

# Finanzmathe Mitschrift vom 24.10.24

Sisam Khanal

10. Dezember 2024

## II.1 Einführung des Einperiodenmodells

Sei  $d, p \in \mathbb{N}$ . Wir betrachten einen Finanzmarkt mit  $d + 1$  Wertpapieren. Beim Einperiodenmodell gibt es genau zwei Zeitpunkte, den Anfangszeitpunkt 0 und der Endzeitpunkt 1. Es kann nur zum Zeitpunkt 0 gehandelt werden wobei man die Preise zum Zeitpunkt 0 kennt, aber i.A. noch nicht klar ist, welches von  $l$  Szenarien für die Preise zum Zeitpunkt 1 eintreten wird.

Preisvektor zur Zeit 0 :

$$\overline{S}_0 = (S_0^0, S_0^1, \dots, S_0^d)^T = (S_0^0, S_0^T)^T \in \mathbb{R}^{d+1}$$

wobei  $S_0^i$  der Preis des  $i$ -ten Wertpapiers zur Zeit 0 für  $i \in \{0, 1, \dots, d\}$  ist.

Sei  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$  ein endlicher Wahrscheinlichkeitsraum mit

$$\begin{aligned} |\Omega| &= l, \Omega = \{\omega_1, \dots, \omega_l\}, \\ \mathcal{F} &= 2^\Omega = \mathcal{P}(\Omega), \\ \mathbb{P} : \mathcal{F} &\rightarrow [0, 1], \\ \mathbb{P}[A] &= \sum_{\omega_k \in A} \mathbb{P}[\{\omega_k\}] \text{ für } A \subseteq \Omega, \\ \mathbb{P}[\{\omega_k\}] &> 0 \quad \forall k \in \{1, \dots, l\} \end{aligned}$$

Zufallsvektor der Preise zur Zeit  $l$  :

$$\overline{S}_1 = (S_1^0, S_1^1, \dots, S_1^d)^T = (S_1^0, S_1^T)^T : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^{d+1}$$

wobei  $S_1^i(\omega_k) \in \mathbb{R}$  der Preis der  $i$ -ten Wertpapiers zur Zeit 1 unter Szenario  $k$  ist für  $i \in \{0, 1, \dots, d\}, k \in \{1, \dots, l\}$

Alternative können wir die Preise zur Zeit 1 als eine Preismatrix auffassen:

$$S_1 = [\overline{S}_1(\omega_1) \quad \overline{S}_1(\omega_2) \quad \dots \quad \overline{S}_1(\omega_l)] = \begin{pmatrix} S_1^0(\omega_1) & S_1^0(\omega_2) & \dots & S_1^0(\omega_l) \\ S_1^1(\omega_1) & S_1^1(\omega_2) & \dots & S_1^1(\omega_l) \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ S_1^d(\omega_1) & S_1^d(\omega_2) & \dots & S_1^d(\omega_l) \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^{(d+1) \times l}$$

Wir nehmen an, dass das erste Wertpapier eine Anleihe mit fester Verzinsung  $r \geq 0$  (Bankkonto) ist mit

$$S_0^0 = 1 \text{ und } \forall \omega \in \Omega : S_1^0(\omega) = 1 + r$$

Diskontierte Preise:

$$X_0 = (X_0^1, \dots, X_0^d)^T, X_1 = (X_1^1, \dots, X_1^d)^T, \Delta X_1 = (\Delta X_1^1, \dots, \Delta X_1^d)^T,$$

$$\text{mit } X_0^i = S_0^i, X_1^i = \frac{S_1^i}{1+r}, \Delta X_1^i = X_1^i - X_0^i, i \in \{1, \dots, d\}$$

Zum Zeitpunkt 0 wählt man ein Portfolio.

**1.1 Definition:** Eine Handelsstrategie oder ein Portfolio (im Einperiodenmodell) ist ein Vektor

$$\bar{H} = (H^0, H^1, \dots, H^d)^T = (H^0, H^T)^T \in \mathbb{R}^{d+1}$$

Bei einer Handelsstrategie  $\bar{H} = (H^0, H^1, \dots, H^d)^T$  beschreibt  $H^i \in \mathbb{R}$  die Stückzahl von Wertpapier  $i$  in Portfolio. Zwischen den beiden Zeitpunkten (für  $i \in \{0, 1, \dots, d\}$ ). Dabei ist  $H^i$  nicht zufällig.

Falls  $H^0 < 0$  : Kreditaufnahme,

Falls  $H^i < 0$  für ein  $i \in \{1, \dots, d\}$  : Leerverkauf (short sell)

**1.2 Definition:** Sei  $\bar{H} \in \mathbb{R}^{d+1}$ . Der Wert der Handelsstrategie  $\bar{H}$  ist zur Zeit 0 durch:

$$V_0^{\bar{H}} = \langle \bar{S}_0, \bar{H} \rangle = \bar{S}_0^T \bar{H} = \sum_{i=0}^d S_0^i H^i$$

Und zur Zeit 1 durch die Zufallsvariable  $V_1^{\bar{H}} : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ ,

$$V_1^{\bar{H}} = \langle \bar{S}_1(\omega), \bar{H} \rangle = \sum_{i=0}^d S_0^i(\omega) H^i$$

definiert. Weiter definieren wir die diskontierten Werte als

$$D_0^{\bar{H}} = V_0^{\bar{H}} \text{ und } D_1^{\bar{H}} = \frac{V_1^{\bar{H}}}{1+r}$$

**1.3 Lemma:** Sei  $\bar{H} = (H^0, H^T)^T \in \mathbb{R}^{d+1}$  eine Handelsstrategie. Dann gilt

$$D_1^{\bar{H}} = D_0^{\bar{H}} + \langle \Delta X_1, H \rangle$$

Beweis: Übung

#### Beispiel 1.4

Seien  $d = 1, l = 1, p \in (0, 1), \mathbb{P}[\{\omega_1\}] = p, \mathbb{P}[\{\omega_2\}] = 1 - p, S_0^1 = 1, S_1^1(\omega_1) = 2, S_1^1(\omega_2) = \frac{1}{2}$   
 Sei  $r = 2$  und wähle die Handelsstrategie  $\bar{H}(1, -1)$  Dann ist,

$$\begin{aligned} V_0^{\bar{H}} &= 1 \cdot 1 + 1 \cdot (-1) = 0, \\ V_1^{\bar{H}}(\omega_1) &= (1+r) \cdot 1 + S_1^1(\omega_1) \cdot (-1) = 1, \\ V_1^{\bar{H}}(\omega_2) &= (1+r) \cdot 1 + S_1^1(\omega_2) \cdot (-1) = \frac{5}{2} \end{aligned}$$

## II.2 No-Arbitrage und FTAP1

- Ziel: Charakterisierung vom Markt, in dem es keine Arbitrage-Möglichkeiten gibt.
- Hilfsmittel: äquivalente Martingallmaße
- Hauptresultat: First Fundamental theorem of asset pricing (FTAP1)
- Praktische Umsetzung: prüfe Gleichungssystem auf Lösbarkeit (unter Nebenbedingungen)

**2.1 Definition:** Eine Handelsstrategie  $\bar{H} \in \mathbb{R}^{d+1}$  heißt Arbitragemöglichkeit falls gelte:

- a)  $V_0^{\bar{H}} \leq 0$ ,
- b)  $\forall \omega \in \Omega : V_1^{\bar{H}}(\omega) \geq 0$  und
- c)  $\exists \omega \in \Omega : V_1^{\bar{H}}(\omega) > 0$

Wir sagen, es gilt No-Arbitrage (NA), falls keine Arbitragemöglichkeit existieren.

