminus \sum_{i=1}^n A_i \right) + \left(\sum_{i=1}^n A_i \setminus A \right) \right] < \varepsilon$$

Beweis. Wegen $A \in S(R)$ und $m[A] < \infty$ gilt

$$\begin{aligned} m[A] &= m^*[A] \\ &= \inf \left\{ \sum_{i=1}^{\infty} m[B_i] : B_i \in R, A \subset \bigcup_{i=1}^{\infty} B_i \right\} \end{aligned}$$

Somit

$$\exists B_i \in R : \begin{cases} A \subset \bigcup_{i=1}^{\infty} B_i \\ \sum_{i=1}^{\infty} m[B_i] \leq m[A] + \frac{\varepsilon}{2} \\ \exists n \in \mathbb{N} : \sum_{i=n+1}^{\infty} m[B_i] < \frac{\varepsilon}{2} \end{cases}$$

Da $A \subset \bigcup_{i=1}^{\infty} B_i$ gilt

$$\begin{aligned} m \left[\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i \right] &= m \left[\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i \cap A^C \right] + m \left[\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i \right) \cap A \right] \\ &= m \left[\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i \right) \setminus A \right] + m[A] \end{aligned}$$

und somit

$$\begin{aligned} & m \left[\left(A \setminus \bigcup_{i=1}^n B_i \right) + \left(\bigcup_{i=1}^n B_i \setminus A \right) \right] \\ &= m \left[A \setminus \bigcup_{i=1}^n B_i \right] + m \left[\bigcup_{i=1}^n B_i \setminus A \right] \\ &\stackrel{A \subset \bigcup_{i=1}^{\infty} B_i}{\leq} m \left[\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i \setminus \bigcup_{i=1}^n B_i \right] + m \left[\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i \setminus A \right] \\ &\stackrel{\text{s.o.}}{\leq} m \left[\bigcup_{i=n+1}^{\infty} B_i \right] + m \left[\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i \right] - m[A] \\ &\leq \sum_{i=n+1}^{\infty} m[B_i] + \sum_{i=1}^{\infty} m[B_i] - m[A] \\ &< \frac{\varepsilon}{2} + \frac{\varepsilon}{2} = \varepsilon \end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned}
 \bigcup_{i=1}^n B_i &= B_1 + \sum_{i=2}^n B_i \cap B_{i-1}^C \cap \dots \cap B_1^C \\
 &= B_1 + \sum_{i=2}^n (B_i \cap B_{i-1}^C) \cap \dots \cap (B_i \cap B_1^C) \\
 &= B_1 + \sum_{i=2}^n \bigcap_{j=1}^{i-1} \underbrace{(B_i \setminus B_j)}_{\in R}
 \end{aligned}$$

setze

$$\begin{aligned}
 A_1 &:= B_1 \in R \\
 A_i &:= \bigcap_{j=1}^{i-1} (B_i \setminus B_j) \in R
 \end{aligned}$$

und es folgt

$$\exists k \in \mathbb{N} \exists A_1, \dots, A_k \in R : m \left[\left(A \setminus \sum_{i=1}^n A_i \right) + \left(\sum_{i=1}^n A_i \setminus A \right) \right] < \varepsilon$$

■

Satz 60.4 Seien $(S_n)_n$ abzählbare Algebren und

$$\begin{aligned}
 G_n &= \left\{ \bigcap_{k=1}^n A_k : A_k \in S_k \right\} \\
 R_n &= \left\{ \sum_{j=1}^i \bigcap_{k=1}^n A_{k,j} : A_k \in S_k \right\}
 \end{aligned}$$

Dann gilt

- 1.) $A, B \in G_n \Rightarrow A \cap B \in G_n$
- 2.) $A, B \in G_n \Rightarrow A \setminus B = \sum_{j=1}^m C_j$ mit $C_j \in G_n$
- 3.) $A, B_1, \dots, B_l \in G_n \Rightarrow A \setminus \bigcup_{i=1}^l B_i = \sum_{j=1}^m C_j$ mit $C_j \in G_n$
- 4.) R_n ist ein Ring
- 5.) $R_n \subset R_{n+1}$
- 6.) $R = \bigcup_{n \in \mathbb{N}} R_n$ ist ein Ring
- 7.) $S(R) = S\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} S_n\right)$

Beweis. 1.)

$$\begin{aligned} A \cap B &= \bigcap_{k=1}^n A_k \cap \bigcap_{k=1}^n B_k \\ &= \bigcap_{k=1}^n \underbrace{A_k \cap B_k}_{\in S_k} \in G_n \end{aligned}$$

2.) $n = 2$: Wegen

$$\begin{aligned} (B_1 \cap B_2)^C &= B_1^C \cup B_2^C \\ &= B_1^C + B_2^C \cap B_1 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} A \setminus B &= A_1 \cap A_2 \cap (B_1 \cap B_2)^C \\ &= A_1 \cap A_2 \cap (B_1^C + B_2^C \cap B_1) \\ &= \underbrace{A_1 \cap B_1^C}_{\in S_1} \cap \underbrace{A_2}_{\in S_2} + \underbrace{A_1 \cap B_1}_{\in S_1} \cap \underbrace{A_2 \cap B_2^C}_{\in S_2} \end{aligned}$$

$n \rightarrow n + 1$: Wegen

$$\begin{aligned} \left(\bigcap_{k=1}^{n+1} B_k \right)^C &= \left(B_{n+1} \cap \bigcap_{k=1}^n B_k \right)^C \\ &= B_{n+1}^C \cup \left(\bigcap_{k=1}^n B_k \right)^C \\ &= \left(\bigcap_{k=1}^n B_k \right)^C + B_{n+1}^C \cap \bigcap_{k=1}^n B_k \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} A \setminus B &= \bigcap_{k=1}^{n+1} A_k \cap \left(\bigcap_{k=1}^{n+1} B_k \right)^C \\ &= \bigcap_{k=1}^{n+1} A_k \cap \left(\left(\bigcap_{k=1}^n B_k \right)^C + B_{n+1}^C \cap \bigcap_{k=1}^n B_k \right) \\ &= \bigcap_{k=1}^n A_k \cap \left(\bigcap_{k=1}^n B_k \right)^C \cap A_{n+1} + \bigcap_{k=1}^n (A_k \cap B_k) \cap \underbrace{A_{n+1} \cap B_{n+1}^C}_{\in S_{n+1}} \\ &\stackrel{\text{Fall n}}{=} \left(\sum_{j=1}^l \underbrace{D_j}_{\in G_n} \right) \cap A_{n+1} + \bigcap_{k=1}^n (A_k \cap B_k) \cap \underbrace{A_{n+1} \cap B_{n+1}^C}_{\in S_{n+1}} \end{aligned}$$

3.) $l = 1$: in 2.) gezeigt.
 $l \rightarrow l + 1$:

$$\begin{aligned}
 A \setminus \bigcup_{i=1}^{l+1} B_i &= \left(A \cap \bigcap_{i=1}^l B_i^C \right) \cap B_{l+1}^C \\
 &= \left(A \setminus \bigcup_{i=1}^l B_i \right) \cap B_{l+1}^C \\
 &\stackrel{\text{Fall } l}{=} \left(\sum_{j=1}^m \underbrace{C_j}_{\in G_n} \right) \cap B_{l+1}^C \\
 &\stackrel{2.)}{=} \sum_{j=1}^m C_j \setminus B_{l+1} \\
 &\stackrel{\text{Fall } l=1}{=} \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^{l_j} D_{kj} \text{ mit } D_{kj} \in G_n
 \end{aligned}$$

4.)

$$\begin{aligned}
 \emptyset &= \bigcap_{k=1}^n \underbrace{\emptyset}_{\in S_k} \in R_n \\
 A \setminus B &= \sum_{j=1}^i \underbrace{\bigcap_{k=1}^n A_{k,j}}_{=A_j} \setminus \sum_{s=1}^t \underbrace{\bigcap_{k=1}^n B_{k,s}}_{=B_s} \\
 &= \sum_{j=1}^i \underbrace{A_j}_{\in G_n} \setminus \bigcup_{s=1}^t \underbrace{B_s}_{\in G_n} \\
 &\stackrel{3.)}{=} \sum_{j=1}^i \sum_{u=1}^v \underbrace{C_{u,j}}_{\in G_n} \in R_n \\
 A \cup B &= A \setminus B + B \\
 &\stackrel{\text{s.o.}}{=} \sum_{j=1}^m \underbrace{C_j}_{\in G_n} + \sum_{s=1}^t \underbrace{B_s}_{\in G_n} \in R_n
 \end{aligned}$$

5.)

$$\begin{aligned} & \sum_{j=1}^i \bigcap_{k=1}^n A_{k,j} \in R_n \\ W_{n+1} \in S_{n+1} & \Rightarrow \sum_{j=1}^i \left(W_{n+1} \cap \bigcap_{k=1}^n A_{k,j} \right) \in R_{n+1} \\ & \Rightarrow R_n \subset R_{n+1} \end{aligned}$$

6.)

$$\begin{aligned} \emptyset \in R_n & \Rightarrow \emptyset \in \bigcup_{n=1}^{\infty} R_n \\ A, B \in \bigcup_{n=1}^{\infty} R_n & \Rightarrow \exists m, n : A \in R_m, B \in R_n \\ & \xrightarrow{R_{\max(m,n)} \text{ ist Ring}} A \setminus B, A \cup B \in R_{\max(m,n)} \\ & \Rightarrow A \setminus B, A \cup B \in \bigcup_{n=1}^{\infty} R_n \end{aligned}$$

7.)

$$\begin{aligned} \forall n \in \mathbb{N} : A_n \in S_n & \Rightarrow A_n \in R \\ \forall n \in \mathbb{N} : S_n & \subset S(R) \\ S \left(\bigcup_{n=1}^{\infty} S_n \right) & \subset S(R) \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} \forall n \in \mathbb{N} : R_n & \subset S \left(\bigcup_{n=1}^{\infty} S_n \right) \\ S \left(\bigcup_{n=1}^{\infty} R_n \right) & \subset S \left(\bigcup_{n=1}^{\infty} S_n \right) \end{aligned}$$

■

Satz 60.5 Seien $(S_n)_{n \in \mathbb{N}}$ **unabhängige** abzählbare Algebren. Dann gilt

$$\forall A \in S_{\infty} : P[A] \in \{0, 1\}$$

Beweis. Sei $\varepsilon > 0$.

$$A \in S_\infty \Rightarrow A \in S \left(\bigcup_{n=1}^{\infty} S_n \right) = S(R)$$

Für

$$P : S(R) \rightarrow [0, 1], A \mapsto P[A]$$

gilt

$$\exists N \in \mathbb{N} \exists B_1, \dots, B_N \in R : P \left[\left(A \setminus \sum_{i=1}^N B_i \right) + \left(\sum_{i=1}^N B_i \setminus A \right) \right] < \varepsilon$$

Wegen $R = \bigcup_{n=1}^{\infty} R_n$ gilt

$$\begin{aligned} \exists n \in \mathbb{N} : B_1, \dots, B_N &\in R_n \\ \sum_{i=1}^N B_i &\in R_n \end{aligned}$$

außerdem

$$A \in \bigcap_{n=1}^{\infty} S \left(\bigcup_{i=n}^{\infty} S_i \right) \Rightarrow A \in S \left(\bigcup_{i=n+1}^{\infty} S_i \right)$$

Setze

$$\begin{aligned} H_1 &:= \left\{ A \cap B : A, B \in \bigcup_{i=1}^n S_i \right\} \\ H_2 &:= \left\{ A \cap B : A, B \in \bigcup_{i=n+1}^{\infty} S_i \right\} \end{aligned}$$

Dann gilt mit $B = W$

H_i ist durchschnittsstabil

$$S(H_1) = S \left(\bigcup_{i=1}^n S_i \right)$$

$$S(H_2) = S \left(\bigcup_{i=n+1}^{\infty} S_i \right)$$

und somit

$$\begin{aligned}
 & (S_i)_i \text{ sind unabhängig} \\
 \Rightarrow & H_1 \text{ und } H_2 \text{ sind unabhängig} \\
 H_i \text{ durchschnittsstabil} \Rightarrow & S(H_1), S(H_2) \text{ sind unabhängig} \\
 \Rightarrow & S\left(\bigcup_{i=n+1}^{\infty} S_i\right) \text{ und } S\left(\bigcup_{i=1}^n S_i\right) \text{ sind unabhängig} \\
 \Rightarrow & A, B \text{ sind unabhängig}
 \end{aligned}$$

und mit

$$\begin{aligned}
 P[B] &= P[B \cap A^C] + P[B \cap A] \\
 &\leq P[B \setminus A] + P[A] \\
 &\leq P[(B \setminus A) \cup (A \setminus B)] + P[A] \\
 &\leq P[A] + \varepsilon
 \end{aligned}$$

folgt

$$\begin{aligned}
 \varepsilon &> P\left[\left(A \setminus \bigcup_{i=1}^N B_i\right) \cup \left(\bigcup_{i=1}^N B_i \setminus A\right)\right] \\
 &\geq P[A \setminus B] = P[A \cap B^C] \\
 &= P[A] - P[A \cap B] \\
 A, B \text{ unabhängig} &\stackrel{=}{=} P[A] - P[A]P[B] \\
 &= P[A](1 - P[B]) \\
 \stackrel{\text{s.o.}}{\geq} & P[A](1 - P[A] - \varepsilon)
 \end{aligned}$$

Im Grenzwert $\varepsilon \downarrow 0$ gilt

$$\begin{aligned}
 0 &= P[A](1 - P[A]) \\
 P[A] &= 0 \text{ oder } P[A] = 1 \\
 P[A] &\in \{0, 1\}
 \end{aligned}$$

■

Beispiel 60.6 a) Für $(A_n)_{n \in \mathbb{N}}$ gilt

$$\bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{m=n}^{\infty} A_m, \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{m=n}^{\infty} A_m \in S_{\infty}$$

b) Seien $X_n : (W, S, P) \rightarrow (\overline{\mathbb{R}}, \overline{\mathbb{B}})$. Dann gilt

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} X_n, \limsup_{n \rightarrow \infty} X_n \text{ sind } S_\infty\text{-messbar}$$

c) Seien $X_n : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$. Dann gilt

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \text{ sind } S_\infty\text{-messbar}$$

Beweis. a)

$$\begin{aligned} \bigcup_{m=n}^{\infty} A_m &\in S\left(\bigcup_{m=n}^{\infty} S_m\right) \\ \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{m=n}^{\infty} A_m &\in \bigcap_{n=1}^{\infty} S\left(\bigcup_{m=n}^{\infty} S_m\right) \\ \left(\bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{m=n}^{\infty} A_m\right)^C &= \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{m=n}^{\infty} A_m^C \in \bigcap_{n=1}^{\infty} S\left(\bigcup_{m=n}^{\infty} S_m\right) \\ \bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{m=n}^{\infty} A_m &\in \bigcap_{n=1}^{\infty} S\left(\bigcup_{m=n}^{\infty} S_m\right) \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned} &\left(\sup_{m \geq n} X_m\right)_n \text{ ist monoton fallend} \\ \Rightarrow \forall N \in \mathbb{N} : \inf_{n \geq 1} \sup_{m \geq n} X_m &= \inf_{n \geq N} \sup_{m \geq n} X_m \\ \Rightarrow \forall N \in \mathbb{N} : \inf_{n \geq 1} \sup_{m \geq n} X_m &\text{ ist } S((X_n)_{n \geq N})\text{-messbar} \\ \Rightarrow \inf_{n \geq 1} \sup_{m \geq n} X_m &\text{ ist } S_\infty\text{-messbar} \end{aligned}$$

$\liminf_{n \rightarrow \infty} X_n$ genauso.

c) Wegen

$$\begin{aligned} & \forall n \in \mathbb{N} : X_n(w) \in \mathbb{R} \\ \Rightarrow & \forall N \in \mathbb{N} : \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^N X_i = 0 \\ \Rightarrow & \forall N \in \mathbb{N} : \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=N}^n X_i \\ \Rightarrow & \forall N \in \mathbb{N} : \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \text{ ist } S((X_n)_{n \geq N})\text{-messbar} \\ \Rightarrow & \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \text{ ist } S_\infty\text{-messbar} \end{aligned}$$

■

Satz 60.7 a) Seien $X_n : (W, S, P) \rightarrow (\overline{\mathbb{R}}, \overline{\mathbb{B}})$ **unabhängig**. Dann gilt

$$\begin{aligned} \liminf_{n \rightarrow \infty} X_n &= \text{konstant } P\text{-fast sicher} \\ \limsup_{n \rightarrow \infty} X_n &= \text{konstant } P\text{-fast sicher} \end{aligned}$$

b) Seien $X_n : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ **unabhängig**. Dann gilt

$$\begin{aligned} \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i &= \text{konstant } P\text{-fast sicher} \\ \limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i &= \text{konstant } P\text{-fast sicher} \end{aligned}$$

Beweis. Da die X_n unabhängig sind, sind $(S(X_n))_n$ unabhängig, d.h.

$$\forall A \in S_\infty : P[A] \in \{0, 1\}$$

Da $\liminf_{n \rightarrow \infty} S_\infty$ -messbar ist, gilt

$$\forall x \in \overline{\mathbb{R}} : \left\{ \liminf_{n \rightarrow \infty} X_n \leq x \right\} \in S_\infty$$

d.h.

$$\forall x \in \overline{\mathbb{R}} : P \left[\liminf_{n \rightarrow \infty} X_n \leq x \right] \in \{0, 1\}$$

Andere genauso. ■

Teil V.

Bedingte Erwartungswerte und Martingale

61. Bedingte Erwartungswerte

Sei $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ und $S_0 \subset S$ eine abzählbare Algebra von Ereignissen, von denen wir wissen, daß sie eingetreten sind oder nicht. Ist X S_0 -messbar, so ist

$$\forall c \in \mathbb{R} : \{X = c\} \in S_0$$

und wir kennen X .

Ist X nicht S_0 -messbar, so suchen wir eine S_0 -messbare Funktion $E[X|S_0]$, die eine **gut handhabbare Näherung von X** ist. Da wir oft Erwartungswerte betrachten, nähern wir in L^1 .

1.) Ein Spezialfall

Im folgenden einfachen Fall läßt sich die gesuchte Funktion direkt angeben.

Satz 61.1 Sei $X \geq 0$, $W = \sum_{n=1}^{\infty} A_n$ und

$$E[X|S_0] : W \rightarrow \mathbb{R}, w \mapsto \sum_{i=1}^{\infty} E[X|A_i] 1_{A_i}(w) = \sum_{i:P[A_i]>0} \frac{E[X 1_{A_i}]}{P[A_i]} 1_{A_i}(w)$$

Dann gilt

- a) $S_0 = \{ \sum_{i \in I} A_i : I \subset \mathbb{N} \}$ ist eine abzählbare Algebra.
- b) $E[X|S_0]$ ist S_0 messbar.
- c) Für alle S_0 -messbaren $Y_0 \geq 0$ gilt

$$E[XY_0] = E[E[X|S_0] \cdot Y_0]$$

d) Insbesondere gilt

$$E[X] = E[E[X|S_0]]$$

Beweis. Sei $P[A_i] > 0$. Dann ist $P[\cdot|A_i]$ ein Wahrscheinlichkeitsmaß. Sei $B \in S$.

$$\begin{aligned}
 E[1_B|A_i] &\stackrel{Def}{=} \int 1_B dP[\cdot|A_i] \\
 &\stackrel{Def}{=} P[B|A_i] \\
 &\stackrel{Def}{=} \frac{P[B \cap A_i]}{P[A_i]} \\
 &= \frac{1}{P[A_i]} \int 1_B 1_{A_i} dP \\
 &\stackrel{Def}{=} \frac{E[1_B 1_{A_i}]}{P[A_i]}
 \end{aligned}$$

Für $\sum_{k=1}^n b_k 1_{B_k} \in T(S)$ gilt

$$\begin{aligned}
 E \left[\sum_{k=1}^n b_k 1_{B_k} | A_i \right] &= \int \sum_{k=1}^n b_k 1_{B_k} dP[\cdot|A_i] \\
 &= \sum_{k=1}^n b_k \int 1_{B_k} dP[\cdot|A_i] \\
 &\stackrel{s.o.}{=} \sum_{k=1}^n b_k \frac{E[1_{A_i} 1_{B_k}]}{P[A_i]} \\
 &= \frac{E[\sum_{k=1}^n b_k 1_{B_k} 1_{A_i}]}{P[A_i]}
 \end{aligned}$$

und für $X_n \in T$ mit $X_n \uparrow X \geq 0$.

$$\begin{aligned}
 E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n | A_i \right] &= \int \lim_{n \rightarrow \infty} X_n dP[\cdot|A_i] \\
 &= \lim_{n \rightarrow \infty} \int X_n dP[\cdot|A_i] \\
 &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{E[X_n 1_{A_i}]}{P[A_i]} \\
 &= \frac{E[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n 1_{A_i}]}{P[A_i]}
 \end{aligned}$$

- a) 1.) $W = \sum_{n=1}^{\infty} A_n \in S_0$
 2.) Sei $B = \sum_{i \in I} A_i \in S_0$. Dann gilt

$$B^C = \sum_{i \in \mathbb{N} \setminus I} A_i \in S_0$$

3.) Seien $B_j = \sum_{i \in I_j} A_i \in S_0$. Dann gilt

$$\bigcup_{j=1}^{\infty} B_j = \sum_{i \in \bigcup_{j=1}^{\infty} I_j} A_i \in S_0$$

b) Da $A_i \in S_0$ ist 1_{A_i} S_0 -messbar. Damit ist

$$E[X|S_0] = \sum_{i: P[A_i] > 0} \underbrace{\frac{E[X1_{A_i}]}{P[A_i]}}_{\geq 0} 1_{A_i}(w)$$

S_0 -messbar.

c) Sei $Y_0 = 1_{A_j}$ und $P[A_j] > 0$. Wegen

$$1_{A_i} 1_{A_j} = \begin{cases} 1_{A_i} & \text{für } i = j \\ 0 & \text{für } i \neq j \end{cases}$$

bleibt nur ein Term der Summe erhalten

$$\begin{aligned} E[E[X|S_0] 1_{A_j}] &= \int \sum_{i: P[A_i] > 0} \frac{E[X1_{A_i}]}{P[A_i]} 1_{A_i} 1_{A_j} dP \\ &= \int \frac{E[X1_{A_j}]}{P[A_j]} 1_{A_j} dP = \frac{E[X1_{A_j}]}{P[A_j]} \underbrace{\int 1_{A_j} dP}_{P[A_j]} \\ &= E[X1_{A_j}] \end{aligned}$$

Für $P[A_j] = 0$ gilt

$$E[\underbrace{E[X|S_0]}_{=0} 1_{A_j}] = \int 0 dP = 0 \stackrel{P[A_j]=0}{=} E[X1_{A_j}]$$

Seien $Y_n = \sum_{k=1}^{N_n} c_k 1_{A_k} \in T(S_0)$ mit $Y_n \uparrow Y_0$. Dann gilt

$$\begin{aligned}
 E[E[X|S_0]Y_0] &= \int \sum_{i:P[A_i]>0} \frac{E[X1_{A_i}]}{P[A_i]} 1_{A_i} \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^{N_n} c_k 1_{A_k} dP \\
 &= \lim_{n \rightarrow \infty} \int \sum_{i:P[A_i]>0} \frac{E[X1_{A_i}]}{P[A_i]} 1_{A_i} \sum_{k=1}^{N_n} c_k 1_{A_k} dP \\
 &= \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^{N_n} c_k \int \sum_{i:P[A_i]>0} \frac{E[X1_{A_i}]}{P[A_i]} 1_{A_i} 1_{A_k} dP \\
 &= \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^{N_n} c_k E[X1_{A_k}] \\
 &= \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^{N_n} c_k \int 1_{A_k} X dP \\
 &= \lim_{n \rightarrow \infty} \int \sum_{k=1}^{N_n} c_k 1_{A_k} X dP \\
 &= \int \lim_{n \rightarrow \infty} Y_n X dP \\
 &= E[XY_0]
 \end{aligned}$$

d) Da $W \in S_0$ ist $Y_0 \equiv 1_W$ S_0 -messbar und

$$\begin{aligned}
 E[X \cdot 1_W] &= E[E[X|S_0] \cdot 1_W] \\
 E[X] &= E[E[X|S_0]]
 \end{aligned}$$

■

2.) Der allgemeine Fall

Satz 61.2 (Existenz und Eindeutigkeit der bedingten Erwartung)

Sei $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit $X \geq 0$ und $P[X < \infty] = 1$.

