

Fakultät Mathematik Institut für Stochastik, Professur für Stoch. Analysis und Finanzmathematik

## **VERTIEFUNG IN DER STOCHASTIK**

Prof. Dr. Martin Keller-Ressel

Wintersemester 2019/20

Autor : Eric Kunze

E-Mail : eric.kunze@mailbox.tu-dresden.de

## Inhaltsverzeichnis

1	Einführung	2
	1.1 Zentrale Fragestellungen der Finanzmathematik	2
	1.2 Mathematisches Finanzmodell	3
	1.3 Anleihen und grundlegende Beispiele für Derivate	5
	1.4 Elementare Replikations- und Arbitrageargumente	7
	1.5 Bedingte Erwartungswerte und Martingale	8

# — Kapitel 1 — EINFÜHRUNG

### 1.1 Zentrale Fragestellungen der Finanzmathematik

### 1.1.1 Bewertung von Derivaten und Abischerung gegen aus deren Kauf/Verkauf entstehende Risiken

### **Definition 1.1 (Derivat)**

Ein **Derivat** ist ein Finanzprodukt, dessen Auszahlung sich vom Preis eines oder mehrerer Basisgüter [underlying] ableitet.

### **Beispiel 1.2**

- Recht in drei Monaten 100.000 GBP gegen 125.000 EUR zu erhalten (Call-Option; underlying: Wechselkurs GBP in EUR)
- Recht innerhalb des nächsten Jahres 100.000 MWh elektrische Energie zum Preis von 30 EUR/MWh zu konsumieren mit Mindestabnahme 50.000 MWh (Swing-Option; underlying: Strompreis)
- Kauf- und Verkaufsoptionen auf Aktien (underlying: Aktienkurs)

### Fragestellungen:

- Was ist der "faire" Preis für solch ein Derivat? ("Pricing" / Bewertung)
- Wie kann sich der Verkäufer gegen die eingegangenen Risiken absichern? ("Hedging" / Absicherung)

### 1.1.2 Optimale Investition: Zusammenstellen von nach Risiko-/ Ertragsgesichtspunkten optimalen Portfolios

- Wie wäge ich Risiko gegen Ertrag ab?
- Was bedeutet optimal?
- Lösung des resultierenden Optimierungsproblems

### 1.1.3 Risikomanagement und Risikomessung

gesetzliche Vorschriften (Basel und Solvency) sollen Stabilität des Banken- und Versicherungssystems angesichts verschiedener Risiken sicherstellen

→ mathematische Theorie der konvexen und kohärenten Risikomaße

Mathematische Werkzeuge: Wahrscheinlichkeitstheorie und stochastische Prozesse (Dynamik in der Zeit), zusätzlich etwas lineare Algebra, Optimierung, Maßtheorie

### 1.2 Mathematisches Finanzmodell

Wir betrachten

- (1) einen Wahrscheinlichkeitsraum  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ , später auch weitere Maße  $\mathbb{Q}, \ldots$  auf demselben Maßraum  $(\Omega, \mathcal{F})$ . Die  $\omega \in \Omega$  werden als **Elementarereignisse** oder "Szenarien" bezeichnet.
- (2) Zeitachse I entweder  $I = \{t_1, t_2, \dots t_N = T\}$  (N-Perioden-Modell; diskretes Modell) oder I = [O, T] (stetiges Modell) Dabei wird T als **Zeithorizont** bezeichnet.

### **Definition 1.3 (stochastischer Prozess)**

Ein stochastischer Prozess S ist eine messbare Abbildung

$$S: \left\{ \begin{array}{ccc} (\Omega \times I) & \to & \mathbb{R}^d \\ (\omega, t) & \mapsto & S_t(\omega) \end{array} \right.$$

Insbesondere ist

- $t \mapsto S_t(\omega)$  eine Funktion  $I \to \mathbb{R}^d$  für jedes  $\omega \in \Omega$
- ullet  $\omega \mapsto S_t(\omega)$  eine Zufallsvariable  $\Omega \to \mathbb{R}^d$  für jedes  $t \in I$

### (3) **Definition 1.4 (Filtration)**

Eine Filtration ist eine Folge von  $\sigma$ -Algebren  $(\mathcal{F}_t)_{t\in I}$  mit der Eigenschaft

$$\mathcal{F}_s \subseteq \mathcal{F}_t \quad \forall s, t \in I, s \le t \quad \text{und} \quad \mathcal{F}_t \subseteq \mathcal{F} \quad \forall t \in I$$

Interpretation.  $\mathcal{F}_t$  beschreibt die den Marktteilnehmern zum Zeitpunkt t bekannte bzw. verfügbare Information. Ein Ereignis  $A \in \mathcal{F}_t$  gilt als "zum Zeipunkt t bekannt".