**2.2 Lemma:** Folgende Aussagen sind äquivalent

- a) Es gibt eine Arbitragemöglichkeit.
- b) Es gibt ein  $\alpha \in \mathbb{R}^d$ , sodass
  - $\forall \omega \in \Omega : \langle \Delta X_1(\omega), \alpha \rangle \geq 0$  und
  - $\exists \omega \in \Omega : \langle \Delta X_1(\omega), \alpha \rangle > 0$
- c) Es gibt eine Arbitragemöglichkeit  $\bar{H} \in \mathbb{R}^{d+1}$  mit  $V_0^{\bar{H}} = 0$

### Beweis

Übung Eine Wahrscheinlichkeitsmaß  $Q$  auf  $(\Omega, \mathcal{F})$  können wir durch den Vektoren  $q \in \mathbb{R}^l$  mit  $q_k = Q[\{\omega_k\}]$ ,  $k \in \{1, \dots, l\}$  charakterisieren. Für eine Zufallsvariable  $Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  notieren wir mit

$$\mathbb{E}^Q[Y] = \sum_{k=1}^l q_k Y(\omega_k)$$

den Erwartungswert von  $Y$  bzgl.  $Q$ . Für  $m \in \mathbb{N}$  und einen  $m$ -dim Zufallsvektor  $Y = (Y^1, \dots, Y^m)^T : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^m$  setzen wir

$$\mathbb{E}^Q[Y] = (\mathbb{E}^Q[Y^1], \dots, \mathbb{E}^Q[Y^m])^T$$

**2.3 Definition:** Ein Wahrscheinlichkeitsmaß  $Q$  auf  $(\Omega, \mathcal{F})$  heißt risikoneutral oder Martingalmaße, falls  $\forall i \in \{1, \dots, d\}$  :

$$\mathbb{E}^Q[X_1^i] = X_0^i$$

**2.4 Lemma:** Sei  $Q$  ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf  $\{\Omega, \mathcal{F}\}$  und  $q_k = Q[\{\omega_k\}]$ ,  $k \in \{1, \dots, l\}$ . Es bezeichne  $e_i$  den  $i$ -ten Einheitsvektor im  $\mathbb{R}^d$ . Dann sind äquivalent:

- a)  $Q$  ist eine Martingalmaße
- b)  $\forall i \in \{1, \dots, d\} : \sum_{k=1}^l q_k \langle \Delta X_1(\omega_k), e_i \rangle = 0$
- c)  $\forall \alpha \in \mathbb{R}^d : \sum_{k=1}^l q_k \langle \Delta X_1(\omega_k), \alpha \rangle = 0$

### Beweis

Übung

**2.5 Definition:** Ein Wahrscheinlichkeitsmaß  $Q$  auf  $(\Omega, \mathcal{F})$  heißt (zu  $\mathbb{P}$ ) äquivalentes Wahrscheinlichkeitsmaß, wenn  $\forall k \in \{1, \dots, l\} : q_k = Q[\{\omega_k\}] > 0$

Wir hatten angenommen, dass  $\forall k \in \{1, \dots, l\} : \mathbb{P}[\{\omega_k\}] > 0$  ein  $\mathbb{P}$  äquivalentes Wahrscheinlichkeitsmaß auf  $\{\Omega, \mathcal{F}\}$  ist, dann stimmen also die Mengen der möglichen Szenarien unter  $\mathbb{P}$  und  $Q$  überein (aber die genauen Wahrscheinlichkeiten sind in der Regel unterschiedlich)

**2.6 Definition:** Ein Wahrscheinlichkeitsmaß  $Q$  auf  $\{\Omega, \mathcal{F}\}$  heißt äquivalentes Martingalmaß (ÄMM) falls  $Q$  risikoneutral und äquivalent ist. Wir definieren

$$\mathcal{P} = \{Q : Q \text{ ist ÄMM}\}$$

### Beispiel 2.7:

Seien  $d = 1, l = 2, p \in (0, 1), \mathbb{P}[\{\omega_1\}] = p, \mathbb{P}[\{\omega_2\}] = 1 - p, S_0^1 = 1, S_1^1(\omega_1) = 2, S_1^1(\omega_2) = \frac{1}{2}$  und  $r = 0$ . Wir versuchen, ein ÄMM zu finden. Wenn  $Q$  ein ÄMM (charakterisiert durch  $q \in \mathbb{R}_2$  ist, dann müssen gelten:  $q_1 > 0, q_2 > 0$

$$\sum_{k=1}^2 q_k S_1^1(\omega_k) = q_1 \underbrace{S_1^1(\omega_1)}_{=2} + q_2 \underbrace{S_1^1(\omega_2)}_{=\frac{1}{2}} = 1$$

LGS lösen:

$$\begin{aligned} q_1 + q_2 &= 1 \\ 2q_1 + \frac{1}{2}q_2 &= 1 \end{aligned}$$

Andere Schreibweise:

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 2 & \frac{1}{2} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} q_1 \\ q_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix} \implies \begin{pmatrix} q_1 \\ q_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{2}{3} \\ \frac{1}{3} \end{pmatrix}$$

Im ersten Fundamentalsatz wird ein Zusammenhang zwischen der Existenz von ÄMMs und NA hergestellt:

**2.8 Satz (FTAP1):** Es gilt:  $NA \iff \mathcal{P} \neq \emptyset$ . Andererseits gilt: Ein Vektor  $q \in \mathbb{R}^l$  definiert genau dann ein ÄMM (via  $Q[\{\omega_k\}] := q_k, k \in \{1, \dots, l\}$ ), wenn  $k \in \{1, \dots, l\} : q_k > 0$  gilt, und  $q$  eine Lösung des Systems:  $\forall i \in \{1, \dots, d\}$

$$\begin{aligned} q_1 + q_2 + \dots + q_l &= 1 \\ \frac{1}{1+r} (S_1^i(\omega_1)q_1 + S_1^i(\omega_2)q_2 + \dots + S_1^i(\omega_l)q_l) &= S_0^i \end{aligned}$$

ist. Um zu überprüfen, ob NA gilt, kann man wegen FTAP1 also testen, ob

$$S_1 q = (1+r) \bar{S}_0$$

eine Lösung  $q \in \mathbb{R}^l$  mit  $\forall k \in \{1, \dots, l\} : q_k > 0$  besitzt

Für den Beweis des FTAP1 benötigen wir folgenden Trennungssatz (in  $\mathbb{R}^l$ )

**2.9 Satz (Trennungssatz):** Sei  $n \in \mathbb{N}$

- Sei  $C \subseteq \mathbb{R}^n$  abgeschlossen, konvex und nichtleer mit  $0 \notin C$ . Dann existieren  $y \in C$  und  $\delta > 0$  sodass  $\forall x \in C : \langle x, y \rangle \geq \delta > 0$
- Sei  $K \subseteq \mathbb{R}^n$  kompakt, konvex und nicht leer und sei  $U \subseteq \mathbb{R}^n$  ein linearer Unterraum mit  $K \cap U = \emptyset$ . Dann existiert  $y \in \mathbb{R}^n$  sodass
  - $\forall x \in K : \langle x, y \rangle > 0$ ,
  - $\forall x \in U : \langle x, y \rangle = 0$

### 2.10 Proposition

Die Menge  $\mathcal{P}$  aller ÄMMs ist konvex. Insbesondere gilt:

$$|\mathcal{P}| \implies |\mathcal{P}| = \infty$$

Beweis: Übung

### II.3 Arbitragefreie Preise

Wir identifizieren im Folgenden ein Derivat mit seiner Auszahlung zur Zeit  $T = 1$

**3.1 Definition:** Ein *Derivat* ist eine Zufallsvariable  $\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ . Für  $x, y \in \mathbb{R}$  notieren wir

$$(x - y)^+ = \max \{x - y, 0\}$$

### 3.2 Beispiel

Beispiele für Derivate:

- a) Forward contract: Vereinbarung, zu einem zukünftigen, festgelegten Termin  $T$  ein Gut (z.B. Wertpapier) zu einem heute vereinbarten Preis  $k$  zu kaufen bzw. zu verkaufen. Im Einperiodenmodell: Forward auf Papier

$$i : \xi = S_1^i - k$$

- b) Call-Option: Recht, ein Gut zu festgelegt Preis  $K$  ( dem *Strike* ) zu zukünftigen Zeitpunkt  $T$  zu kaufen. Im Einperiodenmodell: Call auf Papier

$$i : \xi = (S_1^i - k)^+$$

- c) Put-Option: Analog zu Call, aber Verkaufen. Im Einperiodenmodell: Put auf Papier

$$i : \xi = \{k - S_1^i\}^+$$

- d) Basket-Option: Option auf einen Index von Wertpapier z.B. Basket-Call-Option mit Strike  $k$  und Gewicht  $\alpha \in \mathbb{R}^d$  im Einperiodenmodell :

$$i : \xi = (K - S_1^i)$$

- e) Basket-Option: Option auf einen Index von Wertpapier z.B. Basket-Call-Option mit Strike  $k$  und Gewicht  $\alpha \in \mathbb{R}^d$  im Einperiodenmodell :

$$(\langle S_1, \alpha \rangle - k)^+$$

### 3.3 Beispiel

Seien  $d = 1, l = 2, \mathbb{P}[\{\omega_1\}] = \frac{1}{2} = \mathbb{P}[\{\omega_2\}]$ ,  $S_0^0 = 1, S_1^0 = 1$  ( $r = 0$ ),  $S_0^1 = 1, S_1^1(\omega_1) = 2, S_1^1(\omega_2) = \frac{1}{2}$ . Betrachte Call  $\xi = (S_1^1)^+$ . Was ist ein angemessener Preis  $P_0(\xi)$  für  $\xi$  zur Zeit 0?

Ersten Ansatz: Preis von  $\xi$  ist mittlere Auszahlung von  $\xi$  bei wiederholtem Spiel, d.h.

$$p_0(\xi) = \mathbb{E}^\mathbb{P}[\xi] = \frac{1}{2} \cdot (2 - 1)^+ + \frac{1}{2} \cdot \left(\frac{1}{2} - 1\right)^+ = \frac{1}{2}$$

Dadurch ergibt sich allerdings eine Arbitragemöglichkeit.

Zeit 0: Verkaufe  $6 \times$  Call zum Preis  $\frac{1}{2}$ , Kaufe  $3 \times$  die Aktie; Startkapital 0.

Zeit 1 Szenario  $\omega_1$  : Endkapital ist  $3 \cdot 2 - 6 \cdot 1(2 - 1)^+ = 0$

Szenario  $\omega_2$  : Endkapital ist  $3 \cdot \frac{1}{2} - 6 \cdot 1\left(\frac{1}{2} - 1\right)^+ = 1,5$

**Fischer Ansatz**: Preis von  $\xi$  ist im Mittelwert unabhängig von  $\xi$  bei wiederholtem Spiel, d.h.

$$p_0(\xi) = \mathbb{E}^\mathbb{P}[\xi] = \frac{1}{2} (2 - 1)^+ + \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} - 1\right)^+ = \frac{1}{2}$$

Dadurch ergibt sich allerdings eine Arbitragemöglichkeit:

**Zeit 0**:

- Verkaufe  $6 \times$  Call zum Preis  $\frac{1}{2}$ .
- Kaufe  $3 \times$  die Aktie; Startkapital 0.

**Zeit 1:**

- Szenario  $w_1$ : Endkapital ist  $3 \cdot 2 - 6(2 - 1)^+ = 0$
- Szenario  $w_2$ : Endkapital ist  $3 \cdot \frac{1}{2} - 6(\frac{1}{2} - 1)^+ = 1.5$

Wir verwenden im Folgenden das No-Arbitrage-Prinzip zur Bewertung von Derivaten. Wähle den Preis  $P_0(\xi)$  von  $\xi$  so, dass sich im um  $(S_0^{d^0}, S_1^{d^1}) = (p_0(\xi), \xi)$  erweiterten Modell keine Arbitragemöglichkeit ergibt.

**3.4 Definition:** Sei  $\xi$  ein Derivat. Der Wert  $p_0(\xi) \in \mathbb{R}$  heißt arbitragefreier/fairer Preis von  $\xi$ , falls das um  $(S_0^{d+0}, S_1^{d+1}) = (p_0(\xi), \xi)$  erweiterte Marktmodell mit den Preisen  $(S_0^0, \dots, S_0^d, S_0^{d+1})^T$  und  $(S_1^0, \dots, S_1^{d+1})^T$  NA erfüllt. Wir bezeichnen mit  $\Pi(\xi)$  die Menge aller arbitragefreien Preise von  $\xi$ .

**Beachte:** Wenn  $\Pi(\xi)$  nicht leer ist, dann gilt im ursprünglichen Modell NA.

**Also:** Falls NA im ursprünglichen Modell nicht erfüllt ist, dann ist  $\Pi(\xi) = \emptyset$ .

Im Folgenden sei  $\mathcal{P}$  bezeichnet die Menge aller ÄMMs im ursprünglichen Modell.

**3.5 Satz:** Es gelte NA. Sei  $\xi$  ein Derivat. Dann ist  $\Pi(\xi)$  nicht leer, und es gilt

$$\Pi(\xi) = \left\{ \mathbb{E}^Q \left[ \frac{\xi}{1+r} \right] \mid Q \in \mathcal{P} \right\}.$$

**Beweis:**

" $\subseteq$ ": Sei  $Q \in \mathcal{P}$  und  $p_0(\xi) = \mathbb{E}^Q \left[ \frac{\xi}{1+r} \right]$ . Dann ist  $Q$  auch ein ÄMM in dem um  $(p_0(\xi), \xi)$  erweiterten Markt. FTAP1 impliziert, dass im erweiterten Markt NA gilt, also  $p_0(\xi) \in \Pi(\xi)$ .

" $\supseteq$ ":  $p_0(\xi) \in \mathbb{R}$  ist ein arbitragefreier Preis. Der um  $(p_0(\xi), \xi)$  erweiterte Modell erfüllt dann NA. Wende FTAP1 auf dem erweiterten Markt an. Dann existiert ein Wahrscheinlichkeitsmaß auf  $Q$  auf  $(\Omega, \mathcal{F})$  sodass  $\forall k \in \{1, \dots, l\} : Q[\{\omega_k\}] > 0$  und  $\forall k \in \{1, \dots, d\} : \mathbb{E}^Q[X_1^k] = X_0^k = 0$   
Insbesondere gilt  $Q \in \mathcal{P}$

$$p_0(\xi) = S_0^{d+1} = X_0^{d+1} = \mathbb{E}^Q[X_1^{d+1}] = \mathbb{E}^Q \left[ \frac{S_1^{d+1}}{1+r} \right] = \mathbb{E}^Q \left[ \frac{\xi}{1+r} \right].$$

### 3.6 Beispiel

Fortsetzung von Bsp 3.3

Neuer Ansatz: NA-Prinzip Aus Bsp 2.7 ist bekannt, dass  $q = (\frac{1}{3}, \frac{2}{3})^T \in \mathbb{R}^2$  in diesem Marktmodell ein ÄMM  $Q$  def. Somit ist (siehe Satz 3.5)  $p_0(\xi) = \mathbb{E}^Q \left[ \frac{\xi}{1+r} \right] = \mathbb{E}^Q \left[ (S_1^1 - 1)^+ \right] = \frac{1}{3} (S_1^1(\omega_1) - 1)^+ + \frac{2}{3} (S_1^1(\omega_2) - 1)^+ = \frac{1}{3}$  ein arbitragefreier Preis.

### 3.5 Proposition

Es gelte NA. Sei  $\xi$  ein Derivat. Dann  $\emptyset \neq \Pi(\xi) \subset \mathbb{R}$  Konvex und somit ein Intervall.