Dann existiert ein P -fast sicher eindeutiges $E[X|S_0] \geq 0$ mit

1.) $E[X|S_0]$ ist S_0 -messbar.

2.) $\forall A \in S_0 : E[X1_A] = E[E[X|S_0]1_A]$

$E[X|S_0]$ heißt bedingte Erwartung von X bzgl. S_0

Schreibweise: $E[X|Y] := E[X|S(Y)]$

Beweis. Eindeutigkeit:

Seien 1.) und 2.) für $E[X|S_0]$ und $\overline{E[X|S_0]}$ erfüllt.

Da $E[X|S_0] - \overline{E[X|S_0]}$ S_0 -messbar ist, gilt

$$A_0 := \{E[X|S_0] > \overline{E[X|S_0]}\} \in S_0$$

Es folgt

$$\begin{aligned} E[E[X|S_0]1_{A_0}] &\stackrel{V_{or}}{=} E[X1_{A_0}] \\ &\stackrel{V_{or}}{=} E[\overline{E[X|S_0]}1_{A_0}] \end{aligned}$$

Damit ergibt sich

$$\begin{aligned} E[\underbrace{(E[X|S_0] - \overline{E[X|S_0]})}_{>0 \text{ auf } A_0} 1_{A_0}] &= 0 \\ P[A_0] &= 0 \end{aligned}$$

Genauso ergibt sich

$$\begin{aligned} P[E[X|S_0] < \overline{E[X|S_0]}] &= 0 \\ P[E[X|S_0] \neq \overline{E[X|S_0]}] &= 0 \\ E[X|S_0] &= \overline{E[X|S_0]} \text{ P-fast sicher} \end{aligned}$$

Existenz: Seien $A_i \in S_0$ und

$$Q : (W, S_0) \rightarrow [0, \infty], A \mapsto E[X1_A]$$

1.) Q ist ein Maß auf (W, S_0) , da

$$\begin{aligned} Q[\emptyset] &= E[X1_{\emptyset}] = E[0] = 0 \\ Q[A_0] &= E[X1_{A_0}] \geq 0 \\ Q\left[\sum_{i=1}^{\infty} A_i\right] &= E[X1_{\sum_{i=1}^{\infty} A_i}] = E\left[X \sum_{i=1}^{\infty} 1_{A_i}\right] \\ &= \sum_{i=1}^{\infty} E[X1_{A_i}] = \sum_{i=1}^{\infty} Q[A_i] \end{aligned}$$

2.) Q ist absolut stetig bzgl. P: Da für $P[A_0] = 0$ gilt

$$Q[A_0] = \int X1_{A_0} dP = 0$$

3.) Q ist abzählbar endlich: Wegen

$$\begin{aligned} 1 &= P[X < \infty] \\ &= P\left[\bigcup_{n=1}^{\infty} \{X \leq n\}\right] \\ &\stackrel{\text{monoton}}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} P[X \leq n] \end{aligned}$$

gilt

$$\{X \leq n\} \uparrow W \text{ P-fast sicher}$$

und

$$\begin{aligned} Q[X \leq n] &\stackrel{\text{Def}}{=} E[1_{\{X \leq n\}} X] \\ &= \int 1_{X \leq n} X dP \\ &\leq nP[X \leq n] \leq n \end{aligned}$$

4.) Damit existiert eine S_0 -messbare Dichte $Y \geq 0$, sodaß

$$\forall A_0 \in S_0 : Q[A_0] = \int_{A_0} Y dP$$

Mit

$$E[X 1_{A_0}] \stackrel{\text{Def}}{=} Q[A_0] = E[Y 1_{A_0}]$$

gilt

$$E[X|S_0] = Y \geq 0 \text{ P-fast sicher}$$

■

Satz 61.3 Gleichwertig zu 2.) ist

$$\forall S_0\text{-messbaren } Y_0 \geq 0 : E[XY_0] = E[E[X|S_0]Y_0]$$

Beweis. " \Rightarrow ": 1_A ist S_0 -messbar für $A \in S_0$

" \Leftarrow ": Seien $\sum_{i=1}^n c_i 1_{A_i} \in T(S_0)$, d.h. $A_i \in S_0$

$$\begin{aligned} E \left[X \sum_{i=1}^n c_i 1_{A_i} \right] &= \sum_{i=1}^n c_i E[X 1_{A_i}] \\ &\stackrel{\text{Vor}}{=} \sum_{i=1}^n c_i E[E[X|S_0] 1_{A_i}] \\ &= E \left[E[X|S_0] \sum_{i=1}^n c_i 1_{A_i} \right] \end{aligned}$$

Sei $Z_n \in T(S_0)$ mit $Z_n \uparrow Y_0$. Dann gilt

$$\begin{aligned} E[XY_0] &= E \left[X \lim_{n \rightarrow \infty} Z_n \right] \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} E[X Z_n] \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} E[E[X|S_0] Z_n] \\ &\stackrel{Z_n \uparrow Y_0}{=} E \left[E[X|S_0] \lim_{n \rightarrow \infty} Z_n \right] \\ &= E[E[X|S_0] Y] \end{aligned}$$

■

Definition 61.4 Sei $X = X^+ - X^-$ mit $E[X^+] < \infty$ oder $E[X^-] < \infty$.
Setze

$$E[X|S_0] = E[X^+|S_0] - E[X^-|S_0]$$

Satz 61.5 a) Ist $E[X^+] < \infty$ oder $E[X^-] < \infty$ so gilt

$$E[X] = E[E[X|S_0]]$$

b) Für $X_1, X_2 \in L^1$ gilt

$$\begin{aligned} E[cX_1|S_0] &= cE[X_1|S_0] \text{ P-fast sicher} \\ E[X_1 + X_2|S_0] &= E[X_1|S_0] + E[X_2|S_0] \text{ P-fast sicher} \end{aligned}$$

c) Aus $X_1 \leq X_2$ P-fast sicher folgt

$$E[X_1|S_0] \leq E[X_2|S_0] \text{ P-fast sicher}$$

d)

$$|E[X|S_0]| \leq E[|X| | S_0]$$

e) Für P-fast sicher monoton steigende $X_n \geq 0$ gilt

$$E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n | S_0 \right] = \lim_{n \rightarrow \infty} E[X_n | S_0] \text{ P-fast sicher}$$

f) $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n$ existiert P-fast sicher, dann gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[X_n | S_0] \text{ existiert P-fast sicher}$$

Beweis. Sei $Y_0 \geq 0$ S_0 -messbar.

a) $Y_0 \equiv 1$ ist S_0 -messbar. Mit

$$\begin{aligned} E[E[X|S_0]^\pm] &= E[E[X^\pm|S_0]Y_0] \\ &\stackrel{\text{bedingte Erwartungswerte}}{=} E[X^\pm Y_0] \\ &= E[X^\pm] \end{aligned}$$

gilt

$$E[X^+] - E[X^-] = E[E[X^+|S_0]] - E[E[X^-|S_0]]$$

b) 1.) Da $E[X_1|S_0]$ S_0 -messbar ist, ist $cE[X_1|S_0]$ S_0 -messbar.
Für $c \geq 0$:

$$\begin{aligned} E[cX_1^\pm Y_0] &= E[X_1^\pm(cY_0)] \\ &= E[E[X_1^\pm|S_0](cY_0)] \\ &= E[cE[X_1^\pm|S_0]Y_0] \end{aligned}$$

Mit der Eindeutigkeit gilt

$$E[cX_1^\pm | S_0] = cE[X_1^\pm | S_0] \text{ P-fast sicher}$$

Für $c < 0$:

$$\begin{aligned} E[cX_1^\pm Y_0] &= -E[X_1^\pm (-cY_0)] \\ &= -E[E[X_1^\pm | S_0](-cY_0)] \\ &= E[cE[X_1^\pm | S_0]Y_0] \end{aligned}$$

Mit der Eindeutigkeit gilt

$$E[cX_1^\pm | S_0] = cE[X_1^\pm | S_0] \text{ P-fast sicher}$$

2.) $E[X_1 | S_0] + E[X_2 | S_0]$ ist S_0 -messbar. Mit

$$\begin{aligned} W &= \{X_1 \geq 0, X_2 \geq 0\} + \{X_1 < 0, X_2 < 0\} \\ &\quad + \{X_1 \geq 0, X_2 < 0, X_1^+ \geq X_2^-\} + \{X_1 \geq 0, X_2 < 0, X_1^+ < X_2^-\} \\ &\quad + \{X_1 < 0, X_2 \geq 0, X_2^+ \geq X_1^-\} + \{X_1 < 0, X_2 \geq 0, X_2^+ < X_1^-\} \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} X_1 + X_2 \geq 0 \text{ auf } A_1 &:= \{X_1 \geq 0, X_2 \geq 0\} \\ X_1 + X_2 < 0 \text{ auf } A_2 &:= \{X_1 < 0, X_2 < 0\} \\ X_1 + X_2 \geq 0 \text{ auf } A_3 &:= \{X_1 \geq 0, X_2 < 0, X_1^+ \geq X_2^-\} \\ X_1 + X_2 < 0 \text{ auf } A_4 &:= \{X_1 \geq 0, X_2 < 0, X_1^+ < X_2^-\} \\ X_1 + X_2 \geq 0 \text{ auf } A_5 &:= \{X_1 < 0, X_2 \geq 0, X_2^+ \geq X_1^-\} \\ X_1 + X_2 < 0 \text{ auf } A_6 &:= \{X_1 < 0, X_2 \geq 0, X_2^+ < X_1^-\} \end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned} E[X_1^+ Y_0] &= E[X_1^+(1_{A_1} + 1_{A_3} + 1_{A_4})Y_0] \\ E[X_1^- Y_0] &= E[X_1^-(1_{A_2} + 1_{A_5} + 1_{A_6})Y_0] \\ E[X_2^+ Y_0] &= E[X_2^+(1_{A_1} + 1_{A_5} + 1_{A_6})Y_0] \\ E[X_2^- Y_0] &= E[X_2^-(1_{A_2} + 1_{A_3} + 1_{A_4})Y_0] \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} &E[(X_1 + X_2)Y_0] \\ \stackrel{\text{Def}}{=} &E[(X_1 + X_2)^+ Y_0] - E[(X_1 + X_2)^- Y_0] \\ = &E[(X_1 + X_2)(1_{A_1} + 1_{A_3} + 1_{A_5})Y_0] \\ &- E[(X_1 + X_2)(1_{A_2} + 1_{A_4} + 1_{A_6})Y_0] \\ = &E[(X_1^+ 1_{A_1} + X_1^+ 1_{A_3} - X_1^- 1_{A_5} + X_2^+ 1_{A_1} - X_2^- 1_{A_3} + X_2^+ 1_{A_5})Y_0] \\ &- E[(X_1^- 1_{A_2} - X_1^+ 1_{A_4} + X_1^- 1_{A_6} + X_2^- 1_{A_2} + X_2^- 1_{A_4} - X_2^+ 1_{A_6})Y_0] \\ = &E[X_1^+ Y_0] + E[X_2^+ Y_0] - E[X_1^- Y_0] - E[X_2^- Y_0] \\ \stackrel{\text{Def}}{=} &E[X_1 Y_0] - E[X_2 Y_0] \end{aligned}$$

c) $E[X_1|S_0] - E[X_2|S_0]$ ist S_0 -messbar. Mit

$$\begin{aligned}
 B_0 &= \{E[X_1|S_0] > E[X_2|S_0]\} \in S_0 \\
 0 &\leq \int_{B_0} \underbrace{(E[X_1|S_0] - E[X_2|S_0])}_{>0 \text{ auf } B_0} dP \\
 &= E[1_{B_0}(E[X_1|S_0] - E[X_2|S_0])] \\
 &\stackrel{b)}{=} E[1_{B_0}(X_1 - X_2)] \\
 &= \int_{B_0} \underbrace{(X_1 - X_2)}_{\leq 0 \text{ P-f.s.}} dP \\
 &\leq 0
 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
 P[B_0] &= 0 \\
 E[X_1|S_0] &\leq E[X_2|S_0] \text{ P-fast sicher}
 \end{aligned}$$

d)

$$\begin{aligned}
 E[|X| | S_0] &= E[X^+ + X^- | S_0] \\
 &= E[X^+ | S_0] + E[X^- | S_0] \\
 &\geq |E[X^+ | S_0] - E[X^- | S_0]| \\
 &= |E[X | S_0]|
 \end{aligned}$$

e) Sei $Y_0 \geq 0$ S_0 -messbar. Setze

$$\begin{aligned}
 N_1 &:= \bigcup_{n=1}^{\infty} \{X_n < X_{n-1}\} \cup \{X_n < 0\} \\
 N_2 &:= \bigcup_{n=1}^{\infty} \{E[X_n|S_0] < E[X_{n-1}|S_0]\} \cup \{E[X_n|S_0] < 0\} \\
 N &:= N_1 \cup N_2 \\
 P[N] &= 0
 \end{aligned}$$

Da $(E[X_n|S_0])_n$ und $(X_n)_n$ monoton steigend sind auf N^C , gilt

$$\underbrace{(Y_0 E[X_n|S_0])_n}_{\geq 0}, \underbrace{(Y_0 X_n)_n}_{\geq 0} \text{ sind monoton steigend auf } N^C$$

Wegen

$$\begin{aligned}
 E \left[Y_0 \lim_{n \rightarrow \infty} E[X_n | S_0] \right] &\stackrel{\text{monoton}}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} E[Y_0 E[X_n | S_0]] \\
 &= \lim_{n \rightarrow \infty} E[Y_0 X_n] \\
 &\stackrel{\text{monoton}}{=} E \left[Y_0 \lim_{n \rightarrow \infty} X_n \right]
 \end{aligned}$$

gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[X_n | S_0] = E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n \mid S_0 \right]$$

f)

$$\begin{aligned}
 &\lim_{n \rightarrow \infty} X_n \text{ existiert P-fast sicher} \\
 \Rightarrow &(X_n)_n \text{ ist P-fast sicher ein Cauchyfolge} \\
 \Rightarrow &\forall \varepsilon > 0 \exists N \forall n, m \geq N : \\
 &|E[X_n | S_0] - E[X_m | S_0]| \leq E[|X_n - X_m| | S_0] < \varepsilon \\
 \Rightarrow &(E[X_n | S_0])_n \text{ ist P-fast sicher ein Cauchyfolge in } \mathbb{R} \\
 \Rightarrow &\lim_{n \rightarrow \infty} E[X_n | S_0] \text{ existiert P-fast sicher}
 \end{aligned}$$

■

Satz 61.6 a) Sei X messbar und $Z_0 \geq 0$ S_0 -messbar. Dann gilt

$$\begin{aligned}
 E[Z_0 X | S_0] &= Z_0 E[X | S_0] \text{ P-fast sicher} \\
 E[Z_0 | S_0] &= Z_0 \text{ P-fast sicher}
 \end{aligned}$$

b) Seien $S(X), S_0$ unabhängig. Dann gilt

$$E[X | S_0] = E[X] \text{ P-fast sicher}$$

Wir haben keinerlei Information und die beste Vorhersage ist der Mittelwert.

c) Gilt $\forall A \in S_0 : P[A] \in \{0, 1\}$, so ist

$$E[X | S_0] = E[X] \text{ P-fast sicher}$$

Beweis. a) Seien $Y_0, Z_0 \geq 0$ S_0 -messbar.

Dann sind $Z_0 E[X | S_0]$ und $Z_0 Y_0$ S_0 -messbar und wegen

$$\begin{aligned}
 E \left[\underbrace{Y_0 Z_0}_{S_0\text{-messbar, } \geq 0} E[X | S_0]^\pm \right] &= E[Y_0 Z_0 X^\pm] \\
 &= E[Y_0 (Z_0 X)^\pm]
 \end{aligned}$$

gilt

$$E[Z_0 X | S_0] = Z_0 E[X | S_0] \text{ P-fast sicher}$$

Mit $Y_0 = 1_W$ gilt

$$E[Z_0 1_W] = Z_0 E[1_W] = Z_0$$

b) $E[X]$ ist S_0 -messbar und wegen

$$\begin{aligned} E[Y_0 X^\pm] &\stackrel{\text{unabhängig}}{=} E[Y_0] E[X^\pm] \\ &\stackrel{E \text{ linear}}{=} E[Y_0 E[X^\pm]] \end{aligned}$$

gilt

$$E[X | S_0] = E[X] \text{ P-fast sicher}$$

c) Sei $A \in S_0, B \in S(X)$. Dann gilt

$$\begin{aligned} P[A] = 0 &\Rightarrow P[A \cap B] = 0 = P[A]P[B] \\ P[A] = 1 &\Rightarrow P[A \cap B] = P[B] = P[A]P[B] \end{aligned}$$

und S_0 und $S(X)$ sind unabhängig. Mit b) folgt die Behauptung. ■

Satz 61.7 Sei $\forall n \in \mathbb{N} : |X_n| \leq Y \in L^1$ P-fast sicher. Dann gilt

$$\begin{aligned} E \left[\liminf_{n \rightarrow \infty} X_n \middle| S_0 \right] &\leq \liminf_{n \rightarrow \infty} E[X_n | S_0] \text{ P-fast sicher} \\ E \left[\limsup_{n \rightarrow \infty} X_n \middle| S_0 \right] &\geq \limsup_{n \rightarrow \infty} E[X_n | S_0] \text{ P-fast sicher} \end{aligned}$$

Gilt $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n$ existiert P-fast sicher in \mathbb{R} , folgt

$$\begin{aligned} E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n \middle| S_0 \right] &= \lim_{n \rightarrow \infty} E[X_n | S_0] \text{ P-fast sicher} \\ \lim_{n \rightarrow \infty} E \left[\left| E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n \middle| S_0 \right] - E[X_n | S_0] \right| \right] &= 0 \end{aligned}$$

Beweis. a) 1. Fall: Sei $X_n \geq 0$. Da $(\inf_{k \geq n} X_k)_n$ monoton steigend ist, gilt

$$\begin{aligned}
 \forall j \geq n : 0 \leq \inf_{k \geq n} X_k &\leq X_j \\
 \forall j \geq n : E \left[\inf_{k \geq n} X_k \middle| S_0 \right] &\leq E[X_j | S_0] \text{ P-fast sicher} \\
 E \left[\inf_{k \geq n} X_k \middle| S_0 \right] &\leq \inf_{j \geq n} E[X_j | S_0] \text{ P-fast sicher} \\
 \lim_{n \rightarrow \infty} E \left[\underbrace{\inf_{k \geq n} X_k}_{\geq 0 \text{ P-fast sicher}} \middle| S_0 \right] &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} \inf_{k \geq n} E[X_k | S_0] \text{ P-fast sicher} \\
 E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} \inf_{k \geq n} X_k \middle| S_0 \right] &\stackrel{(\inf_{k \geq n} X_k)_n \uparrow}{\leq} \lim_{n \rightarrow \infty} \inf E[X_n | S_0] \text{ P-fast sicher}
 \end{aligned}$$

2. Fall: Wegen $\forall n \in \mathbb{N} : |X_n| \leq Y$ gilt

$$\begin{aligned}
 Y \geq 0 \text{ P-fast sicher und } X_n \geq -Y \text{ P-fast sicher} \\
 \Rightarrow X_n + Y \geq 0 \text{ P-fast sicher} \\
 \left| \liminf_{n \rightarrow \infty} X_n \right|, \left| \limsup_{n \rightarrow \infty} X_n \right| \leq Y \\
 \Rightarrow \liminf_{n \rightarrow \infty} X_n, \limsup_{n \rightarrow \infty} X_n \in L^1
 \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}
 &E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} \inf_{k \geq n} X_k \middle| S_0 \right] \\
 &= E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} \inf_{k \geq n} (X_k + Y - Y) \middle| S_0 \right] \text{ P-fast sicher} \\
 &= E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} \inf_{k \geq n} (X_k + Y) \middle| S_0 \right] - E[Y | S_0] \text{ P-fast sicher} \\
 &\leq \liminf_{n \rightarrow \infty} E[X_n + Y | S_0] - E[Y | S_0] \text{ P-fast sicher} \\
 &= \liminf_{n \rightarrow \infty} E[X_n | S_0] \text{ P-fast sicher}
 \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned}
 E \left[\limsup_{n \rightarrow \infty} X_n \middle| S_0 \right] &= -E \left[\liminf_{n \rightarrow \infty} (-X_n) \middle| S_0 \right] \text{ P-fast sicher} \\
 &\geq -\liminf_{n \rightarrow \infty} E[(-X_n) | S_0] \text{ P-fast sicher} \\
 &= \limsup_{n \rightarrow \infty} E[X_n | S_0] \text{ P-fast sicher}
 \end{aligned}$$

c) Wegen

$$\begin{aligned} E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n | S_0 \right] &\leq \liminf_{n \rightarrow \infty} E[X_n | S_0] \text{ P-fast sicher} \\ &\leq \limsup_{n \rightarrow \infty} E[X_n | S_0] \text{ P-fast sicher} \\ &\leq E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n | S_0 \right] \text{ P-fast sicher} \end{aligned}$$

gilt

$$E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n | S_0 \right] = \lim_{n \rightarrow \infty} E[X_n | S_0] \text{ P-fast sicher}$$

Wegen

$$\begin{aligned} 0 &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} E \left[\left| E[X_n | S_0] - E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n | S_0 \right] \right| \right] \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} E \left[\left| E \left[X_n - \lim_{n \rightarrow \infty} X_n | S_0 \right] \right| \right] \\ &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} E \left[E \left[\left| X_n - \lim_{n \rightarrow \infty} X_n \right| | S_0 \right] \right] \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} E \left[\left| X_n - \lim_{n \rightarrow \infty} X_n \right| \right] \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \int \left| X_n - \lim_{n \rightarrow \infty} X_n \right| dP \\ &\stackrel{|X_n - \lim_{n \rightarrow \infty} X_n| \leq 2|Y| \in L^1}{=} \int \lim_{n \rightarrow \infty} \left| X_n - \lim_{n \rightarrow \infty} X_n \right| dP \\ &= \int 0 dP = 0 \end{aligned}$$

gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E \left[\left| E[X_n | S_0] - E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n | S_0 \right] \right| \right] = 0$$

■

Satz 61.8 (Die kleinere abzählbare Algebra gewinnt)

Seien $S_0 \subset S_1 \subset S$ und $X \geq 0$. Dann gilt

$$\begin{aligned} E[E[X|S_1]|S_0] &= E[X|S_0] \\ E[E[X|S_0]|S_1] &= E[X|S_0] \end{aligned}$$

Beweis. 1.) Sei $Y_0 \geq 0$ S_0 -messbar. Dann ist Y_0 S_1 -messbar und es gilt

$$\begin{aligned} E[Y_0 E[X|S_1]] &\stackrel{Y_0 \text{ } S_1\text{-messbar}}{=} E[Y_0 X] \\ &\stackrel{Y_0 \text{ } S_0\text{-messbar}}{=} E[Y_0 E[X|S_0]] \end{aligned}$$

d.h.

$$E[E[X|S_1]|S_0] = E[X|S_0]$$

2.) $E[X|S_0]$ ist S_0 -messbar und somit S_1 -messbar und

$$E[E[X|S_0]|S_1] = E[X|S_0] \underbrace{E[1|S_1]}_{=1} = E[X|S_0]$$

■

Satz 61.9 Sei f konvex und $X \in L^1$. Dann gilt

$$E[f(X)|S_0] \geq f(E[X|S_0]) \text{ P-fast sicher}$$

Beweis. Seien $u_n = a_n x + b_n \in L(f)$ mit

$$f(x) = \sup_{n \in \mathbb{N}} u_n$$

Dann gilt für alle $n \in \mathbb{N}$

$$\begin{aligned} E[f(X)|S_0] &\geq E[a_n X + b_n | S_0] \text{ P-fast sicher} \\ &= a_n E[X|S_0] + b_n \underbrace{E[1|S_0]}_{=1 \text{ da } P[W]=1} \text{ P-fast sicher} \\ &= u_n(E[X|S_0]) \text{ P-fast sicher} \end{aligned}$$

und somit

$$\begin{aligned} E[f(X)|S_0] &\geq \sup_{n \in \mathbb{N}} u_n(E[X|S_0]) \text{ P-fast sicher} \\ &= f(E[X|S_0]) \text{ P-fast sicher} \end{aligned}$$

■

Satz 61.10 Sei $p \in [1, \infty]$ und $S_0 \subset S$. Für

$$L^p(W, S, P) \rightarrow L^p(W, S, P), X \mapsto E[X|S_0]$$

gilt

$$\|E[X|S_0]\|_p \leq \|X\|_p$$

und die Abbildung ist stetig.