**Erinnerung.** Eine  $\mathbb{R}^d$ -wertige Zufallsvariable X heißt  $\mathcal{F}_t$ -messbar, wenn

$$X^{-1}(B) \in \mathcal{F}_t \quad \forall \text{ Borelmengen } B \subseteq \mathbb{R}^d$$

### **Beispiel 1.5**

Sei S ein stochastischer Prozess. Dann heißt

$$\mathcal{F}_t^S = \sigma(\{(S_r) : r \in I, r \le t\})$$

von S erzeugte Filtration.

### **Definition 1.6 (adaptierter Prozess)**

Ein stochastischer Prozess  $(S_t)_{t\in I}$  auf  $(\Omega, \mathcal{F})$  heißt **adapiert** bezüglich einer Filtration  $(\mathcal{F}_t)_{t\in I}$ , wenn gilt  $S_t$  ist  $\mathcal{F}_t$ -messbar für alle  $t\in I$ .

Interpretation: Der Wert  $S_t$  ist zum Zeitpunkt t "bekannt".

Warum Filtrationen in der Finanzmathematik?

- Unterscheidung Zunkunft/Vergangenheit
- Unterscheidung Informationen (Insider/Outsider) Unterscheidung Filtration  $(\mathcal{F}_t)_{t\in I}$ bzw.  $(\mathcal{G}_t)_{t\in I}$
- (4) Anlagegüter [assets]:  $\mathbb{R}^{d+1}$ -wertiger stochastischer Prozess mit Komponenten

$$S^{i} \colon \left\{ \begin{array}{ccc} (\Omega \times I) & \to & \mathbb{R} \\ (\omega, t) & \mapsto & S^{i}_{t}(\omega) \end{array} \right. \quad (i \in \{0, 1, \dots, d\})$$

 $S_t^i$  beschreibt dabei den Preis des *i*-ten Anlageguts zum Zeitpunkt  $t. S^i$   $(i \in \{1, ..., d\})$  ist typischerweise

- Aktien [stock], Unternehmensanteil
- Währung [currency] bzw. Wechselkurs
- Rohstoff [commodity] wie z.B. Öl, Edelmetall, Elektrizität
- Anleihe [bond] ... Schuldverschreibung

Hauptannahme:  $S^i$  ist liquide gehandelt (z.B. Börse), d.h. der Kauf und Verkauf zum Preis  $S^i_t$  ist jederzeit möglich. Der "Numeraire"  $S^0$  hat eine Sonderrolle und beschreibt die Verzinsung von nicht in  $(S^1, \ldots, S^d)$  angelegtem Kapital. Er wird als risikolos betrachtet.

### **Definition 1.7**

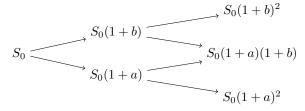
Ein Finanzmarktmodell (FFM) mit Zeitachse I ist gegeben durch

- (1) einen Wahrscheinlichkeitsraum  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  mit Filtration  $(\mathcal{F}_t)_{t \in I}$
- (2) einem an  $(\mathcal{F}_t)_{t\in I}$  adaptierten,  $\mathbb{R}^{d+1}$ -wertigen stiochastischen Prozess  $S_t = (S_t^0, S_t^1, \dots, S_t^d)$  mit  $t \in I$ .

### **Beispiel 1.8 (Cox-Ross-Rubinstein-Modell)**

Das CRR-Modell ist ein zeitdiskretes Modell beschrieben durch

- $S_n^0 = (1+r)^n$  ... Verzinsung mit konstanter Rate r
- $S_n^1 = S_0^1 \prod_{k=1}^n (1+R_k)$ , wobei  $(R_1, R_2, \dots)$  unabhängige Zufallsvariablen mit zwei möglichen Werten a < b sind



 $\hookrightarrow$  rekombinierender Baum,

Abbildung 1.1: Cox-Ross-Rubinstein-Modell Ereignisse  $\omega$  entsprechen Pfaden im Baum

### Beispiel 1.9 (Black-Scholes-Modell, zeitstetig)

Beim Black-Scholes-Modell handelt es sich um ein zeitstetiges Modell auf einem unendlichen Wahrscheinlichkeitsraum.

$$S_t^0 = e^{rt}$$
 (Verzinsung mit konstanter Rate  $r$ )
$$S_t^1 = S_0^1 \cdot \exp\left((\mu - \frac{\sigma^2}{2}) + \sigma B_t\right)$$
 mit  $\mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0, S_0^1 > 0$ 

Der Term  $\mu - \frac{\sigma^2}{2}$  beschreibt dabei eine Trendkomponenten,  $B_t$  eine "Brownsche Bewegung" (zeitstetiger Prozess).

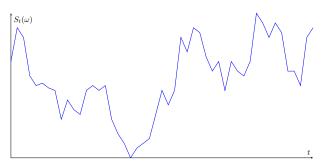


Abbildung 1.2: Black-Scholes-Modell

# 1.3 Anleihen und grundlegende Beispiele für Derivate

Hier betrachten wir immer nur ein Basisgut  $S_t = S_t^1$ .