Beweis: Übung

Zum Folgenden wollen wir die Intervallgrenzen  $\Pi^X(\xi_j) := \sup \Pi(\xi)$  und  $\Pi_X(\xi)$  für ein keivert  $\xi$

**3.5 Definition:** Wir sagen, es gilt Nicht-Redundanz  $NR$  wenn die Vektoren

$$\begin{pmatrix} \Delta x_1^i(\omega_1) \\ \vdots \\ \Delta x_1^i(\omega_l) \end{pmatrix}, i \in (1, \dots, d)$$

linear unabhängig sind.

Damit NR erfüllt sein kann, muss notwendigerweise  $d \leq l$  gelten. Falls NR nicht erfüllt ist, dann existiert eine strikte Teilmenge dieser Vektoren.

$$\begin{pmatrix} \Delta x_1^i(\omega_1) \\ \vdots \\ \Delta x_1^i(\omega_l) \end{pmatrix}, i \in (1, \dots, d) \text{ s.d. } \forall j \in \{m+1, \dots, d\} \exists \alpha_1, \dots, \alpha_n \in \mathbb{R} \text{ mit}$$

$$\begin{pmatrix} \Delta x_1^j(\omega_1) \\ \vdots \\ \Delta x_1^j(\omega_l) \end{pmatrix} = \sum_{i=1}^m \alpha_i \begin{pmatrix} \Delta x_1^i(\omega_1) \\ \vdots \\ \Delta x_1^i(\omega_l) \end{pmatrix}$$

Die Vektoren (Wertpapier) für  $j \in \{m+1, \dots, d\}$  sind also überflüssig redundant. Durch *Wegwerfen* von redundanten Wertpapieren können wir jeden Markt zu einem Markt, in dem NR gilt reduzieren.

### Erinnerung:

Für eine Handelsstrategie  $\bar{H} = (H^O, H^T)^T$  ist

$$V_0^{\bar{H}} = \langle \Delta_1, H \rangle = \frac{V_1^{\bar{H}}}{1+r}$$

**3.9 Definition:** Sei  $\xi$  ein Derivat. Ein Vektor  $(X, H^T)^T \in \mathbb{R}^{d+1}$  mit  $x \in \mathbb{R}$  (Anfangskapital) und  $H \in \mathbb{R}^d$  (Position in Aktien) wird als Superhedging-Strategie für  $\xi$  bezeichnet, wenn

### Vorlesung 10. Dezember 2024

**5.3 Definition:** Seien  $K, L \in \mathbb{R}$  mit  $K \geq L$ , sei  $\lambda \in [0, 1]$  und sei  $M = \lambda K + (1 - \lambda)L$ . Wir nehmen an, dass zur Zeit 0 die Call-Option  $(S_1^1 - K)^+$ ,  $(S_1^1 - L)^+$  zu den Preisen  $C(K)$ ,  $C(L)$  und  $C(M)$  gehandelt werden. Der um  $(C(K), (S_1^1 - K)^+)$ ,  $(C(L), (S_1^1 - L)^+)$  erweiterte Markt NA. Dann gilt:

- a)  $C(K) \leq C(L)$
- b)  $(1+r)(C(K) - C(L)) \leq L - K$
- c)  $C(\lambda K + (1 - \lambda)L) \leq \lambda C(K) + (1 - \lambda)C(L)$

## §3 Elemente der Wahrscheinlichkeitstheorie

Wahrscheinlichkeitstheoretische Grundlagen, um das Einperiodenmodell auf mehrere Handelszeitpunkte zu erweitern und Informationszunahme im Lauf der Zeit zu modellieren.

### Literatur:

- Kremer - Einführung in die diskrete Finanzmathe
- Shiryaev - Probability-1
- Klenke - Wahrscheinlichkeitstheorie
- Mentrup und Schäffler - Stochastik

### III.1 $\sigma$ -Algebra

Sei  $\Omega \neq \emptyset$  eine Menge. Bezeichne mit  $\mathcal{P}(\Omega)$  die Potenzmenge von  $\Omega$

**1.1 Definition:** Ein Mengensystem  $G \subseteq \mathcal{P}(\Omega)$  heißt Algebra auf  $\Omega$ , falls gelten:

- a)  $\Omega \in G$
- b)  $A \in G \implies A^c \in G$
- c)  $A, B \in G \implies A \cup B \in G$

**1.2 Definition:** Eine Algebra  $G$  auf  $\Omega$  heißt  $\sigma$ -Algebra auf  $\Omega$ , falls zusätzlich gilt:

$$A_n \in G \forall n \in \mathbb{N} \implies \bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n \in G$$

Beispiele für  $\sigma$ -Algebra (und damit auch für Algebra) sind die "triviale"  $\sigma$ -Algebra und die Potenzmenge  $\mathcal{P}(\Omega)$ . Wenn  $G$  eine Algebra ist, dann gilt  $\emptyset \in G$  und  $\forall A, B \in G$  sind  $A \cap B = \left(A^c \cup B^c\right)^c \in G$  und  $A \setminus B = A \cap B^c \in G$ . Wenn  $G$  eine  $\sigma$ -Algebra ist, dann gilt zusätzlich  $A_n \in G \forall n \in \mathbb{N} \implies \bigcap_{n \in \mathbb{N}} A_n \in G$

**1.3 Lemma:** Sei  $\Omega \neq \emptyset$  eine Menge und  $\{G_\lambda\}_{\lambda \in \Omega}$  eine Familie von Algebren (bzw.  $\sigma$ -Algebra) auf  $\Omega$ . Dann ist auch  $\bigcap_{\lambda \in \Omega} G_\lambda$  eine Algebra (bzw.  $\sigma$ -Algebra) auf  $\Omega$ .

Beweis: Übung



**1.4 Definition:** Sei  $\mathcal{A} \subseteq \mathcal{P}(\Omega)$  ein Mengensystem. Wir definieren:

$$\begin{aligned}\mathcal{B}_\sigma^{\mathcal{A}} &= \{G \subseteq \mathcal{P}(\Omega) : G \text{ Algebra und } G \supseteq \mathcal{A}\} \\ \mathcal{B}_\sigma^{\mathcal{A}} &= \{G \subseteq \mathcal{P}(\Omega) : G \text{ } \sigma\text{-Algebra und } G \supseteq \mathcal{A}\}\end{aligned}$$

Weiter definieren wir die durch  $\mathcal{A}$  erzeugte Algebra:

$$\alpha(\mathcal{A}) = \bigcap_{G \in \mathcal{B}_\sigma^{\mathcal{A}}} G$$

Lemma 13 Zeigt, dass  $\alpha(A)$  eine Algebra und  $\sigma(A)$  eine  $\sigma$ -Algebra ist.

**1.5 Lemma:** Es gelte  $|\Omega| < \infty$ . Sei  $G$  eine Algebra. Dann ist  $G$  eine  $\sigma$ -Algebra.

Beweis: Seien  $A_n, n \in \mathbb{N}$ , Elemente von  $G$  und  $B = \bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n$ . Weil  $\Omega$  endlich ist, hat  $G$  nur endlich viele Elemente und daher geht die Vereinigung nur über endlich viele verschiedene Elemente von  $G$ . Per Induktion und (iii) in Def 1.1 folgt, dass  $B \in G$ .