Beweis. a) $p \in [1, \infty)$. Für

$$f : [0, \infty) \rightarrow [0, \infty), x \mapsto x^p$$

gilt

$$\begin{aligned} f'(x) &= px^{p-1} \geq 0 \\ f''(x) &= p(p-1)x^{p-2} \geq 0 \end{aligned}$$

Damit ist f konvex und monoton steigend und es gilt

$$|E[X|S_0]|^p \leq E[|X||S_0]^p \leq E[|X|^p|S_0]$$

und somit

$$E[|E[X|S_0]|^p] \leq E[|X|^p] < \infty$$

Da die p -te Wurzel monoton steigend ist, folgt

$$\begin{aligned} E[|E[X|S_0]|^p]^{\frac{1}{p}} &\leq E[|X|^p]^{\frac{1}{p}} \\ \|E[X|S_0]\|_p &\leq \|X\|_p \end{aligned}$$

b) $p = \infty$:

$$\begin{aligned} |E[X|S_0]| &\leq E[|X| |S_0] \\ &\leq E[\|X\|_\infty |S_0] \\ &= \|X\|_\infty \\ \|E[X|S_0]\|_\infty &\leq \|X\|_\infty \end{aligned}$$

c) Aus $\lim_{n \rightarrow \infty} \|X_n - X\|_p = 0$ folgt

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \|E[X_n|S_0] - E[X|S_0]\|_p &= \lim_{n \rightarrow \infty} \|E[X_n - X|S_0]\|_p \\ &\stackrel{a), b)}{\leq} \lim_{n \rightarrow \infty} \|X_n - X\|_p = 0 \end{aligned}$$

■

Satz 61.11 Sei $X \in L^2$. Dann gilt für alle S_0 -messbaren $Y_0 \in L^2$:

$$E[(X - E[X|S_0])^2] \leq E[(X - Y_0)^2]$$

und

$$\begin{aligned} E[(X - E[X|S_0])^2] &= E[(X - Y_0)^2] \\ \iff Y_0 &= E[X|S_0] \text{ } P\text{-fast sicher} \end{aligned}$$

Beweis.

$$\begin{aligned}
& E[(X - E[X|S_0])^2] + E[\underbrace{(E[X|S_0] - Y_0)^2}_{\geq 0}] \\
= & E[X^2] - 2 \underbrace{E[XE[X|S_0]]}_{=E[E[X|S_0]^2]} + E[E[X|S_0]^2] \\
& + E[E[X|S_0]^2] - 2 \underbrace{E[Y_0E[X|S_0]]}_{=E[XY_0]} + E[Y_0^2] \\
= & E[(X - Y_0)^2]
\end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
& E[(X - E[X|S_0])^2] = E[(X - Y_0)^2] \\
\iff & Y_0 = E[X|S_0] \text{ P-fast sicher}
\end{aligned}$$

■

Satz 61.12 Sei $(X_i)_i$ gleichgradig integrierbar und $(S_j)_j$ abzählbare Algebren in S und

$$X_{i,j} := E[X_i|S_j]$$

Dann ist $(X_{i,j})_{(i,j) \in I \times J}$ gleichgradig integrierbar.

Insbesondere ist für $X \in L^1$ auch $(E[X|S_j])_j$ gleichgradig integrierbar.

Beweis. Wegen

$$\begin{aligned}
E[|E[X_i|S_j]|] & \leq E[E[|X_i||S_j]] \\
& \leq E[|X_i|] < \infty
\end{aligned}$$

gilt $X_{i,j} \in L^1$.

Da X_i gleichgradig integrierbar ist, gibt es eine monoton steigende konvexe Funktion $f : [0, \infty) \rightarrow [0, \infty)$ mit

$$\begin{aligned}
& \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{f(x)}{x} = \infty \\
c := \sup_{i \in I} \int f(|X_i|) dP & < \infty
\end{aligned}$$

d.h.

$$\sup_{i \in I} E[f(|X_i|)] < \infty$$

Wegen

$$\begin{aligned}
 \forall i, j \in I : E[f(|X_{i,j}|)] &\stackrel{Def}{=} E[f(|E[X_i|S_j]|)] \\
 &\stackrel{f \text{ monoton steigend}}{\leq} E[f(E[|X_i||S_j])] \\
 &\stackrel{f \text{ konvex}}{\leq} E[E[f(|X_i|)|S_j]] \\
 &= E[f(|X_i|)] \\
 \sup_{i,j} \int f(|X_{i,j}|) dP &= \sup_{i,j} E[f(|X_{i,j}|)] \\
 &\leq \sup_{i \in I} E[f(|X_i|)] \stackrel{s.o.}{<} \infty
 \end{aligned}$$

ist $(X_{i,j})_{i,j}$ ist gleichgradig integrierbar. ■

62. Martingale und Stoppzeiten

Sei $I \subset \mathbb{R}$ abzählbar und (W, S, P) mit einer aufsteigenden Folge $(S_n)_{n \in I}$ von abzählbaren Algebren in S , d.h.

$$\forall m < n : S_m \subset S_n$$

S_n ist die Menge der Ereignisse, die bis zum Zeitpunkt n beobachtbar sind.

Definition 62.1 Sei $\forall n \in \mathbb{N} : X_n : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit

- 1.) X_n ist S_n -messbar
- 2.) $\forall n \in \mathbb{N} : X_n \in L^1$
- 3.) $(X_n)_n$ heißt **Martingal**

$$\iff E[X_{n+1}|S_n] = X_n$$

$$\iff E[X_{n+1} - X_n|S_n] = 0$$

$(X_n)_n$ heißt **Submartingal**

$$\iff E[X_{n+1}|S_n] \geq X_n$$

$$\iff E[X_{n+1} - X_n|S_n] \geq 0$$

$(X_n)_n$ heißt **Supermartingal**

$$\iff E[X_{n+1}|S_n] \leq X_n$$

$$\iff E[X_{n+1} - X_n|S_n] \leq 0$$

Beweis. Da X_n S_n -messbar ist, gilt

$$\begin{aligned} E[(X_{n+1} - X_n)|S_n] &= E[X_{n+1}|S_n] - E[X_n|S_n] \\ &= E[X_{n+1}|S_n] - X_n \end{aligned}$$

■

Satz 62.2 Aus $E[X_{n+1}|S_n] =, \geq, \leq X_n$ folgt

$$\forall k \in \mathbb{N} : E[X_{n+k}|S_n] =, \geq, \leq X_n$$

Beweis. Weil die kleinere abzählbare Algebra gewinnt, gilt

$$\begin{aligned} E[X_{n+k} - X_n|S_n] &= E \left[\sum_{i=1}^k (X_{n+i} - X_{n+i-1}) \middle| S_n \right] \\ &= \sum_{i=1}^k E[X_{n+i} - X_{n+i-1}|S_n] \\ &= \sum_{i=1}^k E \left[\underbrace{E[X_{n+i} - X_{n+i-1}|S_{n+i-1}]}_{=, \geq, \leq 0} \middle| S_n \right] \\ &=, \geq, \leq 0 \end{aligned}$$

■

Satz 62.3 Sei $X \in L^1(W, S, P)$ und $(S_n)_n$ eine aufsteigende Folge von abzählbaren Algebren. Dann ist

$$X_n := E[X|S_n]$$

ein Martingal.

Beweis. X_n ist S_n -messbar und $X_n \in L^1$ und da die kleinere abzählbare Algebra gewinnt, gilt

$$\begin{aligned} E[X_{n+1}|S_n] &\stackrel{\text{Definition}}{=} E[E[X|S_{n+1}]|S_n] \\ &\stackrel{S_n \subset S_{n+1}}{=} E[X|S_n] \\ &= X_n \end{aligned}$$

■

Satz 62.4 a) Sind X, Y Martingale und $a, b \in \mathbb{R}$, so ist $aX + bY$ ein Martingal.

b) X ist Supermartingal $\iff -X$ ist Submartingal

c) Sind X, Y Supermartingale und $a, b \geq 0$ so ist $aX + bY$ Supermartingal

d) Sind X, Y Supermartingale, so ist

$$\min(X_n, Y_n)$$

ein Supermartingal

e) Ist $(X_n)_{n \in \mathbb{N}_0}$ ein Supermartingal und

$$\exists N \in \mathbb{N} : E[X_N] \geq E[X_0]$$

so gilt

$$\forall 0 \leq n \leq N : E[X_N|S_n] = X_n \text{ P-fast sicher}$$

und $(X_n)_{0 \leq n \leq N}$ ist ein Martingal.

Gibt es eine Folge $c_N \rightarrow \infty$ mit $E[X_{c_N}] \geq E[X_0]$ so ist X ein Martingal.

Beweis. a) $aX_{n+1} + bY_{n+1}$ ist S_{n+1} -messbar und in L^1

$$\begin{aligned} E[aX_{n+1} + bY_{n+1}|S_n] &= aE[X_{n+1}|S_n] + bE[Y_{n+1}|S_n] \\ &= aX_n + bY_n \end{aligned}$$

b)

$$E[X_{n+1}|S_n] \leq X_n \iff E[-X_{n+1}|S_n] \geq -X_{n+1}$$

c) $aX_{n+1} + bY_{n+1} \in L^1$ ist S_{n+1} -messbar

$$\begin{aligned} E[aX_{n+1} + bY_{n+1}|S_n] &= aE[X_{n+1}|S_n] + bE[Y_{n+1}|S_n] \\ &\stackrel{a,b \geq 0}{\leq} aX_{n+1} + bY_{n+1} \end{aligned}$$

d) Es gilt

$$\begin{aligned} |\min(X_n, Y_n)| &\leq |X_n| + |Y_n| \\ E[|\min(X_n, Y_n)|] &\leq E[|X_n|] + E[|Y_n|] < \infty \\ \min(X_n, Y_n) &\in L^1 \end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned} E[\min(X_{n+1}, Y_{n+1})|S_n] &\leq E[X_{n+1}|S_n] \leq X_n \\ E[\min(X_{n+1}, Y_{n+1})|S_n] &\leq E[Y_{n+1}|S_n] \leq Y_n \end{aligned}$$

gilt

$$E[\min(X_{n+1}, Y_{n+1})|S_n] \leq \min(X_n, Y_n)$$

e) Sei $0 \leq n \leq N$. Wegen

$$\begin{aligned} 0 &\stackrel{\text{Supermartingal}}{\geq} E \left[\underbrace{E[X_N|S_n] - X_n}_{\leq 0} \right] \\ &= E[X_N] - E[X_n] \\ &\stackrel{E[X_n] \leq E[X_0]}{\geq} E[X_N] - E[X_0] \\ &\stackrel{\text{Vor}}{\geq} 0 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} E[X_N|S_n] - X_n &= 0 \text{ P-fast sicher} \\ X_n &= E[X_N|S_n] \text{ P-fast sicher} \end{aligned}$$

Da $(E[X_N|S_n])_{n=0}^N$ ein Martingal ist, ist

$$(X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$$

ein Martingal.

Wegen $\lim_{N \rightarrow \infty} c_N = \infty$, gilt

$$\forall n \in \mathbb{N} : E[X_{n+1}|S_n] = X_n$$

und $(X_n)_n$ ist ein Martingal. ■

Satz 62.5 Seien $X_n \in L^1(W, S, P)$ S_n -messbar. Dann existiert eine eindeutige Zerlegung

$$X_n = M_n + A_n$$

in ein Martingal und einen S_{n-1} -messbaren Prozess $(A_n)_n$. Diese ist

$$\begin{aligned} M_n &= X_n - \sum_{k=1}^n E[X_k - X_{k-1} | S_{k-1}] \\ A_0 &= 0 \\ A_n &= \sum_{k=1}^n E[X_k - X_{k-1} | S_{k-1}] \end{aligned}$$

Beweis. Wegen

$$A_{n-1} \text{ ist } S_{n-2} \text{-messbar} \stackrel{S_{n-2} \subset S_{n-1}}{\Rightarrow} A_{n-1} \text{ ist } S_{n-1} \text{-messbar}$$

und da $(M_n)_n$ ein Martingal werden soll, gilt

$$\begin{aligned} 0 \quad M_n \stackrel{\text{Martingal}}{=} & E[M_n - M_{n-1} | S_{n-1}] \\ & \stackrel{\text{Definition}}{=} E[X_n - X_{n-1} - A_n + A_{n-1} | S_{n-1}] \\ A_n \stackrel{S_{n-1}\text{-messbar}}{=} & E[X_n - X_{n-1} | S_{n-1}] - A_n + A_{n-1} \end{aligned}$$

Mit $A_0 := 0$ folgt

$$\begin{aligned} A_n &= A_{n-1} + E[X_n - X_{n-1} | S_{n-1}] \\ A_n &= \sum_{k=1}^n E[X_k - X_{k-1} | S_{k-1}] \end{aligned}$$

Das ergibt die Formeln für A_n, M_n . Für diese gilt

$$\begin{aligned} A_n &= \sum_{k=1}^n E[X_k - X_{k-1} | S_{k-1}] \text{ ist } S_{n-1}\text{-messbar} \\ M_n &\stackrel{X_n \in L^1}{=} X_n - \sum_{k=1}^n E[X_k - X_{k-1} | S_{k-1}] \in L^1 \text{ ist } S_n\text{-messbar} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E[M_{n+1} - M_n | S_n] &= E[X_{n+1} - X_n - E[X_{n+1} - X_n | S_n] | S_n] \\ &= E[X_{n+1} - X_n | S_n] - E[X_{n+1} - X_n | S_n] \\ &= 0 \end{aligned}$$

■

Satz 62.6 a) $(X_n)_n$ ist ein **Submartingal**
 $\iff (A_n)_n$ ist *P-fast sicher monoton wachsend*.
 b) $(X_n)_n$ ist ein **Supermartingal**
 $\iff (A_n)_n$ ist *P-fast sicher monoton fallend*.

Beweis. Wegen

$$\begin{aligned}
 & E[X_{n+1} - X_n | S_n] \\
 = & \underbrace{E[M_{n+1} - M_n | S_n]}_{=0} + E[A_{n+1} - A_n | S_n] \\
 \stackrel{A_{n+1} \text{ } S_n\text{-messbar}}{=} & A_{n+1} - A_n
 \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
 E[X_{n+1} - X_n | S_n] \geq 0 \text{ P-fast sicher} & \iff A_n \leq A_{n+1} \text{ P-fast sicher} \\
 E[X_{n+1} - X_n | S_n] \leq 0 \text{ P-fast sicher} & \iff A_n \geq A_{n+1} \text{ P-fast sicher}
 \end{aligned}$$

■

Sei X_0 das Startkapital und $X_k - X_{k-1}$ der Gewinn bzw. Verlust zum k -ten Zeitpunkt bei Einsatz 1. Sei V_k der Einsatz zum Zeitpunkt k . Bei einem Spiel entscheidet man vorher, wieviel man setzt, d.h. V_k ist S_{k-1} -messbar. Nach n Schritten gilt

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

Satz 62.7 Sei $(X_n)_n$ ein *Martingal* und $\forall k \in \mathbb{N} : V_k$ S_{k-1} -messbar mit

$$V_k (X_k - X_{k-1}) \in L^1$$

Dann ist

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

ein *Martingal*.

Beweis. Da L^1 ein Vektorraum ist, gilt

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

Da V_k S_{k-1} -messbar ist und X_k S_k -messbar ist, ist $X_0 + \sum_{k=1}^n V_k(X_k - X_{k-1})$ S_n -messbar.

$$\begin{aligned}
 E \left[X_0 + \sum_{k=1}^{n+1} V_k(X_k - X_{k-1}) - X_0 - \sum_{k=1}^n V_k(X_k - X_{k-1}) \middle| S_n \right] \\
 & \stackrel{V_{n+1} S_n\text{-messbar}}{=} E[V_{n+1}(X_{n+1} - X_n) | S_n] \\
 & = V_{n+1} \cdot \underbrace{E[X_{n+1} - X_n | S_n]}_{=0, \text{ da Martingal}} \\
 & = 0
 \end{aligned}$$

■

Definition 62.8 Sei $I \subset \mathbb{R}$ abzählbar und $(S_n)_{n \in I}$ eine aufsteigende Folge von abzählbaren Algebren in S .

$$T : (W, S, P) \rightarrow I \cup \{\infty\}$$

heißt **Stoppzeit** \iff Eine der gleichwertigen Bedingungen gilt:

- 1.) $\forall n \in I : \{T = n\} \in S_n$
- 2.) $\forall n \in I : \{T \leq n\} \in S_n$

Die Entscheidung für den Stopp soll also nur abhängig sein von den bisher beobachteten Ereignissen S_n .

Beweis. " \Rightarrow ":

$$\{T \leq n\} = \bigcup_{\substack{m \leq n \\ \in S_m \subset S_n}} \underbrace{\{T = m\}}_{\in S_m \subset S_n} \in S_n$$

Da I abzählbar ist, ist die Vereinigung abzählbar.

" \Leftarrow ":

$$\begin{aligned}
 \{T = n\} & = \{T \leq n\} \cap \{T \leq n-1\}^C \\
 & = \underbrace{\{T \leq n\}}_{\in S_n} \cap \underbrace{\{T > n-1\}}_{\in S_{n-1} \subset S_n} \in S_n
 \end{aligned}$$

■

Satz 62.9 Seien T_1, T_2 Stoppzeiten. Dann gilt

- a) $\max(T_1, T_2)$ und $\min(T_1, T_2)$ sind Stoppzeiten.
- b) $\max(T_1, n)$ und $\min(T_1, n)$ sind Stoppzeiten.
- c) Für $T_2 \geq 0$ ist $T_1 + T_2$ eine Stoppzeit.
 $T_1 + T_2$ schaut um T_2 in die Vergangenheit.
- d) Im Allgemeinen ist $T_1 - T_2$ keine Stoppzeit.
 $T_1 - T_2$ schaut um T_2 in die Zukunft.

Beweis. a)

$$\begin{aligned}\{\min(T_1, T_2) \leq n\} &= \{T_1 \leq n\} \cup \{T_2 \leq n\} \in S_n \\ \{\max(T_1, T_2) \leq n\} &= \{T_1 \leq n\} \cap \{T_2 \leq n\} \in S_n\end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned}\{\min(T_1, n) \leq n\} &= \{T_1 \leq n\} \cup \underbrace{\{n \leq n\}}_{=W} \in S_n \\ \{\max(T_1, n) \leq n\} &= \{T_1 \leq n\} \cap \underbrace{\{n \leq n\}}_{=W} \in S_n\end{aligned}$$

c)

$$\begin{aligned}\{T_1 + T_2 \leq n\} &= \bigcup_{k \leq n} \underbrace{\{T_1 \leq n - k\}}_{\in S_{n-k} \subset S_n} \cap \underbrace{\{T_2 = k\}}_{\in S_k \subset S_n} \in S_n \\ &\stackrel{T_2 \geq 0}{=} \bigcup_{0 \leq k \leq n} \underbrace{\{T_1 \leq n - k\}}_{\in S_{n-k} \subset S_n} \cap \underbrace{\{T_2 = k\}}_{\in S_k \subset S_n} \in S_n\end{aligned}$$

d)

$$\{T_1 - m \leq n\} = \{T_1 \leq n + m\} \in S_{n+m}$$

Aber im Allgemeinen ist $S_n \subsetneq S_{n+m}$, d.h.

$$\{T_1 \leq n + m\} \notin S_n$$

und $T_1 - T_2$ ist keine Stoppzeit. ■

Satz 62.10 Seien X_n S_n -messbar. Die **erste Eintrittszeit** in $A \in \mathbb{B}$

$$T_A(w) = \begin{cases} \min\{n \geq 0 : X_n(w) \in A\} & \text{wenn der Prozess stoppt} \\ \infty & \text{wenn der Prozess nicht stoppt} \end{cases}$$

ist eine Stoppzeit.

Beweis. Die erste Eintrittszeit ist

$$\{T_A = n\} = \{X_n \in A\} \cap \underbrace{\{X_{n-1} \in A^C\}}_{\in S_{n-1} \subset S_n} \cap \dots \cap \underbrace{\{X_0 \in A^C\}}_{\in S_0 \subset S_n} \in S_n$$

■

Bemerkung 62.11 Die **letzte Besuchszeit** von A

$$L_A(w) = \begin{cases} \max\{n \geq 0 : X_n(w) \in A\} & A \text{ wird nur endlich oft besucht} \\ \infty & A \text{ wird unendlich oft besucht} \end{cases}$$

ist i.a. keine Stoppzeit.

Beweis. Zum Zeitpunkt n kann im Allgemeinen nicht entschieden werden, wann der Prozess die Menge A zum letzten Mal besucht. ■

Satz 62.12 Sei T eine Stoppzeit und $(X_n)_{n \in \mathbb{N}_0}$ ein Martingal.

$$\begin{aligned} X_{\min(T,n)} &= X_0 + \sum_{k=1}^{\min(T,n)} (X_k - X_{k-1}) \\ &= X_0 + \sum_{k=1}^n 1_{\{T \geq k\}}(w)(X_k - X_{k-1})(w) \end{aligned}$$

heißt das *gestoppte Martingal*.

Beweis. Es gilt

$$\begin{aligned} \min(T(w), n) = n &\iff T(w) \geq n \\ &\iff \forall 1 \leq k \leq n : T(w) \geq k \\ &\iff 1_{T \geq k}(w) = 1 \end{aligned}$$

und für $1 \leq r \leq n$

$$\begin{aligned} \min(T(w), n) = r &\iff T(w) = r \\ &\iff \forall 1 \leq k \leq r : T(w) \geq k \\ &\quad \forall r+1 \leq k \leq n : T(w) < k \\ &\iff \forall 1 \leq k \leq r : 1_{T \geq k}(w) = 1 \\ &\quad \forall r+1 \leq k \leq n : 1_{T \geq k}(w) = 0 \end{aligned}$$

Damit sind die Summen gleich:

$$\sum_{k=1}^{\min(T,n)} (X_k - X_{k-1}) = \sum_{k=1}^n 1_{\{T \geq k\}}(X_k - X_{k-1})$$

Wegen $\{T \leq k-1\} \in S_{k-1}$ gilt

$$\begin{aligned} 1_{T \geq k} &= 1_{T > k-1} \\ &= 1 - 1_{T \leq k-1} \text{ ist } S_{k-1}\text{-messbar} \end{aligned}$$

und

$$X_0 + \underbrace{\sum_{k=1}^n 1_{\{T \geq k\}}(X_k - X_{k-1})}_{\in L^1} \in L^1$$

ist ein Martingal. ■

Satz 62.13 Sei $(X_n)_n$ ein Martingal, T eine Stoppzeit und

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

a) Für

$$\exists N < \infty : P[T \leq N] = 1$$

gilt

$$E[X_T] = E[X_0]$$

b) Ist $(X_{\min(T,n)})_n$ gleichgradig integrierbar und $P[T < \infty] = 1$, so gilt

$$E[X_T] = E[X_0]$$

c) Sei $(X_n)_n$ ein Supermartingal. Seien S, T Stoppzeiten mit $S \leq T \leq N \in \mathbb{N}$. Dann gilt

$$\begin{aligned} E[X_S] &\geq E[X_T] \text{ für ein Supermartingal} \\ E[X_S] &\leq E[X_T] \text{ für ein Submartingal} \end{aligned}$$

Beweis. a) Da $P[T \leq N] = 1$ gilt

$$X_T = X_{\min(T,N)} \text{ P-fast sicher}$$

Da $X_{\min(T,N)}$ ein Martingal ist, gilt

$$\begin{aligned} E[X_0] &= E[X_{\min(T,N)}] \\ &\stackrel{X_T = X_{\min(T,N)} \text{ P-f.s.}}{=} E[X_T] \end{aligned}$$

b) Sei $w \in \{T < \infty\}$.

Da das Martingal stoppt, bricht die Summe bei $T(w)$ ab.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} X_{\min(T,n)}(w) = X_T(w) \text{ P-fast sicher}$$

Aber für jedes $w \in \{T < \infty\}$ stoppt es zu einem anderen Zeitpunkt $n \in \mathbb{N}$.