(a) Anleihe [bond] (genauer: Null-Kupon-Anleihe [zero-coupon bond])

Der Emittent (Herausgeber) einer Anleihe mit Endfälligkeit [maturity] T garantiert dem Käufer zum Zeitpunkt T den Betrag N (EUR/USD/...) zu zahlen. Typische Emittenten sind z.B. Staaten [government bond] oder Unternehmen (als Alternative zur Kreditaufnahme). Nach Emission werden Anleihen auf dem Sekundärmarkt weiterverkauft, d.h. liquide gehandelte Wertpapiere.

Preis bei Emission: B(0,T)

Preis bei Weiterverkauf zum Zeitpunkt  $t \leq T$ : B(t,T)

Es ist B(T,T) = N und wir normieren stets  $N = 1 \implies B(T,T) = 1$ .

Anleihen von West-/ Nord-/ Mitteleuropäischen Staaten und den USA sowie Kanada werden als risikolos betrachtet (sichere Zahlung). Sonst: Kreditrisiko

Risikofreie Anleihen können als Numeraire  $S_t^0 = B(t,T)$  genutzt werden.

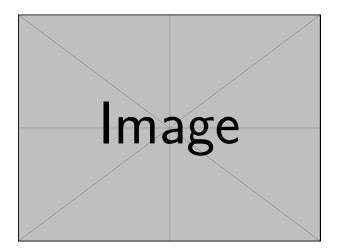


Abbildung 1.3: Zahlungsstrom einer Anleihe

### (b) **Terminvertrag** [forward contract]

aus Käufersicht: Vereinbarung zu bestimmtem zukünftigen Zeitpunkt T eine Einheit des Basisguts S zum Preis K zu kaufen (Kaufverpflichtung). Beliebt ist dieser bei Rohstoffen und Elektrizität.

Auszahlungsprofil:  ${\cal F}_T = {\cal S}_T - {\cal K}$  Preis zum Zeitpunkt  $t{:}~{\cal F}_t$ 

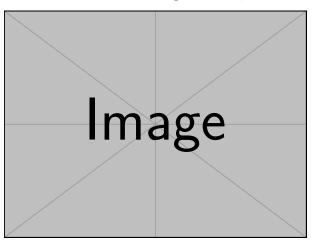


Abbildung 1.4: Auszahlungsprofil eines Terminvertrags

### (c) (Europäische) Put- bzw. Call-Option

Recht zu einem zukünftigen Zeitpunkt T eine Einheit des Basisguts S zum Preis K zu verkaufen (put) bzw. zu kaufen (call)  $\rightarrow$  keine Kaufverpflichtung!

Auszahlungsprofil:

■ Call: 
$$C_T = \begin{cases} S_T - K & S_T \ge K \\ 0 & S_T < K \end{cases} = (S_T - K)_+$$

■ Put: 
$$P_T = \begin{cases} 0 & S_T \ge K \\ K - S_T & S_T < K \end{cases} = (K - S_T)_+$$

### (d) Amerikanische Put- bzw. Call-Option

wie Put/Call, aber mit Ausübung zu beliebigem Zeitpunkt  $\tau \in [0, T]$ .

Preis zum Zeitpunkt t:  $P_t^{AM}$ ,  $C_t^{AM}$ 

Auszahlungsprofil zum Zeitpunkt  $\tau$ :  $(S_{\tau} - K)_{+}, (K - S_{\tau})_{+}$ 

Der Zeitpunkt  $\tau$  muss im Allgemeinen als Lösung eines stochastischen Optimierungsproblems bestimmt werden (optimales Stopp-Problem).

### 1.4 Elementare Replikations- und Arbitrageargumente

Was können wir (mit elementaren Mitteln) über die "fairen" Preise  $B(t,T), F_t, C_t, P_t$  aussagen? Wir verwenden:

- Replikationsprinzip: zwei identische, zukünftige Zahlungsströme haben auch heute denselben Wert (ein Zahlungsstrom "repliziert" den anderen)
- No-Arbitrage-Prinzip: "Ohne Kapitaleinsatz kann kein sicherer Gewinn ohne Verlustrisiko erzielt werden." (Arbitrage = risikofreier Gewinn)
- Superreplikationsprinzip (schwächere Form des Replikationsprinzips): Ist ein Zahlungsstrom in jedem Fall größer als ein anderer, so hat er auch heute den größeren Wert.

stark	Replikationsprinzip	eingeschränkt anwendbar
<b>\</b>	Superreplikationsprinzip	<u> </u>
schwach	No-Arbitrage-Prinzip	immer anwendbar

#### **Lemma 1.10**

Für den Preis  $C_T$  des europäischen Calls gilt:

$$(S_t - KB(t,T))_{\perp} \le C_t \le S_t$$

Beweis. untere Schranke: Für Widerspruch nehme an, dass  $S_t - KB(t,T) - C_t = \varepsilon > 0$ .