Also, Auf endlichen  $\Omega$  sind Algebren  $\sigma$ -Algebren äquivalent. Für allgemeines  $\Omega$  gibt es aber Algebren, die keine  $\sigma$ -Algebren sind z.B:

### 1.6 Bsp.

Sei  $\Omega = \mathbb{N}, \mathcal{A} = \{A \subseteq \mathbb{N} : |A| = 1\}$  und  $G := \alpha(A)$ . Dann gilt (Übung).

$$G = \{B \subseteq \mathbb{N} : |B| < \infty \text{ oder } |B^c| < \infty\}$$

. Aus Lemma 1.2 wissen wir, dass  $G$  eine Algebra ist. Aber  $G$  ist keine  $\sigma$ -Algebra, denn  $\forall k \in \mathbb{N} : \{2k\} \in G$  und (wir setzen  $\bigcup_{\lambda \in \emptyset} \dots = \emptyset$ )

$$\bigcup_{k \in \mathbb{N}} \{2k\} = 2\mathbb{N} \notin G$$

**1.7 Definition:** Sei  $\Omega$  eine Menge. Ein Mengensystem  $\mathcal{D} = \{D_\lambda\}_{\lambda \in \Omega}$  heißt Partition oder Zerlegung von  $\Omega$ , falls gelten:

- a)  $\forall \lambda \in \Omega : D_\lambda \neq \emptyset$
- b)  $\forall \lambda_1, \lambda_2 \in \Omega \text{ mit } \lambda_1 \neq \lambda_2 : D_{\lambda_1} \cap D_{\lambda_2} = \emptyset$
- c)  $\bigcup_{\lambda \in \Omega} D_\lambda = \Omega$

### 1.8 Proposition

Sei  $\Omega$  höchstens abzählbar und  $\mathcal{D} = \{D_\lambda\}_{\lambda \in \Omega}$  eine Partition. Dann gilt

$$\sigma(\mathcal{D}) = \left\{ \bigcup_{\lambda \in A} D_\lambda : A \subseteq \Omega \right\}$$

Beweis: Sei  $\mathcal{F} := \{\bigcup_{\lambda \in A} D_\lambda : A \subseteq \Omega\}$

$\supseteq$  : Trivial

$\subseteq$  : Zeige, dass  $\mathcal{F} \in \mathcal{B}_\sigma^{\mathcal{D}}$ . Klar:  $\mathcal{D} \subset \mathcal{F}$ . Noch zu zeigen:  $\mathcal{F}$  ist  $\sigma$ -Algebra.

a) Wegen (iii) in Def 1.7 gilt  $\Omega = \bigcup_{\lambda \in \Omega} D_\lambda \in \mathcal{F}$

b) Sei  $A \subseteq \Omega$ . Es gilt (wegen (ii) in Def 1.7)

$$\left( \bigcup_{\lambda \in A} D_\lambda \right)^c = \bigcap_{\lambda \in A} D_\lambda^c = \bigcup_{\lambda \in \Omega \setminus A} D_\lambda \in \mathcal{F}$$

c) Seien  $\mathcal{B}_n \in \mathcal{F}, n \in \mathbb{N}$ . Für jedes  $n \in \mathbb{N}$  gibt es dann  $A_n \subseteq \Omega$  sodass  $\mathcal{B}_n = \bigcup_{\lambda \in A_n} D_\lambda$ . Es folgt, dass

$$\bigcup_{n \in \mathbb{N}} \mathcal{B}_n = \bigcup_{n \in \mathbb{N}} \bigcup_{\lambda \in A_n} D_\lambda = \bigcup_{\lambda \in \bigcup_{n \in \mathbb{N}} A_n} D_\lambda \in \mathcal{F}$$

**1.9 Lemma:** Es gelte  $|\Omega| \leq \infty$ . Seien  $\mathcal{D}$  und  $\tilde{\mathcal{D}}$  zwei Partitionen mit  $\sigma(\mathcal{D}) = \sigma(\tilde{\mathcal{D}})$ . Dann gilt  $\mathcal{D} = \tilde{\mathcal{D}}$

Beweis: Betrachte, dass die Partitionen nur endlich viele Elemente haben, und daher die Darstellung aus Proposition 1.8 gilt. Angenommen, es gibt ein  $B \in \tilde{\mathcal{D}}$  mit  $B \notin \mathcal{D}$ .

- Falls es ein  $D \in \mathcal{D}$  gibt, sodass  $B \subsetneq D$ , dann ist  $B \notin \sigma(\mathcal{D}) = \sigma(\tilde{\mathcal{D}})$ . Widerspruch.
- Andernfalls gilt  $\forall D \in \mathcal{D}$ , dass  $B$  keine Teilmenge von  $D$  ist.
  - Falls es ein  $C \in \mathcal{D}$  gibt mit  $C \subsetneq B$ , dann ist  $C \notin \sigma(\tilde{\mathcal{D}}) = \sigma(\mathcal{D})$ . Widerspruch.
  - Falls es kein  $C \in \mathcal{D}$  gibt, das Teilmenge von  $B$  ist, dann folgt  $B \notin \sigma(\mathcal{D}) = \sigma(\tilde{\mathcal{D}})$ . Widerspruch.  $\square$

Jede  $\sigma$ -Algebra auf einem endlichen  $\Omega$  kann durch eine Partition erzeugt werden:

### 1.10 Proposition

Es gelte  $|\Omega| < \infty$ . Sei  $G$  eine  $\sigma$ -Algebra auf  $\Omega$ . Dann existiert genau eine Partition  $\mathcal{D}$  von  $\Omega$ , sodass  $G = \sigma(\mathcal{D})$

Beweis: Für alle  $x \in \Omega$  sei  $\mathcal{M}_x := \{A \in G : x \in A\}$  und  $A_x := \bigcap_{A \in \mathcal{M}_x} A$ . Für  $x, y \in \Omega$  definiere  $x \sim y : \iff y \in A_x$ . Dann ist eine Äquivalenzrelation auf  $\Omega$  denn:

- Reflexivität: Sei  $x \in \Omega$ . Es gilt  $\forall A \in \mathcal{M}_x$ , dass  $x \in A$  also  $x \in A_x$ . Somit gilt  $x \sim x$
- Symmetrie: Seien  $x, y \in \Omega$  mit  $x \sim y$ . Dann ist  $y \in A_x$ . Deshalb gilt  $\forall A \in G$  mit  $x \in A$ , dass  $y \in A$ . Angenommen,  $x \notin A_y$ . Dann ist  $x \in A_x \setminus A_y$ . Da  $G$  endlich ist, gilt  $A_x \setminus A_y \in G$ . Es folgt, dass  $y \in A_x \setminus A_y$  Widerspruch zu  $y \in A_y$ . Somit gilt  $y \sim x$ .
- Transitivität: Seien  $x, y, z \in \Omega$  mit  $x \sim y$  und  $y \sim z$ . Sei  $C \in \mathcal{M}_x$ . Dann ist  $C \in G$  und  $x \in C$ . Wegen  $y \in A_x$  folgt heraus  $y \in C$ , also  $C \in \mathcal{M}_y$ . Hieraus folgt mit  $z \in A_y$ , dass  $z \in C$ . Somit gilt  $x \sim z$ .

Die Menge der Äquivalenzklassen  $\{A_x : x \in \Omega\}$  ist eine Partition  $\mathcal{D}$  von  $\Omega$ . Sei  $G' \in G$ . Dann gilt  $G' = \bigcup_{x \in G'} \{x\} \subseteq \bigcup_{x \in G'} A_x$ . Für alle  $x \in G'$  ist  $G' \in \mathcal{M}_x$  und daher  $A_x = \bigcap_{A \in \mathcal{M}_x} A \subseteq G'$ . Also ist  $G = \bigcup_{x \in G} A_x \in \sigma(\mathcal{D})$ . Es folgt  $G \subseteq \sigma(\mathcal{D})$ . Für alle  $x \in \Omega$  gilt  $A_x = \bigcap_{A \in \mathcal{M}_x} A \in G$  und  $G$  ist eine  $\sigma$ -Algebra, somit  $\sigma(\mathcal{D}) \in G$ . Eindeutigkeit folgt aus Lemma 1.9.  $\square$

**1.11 Definition:** Es gelte  $|\Omega| < \infty$ . Sei  $G$  eine  $\sigma$ -Algebra auf  $\Omega$ . Die Partition  $\mathcal{D}$ , für die  $G = \sigma(\mathcal{D})$  gilt, bezeichnen wir mit  $\mathcal{D}(G)$  und sagen dass  $\mathcal{D}(G)$  die  $\sigma$ -Algebra  $G$  erzeugt.