Da $X_{\min(T,n)}$ ein Martingal ist, gilt

$$\forall n \in \mathbb{N} : E[X_0] = E[X_{\min(T,n)}]$$

Mit der gleichgradigen Integrierbarkeit folgt

$$\begin{aligned} E[X_0] &= \lim_{n \rightarrow \infty} E[X_{\min(T,n)}] \\ &\stackrel{\text{gleichgradig integrierbar}}{=} E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_{\min(T,n)} \right] \\ &\stackrel{\lim_{n \rightarrow \infty} X_{\min(T,n)} = X_T \text{ P-f.s.}}{=} E[X_T] \end{aligned}$$

c) Wegen

$$X_S = X_0 + \sum_{k=1}^{\min(S,N)} (X_k - X_{k-1})$$

$$X_T = X_0 + \sum_{k=1}^{\min(T,N)} (X_k - X_{k-1})$$

$$E[X_k - X_{k-1}] \leq 0 \text{ für ein Supermartingal}$$

$$E[X_k - X_{k-1}] \geq 0 \text{ für ein Submartingal}$$

gilt

$$E[X_T - X_S] = \sum_{k=\min(S,N)}^{\min(T,N)} E[X_k - X_{k-1}]$$

$$E[X_T - X_S] \leq 0 \text{ für ein Supermartingal}$$

$$E[X_T - X_S] \geq 0 \text{ für ein Submartingal}$$

■

63. Martingal Grenzwertsätze

Sei $(S_n)_n$ eine aufsteigende Familie von abzählbaren Algebren.
 Seien $X_n : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ S_n -messbar und $a, b \in \mathbb{R}$ mit $a < b$.
 Wir untersuchen, wie oft $[a, b]$ von $(X_n)_n$ aufwärts gekreuzt wird.

$$\begin{aligned} Q_0 &= 0 \\ Q_k(w) &= \min\{n \geq T_{k-1}(w) : X_n(w) \leq a\} \\ T_0 &= 0 \\ T_k(w) &= \min\{n \geq Q_k(w) : X_n(w) \geq b\} \end{aligned}$$

d.h. Q_1 ist der erste Zeitpunkt, zu dem man a unterschreitet.
 T_k ist der erste Zeitpunkt, zu dem man b überschreitet, nachdem man zum Zeitpunkt Q_{k-1} a unterschritten hat.
 Q_k ist der erste Zeitpunkt zu dem man a unterschreitet, nachdem man zum Zeitpunkt T_{k-1} b überschritten hat.
 $(X_n)_n$ hat zwischen Q_k und T_k die k -te Aufkreuzung über $[a, b] \iff$

$$T_k < \infty$$

Die Anzahl Überquerungen von $[a, b]$ im Zeitraum $[0, N]$ in aufsteigender Richtung ist

$$U_{a,b}^N(w) = \max\{k : T_k(w) \leq N\}$$

Die Gesamtzahl aufsteigender Überquerungen von $[a, b]$ ist

$$U_{a,b} = \lim_{N \rightarrow \infty} U_{a,b}^N$$

Wird **jedes** Intervall nur endlich oft aufwärts gekreuzt, muss der Prozess einen Grenzwert haben.

Satz 63.1 a) Q_k, T_k sind Stoppzeiten.

b) Aus $T_{k-1} = \infty$ folgt $Q_k = \infty$

c) Aus $Q_k = \infty$ folgt $T_k = \infty$

d) $U_{a,b}^N$ ist $S(\bigcup_{n=1}^{\infty} S_n)$ -messbar.

Beweis. a) Wegen

$$\begin{aligned} Q_k(w) = j &\iff \min\{n \geq T_{k-1}(w) : X_n(w) \leq a\} = j \\ &\iff T_{k-1}(w) = m < j, X_{m+1}(w) > a \\ &\quad, \dots, X_{j-1}(w) > a, X_j(w) \leq a \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} \{Q_k = j\} &= \underbrace{\{T_{k-1} = m < j\}}_{\in S_m} \cap \underbrace{\{X_{m+1} > a\}}_{\in S_{m+1}} \\ &\quad \cap \dots \cap \underbrace{\{X_{j-1} > a\}}_{\in S_{j-1}} \cap \underbrace{\{X_j \leq a\}}_{\in S_j} \in S_j \end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned} T_k(w) &= j \\ \Leftrightarrow \max\{n \geq Q_k(w) : X_n(w) \geq b\} &= j \\ \Leftrightarrow Q_{k-1}(w) = m < j, X_{m+1}(w) < b, \dots, X_{j-1}(w) < b, X_j(w) \geq b \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} \{T_k = j\} &= \underbrace{\{Q_{k-1} = m < j\}}_{\in S_m} \cap \underbrace{\{X_{m+1} < b\}}_{\in S_{m+1}} \\ &\quad \cap \dots \cap \underbrace{\{X_{j-1} < b\}}_{\in S_{j-1}} \cap \underbrace{\{X_j \geq b\}}_{\in S_j} \in S_j \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned} T_{k-1} &= \infty \\ \Rightarrow Q_k &= \inf\{n \geq T_{k-1} : X_n \leq a\} = \infty \end{aligned}$$

c)

$$\begin{aligned} Q_k &= \infty \\ \Rightarrow T_k &= \inf\{n \geq Q_k : X_n \leq a\} = \infty \end{aligned}$$

d) Wegen

$$U_{a,b}^N = \sum_{k=1}^{\infty} 1_{T_k \leq N}$$

ist $U_{a,b}^N$ $\mathcal{S}(\bigcup_{n=1}^{\infty} S_n)$ -messbar. ■

Satz 63.2 Sei $(X_n)_n$ ein Supermartingal. Dann gilt

$$\begin{aligned} a) \quad E[U_{a,b}^N] &\leq \frac{1}{b-a} E[(X_N - a)^-] \\ b) \quad E[U_{a,b}] &\leq \frac{1}{b-a} \sup_N E[(X_N - a)^-] \end{aligned}$$

Eventuell sind beide Seiten in b) unendlich.

Beweis. a) Man betrachtet nur die Zeitpunkte, zu denen eine Überquerung stattfindet und zieht die Werte voneinander ab.

$$Z := \sum_{k=1}^{\infty} (X_{\min(T_k, N)} - X_{\min(Q_k, N)})$$

Sei $T_{n+1} \geq N > T_n$, d.h. $[a, b]$ wird im Zeitraum $[0, N]$ $n-1$ -mal oder n -mal gekreuzt.

Für $Q_{n+1} < N$ gilt

$$\begin{aligned} X_{\min(Q_{n+1}, N)} - X_{\min(T_{n+1}, N)} &= X_{Q_{n+1}} - X_N \\ &\leq a - X_N \end{aligned}$$

Für $Q_{n+1} \geq N$ gilt

$$X_{\min(Q_{n+1}, N)} - X_{\min(T_{n+1}, N)} = X_N - X_N = 0$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} X_{\min(Q_{n+1}, N)} - X_{\min(T_{n+1}, N)} &\leq \max(0, -(X_N - a)) \\ &= (X_N - a)^- \end{aligned}$$

Für $m \geq 2$ gilt

$$X_{\min(Q_{n+m}, N)} - X_{\min(T_{n+m}, N)} = X_N - X_N = 0$$

und die Summe in Z bricht bei $n+1$ ab.

Da bei jeder Überquerung ein Term $\geq (b-a)$ auftritt, gilt

$$\begin{aligned} Z &= \sum_{k=1}^{\infty} (X_{\min(T_k, N)} - X_{\min(Q_k, N)}) \\ &= \sum_{k=1}^{n+1} (X_{\min(T_k, N)} - X_{\min(Q_k, N)}) \\ &\geq (b-a) \cdot U_{a,b}^N + X_{\min(T_{n+1}, N)} - X_{\min(Q_{n+1}, N)} \\ (b-a)U_{a,b}^N &\leq Z + X_{\min(Q_{n+1}, N)} - X_{\min(T_{n+1}, N)} \\ &\leq Z + (X_N - a)^- \end{aligned}$$

Da $\min(T_k, N) \geq \min(Q_k, N)$ beschränkte Stoppzeiten sind und $(X_n)_n$ ein Supermartingal ist, gilt

$$\begin{aligned} E[Z] &= \sum_{k=1}^{n+1} \underbrace{(E[X_{\min(T_k, N)}] - E[X_{\min(Q_k, N)}])}_{\leq 0} \\ &\leq 0 \end{aligned}$$

und somit

$$\begin{aligned} E[U_{a,b}^N] &\leq \underbrace{\frac{E[Z]}{b-a}}_{\leq 0} + \frac{E[(X_N - a)^-]}{b-a} \\ &\leq \frac{E[(X_N - a)^-]}{b-a} \end{aligned}$$

b) Da $U_{a,b}^N \geq 0$ monoton steigend in N ist, gilt

$$\begin{aligned} E[U_{a,b}] &= E\left[\lim_{N \rightarrow \infty} U_{a,b}^N\right] \\ &= \lim_{N \rightarrow \infty} E[U_{a,b}^N] \\ &\leq \frac{1}{b-a} \sup_{N \in \mathbb{N}} E[(X_N - a)^-] \end{aligned}$$

■

Satz 63.3 Für ein Supermartingal gilt

$$\begin{aligned} \sup_{n \in \mathbb{N}} E[(X_n - a)^-] < \infty &\iff \sup_{n \in \mathbb{N}} E[X_n^-] < \infty \\ &\iff \sup_{n \in \mathbb{N}} E[|X_n|] < \infty \end{aligned}$$

Beweis. a) Wegen

$$\begin{aligned} \forall a \geq 0: \max(0, -(X_n - a)) &= a + \max(-a, -X_n) \\ &\leq a + \max(0, -X_n) \\ \forall a < 0: \max(0, -(X_n - a)) &= \max(0, a - X_n) \\ &\leq \max(0, -X_n) \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} \max(0, -(X_n - a)) &\leq \max(0, -X_n) + |a| \\ (X_n - a)^- &\leq X_n^- + |a| \end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned} \forall a \geq 0: \max(0, -X_n) &\leq \max(0, -X_n + a) \\ \forall a < 0: \max(0, -X_n) &= \max(a, -X_n + a) - a \\ &\stackrel{a < 0}{\leq} \max(0, -X_n + a) + |a| \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}\max(0, -X_n) &\leq \max(0, -X_n + a) + |a| \\ X_n^- &\leq (X_n - a)^- + |a|\end{aligned}$$

d.h. mit $E[|a|] = |a| < \infty$ folgt

$$\sup_{n \in \mathbb{N}} E[(X_n - a)^-] < \infty \iff \sup_{n \in \mathbb{N}} E[X_n^-] < \infty$$

b) Wegen

$$\begin{aligned}E[X_n^+] - E[X_n^-] &= E[X_n] \\ &\leq E[X_0] = \text{konstant}\end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}E[|X_n|] &= E[X_n^+ + X_n^-] \\ &= E[X_n^+] + E[X_n^-] \\ &\leq 2E[X_n^-] + E[X_0] \\ \sup_{n \in \mathbb{N}} E[|X_n|] &\leq \sup_{n \in \mathbb{N}} 2E[X_n^-] + E[X_0] < \infty\end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}X_n^- &\leq |X_n| \\ \sup_{n \in \mathbb{N}} E[X_n^-] &\leq \sup_{n \in \mathbb{N}} E[|X_n|] < \infty\end{aligned}$$

d.h.

$$\sup_{n \in \mathbb{N}} E[X_n^-] < \infty \iff \sup_{n \in \mathbb{N}} E[|X_n|] < \infty$$

■

Satz 63.4 Für ein Supermartingal $(X_n)_n$ mit

$$\sup_{n \in \mathbb{N}} E[X_n^-] < \infty$$

gilt

- 1.) $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n$ existiert P -fast sicher
- 2.) $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n \in L^1$ ist $S\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} S_n\right)$ -messbar

Inbesondere ist $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n$ fast überall endlich.

Beweis. 1.) Es gilt

$$\begin{aligned}
 \underbrace{E[U_{a,b}]}_{\geq 0} &\leq \frac{1}{b-a} \sup_{n \in \mathbb{N}} E[(X_n - a)^-] \\
 &\leq \sup_{n \in \mathbb{N}} E[X_n^-] < \infty \\
 P[U_{a,b} = \infty] &= 0
 \end{aligned}$$

Wenn der Grenzwert nicht existiert, dann gibt es ein Intervall $[a,b]$, das unendlich oft gekreuzt wird, d.h.

$$\begin{aligned}
 \left\{ \liminf_{n \rightarrow \infty} X_n < \limsup_{n \rightarrow \infty} X_n \right\} &\subset \bigcup_{a,b \in \mathbb{Q}, a < b} \{U_{a,b} = \infty\} \\
 P \left[\liminf_{n \rightarrow \infty} X_n < \limsup_{n \rightarrow \infty} X_n \right] &\leq P \left[\bigcup_{a,b \in \mathbb{Q}, a < b} \{U_{a,b} = \infty\} \right] \\
 &\leq \sum_{a,b \in \mathbb{Q}, a < b} P[U_{a,b} = \infty] \\
 &= 0
 \end{aligned}$$

Die Wahrscheinlichkeit dafür ist Null, d.h.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} X_n \text{ existiert P-fast sicher}$$

2.) Es folgt

$$\begin{aligned}
 E \left[\left| \lim_{n \rightarrow \infty} X_n \right| \right] &= E \left[\liminf_{n \rightarrow \infty} |X_n| \right] \\
 &\leq \liminf_{n \rightarrow \infty} E[|X_n|] \\
 &\leq \sup_{n \in \mathbb{N}} E[|X_n|] \\
 &\leq \sup_{n \in \mathbb{N}} E[X_n^-] < \infty \\
 &< \infty
 \end{aligned}$$

d.h.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} X_n \in L^1$$

Da alle X_n $S(\bigcup_{n=1}^{\infty} S_n)$ -messbar sind, ist der Grenzwert $S(\bigcup_{n=1}^{\infty} S_n)$ -messbar. ■

Satz 63.5 Ist $(X_n)_n$ ein *gleichgradig integrierbares Supermartingal*, so

gilt

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} X_n \text{ existiert } P\text{-fast sicher} \\ \lim_{n \rightarrow \infty} X_n \in L^1 \text{ ist } S \left(\bigcup_{n=1}^{\infty} S_n \right) \text{ - messbar} \\ \lim_{n \rightarrow \infty} E \left[\left| X_n - \lim_{n \rightarrow \infty} X_n \right| \right] = 0 \\ E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n \right] = \lim_{n \rightarrow \infty} E[X_n] \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} \forall n \in \mathbb{N} : X_n = E \left[\lim_{k \rightarrow \infty} X_k \mid S_n \right] \quad \text{falls } (X_n)_n \text{ ein Martingal ist} \\ \forall n \in \mathbb{N} : X_n \geq E \left[\lim_{k \rightarrow \infty} X_k \mid S_n \right] \quad \text{falls } (X_n)_n \text{ ein Supermartingal ist} \end{aligned}$$

Beweis. a) Da X gleichgradig integrierbar ist, gilt

$$\sup_{n \geq 0} E[|X_n|] < \infty$$

und da $(X_n)_n$ ein Supermartingal ist, folgt

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} X_n \text{ existiert } P\text{-fast sicher} \\ \lim_{n \rightarrow \infty} X_n \in L^1 \text{ ist } S \left(\bigcup_{n=1}^{\infty} S_n \right) \text{ - messbar} \end{aligned}$$

Da X_n gleichgradig integrierbar ist, folgt

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} E \left[\left| X_n - \lim_{n \rightarrow \infty} X_n \right| \right] = 0 \\ E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_n \right] = \lim_{n \rightarrow \infty} E[X_n] \end{aligned}$$

b) Da $(X_n)_n$ gleichgradig integrierbar ist und $\lim_{n \rightarrow \infty} X_n$ P -fast sicher existiert, gilt $\forall A \in S_n$

$$\begin{aligned} (X_{n+k} 1_A)_k \text{ ist gleichgradig integrierbar} \\ \lim_{k \rightarrow \infty} X_{n+k} 1_A \text{ existiert } P\text{-fast sicher} \\ (E[X_{n+k} | S_n] 1_A)_k \text{ ist gleichgradig integrierbar} \\ \lim_{k \rightarrow \infty} E[X_{n+k} | S_n] 1_A \text{ existiert } P\text{-fast sicher} \end{aligned}$$

und somit

$$\begin{aligned}
 E \left[\lim_{k \rightarrow \infty} E[X_{n+k} | S_n] 1_A \right] &\stackrel{\text{gleichgradig}}{=} \lim_{k \rightarrow \infty} E[E[X_{n+k} | S_n] 1_A] \\
 &= \lim_{k \rightarrow \infty} E[X_{n+k} 1_A] \\
 &\stackrel{\text{gleichgradig}}{=} E \left[\lim_{k \rightarrow \infty} X_{n+k} 1_A \right]
 \end{aligned}$$

d.h.

$$E \left[\lim_{k \rightarrow \infty} X_{n+k} | S_n \right] = \lim_{k \rightarrow \infty} E[X_{n+k} | S_n]$$

Das ergibt

$$\begin{array}{rcl}
 & E[X_{n+1} | S_n] & \stackrel{\text{Supermartingal}}{\leq} X_n \\
 \forall k \in \mathbb{N} : & E[X_{n+k} | S_n] & \leq X_n \\
 & \lim_{k \rightarrow \infty} E[X_{n+k} | S_n] & \leq X_n \\
 & E \left[\lim_{k \rightarrow \infty} X_{n+k} | S_n \right] & \leq X_n \\
 & E \left[\lim_{k \rightarrow \infty} X_k | S_n \right] & \leq X_n
 \end{array}$$

■

64. Rückwärtsmartingale

Definition 64.1 Sei $(S_n)_{n \leq 0}$ eine aufsteigende Folge von abzählbaren Algebren in (W, S, P) , d.h.

$$\dots \subset S_{-1} \subset S_0 \subset S$$

$(M_{-n})_{n \in \mathbb{N}_0}$ heißt **Rückwärtsmartingal** bzgl. $(S_{-n})_{n \in \mathbb{N}_0} \iff$

$\forall n \in \mathbb{N}_0 : M_{-n}$ ist S_{-n} -messbar

$\forall n \in \mathbb{N}_0 : M_{-n} \in L^1$

$\forall n \in \mathbb{N} : E[M_{-n+1} | S_{-n}] = M_{-n}$ P -fast sicher.

Satz 64.2 Sei $(M_{-n})_n$ ein Rückwärtsmartingal. Dann gilt

- a) $\forall n \in \mathbb{N}_0 : M_{-n} = E[M_0 | S_{-n}]$
- b) $(M_{-n})_n$ ist gleichgradig integrierbar

Beweis. a) Weil die kleinere abzählbare Algebra gewinnt, gilt

$$\begin{aligned} E[M_0 | S_{-n}] - M_{-n} &= E[M_0 - M_{-n} | S_{-n}] \\ &= E \left[\sum_{i=0}^{n-1} (M_{0-i} - M_{-1-i}) \middle| S_{-n} \right] \\ &= \sum_{i=0}^{n-1} E[M_{0-i} - M_{-1-i} | S_{-n}] \\ &\stackrel{S_{-n} \subset S_{-1-i}}{=} \sum_{i=0}^{n-1} E[E[M_{0-i} - M_{-1-i} | S_{-1-i}] | S_{-n}] \\ &= \sum_{i=0}^{n-1} E \left[\underbrace{M_{-1-i} - M_{-1-i}}_{=0} \middle| S_{-n} \right] \\ &= 0 \end{aligned}$$

b) Wir haben schon gezeigt: $(E[M_0 | S_{-n}])_{n \in \mathbb{N}_0}$ ist gleichgradig integrierbar.

■

Sei $a < b$ und $N \in \mathbb{N}$.

$U_{a,b}^{-N}$ ist die Anzahl Aufwärtskreuzungen von $(X_n)_n$ über $[a, b]$ zwischen den Zeiten $-N$ und 0 und

$$U_{a,b} := \lim_{N \rightarrow \infty} U_{a,b}^{-N}$$

Satz 64.3 Sei $(M_{-n})_{n \in \mathbb{N}_0}$ ein Rückwärtsmartingal. Dann gilt

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow -\infty} M_{-n} \text{ existiert } P\text{-fast sicher} \\ \lim_{n \rightarrow \infty} E \left[\left| M_{-n} - \lim_{n \rightarrow \infty} M_{-n} \right| \right] &= 0 \\ E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} M_{-n} \right] &= \lim_{n \rightarrow \infty} E [M_{-n}] \\ \lim_{n \rightarrow \infty} M_{-n} &= E[M_0 | S_{-\infty}] \text{ } P\text{-fast sicher mit } S_{-\infty} = \bigcap_{n=0}^{\infty} S_{-n} \end{aligned}$$

Beweis. Da $U_{a,b}^{-N}$ monoton steigend in N ist, gilt

$$\begin{aligned} E[U_{a,b}] &= E \left[\lim_{N \rightarrow \infty} U_{a,b}^{-N} \right] \\ &= \lim_{N \rightarrow \infty} E [U_{a,b}^{-N}] \\ &\leq \frac{1}{b-a} E[(M_0 - a)^-] < \infty \\ P[U_{a,b} < \infty] &= 1 \end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned} \left\{ \liminf_{n \rightarrow \infty} M_{-n} < \limsup_{n \rightarrow \infty} M_{-n} \right\} &\subset \bigcup_{a,b \in \mathbb{Q}, a < b} \{U_{a,b} < \infty\} \\ P \left[\liminf_{n \rightarrow \infty} M_{-n} < \limsup_{n \rightarrow \infty} M_{-n} \right] &\leq \sum_{a,b \in \mathbb{Q}, a < b} P[U_{a,b} < \infty] \\ &= 0 \end{aligned}$$

gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} M_{-n} \text{ existiert } P\text{-fast sicher}$$

Wegen

$$\begin{aligned} E \left[\left| \lim_{n \rightarrow \infty} M_{-n} \right| \right] &= E \left[\left| \liminf_{n \rightarrow \infty} M_{-n} \right| \right] \\ &\leq \liminf_{n \rightarrow \infty} E [|M_{-n}|] \\ &\leq \sup_{n \in \mathbb{N}} E [|M_{-n}|] < \infty \end{aligned}$$

gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} M_n \in L^1$$

Wegen $M_{-n} = E[M_0|S_{-n}]$ ist $(M_{-n})_{n \in \mathbb{N}}$ gleichgradig integrierbar und mit $\lim_{n \rightarrow \infty} M_n \in L^1$ gilt

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} E \left[\left| M_{-n} - \lim_{n \rightarrow \infty} M_{-n} \right| \right] &= 0 \\ E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} M_{-n} \right] &= \lim_{n \rightarrow \infty} E[M_{-n}] \end{aligned}$$

Für $A \in S_\infty$ gilt

$$\forall n \in \mathbb{N} : A \in S_{-n}$$

und somit

$$\begin{aligned} E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} M_{-n} 1_A \right] &\stackrel{\text{gleichgradig}}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} E[M_{-n} 1_A] \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} E[E[M_0|S_{-n}] 1_A] \\ &\stackrel{A \in S_{-n}}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} E[E[M_0 1_A|S_{-n}]] \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} E[M_0 1_A] \\ &= E[M_0 1_A] \end{aligned}$$

d.h.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} M_{-n} = E[M_0|S_{-\infty}]$$

■

65. Ein starkes Gesetz der großen Zahlen

Definition 65.1 *Seien*

$$\begin{aligned}
 S_\infty &:= \bigcap_{n=1}^{\infty} S(X_{n+1}, X_{n+2}, \dots) \\
 Q(n) &:= \{r : \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{N} \text{ umkehrbar} : \forall k > n : r(k) = k\} \\
 T_r &: \{\text{Folgen}\} \rightarrow \{\text{Folgen}\}, (x_n)_n \mapsto (x_{r(n)})_n \\
 S_{a,n} &= \{A \in S((X_n)_n) \mid \forall r \in Q(n) : T_r^{-1}(A) = A\} \\
 S_a &= \bigcap_{n=1}^{\infty} S_{a,n}
 \end{aligned}$$

Satz 65.2

- $S_\infty, S_{a,n}, S_a$ sind abzählbare Algebren
- $Q(n) \subset Q(n+1)$
- $S_{a,n+1} \subset S_{a,n}$
- $S_\infty \subset S_a$

Beweis. a) Wegen

$$\begin{aligned}
 T_r^{-1}(\emptyset) &= \emptyset \\
 T_r^{-1}(A^C) &= T_r^{-1}(A)^C \\
 T_r^{-1}\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n\right) &= \bigcup_{n=1}^{\infty} T_r^{-1}(A_n)
 \end{aligned}$$

ist $S_{a,n}$ eine abzählbare Algebra.