Portfolio	Wert in t	Wert in $T$	
FOLCIOIIO		$S_T \leq K$	$S_T > K$
Kaufe Call	$C_t$	0	$S_T - K$
Verkaufe Basisgut	$-S_T$	$-S_T$	$-S_T$
Kaufe Anleihe	$\varepsilon + KB(t,T)$	$\frac{\varepsilon}{B(t,T)} + K$	$\frac{\varepsilon}{B(t,T)} + K$
$\Sigma$	0	$K - S_T + \frac{\varepsilon}{B(t,T)} > 0$	$\frac{\varepsilon}{B(t,T)} > 0$
	kein Anfangskapital	sicherer Gewinn	

Dies steht jedoch im Widerspruch zum No-Arbitrage-Prinzip. Somit ist  $S_t - KB(t,T) \leq C_T$ . Außerdem ist  $C_t \geq 0$ , d.h.  $C_t \geq (S_t - KB(t,T))_+$ .

obere Schranke: ↗ Übung

### Lemma 1.11 (Put-Call-Parität)

Für Put  $P_t$ , Call  $C_t$  mit selbem Ausübungspreis K und Basisgut  $S_t$  gilt

$$C_t - P_t = S_t - B(t, T) \cdot K$$

Beweis. Mit Replikationsprinzip:

Portfolio 1	737	Wert in $T$	
Portiono 1	Wert in $t$	$S_T \leq K$	$S_T > K$
Kaufe Call	$C_t$	0	$S_T - K$
Kaufe Anleihe	$K \cdot B(t,T)$	K	K
Wert Portfolio 1	$C_t + K \cdot B(t,T)$	K	$S_T$

Portfolio 2	Wert in $t$	Wert in $T$	
		$S_T \leq K$	$S_T > K$
Kaufe Put	$P_t$	$K-S_T$	0
Kaufe Basisgut	$S_t$	$S_T$	$S_T$
Wert Portfolio 2	$P_t + S_t$	K	$S_T$

Replikationsprinzip:  $C_t + K \cdot B(t,T) = P_t + S_t \implies C_t + P_t = S_t - K \cdot B(t,T)$ 

### 1.5 Bedingte Erwartungswerte und Martingale

### 1.5.1 Bedingte Dichte und bedingter Erwartungswert

Motivation: Gegeben seien zwei Zufallsvariablen (X, Y) mit Werten in  $\mathbb{R}^m \times \mathbb{R}^n$  und gemeinsamer Dichte  $f_{XY}(x, y)$ .

Aus Dichte  $f_{XY}$  können wir ableiten:

- $f_Y(y) := \int_{\mathbb{R}^m} f_{XY}(x,y) \, dx$ , die Randverteilung von Y
- $\blacksquare \ S_y := \{y \in \mathbb{R}^n : f_Y(y) > 0\},$ der Träger von Y

### **Definition 1.12**

Die bedingte Dichte von X bzgl. Y ist definiert als

$$f_{X|Y}(x,y) = \begin{cases} \frac{f_{XY}(x,y)}{f_Y(y)} & y \in S_y \\ 0 & \notin S_y \end{cases}$$

Betrachte folgende Problemstellung: Was ist die beste Vorhersage von X gegeben eine Beobachtung Y = y?

Kriterium: Minimiere quadratischen Abstand bzw. das zweite Moment bzw. die  $L_2$ -Norm.

Vorhersage: messbare Funktion  $g: \mathbb{R}^n \to \mathbb{R}^m, y \mapsto g(y)$ .

$$\min \left\{ \mathbb{E}\left[ (X - g(y))^2 \right] : g \text{ messbar } \mathbb{R}^n \to \mathbb{R}^m \right\}$$
 (min-1)

### **Proposition 1.13**

Wenn (X,Y) eine gemeinsame Dichte besitzen und  $\mathbb{E}\left[|X|^2\right]<\infty$  gilt, dann wird (min-1) minimiert durch die bedingte Erwartung

$$g(y) = \mathbb{E}[X|Y = y] := \int_{\mathbb{R}^m} x f_{X|Y}(x, y) dx$$

Wir bezeichnen  $\mathbb{E}[X|Y=y]$  als Erwartungswert von X bedingt auf Y=y.

Allgemeiner gilt:

### Theorem 1.14

eien (X,Y) Zufallsvariablen mit gemeinsamer Dichte auf  $\mathbb{R}^m \times \mathbb{R}^n$  und  $h \colon \mathbb{R}^m \times \mathbb{R}^n \to \mathbb{R}$  messbar mit  $\mathbb{E}[h(X,Y)^2]$ . Dann wird das Minimierungsproblem

$$\min \left\{ \mathbb{E} \left[ (h(X, Y) - g(Y))^2 \right] : g \text{ messbar } \mathbb{R}^n \to \mathbb{R} \right\}$$

gelöst durch

$$g(y) = \mathbb{E}\left[h(X,Y)|Y=y\right] = \int_{\mathbb{R}^m} h(x,y) \cdot f_{X|Y}(x,y) \ \mathrm{d}x$$