### 1.12 Beispiel

Wenn  $|\Omega| < \infty$  gilt, dass ist  $\mathcal{D}(\mathcal{P}(\Omega)) = \{\{\omega\} : \omega \in \Omega\}$ .

**1.13 Definition:** Es gelte  $|\Omega| < \infty$ . Sei  $G$  eine  $\sigma$ -Algebra auf  $\Omega$ . Eine Abbildung  $\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  heißt  $\mathcal{G}$ -messbar, falls  $\xi$  konstant auf den Mengen von  $\mathcal{D}(G)$  ist. (genauer: falls es für jedes  $D \in \mathcal{D}(G)$  ein  $c \in \mathbb{R}$  gibt, sodass  $\forall \omega \in D : \xi(\omega) = c$ )

Beachte: Wenn  $|\Omega| < \infty$  gilt und  $\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  eine Abbildung ist, dann gibt es  $m \in \mathbb{N}$  und  $x_1, \dots, x_m \in \mathbb{R}$ , sodass  $\xi(\Omega) := \{\xi(\omega) : \omega \in \Omega\} = \{x_1, \dots, x_m\}$

**1.14 Lemma:** Es gelte  $|\Omega| < \infty$ . Sei  $G$  eine  $\sigma$ -Algebra auf  $\Omega$ . Seien  $m \in \mathbb{N}$ ,  $x_1, \dots, x_m \in \mathbb{R}$  und  $\xi : \Omega \rightarrow \{x_1, \dots, x_m\}$ . Dann sind äquivalent:

- a)  $\xi$  ist  $\mathcal{G}$ -messbar
- b) Für alle  $A \subseteq \{x_1, \dots, x_m\}$  gilt  $\xi^{-1}(A) := \{\omega \in \Omega : \xi(\omega) \in A\} \in G$

Beweis: Übung.

Im Allgemeinen (also auch wenn  $|\Omega| = \infty$  definiert man Messbarkeit ähnlich zu (ii) in Lemma 1.14.)

**1.15 Definition:** Sei  $\Omega \neq \emptyset$  eine Menge. Für jedes  $\lambda \in \Omega$  sei  $\xi_\lambda : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  eine Abbildung. Dann definieren wir

$$\sigma(\xi_\lambda; \lambda \in \Omega) := \cap \{ \mathcal{G} \subseteq \mathcal{P}(\Omega) : \mathcal{G} \text{ ist } \sigma\text{-messbar und } \forall \lambda \in \Omega : \xi_\lambda \text{ ist } \mathcal{G}\text{-messbar} \}$$

In der Def 1.15 kann  $\sigma(\xi_\lambda; \lambda \in \Omega)$  interpretiert werden als die kleinste  $\sigma$ -Algebra  $\mathcal{G}$ , sodass alle  $\xi_\lambda, \lambda \in \Omega$   $\mathcal{G}$ -messbar sind.

### 1.16 Beispiel

Wir betrachten einen Würfelwurf: Sei  $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$  und  $\xi : \Omega \rightarrow \{0, 1\}$  und  $\xi(\omega)$  ist 1, wenn  $\omega$  ungerade, wenn  $\omega$  gerade.

Dann ist  $\mathcal{D} = \{\{1, 3, 5\}, \{2, 4, 6\}\}$  eine Partition von  $\Omega$  und es gilt  $\sigma(\xi) = \sigma(\mathcal{D}) = \{\emptyset, \Omega, \{1, 3, 5\}, \{2, 4, 6\}\}$

Interpretation: Nach Beobachtung von  $\xi(\omega)$  können wir für jedes Ereignis  $A \in \sigma(\xi)$  sagen, ob es eingetreten ist oder nicht. Mit anderen Worten: Wir kennen zwar das eingetretene  $\omega$  nicht, aber wir wissen, ob  $\omega \in \emptyset$  (nie),  $\omega \in \{1, 3, 5\}$ ,  $\omega \in \{2, 4, 6\}$  und  $\omega \in \Omega$  (immer). In diesen Sinne spiegelt  $\sigma(\xi)$  die Information wider, die durch  $\xi$  erzeugt wird. Jede  $\sigma(\xi)$ -messbare Zufallsvariable  $\hat{\xi} : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  verwendet nur Information, die bereits in  $\xi$  enthalten ist. Man kann zeigen, dass  $\hat{\xi} = g \circ \xi$  für eine geeignete Funktion  $g : \{0, 1\} \rightarrow \mathbb{R}$ .

**1.17 Lemma:** Es gelte  $|\Omega| < \infty$ . Sei  $\mathcal{G}$  eine  $\sigma$ -Algebra auf  $\Omega$  und seien  $\xi, \eta : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$   $\mathcal{G}$ -messbar. Dann:

- a)  $\xi + \eta, \xi - \eta$  und  $\xi \cdot \eta$  sind  $\mathcal{G}$ -messbar.
- b) Falls  $\forall \omega \in \Omega : \eta(\omega) \neq 0$  so ist  $\frac{\xi}{\eta}$   $\mathcal{G}$ -messbar.
- c) Für eine Funktion  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  ist  $f(\xi) = f \circ \xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$   $\mathcal{G}$ -messbar.

Beweis:

- a) Sei  $D \in \mathcal{D}(\mathcal{G})$ . Es gibt  $a, c \in \mathbb{R}$ , sodass  $\forall \omega \in D : \xi(\omega) = c$  und  $\eta(\omega) = a$ . Somit gilt  $\omega \in D : (\xi + \eta)(\omega) = \xi(\omega) + \eta(\omega) = c + a$ . Rest analog.

b) Analog

- c) Sei  $D \in \mathcal{D}(\mathcal{G})$ . Es gibt  $c \in \mathbb{R}$ , sodass  $\forall \omega \in D : \xi(\omega) = c$ . Also :  $\forall \omega \in D : (f \circ \xi)(\omega) = f(\xi(\omega)) = f(c)$   $\square$

### Wiederholung:

Wenn  $\mathcal{G}$  eine  $\sigma$ -Algebra auf  $\Omega$  ist, dann heißt ein Abbildung  $\mathbb{P} : \mathcal{G} \rightarrow [0, 1]$  Wahrscheinlichkeitsmaß (auf dem messbaren Raum  $(\Omega, \mathcal{G})$ ), falls  $\mathbb{P}[\omega] = 1$  und aus  $A_j \in \mathcal{G}, \forall j \in \mathbb{N}$  mit  $\forall i \neq j : A_i \cap A_j = \emptyset$  folgt, dass

$$\mathbb{P} \left[ \bigcup_{j=1}^{\infty} A_j \right] = \sum_{j=1}^{\infty} \mathbb{P}[A_j]$$

Weiter heißt dann  $(\Omega, \mathcal{G}, \mathbb{P})$  Wahrscheinlichkeitsraum.

**1.18 Definition:** Sei  $(\Omega, \mathcal{G}, \mathbb{P})$  Wahrscheinlichkeitsraum mit  $|\Omega| < \infty$ . Zwei  $\sigma$ -Algebren  $\mathcal{G}_1, \mathcal{G}_2$  heißen unabhängig, falls  $\forall A_1 \in \mathcal{G}_1$  und  $A_2 \in \mathcal{G}_2, \mathbb{P}[A_1 \cap A_2] = \mathbb{P}[A_1] \cdot \mathbb{P}[A_2]$ . Eine Zufallsvariable  $\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  heißt unabhängig von einer  $\sigma$ -Algebra  $\mathcal{G}$  wenn die  $\sigma$ -Algebra  $\sigma(\xi)$  und  $\mathcal{G}$  unabhängig sind. Zwei Zufallsvariable  $\xi, \eta : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  heißen unabhängig, wenn die  $\sigma$ -Algebra  $\sigma(\xi)$  und  $\sigma(\eta)$  unabhängig sind.