Der Schnitt abzählbarer Algebren ist eine abzählbare Algebra.

b)

$$\begin{aligned}
 &r \in Q(n) \\
 \Rightarrow &r : \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{N} \text{ ist umkehrbar und } \forall k > n : r(k) = k \\
 \Rightarrow &r : \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{N} \text{ ist umkehrbar und } \forall k > n+1 : r(k) = k \\
 \Rightarrow &r \in Q(n+1) \\
 \Rightarrow &Q(n) \subset Q(n+1)
 \end{aligned}$$

c)

$$\begin{aligned}
 &\forall A \in S(X_n)_n \forall r \in Q(n+1) : T_r^{-1}(A) = A \\
 \Rightarrow &\forall A \in S(X_n)_n \forall r \in Q(n) : T_r^{-1}(A) = A \\
 \Rightarrow &(A \in S_{a,n+1} \Rightarrow A \in S_{a,n})
 \end{aligned}$$

d) Da $r \in Q(n)$ nur die ersten n X_i vertauscht, gilt

$$\begin{aligned} \forall n \in \mathbb{N} : S(X_{n+1}, \dots) &\subset S_{a,n} \\ S_\infty := \bigcap_{n=1}^{\infty} S(X_{n+1}, X_{n+2}, \dots) &\subset S_{a,n} \end{aligned}$$

■

Satz 65.3 Für $Y : (W, S((X_n)_n)) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ gilt

$$Y \text{ ist } S_{a,n}\text{-messbar} \iff \forall r \in Q(n) : Y = Y \circ T_r$$

$$Y \text{ ist } S_a\text{-messbar} \iff \forall r \in \bigcup_{n=1}^{\infty} Q(n) : Y = Y \circ T_r$$

Beweis. a) "⇐": Sei $r \in Q(n)$ und $A \in \mathcal{B}$. Wegen

$$T_r^{-1}(Y^{-1}(A)) = (Y \circ T_r)^{-1}(A) \stackrel{Y=Y \circ T_r}{=} Y^{-1}(A) \in S((X_n)_n)$$

gilt

$$Y^{-1}(A) \in S_{a,n}$$

"⇒":

$$\begin{aligned} &Y \text{ ist } S_{a,n}\text{-messbar} \\ \Rightarrow &\begin{cases} \forall A \in \mathbb{B} : Y^{-1}(A) \in S((X_n)_n) \\ \forall r \in Q(n) : T_r^{-1}(Y^{-1}(A)) = Y^{-1}(A) \end{cases} \\ \Rightarrow &\begin{cases} \forall A \in \mathbb{B} : Y^{-1}(A) \in S((X_n)_n) \\ \forall r \in Q(n) : (Y \circ T_r)^{-1}(A) = Y^{-1}(A) \end{cases} \\ \Rightarrow &\forall r \in Q(n) : Y \circ T_r = Y \text{ auf } S((X_n)_n) \end{aligned}$$

b)

$$\begin{aligned} Y \text{ ist } S_a\text{-messbar} &\iff \forall n \in \mathbb{N} : Y \text{ ist } S_{a,n}\text{-messbar} \\ &\iff \forall n \in \mathbb{N} \forall r \in Q(n) : Y = Y \circ T_r \\ &\iff \forall r \in \bigcup_{n=1}^{\infty} Q(n) : Y = Y \circ T_r \end{aligned}$$

■

Satz 65.4 Seien $X_n : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ **unabhängig** mit

$$\forall i, j \in \mathbb{N} : P[X_i^{-1}(\cdot)] = P[X_j^{-1}(\cdot)]$$

Dann gilt für $P = \bigotimes_{n \in \mathbb{N}} P[X_n^{-1}(\cdot)]$ auf $(\prod_{n \in \mathbb{N}} W_n, \bigotimes_{n \in \mathbb{N}} S_n)$

$$\forall r \in \bigcup_{n=1}^{\infty} Q(n) : P[(\cdot)] = P[T_r^{-1}(\cdot)]$$

Beweis. Sei $n \in \mathbb{N}, r \in Q(n)$. Für $B_i \in S(X_i)$ gilt

$$\begin{aligned} & P[B_1 \times \dots \times B_n \times W_{n+1} \times \dots] \\ \stackrel{\text{Produktmaß}}{=} & \prod_{i=1}^n P[X_i^{-1}(B_i)] \\ P[X_{r(i)}^{-1}(\cdot)] = P[X_i^{-1}(\cdot)] & \prod_{i=1}^n P[X_i^{-1}(B_{r(i)})] \\ = & P[B_{r(1)} \times \dots \times B_{r(n)} \times W_{n+1} \times \dots] \end{aligned}$$

Da die $B_1 \times \dots \times B_n$ ein durchschnittsstabiles Erzeugendensystem von

$$\bigotimes_{n \in \mathbb{N}} S_n = S \left(\bigcup_{n=1}^{\infty} \left(\bigotimes_{i=0}^n S_i \times W_{n+1} \times \dots \right) \right)$$

sind, gilt

$$P[(\cdot)] = P [T_r^{-1}(\cdot)]$$

■

Satz 65.5 Sei $Y \in L^1(W, S(X_n), P)$ und

$$\forall r \in \bigcup_{n \in \mathbb{N}} Q(n) : P[(\cdot)] = P [T_r^{-1}(\cdot)]$$

Dann gilt:

$$\begin{aligned} E[Y|S_{a,n}] &= \frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} Y \circ T_r \text{ } P\text{-fast sicher} \\ E[Y|S_a] &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} Y \circ T_r \text{ } P\text{-fast sicher} \\ 0 &= \lim_{n \rightarrow \infty} E \left[E[Y|S_a] - \frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} Y \circ T_r \right] \end{aligned}$$

Beweis. a) Sei $q \in Q(n)$. Da

$$H_q : Q(n) \rightarrow Q(n), r \mapsto r \circ q$$

umkehrbar ist durch

$$H_{q^{-1}} : Q(n) \rightarrow Q(n), r \mapsto r \circ q^{-1}$$

gilt

$$\begin{aligned}
 \frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} Y \circ T_r \circ T_q &= \frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} Y \circ T_{r \circ q} \\
 &= \frac{1}{n!} \sum_{r \circ q \in Q(n)} Y \circ T_{r \circ q} \\
 &= \frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} Y \circ T_r
 \end{aligned}$$

und $\frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} Y \circ T_r$ ist $S_{a,n}$ -messbar.
 Sei $Z_n \geq 0$ $S_{a,n}$ messbar. Dann gilt

$$\begin{aligned}
 &E \left[\left(\frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} Y \circ T_r \right) Z_n \right] \\
 \stackrel{Z_n \text{ } S_{a,n}\text{-messbar}}{=} &\frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} E [(Y \circ T_r) Z_n \circ T_r] \\
 = &\frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} E [(Y \cdot Z_n) \circ T_r] \\
 = &\frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} \int (Y \cdot Z_n) \circ T_r dP[(\cdot)] \\
 = &\frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} \int (Y \cdot Z_n) dP[T_r^{-1}(\cdot)] \\
 \stackrel{P[T_r^{-1}(\cdot)] = P[(\cdot)]}{=} &\frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} \int (Y \cdot Z_n) dP[(\cdot)] \\
 = &\frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} E [Y Z_n] \\
 = &E [Y Z_n]
 \end{aligned}$$

d.h.

$$E [Y | S_{a,n}] = \frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} Y \circ T_r$$

b) Seien $S_{-n} = S_{a,n}$ und $M_{-n} = E[Y|S_{a,n}]$.
Da die kleinere abzählbare Algebra gewinnt, gilt

$$\begin{aligned} E[M_{-n+1}|S_{-n}] &\stackrel{\text{Def}}{=} E[E[Y|S_{a,n-1}]|S_{a,n}] \\ &\stackrel{S_{a,n} \subset S_{a,n-1}}{=} E[Y|S_{a,n}] \\ &= M_{-n} \end{aligned}$$

und $(M_{-n})_{n \in \mathbb{N}}$ ist ein Rückwärtsmartingal bzgl S_{-n} . Damit folgt

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} E[Y|S_{a,n}] &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} Y \circ T_r \text{ existiert P-fast sicher} \\ E[Y|S_a] &= E\left[Y \left| \bigcap_{n=1}^{\infty} S_{a,n} \right.\right] = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} Y \circ T_r \in L^1 \text{ P-fast sicher} \\ 0 &= \lim_{n \rightarrow \infty} E\left[\left| E[Y|S_a] - \frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} Y \circ T_r \right|\right] \end{aligned}$$

■

Satz 65.6 Seien $X_i : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$, $X_i \in L^1$ **unabhängig** mit $\forall i, j :$
 $P[X_i^{-1}(\cdot)] = P[X_j^{-1}(\cdot)]$. Dann gilt

$$\begin{aligned} Y_{-n} &:= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \text{ ist ein Rückwärtsmartingal bzgl } S_{-n} := S_{a,n} \\ \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i &= E[X_1|S_a] \in L^1 \text{ P-fast sicher} \\ \lim_{n \rightarrow \infty} E\left[\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - E[X_1|S_a] \right|\right] &= 0 \\ \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i &= E[X_1|S_{\infty}] \text{ P-fast sicher} \\ \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i &= E[X_1] \text{ P-fast sicher} \end{aligned}$$

Beweis. Wegen

$$\begin{aligned} Y_{-n} \circ T_r &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{r(i)} \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \\ &= Y_{-n} \end{aligned}$$

ist Y_{-n} ist $S_{-n} = S_{a,n}$ -messbar. Sei

$$t_i : \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{N}, \begin{cases} i \mapsto n \\ n \mapsto i \\ k \mapsto k \quad \text{für } k \notin \{i, n\} \end{cases}$$

Dann gilt $t_i \in Q(n)$ und da

$$H_{t_i} : Q(n) \rightarrow Q(n), r \mapsto r \circ t_i$$

umkehrbar ist durch

$$H_{t_i^{-1}} : Q(n) \rightarrow Q(n), r \mapsto r \circ t_i^{-1}$$

gilt

$$\forall 1 \leq i \leq n : \sum_{r \in Q(n)} X_{r(n)} = \sum_{r \in Q(n)} X_{r \circ t_i(n)} = \sum_{r \in Q(n)} X_{r(i)}$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} &E[Y_{-(n-1)} | S_{-n}] \\ \stackrel{\text{Def}}{=} &E \left[\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} X_i \middle| S_{a,n} \right] \\ &= \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} E[X_i | S_{a,n}] \\ &= \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} \frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} X_i \circ T_r \\ &= \frac{1}{n-1} \frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} \sum_{i=1}^{n-1} X_{r(i)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{n-1} \frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} \sum_{i=1}^n X_{r(i)} - \frac{1}{n-1} \frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} X_{r(n)} \\
&\stackrel{\text{s.o.}}{=} \frac{1}{n-1} \frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} Y_{-n} \circ T_r - \frac{1}{n-1} \frac{1}{n!} \sum_{r \in Q(n)} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{r(i)} \\
&= \left(\frac{1}{n-1} - \frac{1}{n(n-1)} \right) E[Y_{-n} | S_{a,n}] \\
&\stackrel{Y_{-n} \text{ } S_{a,n}\text{-messbar}}{=} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = Y_{-n}
\end{aligned}$$

und $(Y_{-n})_n$ ist ein Rückwärtsmartingal bzgl. $S_{-n} = S_{a,n}$. Deshalb gilt

$$\begin{aligned}
\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i &= E \left[X_1 \left| \bigcap_{n=1}^{\infty} S_{-n} \right. \right] = E[X_1 | S_a] \in L^1 \text{ P-fast sicher} \\
\lim_{n \rightarrow \infty} E \left[\left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - E[X_1 | S_a] \right| \right] &= 0
\end{aligned}$$

Wir haben im Kapitel zum 0-1-Gesetz gezeigt, da die X_n unabhängig sind

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \text{ ist } S_{\infty} \text{ - messbar und P-fast sicher konstant}$$

Wegen

$$E[E[X_1 | S_{\infty}]] = E[X_1]$$

gilt

$$\begin{aligned}
&\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \\
&\stackrel{S_{\infty}\text{-messbar}}{=} E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \left| S_{\infty} \right. \right] \\
&= E[E[X_1 | S_a] | S_{\infty}] \\
&\stackrel{S_{\infty} \subseteq S_a}{=} E[X_1 | S_{\infty}] \\
&= E[X_1] \text{ P-fast sicher}
\end{aligned}$$

■

Teil VI.

Die Brownsche Bewegung

66. Maße auf überabzählbaren Produkträumen

Sei im ganzen Kapitel $T \neq \emptyset$ und $\forall t \in T : (W_t, S_t)$ gegeben.

Definition 66.1 a) Das Produkt der $(W_t)_{t \in T}$ ist

$$W_T := \prod_{t \in T} W_t = \{(w_t)_{t \in T} : w_t \in W_t\}$$

b) Setze

$$\begin{aligned} pr_t : W_T &\rightarrow W_t, (w_t)_{t \in T} \mapsto w_t \\ \forall K \subset T : pr_K : W_T &\rightarrow W_K, (w_t)_{t \in T} \mapsto (w_t)_{t \in K} \\ \forall K \subset L \subset T : pr_K^L : W_L &\rightarrow W_K, (w_t)_{t \in L} \mapsto (w_t)_{t \in K} \end{aligned}$$

Satz 66.2 Für $J \subset K \subset L \subset T$ gilt

$$\begin{aligned} pr_J &= pr_J^K \circ pr_K \\ pr_J^L &= pr_J^K \circ pr_K^L \end{aligned}$$

Beweis. a) Für $A \in W_T$ gilt

$$\begin{aligned} pr_K(A) &= \{(w_t)_{t \in K} : (w_t)_{t \in T} \in A\} \\ pr_J^K \circ pr_K(A) &= \{(w_t)_{t \in J} : (w_t)_{t \in K} \in pr_K(A)\} \\ &= \{(w_t)_{t \in J} : (w_t)_{t \in T} \in A\} \\ &= pr_J(A) \end{aligned}$$

b) Für $A \in W_T$ gilt

$$\begin{aligned} pr_K^L(A) &= \{(w_t)_{t \in K} : (w_t)_{t \in L} \in A\} \\ pr_J^K \circ pr_K^L(A) &= \{(w_t)_{t \in J} : (w_t)_{t \in K} \in pr_K^L(A)\} \\ &= \{(w_t)_{t \in J} : (w_t)_{t \in L} \in A\} \\ &= pr_J^L(A) \end{aligned}$$

■

Definition 66.3 a) Die **Produkt abzählbare Algebra** ist die kleinste abzählbare Algebra, sodaß alle pr_t messbar sind:

$$S \left(\bigcup_{t \in T} pr_t^{-1}(S_t) \right) = \bigotimes_{t \in T} S_t$$

b) Der **Produkt Raum** ist definiert als

$$\left(\times_{t \in T} W_t, \bigotimes_{t \in T} S_t \right)$$

Satz 66.4 Dann gilt

$$\bigotimes_{t \in T} S_t = \left\{ A \subset W_T : \exists T_A \subset T \text{ abzählbar mit } A \in pr_{T_A}^{-1} \left(\bigotimes_{t \in T_A} S_t \right) \right\}$$

Ist T überabzählbar, heißt das:

Jedes Element aus $\bigotimes_{t \in T} S_t$ wird durch abzählbar viele Komponenten festgelegt, die anderen Komponenten sind W_t . **Eine Teilmenge, zu deren Beschreibung man überabzählbar viele Komponenten benötigt, ist nicht $\bigotimes_{t \in T} S_t$ messbar.** Insbesondere sind die **Punkte** $(w_t)_{t \in T}$ **nicht $\bigotimes_{t \in T} S_t$ messbar.**

Beweis. Sei

$$\hat{S} = \left\{ A \subset W_T \mid \exists T_A \subset T \text{ abzählbar mit } A \in pr_{T_A}^{-1} \left(\bigotimes_{t \in T_A} S_t \right) \right\}$$

a) \hat{S} ist abzählbare Algebra:

Sei $t_0 \in T$. $\{t_0\}$ ist abzählbar und es gilt

$$\begin{aligned} (W_t)_{t \in T} &= pr_{t_0}^{-1}(W_{t_0}) \in \hat{S} \\ \emptyset &= pr_{t_0}^{-1}(\emptyset) \in \hat{S} \end{aligned}$$

Sei $A = pr_{T_A}^{-1}(A') \in \hat{S}$. Dann gilt

$$A^C = pr_{T_A}^{-1}(A')^C = pr_{T_A}^{-1} \left(\underbrace{A'^C}_{\in \bigotimes_{t \in T_A} S_t} \right) \in \hat{S}$$

Sei $(A_i)_{i \in \mathbb{N}}$ in \hat{S} . Dann ist $\bigcup_{i=1}^{\infty} T_{A_i}$ abzählbar.

$$\begin{aligned} \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i &= \bigcup_{i=1}^{\infty} pr_{T_{A_i}}^{-1}(A'_i) \\ &= \bigcup_{i=1}^{\infty} \left(pr_{T_{A_i}}^{T_{\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i}} \circ pr_{T_{\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i}} \right)^{-1}(A'_i) \\ &= pr_{T_{\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i}}^{-1} \left(\underbrace{\bigcup_{i=1}^{\infty} \left(pr_{T_{A_i}}^{T_{\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i}} \right)^{-1}(A'_i)}_{\in \bigotimes_{t \in \bigcup_{i=1}^{\infty} T_{A_i}} S_t} \right) \end{aligned}$$

b) "⊂": Wegen

$$\begin{aligned} \forall t \in T : pr_t^{-1}(S_t) &\subset \hat{S} \\ \bigcup_{t \in T} pr_t^{-1}(S_t) &\subset \hat{S} \\ \bigotimes_{t \in T} S_t = S \left(\bigcup_{t \in T} pr_t^{-1}(S_t) \right) &\subset \hat{S} \end{aligned}$$

c) "⊃": Sei $A \in \hat{S}$.

Für $t \in T_A$ mit $A_t \in S_t$ gilt

$$\begin{aligned} pr_t^{-1}(A_t) &= pr_{T_A}^{-1} \left(\left(pr_t^{T_A} \right)^{-1}(A_t) \right) \\ &\in pr_{T_A}^{-1} \left(\bigotimes_{t \in T_A} S_t \right) \end{aligned}$$

Ein Erzeugendensystem von $\bigotimes_{t \in T_A} S_t$ ist

$$\bigcup_{t \in T_A} \left(pr_t^{T_A} \right)^{-1}(S_t)$$

Es gilt

$$\begin{aligned} &pr_{T_A}^{-1} \left(\bigcup_{t \in T_A} \left(pr_t^{T_A} \right)^{-1}(S_t) \right) \\ &= \bigcup_{t \in T_A} pr_t^{-1}(S_t) \end{aligned}$$

Das ergibt

$$S \left(\bigcup_{t \in T_A} pr_t^{-1}(S_t) \right) = pr_{T_A}^{-1} \left(\bigotimes_{t \in T_A} S_t \right)$$

Wegen

$$\begin{aligned} \bigotimes_{t \in T} S_t &= S \left(\bigcup_{t \in T} pr_t^{-1}(S_t) \right) \\ &\supset S \left(\bigcup_{t \in T_A} pr_t^{-1}(S_t) \right) \\ &= pr_{T_A}^{-1} \left(\bigotimes_{t \in T_A} S_t \right) \end{aligned}$$

folgt

$$\begin{aligned} A &\in \bigotimes_{t \in T} S_t \\ \hat{S} &\subset \bigotimes_{t \in T} S_t \end{aligned}$$

■

Satz 66.5 Für $J \subset K$ sind pr_J, pr_j, pr_j^K messbar bzgl. der Produkträume.

Beweis. Zeige es auf dem Erzeugendensystem von $\bigotimes_{t \in J} S_t$.

$$\begin{aligned} (pr_J^K)^{-1}(A_1 \times \dots \times A_J) &= A_1 \times \dots \times A_J \times (W_t)_{t \in K \setminus J} \\ &\in \bigotimes_{t \in K} S_t \\ pr_j^{-1}(A_j) &\in \bigcup_{t \in T} pr_t^{-1}(S_t) \subset \bigotimes_{t \in T} S_t \\ pr_J^{-1}(A_1 \times \dots \times A_J) &= \bigcap_{j \in J} pr_j^{-1}(A_j) \\ &\in S \left(\bigcup_{t \in T} pr_t^{-1}(S_t) \right) \end{aligned}$$

■

Definition 66.6 $\forall 0 < |J| < \infty, J \subset T$ seien P_J Maße auf

$$\left(\times_{t \in J} W_t, \bigotimes_{t \in J} S_t \right)$$

gegeben. Die Familie

$$\{P_J : 0 < |J| < \infty, J \subset T\}$$

heißt **verträglich** \iff

$$\forall J \subset K, 0 < |J|, |K| < \infty : P_J[\cdot] = P_K[(pr_J^K)^{-1}(\cdot)]$$

Satz 66.7 Sei P ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf (W, S) . Dann ist die Familie

$$P_J := P[pr_J^{-1}(\cdot)]$$

verträglich.

Beweis.

$$\begin{aligned} P_J &\stackrel{\text{Def.}}{=} P[pr_J^{-1}(\cdot)] \\ &= P[(pr_J^K \circ pr_K)^{-1}(\cdot)] \\ &= P[pr_K^{-1} \circ (pr_J^K)^{-1}(\cdot)] \\ &\stackrel{\text{Def.}}{=} P_K[(pr_J^K)^{-1}(\cdot)] \end{aligned}$$

■

Diese Eigenschaft genügt schon, dass ein P existiert.

Satz 66.8 Sei $(W_t, S_t) = (\mathbb{R}, \mathbb{B})$.

$$\begin{aligned} Z_J &:= \left\{ \sum_{k=1}^N (a_k, b_k]_J : a_k, b_k \in \mathbb{R}^{|J|}, N \in \mathbb{N} \right\} \\ Z &:= \bigcup_{0 < |J| < \infty} pr_J^{-1}(Z_J) \end{aligned}$$

sind Ringe auf W_J und W_T und es gilt

$$S\left(\bigcup_{t \in T} pr_t^{-1}(\mathbb{B})\right) = S\left(\bigcup_{0 < |J| < \infty} pr_J^{-1}(Z_J)\right)$$

Beweis. a) Z_J ist ein Ring: Das haben wir bei der Konstruktion von \mathbb{B}^p gezeigt.

b) $pr_J^{-1}(Z_J)$ ist ein Ring: Da die Abbildung pr_J^{-1} Vereinigung und Komplemente erhält.

c) Für $B, C \in \bigcup_{0 < |J| < \infty} pr_J^{-1}(Z_J)$ gibt es $J, K \subset T$ mit $B \in Z_J, C \in Z_K$.
Für

$$L := K \cup J$$

gilt

$$\begin{aligned} |L| &\leq |K| + |J| < \infty \\ B, C &\in Z_L \\ B + C, B \setminus C, B \cap C &\in Z_L \end{aligned}$$

und Z ist ein Ring.

d) "⊂": Da pr_t^{-1} mit $C, \bigcup_{i=1}^{\infty}$ verträglich ist, gilt

$$\begin{aligned} pr_t^{-1}(Z_t) &\in S \left(\bigcup_{0 < |J| < \infty} pr_J^{-1}(Z_J) \right) \\ pr_t^{-1}(S(Z_t)) &\in S \left(\bigcup_{0 < |J| < \infty} pr_J^{-1}(Z_J) \right) \\ S \left(\bigcup_{t \in T} pr_t^{-1}(\mathbb{B}) \right) &\subset S \left(\bigcup_{0 < |J| < \infty} pr_J^{-1}(Z_J) \right) \end{aligned}$$

"⊃":

$$\begin{aligned} pr_J^{-1} \left(\sum_{k=1}^N (a_k, b_k)_J \right) &= \sum_{k=1}^N pr_J^{-1}(a_k, b_k)_J \\ &= \sum_{k=1}^N \bigcup_{j \in J} pr_j^{-1} pr_j^{J-1}(a_k, b_k) \\ &\in S \left(\bigcup_{t \in T} pr_t^{-1}(B) \right) \\ pr_J^{-1}(Z_J) &\subset S \left(\bigcup_{t \in T} pr_t^{-1}(\mathbb{B}) \right) \\ S \left(\bigcup_{0 < |J| < \infty} pr_J^{-1}(Z_J) \right) &\subset S \left(\bigcup_{t \in T} pr_t^{-1}(\mathbb{B}) \right) \end{aligned}$$

■

Wenn ein Wahrscheinlichkeitsmaß existiert, muss gelten

$$\forall J \subset T, 0 < |J| < \infty \forall A \in \bigotimes_{j \in J} S_j : P[pr_J^{-1}(A)] = P_J[A]$$

Das darf nicht von der Darstellung abhängen.