Beweis (nur Proposition für m=1, Theorem analog). Setze  $g(y)=\int_{\mathbb{R}}xf_{X|Y}(x,y)~\mathrm{d}x$ . Sei  $p\colon\mathbb{R}^n\to\mathbb{R}$  eine beliebige messbare Funktion mit  $\mathbb{E}\left[p(Y)^2\right]<\infty$ . Setze weiter  $g_\varepsilon(y)=g(y)+\varepsilon p(y)$ . Minimiere  $F(\varepsilon):=\mathbb{E}\left[(X-g(y))^2\right]=\mathbb{E}\left[(X-g(y)-\varepsilon p(y))^2\right]=\mathbb{E}\left[(X-g(Y))^2\right]-2\varepsilon\mathbb{E}\left[(X-g(Y))p(Y)\right]+\varepsilon^2\mathbb{E}\left[p(Y)^2\right]$ .

$$\begin{split} \frac{\partial F}{\partial \varepsilon}(\varepsilon) &= 2\varepsilon \mathbb{E}\left[p(Y)^2\right] - 2\mathbb{E}\left[(X - g(Y))p(Y)\right] \ \Rightarrow \ \varepsilon_* := \frac{\mathbb{E}\left[(X - g(Y))p(Y)\right]}{\mathbb{E}\left[p(Y)^2\right]} = \frac{A}{B} \\ A &= \mathbb{E}\left[Xp(Y)\right] - \mathbb{E}\left[g(Y)p(Y)\right] \\ &= \int_{\mathbb{R}\times\mathbb{R}^n} xp(y)f_{XY}(x,y) \ \mathrm{d}x \ \mathrm{d}y - \int_{S_y} g(y)p(y)f_Y(y) \ \mathrm{d}y \\ &= \int_{\mathbb{R}\times\mathbb{R}^n} xp(y)f_{XY}(x,y) \ \mathrm{d}x \ \mathrm{d}y - \int_{\mathbb{R}\times S_y} xp(y)\underbrace{f_{X|Y}(x,y)f_Y(y)}_{=f_{XY}(x,y)} \ \mathrm{d}y = 0 \end{split}$$

Damit ist  $\varepsilon^* = 0$  unabhängig von p und g(y) minimiert (min-1).

#### **Beispiel**

Seien (X,Y) normalverteilt auf  $\mathbb{R} \times \mathbb{R}$  mit

$$\mu = \begin{pmatrix} \mu_X \\ \mu_Y \end{pmatrix} \qquad \Sigma = \begin{pmatrix} Var[X] & \mathbb{C}\text{ov}\left(X,Y\right) \\ \mathbb{C}\text{ov}\left(X,Y\right) & \mathbb{V}\text{ar}\left(Y\right) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_x^2 & \rho\sigma_x\sigma_y \\ \rho\sigma_x\sigma_y & \sigma_y^2 \end{pmatrix} \qquad \rho \in [-1,1]$$

Dann ist die bedingte Dichte  $f_{X|Y}(x,y)$  wieder die Dichte einer Normalverteilung mit

$$\mathbb{E}[X|Y=y] = \mu_X + \rho \frac{\sigma_X}{\sigma_Y} (y - \mu_Y)$$

$$\mathbb{V}\text{ar}(X|Y=y) = \sigma_X^2 (1 - \rho^2)$$

 $\rightarrow$  siehe Übung.

Die Abbildung  $y \mapsto \mu_X + \rho \frac{\sigma_X}{\sigma_Y} (Y - \mu_Y)$  heißt Regressionsgerade für X gegeben Y = y.

Die Steigung wird im Wesentlichen durch  $\rho$  bestimmt.

Für diskrete Zufallsvariablen, d.h. wenn X,Y nur endliche viele Werte  $\{x_1,\ldots,x_m\}$  bzw.  $\{y_1,\ldots,y_n\}$  annehmen, dann erhalten wir mit ähnlichen Überlegungen als Lösung von (min-1)

$$\mathbb{E}\left[X|Y=y_j\right] = \sum_{i=1}^m x_i \mathbb{P}(X=x_i|Y=y_j)$$

wobei direkt die bedingten Wahrscheinlichkeiten

$$\mathbb{P}(X = x_i | Y = y_j) = \begin{cases} \frac{\mathbb{P}(X = x_i \land Y = y_j)}{\mathbb{P}(Y = y_j)} & \text{wenn } \mathbb{P}(Y = y_j) > 0\\ 0 & \text{wenn } \mathbb{P}(Y = y_j) = 0 \end{cases}$$

folgen.