### 1.19 Bemerkung

Sei  $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega), \mathbb{P})$  ein Wahrscheinlichkeitsraum mit  $|\Omega| < \infty$  und  $\mathcal{G}$  eine  $\sigma$ -Algebra auf  $\Omega$ . Wenn  $\xi : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  unabhängig von  $\mathcal{G}$  ist, dann gilt  $\forall A \in \mathcal{G}$  und  $\forall x \in \mathbb{R}$ , dass  $\mathbb{P}[\{\xi = x\} \cap A] = \mathbb{P}[\{\xi = x\}] \mathbb{P}[A]$ .

## §III.2 Bedingte Erwartung

In diesen Abschnitt setzen wir einen Wahrscheinlichkeitsraum  $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega), \mathbb{P})$  mit  $|\Omega| < \infty$  und  $\forall \omega \in \Omega : \mathbb{P}[\omega] > 0$  voraus.

### Wiederholung:

Betrachte  $m \in \mathbb{N}, x_1, \dots, x_m \in \mathbb{R}$  und  $X : \Omega \rightarrow \{x_1, \dots, x_m\}$ . Dann ist der Erwartungswert von  $X$  gegeben durch

$$\mathbb{E}[X] = \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) \mathbb{P}[\{\omega\}] = \sum_{j=1}^m x_j \mathbb{P}[X = x_j]$$

### 2.1 Beispiel

Wir betrachten einen Würfelwurf, also  $\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$  und  $\mathbb{P}[\{\omega\}] = \frac{1}{6}, \omega \in \Omega$  mit  $X : \Omega \rightarrow \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}, X(\omega) = \omega$ , beschreiben wir die geworfene Augenzahl. Dann ist  $\mathbb{E}[X] = \sum_{\omega=1}^6 \omega \cdot \frac{1}{6} = \frac{21}{6} = 3,5$ .

Man kann  $\mathbb{E}$  als die "beste Schätzung von  $X$  ohne weitere Informationen interpretieren.

### Wiederholung:

Wenn  $D \in \Omega$  ist mit  $\mathbb{P}[D] > 0$  ( $\iff D \neq \emptyset$  hier) und  $A \subseteq \Omega$  dann ist:

$$\mathbb{P}[A|D] := \frac{\mathbb{P}[A \cap D]}{\mathbb{P}[D]}$$

die elementare bedingte Wahrscheinlichkeit. Die Abbildung  $\mathbb{P}[\cdot|D] : \mathcal{P}(\omega) \rightarrow [0, 1]$  ist ein Wahrscheinlichkeitsmaß.

### 2.2 Bsp

Fortsetzung von Bsp. 2.1. Für  $\omega \in \{1, 3, 5\}$  gilt:

$$\mathbb{P}[\{\omega\} | \{1, 3, 5\}] = \frac{\mathbb{P}[\{\omega\} \cap \{1, 3, 5\}]}{\mathbb{P}[\{1, 3, 5\}]} = \frac{\frac{1}{6}}{\frac{3}{6}} = \frac{1}{3}$$

**2.3 Definition:** Die Indikatorfunktion einer Menge  $A \subseteq \Omega$  ist definiert als

$$\mathbb{I}_A : \Omega \rightarrow \mathbb{R}, \mathbb{I}_A = \begin{cases} 1, & \omega \in A, \\ 0, & \omega \notin A \end{cases}$$

Für  $A, D \subseteq \Omega$  mit  $\mathbb{P}[D] > 0$  gilt  $\mathbb{E}[\mathbb{1}_A] = \mathbb{P}[A]$  und

$$\frac{\mathbb{P}[A \cap D]}{\mathbb{P}[D]} = \frac{\mathbb{E}[\mathbb{1}_A \mathbb{1}_D]}{\mathbb{P}[D]}$$

**2.4 Definition:** Sei  $X : \omega \rightarrow \mathbb{R}$  eine Zufallsvariable und sei  $D \subseteq \Omega$  mit  $\mathbb{P}[D] > 0$ . Dann heißt die reelle Zahl

$$\mathbb{E}[X|D] = \frac{\mathbb{E}[X \mathbb{1}_D]}{\mathbb{P}[D]}$$

elementare bedingte Erwartung

## 2.5 Bemerkung

Seien  $m \in \mathbb{N}, x_1, \dots, x_m \in \mathbb{R}$  und  $X : \Omega \rightarrow \{x_1, \dots, x_m\}$ . Sei  $D \subseteq \Omega$  und  $\mathbb{P}[D] > 0$ . Dann ist

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X|D] &= \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) \mathbb{1}_D(\omega) \frac{\mathbb{P}[\{\omega\}]}{\mathbb{P}[D]} = \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) \frac{\mathbb{P}[\{\omega\} \cap D]}{\mathbb{P}[D]} \\ &= \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) \mathbb{P}[\{\omega\} | D] = \sum_{j=1}^m x_j \mathbb{P}[X = x_j | D] \end{aligned}$$

## Erinnerung:

Zu jeder  $\sigma$ -Algebra  $\mathcal{G}$  auf  $\Omega$  gibt es eine (eindeutige) Partition mit endliche vielen Elementen, die  $\mathcal{G}$  erzeugt (wegen  $|\omega| < \infty$  und Proposition III.1.10)

**2.7 Definition:** Sei  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  eine Zufallsvariable. Sei  $\mathcal{G}$  eine  $\sigma$ -Algebra auf  $\Omega$  und  $\mathcal{D}(\mathcal{G}) = \{D_1, \dots, D_n\}$ . Die bedingte Erwartung  $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]$  ist die Zufallsvariable  $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ ,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X|\mathcal{G}](\omega) &:= \begin{cases} \mathbb{E}[X|D_1], & \text{falls } \omega \in D_1 \\ \vdots \\ \mathbb{E}[X|D_n], & \text{falls } \omega \in D_n \end{cases} \\ &= \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X|D_i] \mathbb{1}_{D_i}(\omega) \end{aligned}$$

Beachte: Die elementare bedingte Erwartung ist eine reelle Zahl, während die bedingte Erwartung  $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]$  (vgl. Def 2.7) eine  $\mathcal{G}$ -messbare Abbildung

## 2.8 Bsp

Fortsetzung von Bsp 1.16, 2.1, 2.6 mit  $\mathcal{G} = \sigma(\xi)$  also  $\mathcal{D}(\mathcal{G}) = \{\{1, 3, 4\}, \{2, 4, 6\}\}$  ist

$$\mathbb{E}[X|\mathcal{G}](\omega) = \begin{cases} \mathbb{E}[X|\{1, 3, 5\}] = 3, & \text{falls } \omega \in \{1, 3, 5\} \\ \mathbb{E}[X|\{2, 4, 6\}] = 4, & \text{falls } \omega \in \{2, 4, 6\} \end{cases}$$

Die bedingte Erwartung  $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]$  kann als die "beste Schätzung von  $X$  (der Augenzahl) unter der Information  $\mathcal{G}$  (gerade oder ungerade) interpretiert werden.