Satz 66.9

$$P_0 : \bigcup_{J \subset T, 0 < |J| < \infty} pr_J^{-1}(Z_J) \rightarrow \mathbb{R}, A \in pr_J^{-1}(Z_J) \mapsto P_J[A]$$

ist definiert.

Beweis. Sei

$$\begin{aligned} A &\in Z_J \\ B &\in Z_K \\ pr_J^{-1}(A) &= pr_K^{-1}(B) \end{aligned}$$

a) Sei $J \subset K$. Aus

$$\begin{aligned} pr_K^{-1}(B) &= B \times (W_t)_{t \in T \setminus K} \\ pr_J^{-1}(A) &= pr_K^{-1}\left((pr_J^K)^{-1}(A)\right) \\ &= (pr_J^K)^{-1}(A) \times (W_t)_{t \in T \setminus K} \end{aligned}$$

folgt

$$\begin{aligned} B &= (pr_J^K)^{-1}(A) \\ P_K[B] &= P_K\left[(pr_J^K)^{-1}(A)\right] \\ &\stackrel{\text{verträglich}}{=} P_J[A] \end{aligned}$$

b) Seien $J, K \subset T$ endlich. Für

$$L := J \cup K$$

gilt

$$\begin{aligned} pr_K^{-1}(B) &= B \times (W_t)_{t \in J \setminus K} \times (W_t)_{t \in T \setminus (K \cup J)} \\ pr_J^{-1}(A) &= A \times (W_t)_{t \in K \setminus J} \times (W_t)_{t \in T \setminus (K \cup J)} \end{aligned}$$

und mit a) folgt

$$P_J[A] = P_L[C] = P_K[B]$$

■

Satz 66.10 P_0 ist additiv auf $Z = \bigcup_{0 < |J| < \infty} pr_J^{-1}(Z_J)$

Beweis. 1.) $P_0[\emptyset] = P_J[\emptyset] = 0$.

2.) $P_0[W_T] = P_{t_0}[W_{t_0}] = 1$

3.) $P_0[A] = P_J[A] \geq 0$.

4.) Seien $C_1, C_2 \in Z$ mit $C_1 \cap C_2 = \emptyset$.

$$\begin{aligned} \exists |J| < \infty : C_1 &= pr_J^{-1}(A) \text{ und } A \in Z_J \\ \exists |K| < \infty : C_2 &= pr_J^{-1}(B) \text{ und } B \in Z_K \\ C_1 + C_2 &= pr_{J \cup K}^{-1}(\underbrace{A \times (W_t)_{t \in J \setminus K}}_{=A'}) + pr_{J \cup K}^{-1}(\underbrace{B \times (W_t)_{t \in K \setminus J}}_{=B'}) \\ &= pr_{J \cup K}^{-1}(A' + B') \end{aligned}$$

Damit gilt

$$\begin{aligned} P_0[C_1 + C_2] &= P_{J \cup K}[A' + B'] \\ &= P_{J \cup K}[A'] + P_{J \cup K}[B'] \\ &= P_0[C_1] + P_0[C_2] \end{aligned}$$

■

Satz 66.11 P_0 ist auf dem Ring $Z = \bigcup_{0 < |J| < \infty} pr_J^{-1}(Z_J)$ abzählbar additiv.

Beweis. Sei

$$\left(pr_{J_n}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_n} (a_k, b_k)_{J_n} \right) \right)_n$$

monoton fallend. Dann gilt $J_n \subset J_{n+1}$. Sei

$$r := \lim_{n \rightarrow \infty} P_0 \left[pr_{J_n}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_n} (a_k, b_k)_{J_n} \right) \right] > 0$$

Zeige:

$$\bigcap_{n=1}^{\infty} pr_{J_n}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_n} (a_k, b_k)_{J_n} \right) \neq \emptyset$$

Da P_{J_n} stetig von unten ist, gilt

$$\begin{aligned} P_{J_n} \left[\sum_{k=1}^{N_n} (a_k, b_k)_{J_n} \right] &= P_{J_n} \left[\bigcup_{k_{J_n}=1}^{\infty} \sum_{k=1}^{N_n} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_n}}, b_k \right]_{J_n} \right] \\ &= \lim_{k_{J_n} \rightarrow \infty} P_{J_n} \left[\sum_{k=1}^{N_n} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_n}}, b_k \right]_{J_n} \right] \end{aligned}$$

und somit

$$\lim_{k \rightarrow \infty} P_{J_n} \left[\sum_{k=1}^{N_n} \left(a_k, a_k + \frac{1}{k_{J_n}} \right)_{J_n} \right] = 0$$

$$\forall n \exists k_{J_n} : P_{J_n} \left[\sum_{k=1}^{N_n} \left(a_k, a_k + \frac{1}{k_{J_n}} \right)_{J_n} \right] < \frac{r}{2^{n+1}}$$

Durch

$$\left(\bigcap_{1 \leq i \leq n} pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_i}}, b_k \right]_{J_i} \right) \right)_n$$

erhalten wir eine monoton fallende Folge und es gilt

$$pr_{J_n}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_n} (a_k, b_k)_{J_n} \right) \setminus \bigcap_{1 \leq i \leq n} pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_i}}, b_k \right]_{J_i} \right)$$

$$= pr_{J_n}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_n} (a_k, b_k)_{J_n} \right)$$

$$\cap \bigcup_{1 \leq i \leq n} \left(pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_i}}, b_k \right]_{J_i} \right) \right)^C$$

monoton fallend
 \subset

$$\bigcup_{1 \leq i \leq n} \left(pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} (a_k, b_k)_{J_i} \right) \right)$$

$$\cap pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_i}}, b_k \right]_{J_i} \right)^C$$

$$= \bigcup_{1 \leq i \leq n} pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left(a_k, a_k + \frac{1}{k_{J_i}} \right) \right)$$

Da $P_0 : Z \rightarrow \mathbb{R}$ additiv ist, gilt

$$\begin{aligned}
& P_0 \left[pr_{J_n}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_n} (a_k, b_k)_{J_n} \right) \setminus \bigcap_{1 \leq i \leq n} pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_i}}, b_k \right]_{J_i} \right) \right] \\
& \leq P_0 \left[\bigcup_{1 \leq i \leq n} pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left(a_k, a_k + \frac{1}{k_{J_i}} \right) \right) \right] \\
& \leq \sum_{1 \leq i \leq n} P_{J_i} \left[\sum_{k=1}^{N_i} \left(a_k, a_k + \frac{1}{k_{J_i}} \right)_{J_i} \right] \\
& \leq \sum_{1 \leq i \leq n} \frac{r}{2^{n+1}} \\
& \leq \frac{r}{2}
\end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned}
A \subset B & \Rightarrow A + B \setminus A = B \\
& \Rightarrow P[A] + P[B \setminus A] = P[B] \\
& \Rightarrow P[A] = P[B] - P[B \setminus A]
\end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
& P \left[\bigcap_{1 \leq i \leq n} pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_i}}, b_k \right]_{J_i} \right) \right] \\
& = P_0 \left[pr_{J_n}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_n} (a_k, b_k)_{J_n} \right) \right] \\
& \quad - P_0 \left[pr_{J_n}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_n} (a_k, b_k)_{J_n} \right) \setminus \bigcap_{1 \leq i \leq n} pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_i}}, b_k \right]_{J_i} \right) \right] \\
& \geq r - \frac{r}{2} = \frac{r}{2}
\end{aligned}$$

d.h.

$$\forall n \in \mathbb{N} : \bigcap_{1 \leq i \leq n} pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_i}}, b_k \right]_{J_i} \right) \neq \emptyset$$

2.) Zeige: $\forall n \in \mathbb{N} \exists$ kompaktes $C_n \in \mathbb{B}^{J_n}$:

$$\bigcap_{1 \leq i \leq n} pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_i}}, b_k \right]_{J_i} \right) = pr_{J_n}^{-1}(C_n)$$

$n = 1$:

$$C_1 = \sum_{k=1}^{N_1} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_1}}, b_k \right]_{J_1}$$

ist kompakt.

$n \rightarrow n + 1$: Wegen $J_n \subset J_{n+1}$ und

$$pr_{J_n} = pr_{J_n}^{J_{n+1}} \circ pr_{J_{n+1}}$$

gilt

$$\begin{aligned} & \bigcap_{1 \leq i \leq n+1} pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_i}}, b_k \right]_{J_{n+1}} \right) \\ &= pr_{J_{n+1}}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_{n+1}}}, b_k \right]_{J_{n+1}} \right) \\ & \cap \bigcap_{1 \leq i \leq n} pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_i}}, b_k \right]_{J_n} \right) \\ &= pr_{J_{n+1}}^{-1} (B_{n+1}) \cap pr_{J_n}^{-1} (C_n) \\ &= pr_{J_{n+1}}^{-1} (B_{n+1}) \cap pr_{J_{n+1}}^{-1} \left(\left(pr_{J_n}^{J_{n+1}} \right)^{-1} (C_n) \right) \\ &= pr_{J_{n+1}}^{-1} \left(B_{n+1} \cap \left(pr_{J_n}^{J_{n+1}} \right)^{-1} (C_n) \right) \end{aligned}$$

Da C_n kompakt und somit abgeschlossen ist und da

$$pr_{J_n}^{J_{n+1}} : \mathbb{R}^{J_{n+1}} \rightarrow \mathbb{R}^{J_n}$$

stetig ist, ist $\left(pr_{J_n}^{J_{n+1}} \right)^{-1} (C_n)$ abgeschlossen.

Da B_{n+1} kompakt ist, ist

$$C_{n+1} := \underbrace{B_{n+1}}_{\text{kompakt}} \cap \underbrace{\left(pr_{J_n}^{J_{n+1}} \right)^{-1} (C_n)}_{\text{abgeschlossen}} \in \mathbb{B}^{J_{n+1}}$$

kompakt.

3.) Wegen

$$\forall n \in \mathbb{N} : pr_{J_n}^{-1} (C_n) = \bigcap_{1 \leq i \leq n} pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_i}}, b_k \right]_{J_i} \right) \neq \emptyset$$

gilt

$$\forall n \in \mathbb{N} \exists x_n \in \mathbb{R}^T : x_n \in \bigcap_{1 \leq i \leq n} pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_i}}, b_k \right]_{J_i} \right)$$

und

$$\begin{aligned} \forall n, m \in \mathbb{N} \quad x_{n+m} &\in \bigcap_{1 \leq i \leq n+m} pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_i}}, b_k \right]_{J_i} \right) \\ &\subset \bigcap_{1 \leq i \leq n} pr_{J_i}^{-1} \left(\sum_{k=1}^{N_i} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_i}}, b_k \right]_{J_n} \right) \\ &\subset pr_{J_n}^{-1}(C_n) \end{aligned}$$

d.h.

$$\forall n, m \in \mathbb{N} : pr_{J_n}(x_{n+m}) \in C_n$$

Wegen der Kompaktheit von C_1 existiert eine Teilfolge $(x_{1+m_{1,j}})_{j \in \mathbb{N}}$ von $(x_{1+m})_{m \in \mathbb{N}}$ und ein $y_1 \in C_1$ mit

$$\lim_{j \rightarrow \infty} pr_{J_1}(x_{1+m_{1,j}}) = y_1$$

$n-1 \rightarrow n$: Wegen der Kompaktheit von C_n existiert eine Teilfolge $(x_{n+m_{n,j}})_{j \in \mathbb{N}}$ von $(x_{n+m_{n-1,j}})_{j \in \mathbb{N}}$ und ein $y_n \in C_n$ mit

$$\lim_{j \rightarrow \infty} pr_{J_n}(x_{n+m_{n,j}}) = y_n$$

$\forall i \leq n-1$ ist $(x_{n+m_{n,j}})_{j \in \mathbb{N}}$ eine Teilfolge von $(x_{i+m_{i,j}})_{j \in \mathbb{N}}$ und es gilt weiterhin

$$\lim_{j \rightarrow \infty} pr_{J_i}(x_{n+m_{n,j}}) = y_i$$

Wegen $J_{n-1} \subset J_n$ und der Stetigkeit von $pr_{J_{n-1}}^{J_n}$ gilt

$$\begin{aligned} y_{n-1} &= \lim_{j \rightarrow \infty} pr_{J_{n-1}}(x_{n+m_{n,j}}) \\ &= \lim_{j \rightarrow \infty} pr_{J_{n-1}}^{J_n} pr_{J_n}(x_{n+m_{n,j}}) \\ &= pr_{J_{n-1}}^{J_n} \lim_{j \rightarrow \infty} pr_{J_n}(x_{n+m_{n,j}}) \\ &= pr_{J_{n-1}}^{J_n}(y_n) \end{aligned}$$

Da $(x_{n+m_{n,n}})_n$ Teilfolge aller $(x_{n+m_{n,j}})_j$ ist, gilt

$$\forall i \in \mathbb{N} : \lim_{n \rightarrow \infty} pr_{J_i}(x_{n+m_{n,n}}) = y_i$$

4.) Definiere $x \in \mathbb{R}^T$ durch

$$\forall t \in T : x_t := \begin{cases} pr_t(y_i) & \text{für } \exists i \in \mathbb{N} : t \in J_i \\ pr_t(y_1) & \text{für } t \notin \bigcup_{i=1}^{\infty} J_i \end{cases}$$

Sei $t \in J_i \subset J_k$. Da pr_t die t -te Komponente auswählt und $J_i \subset J_k$, gilt

$$\begin{aligned} pr_t(x) &\stackrel{t \in J_i, \text{ Definition}}{=} pr_t(y_i) \\ &\stackrel{\text{s.o.}}{=} pr_t\left(pr_{J_i}^{J_{i+1}} \dots pr_{J_{k-1}}^{J_k}(y_k)\right) \\ &\stackrel{t \in J_i \subset J_k}{=} pr_t(y_k) \\ &\stackrel{t \in J_k, \text{ Definition}}{=} pr_t(x) \end{aligned}$$

5.) Für $t \in J_i$ gilt

$$pr_t(pr_{J_n}(x)) \stackrel{t \in J_n}{=} pr_t(x) \stackrel{t \in J_n}{=} pr_t(y_n)$$

Das ergibt

$$\begin{aligned} \forall n \in \mathbb{N} : pr_{J_n}(x) = y_n &\in C_n \\ \forall n \in \mathbb{N} : x &\in pr_{J_n}^{-1}(C_n) \\ x &\in \bigcap_{n=1}^{\infty} pr_{J_n}^{-1}(C_n) \\ x &\in \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcap_{1 \leq i \leq n} pr_{J_i}^{-1}\left(\sum_{k=1}^{N_i} \left[a_k + \frac{1}{k_{J_i}}, b_k\right]_{J_i}\right) \\ &\subset \bigcap_{n=1}^{\infty} pr_{J_n}^{-1}\left(\sum_{k=1}^{N_n} (a_k, b_k]\right) \end{aligned}$$

d.h.

$$\bigcap_{n=1}^{\infty} pr_{J_n}^{-1}\left(\sum_{k=1}^{N_n} (a_k, b_k]_{J_n}\right) \neq \emptyset$$

Wegen

$$P[pr_J^{-1}((a_k, b_k]_J)] = P_J[(a_k, b_k]_J]$$

folgt die Behauptung

$$P_J = P[pr_J^{-1}(\cdot)]$$

■

Satz 66.12 $\forall J \subset T, 0 < |J| < \infty$ sei P_J ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf $(\mathbb{R}^J, \mathbb{B}^J)$ und $(P_J)_{0 < |J| < \infty}$ verträglich. Dann gilt
 $\exists!$ Wahrscheinlichkeitsmaß P auf $(\mathbb{R}^T, \mathbb{B}^T)$ mit

$$\forall 0 < |J| < \infty : P_J = P [pr_J^{-1}(\cdot)]$$

Beweis. Da P_0 auf dem Ring Z abzählbar additiv ist und P endlich ist, existiert eine eindeutige Fortsetzung auf $S(Z) = \bigotimes_{t \in T} S_t$ ■

67. Die mehrdimensionale Normalverteilung

Definition 67.1 Sei $a \in \mathbb{R}^n$, C $n \times n$ -Matrix über \mathbb{R} mit $C = C^T$ und alle Eigenwerte größer Null und

$$f : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^n, x \mapsto \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}(x-a)^T C^{-1}(x-a)\right)}{\sqrt{(2\pi)^n |\det C|}}$$

Dann heißt f **Dichte der n -dimensionalen Normalverteilung** $N(a, C)$

Beweis. Wegen $C = C^T$ existiert eine senkrechte Matrix B mit

$$\begin{aligned} BCB^T &= D' = \begin{pmatrix} d_1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & d_n \end{pmatrix} \\ \Rightarrow C &= B^T D'^{-1} B \\ \Rightarrow C^{-1} &= B^{-1} D'^{-1} B^{T-1} \\ \Rightarrow BC^{-1} B^T &= D'^{-1} = \begin{pmatrix} d_1^{-1} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & d_n^{-1} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

mit den Eigenwerten d_i von C und den Eigenwerten d_i^{-1} von C^{-1} .

$$A : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^n, x \mapsto B^T(x+a)$$

ist stetig, also messbar. A ist umkehrbar durch

$$A^{-1} : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^n, x \mapsto Bx - a$$

Da $A(\mathbb{R}^n) = \mathbb{R}^n$ offen ist, gilt mit der Rechenregel für die Integration im (Ur-)Bildraum und mit

$$\begin{aligned} A(x-a) &= B^T x \\ DA &= B^T \\ 1 &= \det 1_n = \det BB^T = \det B \det B^T \\ &= (\det B)^2 = (\det DA)^2 \\ \det C &= \det B^T D' B = \det B^T \det D' \det B \\ &= \prod_{i=1}^n d_i \end{aligned}$$

folgt

$$\begin{aligned}
& \int_{\mathbb{R}^n} \exp\left(\frac{-(x-a)^T C^{-1}(x-a)}{2}\right) dl^n \\
= & \int_{\mathbb{R}^n} \underbrace{|\det DA|}_{=1} \exp\left(\frac{-(B^T x)^T C^{-1} B^T x}{2}\right) dl^n \\
= & \int_{\mathbb{R}^n} \exp\left(\frac{-x^T D'^{-1} x}{2}\right) dl^n \\
= & \int_{\mathbb{R}^n} \exp\left(\frac{-\sum_{i=1}^n d_i^{-1} x_i^2}{2}\right) dl^n \\
= & \int_{\mathbb{R}} \dots \int_{\mathbb{R}} \prod_{i=1}^n \exp\left(\frac{-d_i^{-1} x_i^2}{2}\right) dx_1 \dots dx_n \\
= & \prod_{i=1}^n \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(\frac{-d_i^{-1} x^2}{2}\right) dx \\
= & \prod_{i=1}^n \sqrt{d_i} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(\frac{-x^2}{2}\right) dx \\
= & \sqrt{2\pi}^n \prod_{i=1}^n \sqrt{d_i} \\
= & \sqrt{2\pi}^n \sqrt{\det C}
\end{aligned}$$

■

Satz 67.2 Sei $P[X^{-1}(\cdot)] = N(a, C)$. Sei B eine umkehrbare $n \times n$ -Matrix und $d \in \mathbb{R}^n$. Dann gilt

$$P[(BX + d)^{-1}(\cdot)] = N(Ba + d, BCB^T)$$

Beweis. Mit

$$\begin{aligned}
Y &: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^n, x \mapsto Bx + d \\
Y^{-1} &: \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^n, x \mapsto B^{-1}(x - d) \\
DY^{-1} &= B^{-1} \\
\det DY &= \det B^{-1} = \frac{1}{\det B}
\end{aligned}$$

und der Rechenregel für Integration im (Ur-)Bildraum folgt

$$\begin{aligned}
 & P[Y^{-1}((-\infty, y]_{(n)})] \\
 \stackrel{\text{Def}}{=} & \int_{Y^{-1}((-\infty, y]_{(n)})} f^X dl^n \\
 \stackrel{\text{(Ur-)Bild}}{=} & \int_{(-\infty, y]_{(n)}} f^X \circ Y^{-1} |\det DY| dl^n \\
 = & \int_{(-\infty, y]_{(n)}} \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}(B^{-1}(x-d)-a)^T C^{-1}(B^{-1}(x-d)-a)\right)}{\sqrt{(2\pi)^n \det C}} \\
 & \frac{1}{\sqrt{\det B \det B^T}} dl^n \\
 = & \int_{(-\infty, y]_{(n)}} \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}((x-(Ba+d))^T B^{-1T} C^{-1} B^{-1}(x-(Ba+d)))\right)}{\sqrt{(2\pi)^n \det BCB^T}} \\
 & dl^n
 \end{aligned}$$

■

Definition 67.3 Sei $X : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}^n, \mathbb{B}^n)$ und

$$X_i : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}, (x_1, \dots, x_n) \rightarrow x_i$$

a) Für

$$E[|X_i|] = \int_W |X_i| dP < \infty$$

heißt

$$E[X_i] = \int_W X_i dP$$

Erwartungswert von X_i .

b) Wenn alle $E[X_i]$ existieren, heißt

$$E[X] := (E[X_1], \dots, E[X_n])$$

Erwartungswertvektor von X .

Satz 67.4 Sei $X = (X_1, \dots, X_n)$ und $E[X]$ existiert.