### 1.5.2 Bedingte Erwartung: Maßtheoretischer Zugang

Wir betrachten den Wahrscheinlichkeitsraum  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ . Für eine Zufallsvariable  $X : \Omega \to \mathbb{R}$  und  $p \in [1, \infty)$  definieren wir, doe  $L_p$ -Norm

$$\|X\|_p := \mathbb{E}\left[|X|^p\right]^{\frac{1}{p}} = \left(\int_{\Omega} |X(\omega)|^p \ \mathrm{d}\mathbb{P}(\omega)\right)^{\frac{1}{p}}$$

und den  $L_p$ -Raum

$$L_p(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P}) := \left\{ X \colon \Omega \to \mathbb{R} \mid \mathcal{F}\text{-messbar}, \|X\|_p < \infty \right\}$$

Dabei identifizieren wir Zufallsvariablen, die sich nur auf  $\mathbb{P}$ -Nullmengen unterscheiden miteinander, d.h.  $\mathbb{P}(X \neq X') = 0 \Rightarrow X = X'$  in  $L_p$ . Aus der Maßtheorie bekannt: Die Räume  $L_p(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  mit Norm  $\|...\|_p$  mit  $p \in [1, \infty)$  sind

- Banachräume, d.h. vollständige, normierte Vektorräume.
- $\blacksquare$  für p=2 auch Hilbertraum mit inneren Produkt

$$\langle X, Y \rangle = \mathbb{E}[XY] = \int_{\Omega} X(\omega)Y(\omega) d\mathbb{P}(\omega)$$

Für  $\mathcal{G} \subseteq \mathcal{F}$  Unter- $\sigma$ -Algebra ist  $L_p(\Omega, \mathcal{G}, \mathbb{P}) \subseteq L_p(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  ein abgeschlossener Unterraum.

### KAPITEL 1. EINFÜHRUNG

Wir verallgemeinern das "Vorhersageproblem" als dem letzten Abschnitt: Gegeben sei ein Zufallsvariale X aus  $L_2(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  und  $\mathcal{G} \subseteq \mathcal{F}$  eine Unter- $\sigma$ -Algebra. Was ist die beste  $\mathcal{G}$ -messbare Vorhersage für X?

$$\min \left\{ \mathbb{E}\left[ (X - G)^2 \right] : G \in L_2(\Omega, \mathcal{G}, \mathbb{P}) \right\}$$
 (min-2)

Aus Hilbertraumtheorie folgt, dass (min-2) besitzt eine eindeutige Lösung  $G_* \in L_(\Omega, \mathcal{G}, \mathbb{P})$ .  $G_*$  ist die Orthogonalprojektion (bzgl.  $\langle \cdot, \cdot \rangle$ ) von  $X \in L_2(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  auf den abgeschlossenen Unterraum  $L_2(\Omega, \mathcal{G}, \mathbb{P})$ .

Wir bezeichnen  $G_*$  mit  $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]$  als bedingten Erwartunswert von X bezüglich  $\mathcal{G}$ .

### Theorem 1.15

Seien  $X, Y \in L_2(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  und  $\mathcal{G} \subseteq \mathcal{F}$  eine Unter- $\sigma$ -Algebra. Dann gilt

- Linearität:  $\mathbb{E}[aX + bY|\mathcal{G}] = a\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] + b\mathbb{E}[Y|\mathcal{G}]$
- Turmregel: Für jede weitere  $\sigma$ -Algebra  $\mathcal{H} \subseteq \mathcal{G}$  gilt  $\mathbb{E}\left[\mathbb{E}\left[X|\mathcal{G}\right]|\mathcal{H}\right] = \mathbb{E}\left[X|\mathcal{H}\right]$
- Pull-out-Property:  $\mathbb{E}[XZ|\mathcal{G}] = Z \cdot \mathbb{E}[X|\mathcal{G}]$  für alle beschränkten und  $\mathcal{G}$ -messbaren Zufallsvariablen Z. Für Z  $\mathcal{G}$ -messbar mit  $\mathbb{E}[|XZ|] < \infty$  gilt  $\mathbb{E}[XZ|\mathcal{G}] = Z \cdot \mathbb{E}[X|\mathcal{G}]$ . Insbesondere gilt für  $\mathcal{G}$ -messbare X schon  $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] = X$ .
- Monotonie:  $X \leq Y \implies \mathbb{E}[X|\mathcal{G}] \leq \mathbb{E}[Y|\mathcal{G}]$
- Dreiecksungleichung:  $|\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]| \leq \mathbb{E}[|X||\mathcal{G}]$
- Unabhängigkeit: X unabhängig von  $\mathcal{G} \Rightarrow \mathbb{E}[X|\mathcal{G}] = \mathbb{E}[X]$
- triviale  $\sigma$ -Algebra:  $\mathcal{G} = \{\emptyset, \Omega\} \Rightarrow \mathbb{E}[X|\mathcal{G}] = \mathbb{E}[X]$

Beweis. siehe VL "Wahrscheinlichkeitstheorie mit Martingalen"

Die für  $X \in L_2(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  definierte bedingte Erwartung  $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]$  lässt sich durch Approximation auf alle  $X \in L_1(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  erweitern. Alle Eigenschaften aus Theorem 1.5 bleiben erhalten.