Sei C $k \times n$ -Matrix und $d \in \mathbb{R}^k$ und

$$Y = CX + d$$

Dann gilt

$$E[Y] = CE[X] + d$$

Beweis. Wegen

$$Y = \begin{pmatrix} C_{11} & \cdots & C_{1n} \\ \vdots & & \vdots \\ C_{k1} & \cdots & C_{kn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_1 \\ \vdots \\ X_n \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} d_1 \\ \vdots \\ d_k \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n c_{1i}X_i + d_1 \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^n c_{ki}X_i + d_k \end{pmatrix}$$

gilt

$$\begin{aligned} E[Y] &= E \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^n c_{1i}X_i + d_1 \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^n c_{ki}X_i + d_k \end{bmatrix} = \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n c_{1i}E[X_i] + d_1 \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^n c_{ki}E[X_i] + d_k \end{pmatrix} \\ &= CE[X] + d \end{aligned}$$

■

Satz 67.5 $P[X^{-1}(\cdot)] = N(a, C)$. Dann gilt

$$E[X] = a$$

mit

$$X_i : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}, (x_1, \dots, x_n) \rightarrow x_i$$

Beweis. Mit obigem

$$A : \mathbb{R}^n \rightarrow \mathbb{R}^n, x \mapsto Bx + a$$

und

$$X_i \circ A(x) = \sum_{j=1}^n b_{ij}x_j + a_i$$

gilt

$$\begin{aligned}
E[X_i] &= \int_{\mathbb{R}^n} X_i f d\ell^n \\
&= \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n \det C}} \int_{\mathbb{R}^n} \underbrace{|\det DA|}_{=1} \underbrace{(X_i \circ A)}_{=\sum_{j=1}^n b_{ij} x_j + a_i} \prod_{k=1}^n \exp\left(\frac{-d_k x_k^2}{2}\right) d\ell^n \\
&= \sum_{j=1}^n b_{ij} \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n \prod_{i=1}^n d_i}} \int_{\mathbb{R}^n} x_j \prod_{k=1}^n \exp\left(\frac{-d_k x_k^2}{2}\right) d\ell^n \\
&\quad + a_i \underbrace{\prod_{k=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi d_k}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(\frac{-d_k x_k^2}{2}\right) dx_k}_{=1} \\
&= \sum_{j=1}^n b_{ij} \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} x_j \exp\left(\frac{-d_j x_j^2}{2}\right) dx_j}_{=0} \prod_{k=1, k \neq j}^n \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(\frac{-d_k x_k^2}{2}\right) dx_k + a_i \\
&= a_i
\end{aligned}$$

■

Satz 67.6 Seien $X_1, \dots, X_n : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ mit existierenden $\text{Var } X_i$.
Dann heißt

$$\text{Kov}(X) := (\text{Kov}[X_i, X_j])_{1 \leq i, j \leq n}$$

Kovarianzmatrix von X.

a) Für $X = (X_1, \dots, X_n)$ gilt

$$\begin{aligned}
\text{Kov}(X) &= E[(X - E[X])^T (X - E[X])] \\
&= E[X^T X] - E[X]^T E[X]
\end{aligned}$$

b) $\text{Kov } X$ ist symmetrisch und die Eigenwerte sind ≥ 0 .

c) Ist C eine $k \times n$ -Matrix, $d \in \mathbb{R}^k$ so gilt

$$\text{Kov}(CX + d) = C \text{Kov}(X) C^T$$

Beweis. a)

$$\begin{aligned}
&E[X^T X] - E[X]^T E[X] \\
&= E[(X_i X_j)_{i,j}] - (E[X_i] E[X_j])_{i,j} \\
&= (E[X_i X_j] - E[X_i] E[X_j])_{i,j} \\
&= E[(X_i - E[X_i]) \cdot (X_j - E[X_j])]_{i,j} \\
&= E[(X - E[X])^T (X - E[X])]
\end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}
 & E[(X - E[X])^T(X - E[X])] \\
 = & E[(X_i - E[X_i]) \cdot (X_j - E[X_j])]_{i,j} \\
 = & (Kov[X_i, X_j])_{1 \leq i, j \leq n} \\
 = & Kov(X)
 \end{aligned}$$

b)

$$\forall i, j : Kov[X_i, X_j] = Kov[X_j, X_i]$$

$\forall a \in \mathbb{R}^n$ gilt

$$\begin{aligned}
 a^T Kov(X)a &= \sum_{i,j=1}^n a_i a_j Kov(X_i, X_j) \\
 &= Kov\left(\sum_{i=1}^n a_i X_i, \sum_{j=1}^n a_j X_j\right) \\
 &= Var\left(\sum_{i=1}^n a_i X_i\right) \geq 0
 \end{aligned}$$

c) Sei $C = (c_{rs})_{1 \leq r \leq k, 1 \leq s \leq n}$. Dann gilt (siehe bei Erwartungswerten)

$$\begin{aligned}
 & (Kov[CX + d])_{ij} \\
 = & \left(Kov\left(\sum_{r=1}^k c_{ir} X_r + d_i, \sum_{t=1}^k c_{jt} X_t + d_j\right) \right)_{i,j} \\
 = & \left(\sum_{1 \leq r, t \leq n} c_{ir} c_{jt} Kov[X_r, X_t] \right)_{i,j} \\
 = & \begin{pmatrix} C_{11} & \cdots & C_{1n} \\ \vdots & & \vdots \\ C_{k1} & \cdots & C_{kn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Kov(X_1, X_1) & \cdots & Kov(X_1, X_n) \\ \vdots & & \vdots \\ Kov(X_n, X_1) & \cdots & Kov(X_n, X_n) \end{pmatrix} \\
 & \begin{pmatrix} C_{11} & \cdots & C_{k1} \\ \vdots & & \vdots \\ C_{1n} & \cdots & C_{kn} \end{pmatrix} \\
 = & (CKov(X)C^T)_{1 \leq i, j \leq k}
 \end{aligned}$$

■

Satz 67.7 Sei $X = (X_1, \dots, X_n)$ mit $P[X^{-1}(\cdot)] = N(a, C)$. Dann gilt

$$\text{Kov}(X) = C$$

Beweis. Sei B eine senkrechte Matrix mit

$$BCB^T = D' = \begin{pmatrix} d_1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & d_n \end{pmatrix}$$

Dann gilt

$$\begin{aligned} P[(BX - Ba)^{-1}(\cdot)] &\stackrel{\text{früher}}{=} N(Ba - Ba, BCB^T) \\ &= N(0, D') \end{aligned}$$

und für $Y := BX - Ba$ gilt

$$\begin{aligned} \text{Kov}(Y_i, Y_j) &= E[Y_i Y_j] - \underbrace{E[Y_i]}_{=0} \underbrace{E[Y_j]}_{=0} \\ &= \begin{cases} \int Y_i f_i dl \cdot \int Y_j f_j dl \cdot \prod_{i \neq k \neq j} \int f_k dl & \text{für } i \neq j \\ \int Y_i^2 f_i dl \cdot \prod_{k \neq i} \int f_k dl & \text{für } i = j \end{cases} \\ &= \begin{cases} \underbrace{E[Y_i]}_{=0} \underbrace{E[Y_j]}_{=0} \prod_{i \neq k \neq j} 1 & \text{für } i \neq j \\ \underbrace{E[Y_i^2]}_{=0} \prod_{k \neq i} 1 & \text{für } i = j \end{cases} \\ &= \begin{cases} 0 & \text{für } i \neq j \\ d_i & \text{für } i = j \end{cases} \end{aligned}$$

d.h.

$$\text{Kov}(Y) = D'$$

Mit $X = B^T Y + a$ folgt

$$\begin{aligned} \text{Kov}[X] &= B^T \text{Kov}[Y] B \\ &= B^T D' B \\ &= C \end{aligned}$$

■

Satz 67.8 Sei $P[(X_1, \dots, X_n)^{-1}(\cdot)] = N(a, C)$. Dann gilt

$$X_1, \dots, X_n \text{ ist unabhängig} \iff \forall i \neq j : \text{Kov}(X_i, X_j) = 0$$

Beweis. "⇐":

$$C = (Kov(X_i, X_j))_{i,j} = \begin{pmatrix} C_{11} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & C_{nn} \end{pmatrix}$$

$$C^{-1} = \begin{pmatrix} C_{11}^{-1} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & C_{nn}^{-1} \end{pmatrix}$$

und die Dichte von X ist

$$f(x) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2}} \frac{1}{\prod_{j=1}^n \sqrt{C_{jj}}} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \frac{(x_j - a_j)^2}{C_{jj}}\right)$$

$$= \prod_{j=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi C_{jj}}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(x_j - a_j)^2}{C_{jj}}\right)$$

$$= f_1(x_1) \dots f_n(x_n)$$

d.h. X_1, \dots, X_n sind unabhängig.

"⇒": Für unabhängige X_1, \dots, X_n gilt $\forall i \neq j : Kov(X_i, X_j) = 0$. ■

Satz 67.9 Sei $P[X_1^{-1}(\cdot)] = N(0, 1)$, Y unabhängig von X mit

$$P[Y = 1] = \frac{1}{2} = P[Y = -1]$$

$$X_2 = Y X_1$$

Dann gilt

$$P[X_2^{-1}(\cdot)] = N(0, 1)$$

$$Kov(X_1, X_2) = 0$$

Aber X_1, X_2 sind **nicht unabhängig**, insbesondere sind (X_1, X_2) **nicht** zweidimensional normalverteilt.

Beweis. Wegen

$$P[X_1 \in (2, 3) \cap X_2 \in (0, 1)] = P[\emptyset] = 0$$

$$P[X_1 \in (2, 3)] \cdot P[X_2 \in (0, 1)] > 0$$

sind X_1, X_2 nicht unabhängig.

$$\begin{aligned}
 & P[X_2^{-1}((-\infty, x])] \\
 = & P[(YX_1)^{-1}((-\infty, x])] \\
 = & P[X_1^{-1}((-\infty, x]) \cap \{Y_1 = 1\} \\
 & + X_1^{-1}([-x, \infty)) \cap \{Y_1 = -1\}] \\
 \stackrel{X_1, Y \text{ unabhängig}}{=} & P[X_1^{-1}((-\infty, x])] \cdot P[Y_1 = 1] \\
 & + P[X_1^{-1}([-x, \infty))] \cdot P[Y_1 = -1] \\
 = & \frac{1}{2} \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-y^2}{2}\right) dy + \frac{1}{2} \int_{-x}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-y^2}{2}\right) dy \\
 = & \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{-y^2}{2}\right) dy \\
 = & P[X_1^{-1}((-\infty, x])] \\
 = & N(0, 1)[(-\infty, x)]
 \end{aligned}$$

Da $(-\infty, x]$ ein Erzeugendensystem von \mathbb{B} ist, gilt

$$P[X_2^{-1}(\cdot)] = N(0, 1)$$

und

$$\begin{aligned}
 \text{Kov}(X_1, X_2) & = E[X_1 X_2] - \underbrace{E[X_1]}_{=0} \underbrace{E[X_2]}_{=0} \\
 & = E[X_1^2 Y] \\
 \stackrel{Y, X_1 \text{ unabhängig}}{=} & E[X_1^2] E[Y] \\
 & = 1 \cdot 0 = 0
 \end{aligned}$$

■

68. Die Brownsche Bewegung

Definition 68.1 Sei $T = [0, \infty)$ und $\forall t \in T : X_t : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$.
 X_T heißt Brownsche Bewegung \iff

- (1) $X_0 = 0$ *P-fast sicher*
- (2) $\forall t \in T : P[X_t^{-1}(\cdot)] = N(0, t)$
- (3) $\forall 0 < t_1 < \dots < t_n : X_{t_1} - X_0, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}}$ *ist unabhängig*
- (4) $\forall t, h, s, s < t : P[(X_{t+h} - X_{s+h})^{-1}(\cdot)] = P[(X_t - X_s)^{-1}(\cdot)]$
- (5) $t \mapsto X_t$ *ist P-fast sicher stetig.*

\iff

- (i) $X_0 = 0$ *P-fast sicher*
- (ii) $\forall n \in \mathbb{N} \forall 0 < t_1 < \dots < t_n :$
 $P[(X_{t_1}, \dots, X_{t_n})^{-1}(\cdot)] = N(0, \min(t_i, t_j))$
- (iii) $t \mapsto X_t$ *ist P-fast sicher stetig.*

Beweis. " \Rightarrow ":

$$\begin{aligned} P[(X_{t_i} - X_{t_{i-1}})^{-1}(\cdot)] &\stackrel{(4)}{=} P[(X_{t_i - t_{i-1}} - X_0)^{-1}(\cdot)] \\ &\stackrel{(1)}{=} P[(X_{t_i - t_{i-1}})^{-1}(\cdot)] \\ &\stackrel{(2)}{=} N(0, t_i - t_{i-1}) \end{aligned}$$

Da $X_{t_n} - X_{t_{n-1}}, \dots, X_{t_1} - X_{t_0}$ unabhängig sind nach (3), gilt

$$P[(X_{t_1} - X_0, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}})^{-1}(\cdot)] = N\left(0, \begin{pmatrix} t_1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & t_n - t_{n-1} \end{pmatrix}\right)$$

Es gilt

$$\begin{aligned} \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & & 0 \\ \vdots & \ddots & \\ 1 & \cdots & 1 \end{pmatrix}}_{=A} \begin{pmatrix} X_{t_1} - X_{t_0} \\ \vdots \\ X_{t_n} - X_{t_{n-1}} \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} X_{t_1} \\ \sum_{j=1}^i (X_{t_j} - X_{t_{j-1}}) \\ \sum_{j=1}^n (X_{t_j} - X_{t_{j-1}}) \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} X_{t_1} \\ \vdots \\ X_{t_n} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned}
C_J &= AD_J A^T \\
&= \begin{pmatrix} 1 & & 0 \\ \vdots & \ddots & \\ 1 & \cdots & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} t_1 - t_0 & t_1 - t_0 & \cdots & t_1 - t_0 \\ 0 & t_2 - t_1 & & t_2 - t_1 \\ \vdots & & \ddots & \\ 0 & 0 & \cdots & t_n - t_{n-1} \end{pmatrix} \\
&= \begin{pmatrix} t_1 - t_0 & t_1 - t_0 & & t_1 - t_0 \\ t_1 - t_0 & \sum_{i=1}^2 (t_i - t_{i-1}) & & \sum_{i=1}^2 (t_i - t_{i-1}) \\ & & \ddots & \\ t_1 - t_0 & \sum_{i=1}^2 (t_i - t_{i-1}) & & \sum_{i=1}^n (t_i - t_{i-1}) \end{pmatrix} \\
&= \begin{pmatrix} t_1 & t_1 & \cdots & t_1 \\ t_1 & t_2 & \cdots & t_2 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ t_1 & t_2 & \cdots & t_n \end{pmatrix} \\
&= (\min(t_i, t_j))_{1 \leq i, j \leq n}
\end{aligned}$$

und

$$P[(X_{t_1} - X_0, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}})^{-1}(\cdot)] = N \left(0, \begin{pmatrix} t_1 - t_0 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & t_n - t_{n-1} \end{pmatrix} \right)$$

gilt

$$\begin{aligned}
&P[(X_{t_1}, \dots, X_{t_n})^{-1}(\cdot)] \\
&= P[(A(X_{t_n} - X_{t_{n-1}}, \dots, X_1 - X_0))^{-1}(\cdot)] \\
&= N \left(A0, A \begin{pmatrix} t_1 - t_0 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & t_n - t_{n-1} \end{pmatrix} A^T \right) \\
&= N(0, \min(t_i, t_j))
\end{aligned}$$

” \Leftarrow ”: **(3)** Wegen

$$\begin{aligned}
& P \left[(X_{t_1} - X_{t_0}, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}})^{-1}(\cdot) \right] \\
&= P \left[(A^{-1}(X_{t_1}, \dots, X_{t_n})^{-1}(\cdot)) \right] \\
&\stackrel{ii)}{=} N \left(A^{-1}0, A^{-1} \min(t_i, t_j) (A^{-1})^T \right) \\
&= N \left(0, \begin{pmatrix} t_1 - t_0 & & \\ & \ddots & \\ & & t_n - t_{n-1} \end{pmatrix} \right)
\end{aligned}$$

sind $X_{t_1} - X_{t_0}, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}}$ unabhängig mit

$$P[(X_{t_i} - X_{t_{i-1}})^{-1}(\cdot)] = N(0, t_i - t_{i-1})$$

(4) $\forall t, h, s, s < t$:

$$\begin{aligned}
& P[(X_{t+h} - X_{s+h})^{-1}(\cdot)] \\
&= N(0, t+h - (s+h)) = N(0, t-s) \\
&= P[(X_t - X_s)^{-1}(\cdot)]
\end{aligned}$$

(2)

$$\begin{aligned}
P[X_t^{-1}(\cdot)] &= P[(X_t - X_0)^{-1}(\cdot)] \\
&= N(0, t - 0) = N(0, t)
\end{aligned}$$

■

Satz 68.2 Zur Brownschen Bewegung existiert ein eindeutiges Maß auf $[0, \infty)$.

Beweis.

$$\begin{aligned}
& P \left[(X_{t_1} - X_0, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}})^{-1} \left(pr_{\{t_1, \dots, t_n\}}^{\{t_{i_1}, \dots, t_{i_k}\}} \right)^{-1} (a, b)_{\{t_{i_1}, \dots, t_{i_k}\}} \right] \\
&= \int_{(a, b)_{\{t_{i_1}, \dots, t_{i_k}\}} \times (W_t)_{t \in \{t_1, \dots, t_n\} \setminus \{t_{i_1}, \dots, t_{i_k}\}}} \frac{\prod_{j=1}^n \exp \frac{-x_j^2}{d_j}}{\sqrt{(2\pi)^n \prod_{j=1}^n d_j}} dx_1 \dots dx_n \\
&= \int_{(a, b)_{\{t_{i_1}, \dots, t_{i_k}\}}} \frac{\prod_{j=1}^k \exp \frac{-x_{i_j}^2}{d_{i_j}}}{\sqrt{(2\pi)^k \prod_{j=1}^k d_{i_j}}} dx_{i_1} \dots dx_{i_k} \\
&= P \left[(X_{t_{i_1}} - X_0, \dots, X_{t_{i_k}} - X_{t_{i_{k-1}}})^{-1} (a, b)_{\{t_{i_1}, \dots, t_{i_k}\}} \right]
\end{aligned}$$

Da $(a, b]_{\{t_{i_1}, \dots, t_{i_k}\}}$ ein Erzeugendensystem von $\mathbb{B}^{\{t_{i_1}, \dots, t_{i_k}\}}$ ist, gilt $\forall C \in \mathbb{B}^{\{t_{i_1}, \dots, t_{i_k}\}}$

$$\begin{aligned} & P \left[(X_{t_1} - X_0, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}})^{-1} \left(pr_{\{t_{i_1}, \dots, t_{i_k}\}}^{\{t_1, \dots, t_n\}} \right)^{-1} (C) \right] \\ &= P \left[(X_{t_{i_1}} - X_0, \dots, X_{t_{i_k}} - X_{t_{i_k-1}})^{-1} (C) \right] \end{aligned}$$

d.h. die

$$P \left[(X_{t_1} - X_0, \dots, X_{t_n} - X_{t_{n-1}})^{-1} (\cdot) \right]$$

sind verträglich. Analog zeigt man, dass

$$P \left[(X_{t_1}, \dots, X_{t_n})^{-1} (\cdot) \right]$$

verträglich sind.

Dann erhält man ein eindeutiges Maß P zur Brownschen Bewegung auf $(0, \infty)$.

Mit dem Punktmaß δ_0 in 0 existiert ein eindeutiges $P \otimes \delta_0$ auf $[0, \infty)$. ■

69. Konstruktion auf $[0, 1]$ als L^2 -Grenzwert

Satz 69.1 Für $n \in \mathbb{N}$ sind

$$b_{0,0} \equiv 1_{[0,1]}$$

$$\forall 1 \leq k \leq 2^n : b_{n,k} = \begin{cases} 2^{n/2} & \text{für } \frac{2k-2}{2^{n+1}} \leq t < \frac{2k-1}{2^{n+1}} \\ -2^{n/2} & \text{für } \frac{2k-1}{2^{n+1}} \leq t < \frac{2k}{2^{n+1}} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

eine senkrechte Basis mit Länge 1 von $L^2[0, 1]$.

Beweis. 1.) senkrecht Wegen

$$\{t \in [0, 1] : b_{n,k}(t) \neq 0\} \subset \left[\frac{2k-2}{2^{n+1}}, \frac{2k}{2^{n+1}} \right)$$

gilt

$$\forall n \forall k \neq j : b_{n,k} b_{n,j} = 0$$

$$\forall n \forall k \neq j : \int_0^1 b_{n,k} b_{n,j} dt = 0$$

Wegen

$$\forall n > m \forall t \in \left[\frac{2k-2}{2^{n+1}}, \frac{2k}{2^{n+1}} \right) : b_{m,j} = c = \text{konstant}$$

gilt

$$\begin{aligned} \forall n > m \forall k, j : & \int_0^1 b_{n,k} b_{m,j} dt \\ &= \int_{\frac{2k-2}{2^{n+1}}}^{\frac{2k}{2^{n+1}}} b_{n,k} b_{m,j} dt \\ &= c \int_{\frac{2k-2}{2^{n+1}}}^{\frac{2k-1}{2^{n+1}}} \underbrace{b_{n,k}}_{=2^{n/2}} dt + c \int_{\frac{2k-1}{2^{n+1}}}^{\frac{2k}{2^{n+1}}} \underbrace{b_{n,k}}_{=-2^{n/2}} dt \\ &= c \frac{1}{2^{n+1}} 2^{n/2} - c \frac{1}{2^{n+1}} 2^{n/2} \\ &= 0 \end{aligned}$$

2.) Länge 1

$$\begin{aligned}
 \forall n > m \quad \forall k, j : & \int_0^1 b_{n,k} b_{n,k} dt \\
 &= \int_{\frac{2k-2}{2^{n+1}}}^{\frac{2k-1}{2^{n+1}}} (2^{n/2})^2 dt + \int_{\frac{2k-1}{2^{n+1}}}^{\frac{2k}{2^{n+1}}} (-2^{n/2})^2 dt \\
 &= \frac{2^n}{2^{n+1}} + \frac{2^n}{2^{n+1}} \\
 &= 1
 \end{aligned}$$

3.) vollständig Wir zeigen

$$\forall n \quad \forall 1 \leq k \leq 2^n : 1_{[0, \frac{k}{2^n})} \in \overline{Lin(b_{n,k})}$$

$n = 0$:

$$1_{[0,1)} = b_{0,0} \in \overline{Lin(b_{n,k})}$$

$n = 1$: Wegen

$$\begin{aligned}
 b_{0,0} &= 1_{[0,1)} \\
 b_{0,1} &= \begin{cases} 1 & 0 \leq t < \frac{1}{2} \\ -1 & \frac{1}{2} \leq t < 1 \end{cases}
 \end{aligned}$$

gilt

$$1_{[0, \frac{1}{2})} = \frac{b_{0,1} + b_{0,0}}{2}$$

$n - 1 \rightarrow n$: Ist k durch 2 teilbar, d.h. $k = 2m$, so gilt

$$\left[0, \frac{k}{2^n}\right) = \left[0, \frac{2m}{2^n}\right) = \left[0, \frac{m}{2^{n-1}}\right)$$

und mit dem Fall $n - 1$ gilt

$$1_{[0, \frac{k}{2^n})} \in \overline{Lin(b_{n,k})}$$

Sei k nicht durch 2 teilbar, dann ist $k - 1$ durch 2 teilbar und

$$1_{[0, \frac{k-1}{2^n})} \in \overline{Lin(b_{n,k})}$$

Wegen

$$\begin{aligned} \frac{1}{2^{\frac{n}{2}}} b_{n,k} &= \begin{cases} 1 & \text{für } \frac{2k-2}{2^{n+1}} \leq t < \frac{2k-1}{2^{n+1}} \\ -1 & \text{für } \frac{2k-1}{2^{n+1}} \leq t < \frac{2k}{2^{n+1}} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \\ 2 \frac{1}{2^{\frac{n+1}{2}}} b_{n+1,2k} &= \begin{cases} 2 & \text{für } \frac{4k-2}{2^{n+2}} \leq t < \frac{4k-1}{2^{n+2}} \\ -2 & \text{für } \frac{4k-1}{2^{n+2}} \leq t < \frac{4k}{2^{n+2}} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \\ 4 \frac{1}{2^{\frac{n+2}{2}}} b_{n+2,4k} &= \begin{cases} 4 & \text{für } \frac{8k-2}{2^{n+3}} \leq t < \frac{8k-1}{2^{n+3}} \\ -4 & \text{für } \frac{8k-1}{2^{n+3}} \leq t < \frac{8k}{2^{n+3}} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \end{aligned}$$

gilt

$$1_{[0, \frac{k}{2^n})} = 1_{[0, \frac{k-1}{2^n})} + \sum_{j=0}^{\infty} \frac{2^j}{2^{(n+j)/2}} b_{n+j, 2^j k} \in \overline{\text{Lin}(b_{n,k})}$$

Sei $x \in (0, 1)$ beliebig. Durch Intervallhalbierung konstruiere eine Folge $(a_n)_n$ und $(b_n)_n$ durch $n = 0$:

$$a_0 = 0, b_0 = 1$$

$n \rightarrow n + 1$:

$$\begin{aligned} \forall k \geq 1 : a_{n+k} &= a_n + \frac{1}{2^{n+1}} = b_{n+k} && \text{für } x = a_n + \frac{1}{2^{n+1}} \\ a_{n+1} &= a_n, b_{n+1} = a_n + \frac{1}{2^{n+1}} && \text{für } x \in \left(a_n, a_n + \frac{1}{2^{n+1}} \right) \\ a_{n+1} &= a_n + \frac{1}{2^{n+1}}, b_{n+1} = a_n && \text{für } x \in \left(a_n + \frac{1}{2^{n+1}}, b_n \right) \end{aligned}$$

Da $(a_n)_n$ monoton wachsend und $(b_n)_n$ monoton fallend ist und beide beschränkt sind, haben sie einen Grenzwert a und b und mit $|b_n - a_n| \leq 2^{-n}$ gilt

$$x = \lim_{n \rightarrow \infty} a_n = \lim_{n \rightarrow \infty} b_n$$

d.h.

$$\begin{aligned} \forall x \in (0, 1) : [0, x) &\in \overline{\text{Lin} \left\{ \frac{k}{2^n} : 1 \leq k \leq 2^n, n \in \mathbb{N} \right\}} \\ \forall x \in (0, 1) : [0, x) &\in \overline{\text{Lin} \{b_{n,k}\}} \end{aligned}$$

Setze

$$S_1 = \{A \in \mathbb{B} : 1_A \in \overline{\text{Lin} \{b_{n,k}\}}\}$$

Wegen

$$\begin{aligned}
 \emptyset \in S_1 & \\
 A \in S_1 & \Rightarrow 1_A \in \overline{\text{Lin}\{b_{n,k}\}} \\
 & \Rightarrow 1_{A^c} = 1 - 1_A \in \overline{\text{Lin}\{b_{n,k}\}} \\
 & \Rightarrow A^c \in S_1 \\
 A_i \in S_1 & \Rightarrow 1_{A_i} \in \overline{\text{Lin}\{b_{n,k}\}} \\
 & \Rightarrow 1_{\sum_{i=1}^{\infty} A_i} = \sum_{i=1}^{\infty} 1_{A_i} \in \overline{\text{Lin}\{b_{n,k}\}} \\
 & \Rightarrow \sum_{i=1}^{\infty} A_i \in S_1
 \end{aligned}$$

ist S_1 schrittweise abzählbare Algebra.