Sei Y eine Zufallsvariable und  $\mathcal{G} = \sigma(Y)$  die von Y erzeugte  $\sigma$ -Algebra. Wir schreiben  $\mathbb{E}[X|Y] = \mathbb{E}[X|\sigma(Y)]$ ; dies ist eine  $\mathcal{G}$ -messbare Zufallsvariable.

Aus der Maßtheorie sag uns das Doob-Dynkin-Lemma, dass eine messbare Funktion  $g: \mathbb{R}^n \to \mathbb{R}$  existiert, sodass  $\mathbb{E}[X|Y] = g(Y)$ . Dabei ist g genau die Funktion aus (min-1).

### Zusammenfassung

Sei X, Y aus  $L_1(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  und  $\mathcal{G} \subseteq \mathcal{F}$  eine Unter- $\sigma$ -Algebra.

- (a)  $\mathbb{E}[X|Y=y]$  ist eine messbare Funktion  $g\colon \mathbb{R}^n\to\mathbb{R}^m$  und falls eine bedingte Dichte existiert, dann gilt  $\mathbb{E}[X|Y=y]=\int_{\mathbb{R}^m}xf_{X|Y}(x,y)$  dx.
- (b)  $\mathbb{E}[X|Y]$  ist eine  $\sigma(Y)$ -messbare Zufallsvariable und kann als g(Y) dargestellt werden. Falls eine bedingte Dichte existiert, dann gilt  $\mathbb{E}[X|Y](\omega) = \int_{\mathbb{R}}^{n} x f_{X|Y}(x, Y(\omega)) dx$ .
- (c)  $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]$  ist eine  $\mathcal{G}$ -messbare Zufallsvariable. Falls  $\mathcal{G} = \sigma(Y)$  tritt Fall (b) ein.

In allen Fällen kann  $\mathbb{E}[X|\cdot]$  interpretiert werden als beste Vorhersage für X gegeben

- (a) eine punktweise Betrachtung Y = y
- (b) die Beobachtung Y
- (c) die Information  $\mathcal{G}$

### 1.5.3 Martingale

Prototyp eines "neutralen" stochastischen Prozesses, der weder Aufwärts- noch Abwärtstrend besitzt. Wir betrachten hier den Prozess nur in diskreter Zeit  $I = \mathbb{N}_0$ .

### **Definition 1.16**

Sei  $(X)_{n\in\mathbb{N}_0}$  ein stochastischer Prozess. Wenn gilt

$$\mathbb{E}[|X_n|] < \infty \qquad \forall n \in \mathbb{N}$$

$$\mathbb{E}[X_{n+1}|X_1, \dots, X_n] = X_n \qquad \forall n \in \mathbb{N}$$
(1.1)

dann heißt  $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$  Martingal.

Wenn wir  $\mathcal{F}_n^X = \sigma(X_1, \dots, X_n)$  definieren, können wir (b) schreiben als

$$\mathbb{E}\left[X_{n+1}|\mathcal{F}_n^X\right] = X_n \qquad \forall n \in \mathbb{N}$$

**Konvention**: Alle stochastischen Prozesse  $(X_n)_{n\in\mathbb{N}_0}$  haben deterministischen Startwert  $X_0$ .

Interpretation: Beste Vorhersage für zukünftigen Wert  $X_{n+1}$  basierend auf Vergangenheit  $\sigma(X_1, \dots, X_n)$  ist der momentane Wert  $X_n$ . Aus der Turmregel folgt:

$$\mathbb{E}\left[X_{n+k}|\mathcal{F}_n^X\right] = X_n \qquad \forall n, k \in \mathbb{N}_0$$

denn

$$\mathbb{E}\left[X_{n+k}|\mathcal{F}_n^X\right] = \mathbb{E}\left[\underbrace{\mathbb{E}\left[X_{n+k}|\mathcal{F}_{n+k-1}^X\right]}_{=X_{n+k-1}}|\mathcal{F}_n^X\right] = \mathbb{E}\left[X_{n+k-1}|\mathcal{F}_n^X\right] \stackrel{k \text{ mal }}{=} X_n$$

Man kann von  $(\mathcal{F}_n^X)_{n\in\mathbb{N}}$  auf beliebige Filtrationen  $(\mathcal{F}_n)_{n\in\mathbb{N}_0}$  erweitert werden.

#### **Definition**

Sei  $(X_n)_{n\in\mathbb{N}_0}$  ein stochastischer Prozess, adaptiert an eine Filtration  $(\mathcal{F}_n)_{n\in\mathbb{N}_0}$ . Wenn gilt

$$\mathbb{E}\left[|X_n|\right] < \infty \ \forall n \in \mathbb{N}_0$$

$$\mathbb{E}\left[X_{n+1}|\mathcal{F}_n\right] = X_n \forall n \in \mathbb{N}_0$$

dann heißt  $(X_N)_{n\in\mathbb{N}}$  Martingal bezüglich der Filtration  $(\mathcal{F}_n)_{n\in\mathbb{N}}$ .

Interpretation: Beste Vorhersage für zukünftigen Wert  $X_{n+1}$ , basierend auf verfügbarer Infor-

mation  $\mathcal{F}_n$  ist der momentane Wert  $X_n$ .

#### **Definition**

Falls in Punkt (b) statt "=" die Ungleichung " $\leq$ " oder " $\geq$ " gilt, so heißt  $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$  Super- bzw. Submartingal.

■ Wenn  $X = (X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  ein Martingal ist, dann gilt  $\mathbb{E}[X_n] = X_0$ , d.h.  $n \mapsto \mathbb{E}[X_n]$  ist konstant. Begründung:

$$\mathbb{E}\left[X_{n+1}|\mathcal{F}_n\right] = X_n \quad \Rightarrow \quad \underbrace{\mathbb{E}\left[\mathbb{E}\left[X_{n+1}|\mathcal{F}_n\right]\right]}_{=\mathbb{E}\left[X_{n+1}\right]} = \mathbb{E}\left[X_n\right] \stackrel{n \text{ mal }}{\Rightarrow} \mathbb{E}\left[X_n\right] = X_0$$

- $\blacksquare \ X$  Submartingal  $\Rightarrow n \mapsto \mathbb{E}\left[X_n\right]$  ist monoton steigend
- X Supermartingal  $\Rightarrow$   $n \mapsto \mathbb{E}[X_n]$  ist monoton fallend

"Das Leben ist ein Supermartingal – die Erwartungen fallen mit der Zeit" ©

### **Beispiel 1.17**

■ Seien  $(Y_n)_{n\in\mathbb{N}}$  unabhängige Zufallsvariablen in  $L_1(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  mit  $\mathbb{E}[Y_n] = 0$ . Betrachten wir die Partialsummen  $X_n := \sum_{k=1}^n Y_k$  und  $X_0 = 0$ . Dann ist  $(X_n)_{n\in\mathbb{N}_0}$  ein Martingal, denn

$$\mathbb{E}\left[|X_n|\right] \le \sum_{k=1}^n \mathbb{E}\left[|Y_k|\right] < \infty \qquad \forall n \in \mathbb{N}$$

$$\mathbb{E}\left[X_{n+1} \mid \mathcal{F}_n^X\right] = \mathbb{E}\left[Y_{n+1} + X_n \mid \mathcal{F}_n^X\right]$$

$$= \mathbb{E}\left[y_{n+1} \mid \mathcal{F}_n^X\right] + \mathbb{E}\left[X_n \mid \mathcal{F}_n^X\right] = \underbrace{\mathbb{E}\left[Y_{n+1}\right]}_{=0} + X_n$$

$$= X_n$$

#### **Definition**

Sei  $(\mathcal{F}_n)_{n\in\mathbb{N}_0}$  eine Filtration. Ein stochastischer Prozess  $(H_n)_{n\in\mathbb{N}}$  heißt **vorhersehbar** [predictable] bezüglich  $(\mathcal{F}_n)_{n\in\mathbb{N}_0}$  wenn gilt

$$H_n$$
 ist  $\mathcal{F}_{n-1}$ -messbar  $\forall n \in \mathbb{N}$ 

#### **Bemerkung**

Vorhersehbarkeit ist eine stärkere Eigenschaft als Adaptiertheit.

#### **Definition**

Sei X ein adaptierter und H ein vorhersehbarer stochastischer Prozess bezüglich  $(\mathcal{F}_n)_{n\in\mathbb{N}}$ . Dann heißt

$$(H \bullet X)_n := \sum_{k=1}^n H_k(X_k - X_{k-1}) \tag{*}$$

diskretes stochastisches Integral von H bezüglich X.

#### Bemerkung

Summen ( $\star$ ) heißen in der Analysis Riemann-Stieltjes-Summen und werden für die Konstruktion des Riemann-Stieltjes-Integrals  $\int h \ d\rho$  verwendet.

### KAPITEL 1. EINFÜHRUNG

### **Definition**

Ein stochastischer Prozess  $(H_n)_{n\in\mathbb{N}}$  heißt lokal beschränkt, wenn eine deterministische Folge  $c_n\in\mathbb{R}_{\geq 0}$  existiert, sodass

$$|H_n| \le c_n$$
 fast sicher  $\forall n \in \mathbb{N}$ 

### **Satz 1.18**

Sei X adaptierter stochastischer Prozess (bezüglich Filtration  $(\mathcal{F}_n)_{n\in\mathbb{N}}$ ). Dann sind äquivalent:

- (1) X ist Martingal.
- (2)  $(H \bullet X)$  ist Martingal für alle lokal beschränkten, vorhersbaren  $(H_n)_{n \in \mathbb{N}}$

Das heißt, dass das stochastische Integral die Martingaleigenschaft erhält.