Da $\{[0, x] : x \in (0, 1)\}$ durchschnittsstabil ist, gilt

$$\mathbb{B}|_{[0,1]} = S_1$$

d.h.

$$\begin{aligned}
 \forall \sum_{i=1}^n a_i 1_{A_i} \in T : \sum_{i=1}^n a_i 1_{A_i} \in \overline{\text{Lin}\{b_{n,k}\}} \\
 \forall \text{messbaren } Y \geq 0 : Y \in \overline{\text{Lin}\{b_{n,k}\}}
 \end{aligned}$$

■

Satz 69.2 $\forall n \forall 1 \leq k \leq 2^n$

$$B_{n,k} : [0, 1] \rightarrow [0, 1], t \mapsto \int_0^t b_{n,k}(s) ds = \langle 1_{[0,t]}, b_{n,k} \rangle$$

sind stetig und es gilt

$$\begin{aligned}
 \{t \in [0, 1] : B_{n,k}(t) \neq 0\} & \subset \left[\frac{2k-2}{2^{n+1}}, \frac{2k}{2^{n+1}} \right) \\
 \|B_{n,k}\|_{\infty} & = 2^{-\frac{n}{2}-1} \\
 \forall k \neq l : B_{n,k} B_{n,l} & = 0
 \end{aligned}$$

Beweis. a) Sei $\varepsilon > 0$ beliebig. Für $\delta < \frac{\varepsilon}{2^{n/2}}$ gilt

$$\begin{aligned}
 |B_{n,k}(t+\delta) - B_{n,k}(t)| & = \left| \int_0^{t+\delta} b_{n,k}(s) ds - \int_0^t b_{n,k}(s) ds \right| \\
 & = \left| \int_t^{t+\delta} b_{n,k}(s) ds \right| \\
 & \leq 2^{n/2} \delta < \varepsilon
 \end{aligned}$$

b) Wegen

$$\forall 1 \leq k \leq 2^n : \begin{cases} b_{n,k} > 0 & \text{für } \frac{2k-2}{2^{n+1}} \leq t < \frac{2k-1}{2^{n+1}} \\ b_{n,k} < 0 & \text{für } \frac{2k-1}{2^{n+1}} \leq t < \frac{2k}{2^{n+1}} \\ b_{n,k} = 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

gilt

$$\begin{aligned} \int_0^t b_{n,k}(s) ds & \text{ ist monoton steigend} & \text{für } \frac{2k-2}{2^{n+1}} \leq t < \frac{2k-1}{2^{n+1}} \\ \int_0^t b_{n,k}(s) ds & \text{ ist monoton fallend} & \text{für } \frac{2k-1}{2^{n+1}} \leq t < \frac{2k}{2^{n+1}} \\ \int_0^t b_{n,k}(s) ds & \text{ ist konstant} & \text{sonst} \end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned} \max_{t \in [0,1]} B_{n,k}(t) &= B_{n,k}\left(\frac{2k-1}{2^{n+1}}\right) \\ &= \int_0^{\frac{2k-1}{2^{n+1}}} b_{n,k}(s) ds \\ &= \int_{\frac{2k-2}{2^{n+1}}}^{\frac{2k-1}{2^{n+1}}} 2^{n/2}(s) ds \\ &= 2^{n/2} \frac{1}{2^{n+1}} = 2^{-\frac{n}{2}-1} \end{aligned}$$

Es gilt

$$\begin{aligned} \forall t \in \left[0, \frac{2k-2}{2^{n+1}}\right) : \int_0^t b_{n,k}(s) ds &= \int_0^t 0 ds = 0 \\ \forall t \in \left[\frac{2k-1}{2^{n+1}}, 1\right) : \int_0^t b_{n,k}(s) ds &= \int_{\frac{2k-2}{2^{n+1}}}^{\frac{2k-1}{2^{n+1}}} 2^{n/2} dt + \int_{\frac{2k-1}{2^{n+1}}}^t -2^{n/2} dt = 0 \end{aligned}$$

c) Wegen

$$\begin{aligned} \{t \in [0,1] : B_{n,k}(t) \neq 0\} &\subset \left[\frac{k-1}{2^n}, \frac{k}{2^n}\right) \\ \{t \in [0,1] : B_{n,l}(t) \neq 0\} &\subset \left[\frac{l-1}{2^n}, \frac{l}{2^n}\right) \end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned} \forall k \neq l \forall t \in [0,1] : B_{n,k}(t) B_{n,l}(t) &= 0 \\ \forall k \neq l : B_{n,k} B_{n,l} &= 0 \end{aligned}$$

■

Satz 69.3 Seien $\forall 1 \leq k \leq 2^n, n \in \mathbb{N} : Y_{n,k} : (W, S, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathbb{B})$ unabhängig und $\forall n, k : P[Y_{n,k}^{-1}(\cdot)] = N(0, 1)$. Sei

$$X^n(w, t) := \sum_{m=0}^n \sum_{k=1}^{2^m} Y_{m,k}(w) B_{m,k}(t) \in L^2(W, S, P) \cap (C[0, 1], \|\cdot\|_\infty)$$

$$X(w, t) := \lim_{n \rightarrow \infty} X^n(w, t)$$

Dann ist X eine Brownsche Bewegung und es gilt

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \|X_t^n - X_t\|_\infty = 0 \text{ } P\text{-fast sicher}$$

Beweis. 0.) Zeige

$$\forall n \geq 8 : \sqrt{2}^n > n \left(1 + \frac{\ln 2}{2}\right)$$

$n=8$:

$$\begin{aligned} \sqrt{2}^8 &= 2^4 = 16 \\ &> 8 \left(1 + \underbrace{\frac{\ln 2}{2}}_{<1}\right) \end{aligned}$$

$n \rightarrow n+1$:

$$\begin{aligned} \sqrt{2}^{n+1} &= \sqrt{2} \sqrt{2}^n \\ &\geq \sqrt{2} \cdot n \left(1 + \frac{\ln 2}{2}\right) \\ &= n \left(1 + \frac{\ln 2}{2}\right) + \underbrace{(\sqrt{2} - 1) \cdot n}_{>1 \text{ für } n \geq 2} \left(1 + \frac{\ln 2}{2}\right) \\ &> (n+1) \left(1 + \frac{\ln 2}{2}\right) \end{aligned}$$

Damit folgt

$$\begin{aligned}
& \forall n \geq 8: \sqrt{2}^n \geq n \left(1 + \frac{\ln 2}{2}\right) = n + \frac{n}{2} \ln 2 \\
\stackrel{n > \ln n}{\Leftrightarrow} & \forall n \geq 8: \sqrt{2}^n \geq \ln n + \frac{n}{2} \ln 2 \\
\iff & \forall n \geq 8: 2^{\frac{n}{2}} \geq \ln n + \frac{n}{2} \ln 2 \\
\iff & \forall n \geq 8: 2^{\frac{n}{2}+1} \geq 2 \ln n + n \ln 2 \\
\iff & \forall n \geq 8: -2^{\frac{n}{2}+1} \leq -\ln(n^2 2^n) \\
\iff & \forall n \geq 8: \exp(-2^{\frac{n}{2}+1}) \leq \frac{1}{n^2 2^n} \\
\iff & \forall n \geq 8: 2^n \exp(-2^{\frac{n}{2}+1}) \leq \frac{1}{n^2}
\end{aligned}$$

und somit

$$\begin{aligned}
& \sum_{n=1}^{\infty} 2^n \exp(-2^{\frac{n}{2}+1}) \\
& \leq \sum_{n=1}^7 2^n \exp(-2^{\frac{n}{2}+1}) + \sum_{n=8}^{\infty} \frac{1}{n^2} \\
& < \infty
\end{aligned}$$

1.) Da

$$\begin{aligned}
\|B_{n,k}\|_{\infty} &= 2^{-\frac{n}{2}-1} \\
\forall k \neq l: B_{n,k} B_{n,l} &= 0
\end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
\|X^n - X^{n-1}\|_{\infty} &= \left\| \sum_{k=1}^{2^n} Y_{n,k} B_{n,k} \right\|_{\infty} \\
&= 2^{-\frac{n}{2}-1} \max\{|Y_{n,k}| : 1 \leq k \leq 2^n\}
\end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned}
& \|X^n - X^{n-1}\|_{\infty} > 2^{-\frac{n}{4}} \\
\iff & 2^{-\frac{n}{2}-1} \max\{|Y_{n,k}| : 1 \leq k \leq 2^n\} > 2^{-\frac{n}{4}} \\
\iff & \max\{|Y_{n,k}| : 1 \leq k \leq 2^n\} > 2^{-\frac{n}{4}} 2^{\frac{n}{2}+1} = 2^{\frac{n}{4}+1}
\end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}
& P \left[\| X^n - X^{n-1} \|_\infty > 2^{-n/4} \right] \\
\stackrel{s.o.}{=} & P \left[\sum_{k=1}^{2^n} \{ |Y_{n,k}| > 2^{\frac{n}{4}+1} \} \right] \\
= & \sum_{k=1}^{2^n} P \left[|Y_{n,k}| > 2^{\frac{n}{4}+1} \right] \\
= & 2^n \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_{2^{\frac{n}{4}+1}}^{\infty} e^{-x^2/2} dx \\
= & \frac{2^{n+1}}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\infty} \exp \left(-\frac{(y + 2^{\frac{n}{4}+1})^2}{2} \right) dy \\
= & \frac{2^{n+1}}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\infty} \exp \left(\frac{-y^2}{2} \right) \underbrace{\exp(-2^{\frac{n}{4}+1}y)}_{\leq 1} \exp(-2^{\frac{n}{2}+1}) dy \\
\leq & \frac{2^{n+1}}{\sqrt{2\pi}} \exp(-2^{\frac{n}{2}+1}) \int_0^{\infty} \exp \left(\frac{-y^2}{2} \right) dy \\
= & 2^n \exp(-2^{\frac{n}{2}+1})
\end{aligned}$$

d.h.

$$\begin{aligned}
& \sum_{n=1}^{\infty} P \left[\| X^n - X^{n-1} \|_\infty > 2^{-n/4} \right] \\
\leq & \sum_{n=1}^{\infty} 2^n \exp(-2^{\frac{n}{2}+1}) \\
\stackrel{0.)}{<} & \infty
\end{aligned}$$

und mit dem 0-1-Gesetz gilt

$$P \left[\bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{k \geq n} \{ \| X^k - X^{k-1} \|_\infty \leq 2^{-k/4} \} \right] = 1$$

$\exists N \forall k \geq N : \| X^k - X^{k-1} \|_\infty \leq 2^{-k/4}$ P-fast sicher

Für $m > n \geq N_1 \geq N$ gilt P-fast sicher

$$\begin{aligned}
 \|X^m - X^n\|_\infty &= \left\| \sum_{i=1}^{m-n} (X^{n+i} - X^{n+i-1}) \right\|_\infty \\
 &\leq \sum_{i=1}^{m-n} \|X^{n+i} - X^{n+i-1}\|_\infty \\
 &\leq \sum_{i=1}^{m-n} 2^{-\frac{n+i}{4}} \\
 &\leq 2^{-\frac{n}{4}} \sum_{i=1}^{\infty} 2^{-\frac{i}{4}} \\
 &\leq 2^{-\frac{N_1}{4}} \frac{1}{1 - 2^{-\frac{1}{4}}}
 \end{aligned}$$

d.h.

$$\forall \varepsilon > 0 \exists N_1 > N \forall n, m \geq N_1 : \|X^m - X^n\|_\infty < \varepsilon$$

und $(X^n)_n$ ist P-fast sicher eine Cauchyfolge im vollständigen $(C(0, 1), \|\cdot\|_\infty)$.

Damit hat $(X^n)_n$ einen Grenzwert $X \in (C(0, 1), \|\cdot\|_\infty)$.

2.) Für die unabhängigen $Y_{j,k}, Y_{i,l}$ gilt

$$E[Y_{j,k}] = 0$$

$$E[Y_{j,k}^2] = 1$$

$$\text{Für } i \neq j \text{ oder } k \neq l : E[Y_{j,k}Y_{i,l}] = E[Y_{j,k}]E[Y_{i,l}] = 0$$

Da die $b_{j,k}$ eine senkrechte Basis mit Länge 1 sind, gilt

$$\begin{aligned}
 \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{k=1}^{2^j} B_{j,k}(t)^2 &\stackrel{\text{Def}}{=} \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{k=1}^{2^j} \langle 1_{[0,t]}, b_{j,k} \rangle^2 \\
 &\stackrel{\text{Basis}}{=} \|1_{[0,t]}\|_2^2 = t < \infty
 \end{aligned}$$

und

$$\forall t \in (0, 1] : \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^{2^j} B_{j,k}(t)^2 \text{ ist eine Cauchyfolge}$$

Für $n \geq m$ gilt

$$\begin{aligned}
\|X_t^n - X_t^m\|_2^2 &= E[(X_t^m - X_t^n)^2] \\
&= E\left[\left(\sum_{j=m+1}^n \sum_{k=1}^{2^j} Y_{j,k} B_{j,k}\right) \left(\sum_{i=m+1}^n \sum_{l=1}^{2^i} Y_{i,l} B_{i,l}\right)\right] \\
&= \sum_{i,j=m+1}^n \sum_{k=1}^{2^j} \sum_{l=1}^{2^i} B_{j,k}(t) B_{i,l}(t) E[Y_{j,k} Y_{i,l}] \\
&= \sum_{j=m+1}^n \sum_{k=1}^{2^j} B_{j,k}(t)^2
\end{aligned}$$

d.h. $(X_t^n)_n$ ist eine Cauchyfolge in $L^2(W, S, P)$ und hat einen L^2 -Grenzwert X_t .

3.) Damit gilt es auch für endlich viele Punkte

$$\forall N \in \mathbb{N} \forall 0 < t_1 < \dots < t_N : \lim_{n \rightarrow \infty} E\left[\sum_{i=1}^N (X_{t_i}^n - X_{t_i})^2\right] = 0$$

und es folgt

$(X_{t_1}^n, \dots, X_{t_N}^n)$ geht gegen $(X_{t_1}, \dots, X_{t_N})$ nach Wahrscheinlichkeit P

Da $(Y_{j,k})_{1 \leq j \leq n, 1 \leq k \leq 2^j}$ unabhängig sind, gilt

$$P[(Y_{1,1}, \dots, Y_{n,2^n})^{-1}(\cdot)] = N\left(0, \begin{pmatrix} 1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & 1 \end{pmatrix}\right)$$

Mit

$$\begin{pmatrix} X_{t_1}^n \\ \vdots \\ X_{t_N}^n \end{pmatrix} = \underbrace{\begin{pmatrix} B_{1,1}(t_1) & \cdots & B_{n,2^n}(t_1) \\ \vdots & & \\ B_{1,1}(t_N) & \cdots & B_{n,2^n}(t_N) \end{pmatrix}}_{=B} \begin{pmatrix} Y_{1,1} \\ \vdots \\ Y_{n,2^n} \end{pmatrix}$$

gilt

$$\begin{aligned}
 & P[(X_{t_1}^n, \dots, X_{t_N}^n)^{-1}(\cdot)] \\
 &= P[B(Y_{1,1}, \dots, Y_{n,2^n})^{-1}(\cdot)] \\
 &= N \left(0, B \begin{pmatrix} 1 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & 1 \end{pmatrix} B^T \right) \\
 &= N \left(0, \left(\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^{2^j} B_{j,k}(t_i) B_{j,k}(t_l) \right)_{i,l} \right)
 \end{aligned}$$

Mit

$(X_{t_1}^n, \dots, X_{t_N}^n)$ geht gegen $(X_{t_1}, \dots, X_{t_N})$ nach Wahrscheinlichkeit P

folgt

$$P[(X_{t_1}, \dots, X_{t_N})^{-1}(\cdot)] = N \left(0, \left(\sum_{j=1}^{\infty} \sum_{k=1}^{2^j} B_{j,k}(t_i) B_{j,k}(t_l) \right)_{i,l} \right)$$

4.) Wegen

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[|X_s^n - X_s|] \leq \lim_{n \rightarrow \infty} E[|X_s^n - X_s|^2]^{\frac{1}{2}} = 0$$

ist $(X_s^n - X_s)_n$ gleichgradig integrierbar.

Wegen $X_s \in L^1$ ist $(X_s^n)_n$ gleichgradig integrierbar.

Da $\lim_{n \rightarrow \infty} X_t^n = X_t$ P-fast sicher folgt

$$E \left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_t^n \right] = \lim_{n \rightarrow \infty} \underbrace{E[X_t^n]}_{=0} = 0$$

5.) Für $s, t \in [0, 1]$ gilt

$$\begin{aligned}
& \text{Kov} [X_s^n, X_t^n] \\
&= E \left[\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^{2^j} Y_{j,k} B_{j,k}(s) \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^{2^i} Y_{i,l} B_{i,l}(t) \right] \\
&\quad - E \left[\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^{2^j} Y_{j,k} B_{j,k}(s) \right] E \left[\sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^{2^i} Y_{i,l} B_{i,l}(t) \right] \\
&= \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^{2^j} \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^{2^i} B_{j,k}(s) B_{i,l}(t) E [Y_{j,k} Y_{i,l}] \\
&\quad - \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^{2^j} \sum_{i=1}^n \sum_{l=1}^{2^i} B_{j,k}(s) B_{i,l}(t) \underbrace{E [Y_{j,k}]}_{=0} \underbrace{E [Y_{i,l}]}_{=0} \\
&= \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^{2^j} B_{j,k}(s) B_{j,k}(t) \\
&= \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^{2^j} \langle 1_{[0,s]}, b_{j,k} \rangle \langle 1_{[0,t]}, b_{j,k} \rangle
\end{aligned}$$

und

$$\begin{aligned}
E [|X_t^n|^2] &= \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^{2^j} \langle 1_{[0,t]}, b_{j,k} \rangle^2 \\
&\leq \sum_{j=1}^{\infty} \sum_{k=1}^{2^j} \langle 1_{[0,t]}, b_{j,k} \rangle^2 \\
&= \|1_{[0,t]}\|_2^2 = t \\
\sup_{n \in \mathbb{N}} \|X_t^n\|_2^2 &\leq \|1_{[0,t]}\|_2^2 = t < \infty
\end{aligned}$$

Wegen

$$\begin{aligned}
0 &\leq \lim_{n \rightarrow \infty} E [|X_s^n X_t^n - X_s X_t|] \\
&\leq \lim_{n \rightarrow \infty} E [|X_s^n (X_t^n - X_t)|] + \lim_{n \rightarrow \infty} E [|X_t^n (X_s^n - X_s)|] \\
&\leq \lim_{n \rightarrow \infty} \underbrace{E [|X_s^n|^2]}_{\leq s \leq 1} E [|X_t^n - X_t|^2] + \lim_{n \rightarrow \infty} \underbrace{E [|X_t^n|^2]}_{\leq t \leq 1} E [|X_s^n - X_s|^2] \\
&= 0
\end{aligned}$$

ist $(X_s^n X_t^n - X_s X_t)_n$ gleichgradig integrierbar.

Wegen $X_s X_t \in L^1$ ist $(X_s^n X_t^n)_n$ gleichgradig integrierbar und da

$$\begin{aligned}\lim_{n \rightarrow \infty} X_t^n &= X_t \text{ P-fast sicher} \\ \lim_{n \rightarrow \infty} X_s^n &= X_s \text{ P-fast sicher} \\ \lim_{n \rightarrow \infty} X_t^n X_s^n &= X_t X_s \text{ P-fast sicher}\end{aligned}$$

gilt

$$\begin{aligned}Kov(X_s, X_t) &= E[X_t X_s] - E[X_t]E[X_s] \\ &= E\left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_t^n X_s^n\right] - E\left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_t^n\right] E\left[\lim_{n \rightarrow \infty} X_s^n\right] \\ &\stackrel{\text{gleichgradig}}{=} \lim_{n \rightarrow \infty} (E[X_t^n X_s^n] - E[X_t^n] E[X_s^n]) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} Kov(X_s^n, X_t^n) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^{2^j} \langle 1_{[0,s]}, b_{j,k} \rangle \langle 1_{[0,t]}, b_{j,k} \rangle \\ &= \langle 1_{[0,s]}, 1_{[0,t]} \rangle = \min(s, t)\end{aligned}$$

■

Literaturverzeichnis

- J. Elstrodt, *Maß- und Integrationstheorie*, Springer, Berlin, 2005
H.-O. Georgii, *Stochastik*, de Gruyter, Berlin, 2002
A. Klenke, *Wahrscheinlichkeitstheorie*, Springer, Berlin, 2008
G. Opfer, *Numerische Mathematik für Anfänger*, Vieweg, Braunschweig/
Wiesbaden, 2001
N. Schmitz, *Vorlesungen über Wahrscheinlichkeitstheorie*, Teubner, Stuttgart 1996.
J. Stoer, R. Bulirsch, *Numerische Mathematik 1*, Springer, Berlin, 2007
J. Stoer, R. Bulirsch, *Numerische Mathematik 2*, Springer, Berlin, 2005

Inhaltsverzeichnis

0-1-Gesetz	217, 368	positiv definit	34
Aufkreuzung	400	Produktmaß	233
Brownsche Bewegung	418	Pseudoinverse	49
bedingte Erwartung	376	QR-Zerlegung	40
bedingte W.keit	199	Rückwärtsmartingal	408
dividierte Differenz	87	schwaches Gesetz	197, 212
Eigenwertvektor	434	Sekantenverfahren	78
Ereignis	148	Spiegelung	38
Erwartungswert	172, 203	Spline	124
Exponentialverteilung	239	Standardabweichung	180
Faltung	164, 247	starkes Gesetz	277, 415
Fixpunkt	60	Stoppzeit	395
Fouriertransformation	98	Submartingal	390
geometrische Verteilung	146	Supermartingal	390
gleichgradig integrierbar	334	Tangentenverfahren	75
Gleichverteilung	145	Übergangskern	220
Kondition	16	unabhängig	152, 232
konvex	299	Varianz	180, 206
Korrelationskoeffizient	191	verallgemeinerte Lösung	42
Kovarianz	186, 208	Verteilungsfunktion	250
Kovarianzmatrix	436	verträglich	422
$L\bar{L}$ -Zerlegung	35	Wahrscheinlichkeitsdichte	238
L^p	316	Wahrscheinlichkeitsmaß	147
L^∞	323	Wartezeit	287
LR-Zerlegung	25	Zentraler Grenzwertsatz	263
Martingal	390	zerlegbare Matrix	66
Normalverteilung	239	Zufallsexperiment	145
paarweise unabhängig	152	zusammenhängend	66
Poissonverteilung	146		

Sachverzeichnis

Bayes-Formel	Satz 38.4
Bernoulli-Experiment	$B(1, q)$, Beispiel 26.2
Binomialverteilung	$B(n, q)$, Beispiel 26.2
Borel-Cantelli-Lemma	Kapitel 44
Cauchy-Schwartz-Ungleichung	Satz 55.4
Cholesky-Zerlegung	$L\bar{L}$ -Zerlegung
empirische Verteilungsfunktion	$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{X_i \leq x}$, Satz 52.6
Gauß-Integration	Kapitel 19
Glivenko-Cantelli, Satz von	Satz 52.6
Höldersche Ungleichung	Satz 55.4
Kolmogoroff, Satz von	Satz 66.12
Laplace-Experiment	Beispiel 26.2
Lebesgue-Zerlegung	Satz 59.7
Minkowski-Ungleichung	Satz 55.5
Radon-Nikodym, Satz von	Satz 59.5
Singulärwert-Zerlegung	Kapitel 10
Wiener Prozess	Brownsche Bewegung