Einige wichtige Eigenschaften der bedingten Erwartung:

## 2.9 Proposition

Seien  $X, Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  Zufallsvariablen,  $a, b \in \mathbb{R}$  und  $\mathcal{G}, \mathcal{H}$   $\sigma$ -Algebren auf  $\Omega$ . Dann gelten:

- a) Linearität:  $\mathbb{E}[aX + bY|\mathcal{G}] = a\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] + b\mathbb{E}[Y|\mathcal{G}]$
- b) Monotonie:  $X \leq Y \implies \mathbb{E}[X|\mathcal{G}] \leq \mathbb{E}[Y|\mathcal{G}]$

- c)  $X$   $\mathcal{G}$ -messbar  $\implies \mathbb{E}[X|\mathcal{G}] = X$
- d)  $X$  unabhängig von  $\mathcal{G} \implies \mathbb{E}[X|\mathcal{G}] = \mathbb{E}[X]$
- e) Turmeigenschaft:  $\mathcal{H} \subseteq \mathcal{G} \implies \mathbb{E}[\mathbb{E}[X|Y]|\mathcal{H}] = \mathbb{E}[X|\mathcal{H}]$  und  $\mathbb{E}[\mathbb{E}[X|\mathcal{H}]|\mathcal{G}] = \mathbb{E}[X|\mathcal{H}]$
- f)  $Y$   $\mathcal{G}$ -messbar  $\implies \mathbb{E}[XY|\mathcal{G}] = Y\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]$
- g) Jensen-Ungleichung:  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  konvex  $\implies \mathbb{E}[f(X)|\mathcal{G}] \geq f(\mathbb{E}[X|\mathcal{G}])$

Beweis:

- a) Übungsaufgabe
- b) Es gelte  $\forall \omega \in \Omega$ , dass  $X(\omega) \leq Y(\omega)$ . Sei  $\mathcal{D}(\mathcal{G}) = \{D_1, \dots, D_n\}$ . Es gilt  $\forall i \in \{1, \dots, n\}$ , dass

$$\mathbb{E}[X|D_i] = \sum_{\omega \in \Omega} X(\omega) \mathbb{P}[\{\omega\} | D_i] \leq \sum_{\omega \in \Omega} Y(\omega) \mathbb{P}[\{\omega\} | D_i] = \mathbb{E}[Y|D_i]$$

Es gilt  $\forall \omega \in \Omega$  dass

$$\mathbb{E}[X|\mathcal{G}](\omega) = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[X|D_i] \mathbb{1}_{D_i}(\omega) \leq \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[Y|D_i] \mathbb{1}_{D_i}(\omega) = \mathbb{E}[Y|\mathcal{G}](\omega)$$

## 2.10 Bemerkung

Als Spezialfälle in Proposition 2.9 erhält man  $|\mathbb{E}[X|Y]| \leq \mathbb{E}[X|\mathcal{G}]$  (aus 2. oder 7),  $\mathbb{E}[X|\mathcal{P}(\omega)]$  (aus 3.) und  $\mathbb{E}[X|\{\emptyset, \Omega\}] = \mathbb{E}[X]$  (aus 4) sowie  $\mathbb{E}[\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]] = \mathbb{E}[X]$  (aus 4 und 5)

**2.11 Lemma:** Sei  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  eine Zufallsvariable und  $\mathcal{G}$  eine  $\sigma$ -Algebra auf  $\Omega$ . Dann gelten:

- a)  $\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]$  ist  $\mathcal{G}$ -messbar und
- b)  $\forall A \in \mathcal{G} : \mathbb{E}[X\mathbb{1}_A] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X|\mathcal{G}]\mathbb{1}_A]$

Beweis:

- a) klar.
- b) Sei  $A \in \mathcal{G}$ . Dann gilt  $\mathbb{E}[X\mathbb{1}_A] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X\mathbb{1}_A|\mathcal{G}]] = \mathbb{E}[\mathbb{1}_A \mathbb{E}[X|\mathcal{G}]]$

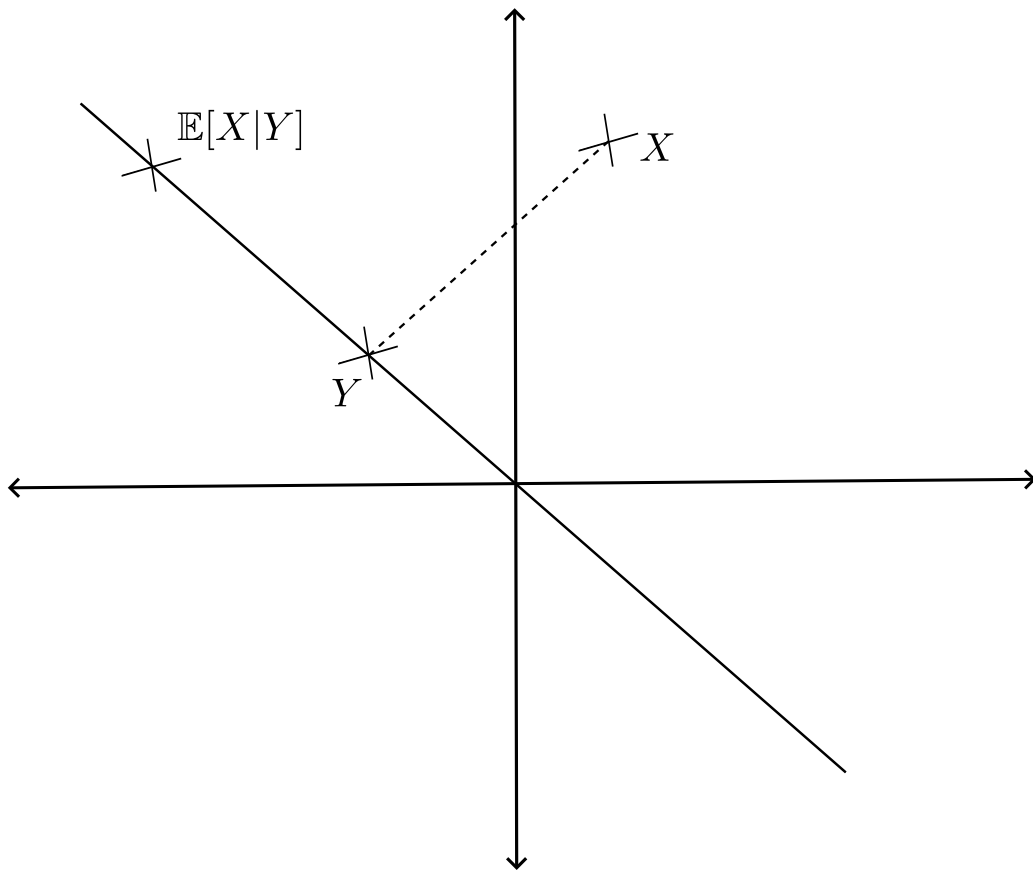
Im Allgemeinen (also auch wenn  $|\Omega| = \infty$ ) definiert man die bedingte Erwartung über die Eigenschaft (i) und (ii) aus Lemma 2.11

Außerdem kann man die bedingte Erwartung als eine  $L^2$ -Projektion auffassen (vgl. auch "besteSSchätzung von  $X$  unter der Information  $\mathcal{G}$ )

## 2.12 Proposition

Seien  $X, Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  Zufallsvariablen,  $\mathcal{G}$  eine  $\sigma$ -Algebra auf  $\Omega$  und  $Y$   $\mathcal{G}$ -messbar. Dann gilt:

$$\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X|\mathcal{G}])^2] \leq \mathbb{E}[(X - Y)^2]$$



Beweis: Für alle  $\mathcal{G}$ -messbaren  $Z : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  gilt

$$\mathbb{E}[Z(\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] - X)] \stackrel{2.9(6)}{=} \mathbb{E}[\mathbb{E}[ZX|\mathcal{G}] - ZX] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[ZX|\mathcal{G}]] - \mathbb{E}[ZX] \stackrel{\text{Bem. 2.10}}{=} \mathbb{E}[ZX] - \mathbb{E}[ZX] = 0$$

Verwende dies man mit

$$\begin{aligned} Z &= \mathbb{E}[Y - X|\mathcal{G}] = \mathbb{E}[Y|\mathcal{G}] - \mathbb{E}[X|\mathcal{G}] = Y - \mathbb{E}[X|\mathcal{G}] \\ &= \mathbb{E}\left[(Y - X)^2\right] = \mathbb{E}\left[(Y - \mathbb{E}[X|\mathcal{G}] + \mathbb{E}[X|\mathcal{G}] - X)^2\right] \\ &= \mathbb{E}\left[(Z + (\mathbb{E}[X|\mathcal{G}] - X))^2\right] \dots\dots \end{aligned}$$

## §III.3 Prozesse

Sie  $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega), \mathbb{P})$  ein Wahrscheinlichkeitsraum mit  $|\Omega| < \infty$  und  $N \in \mathbb{N}$ .

**3.1 Definition:** Eine Abbildung  $X : \{0, \dots, N\} \times \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  heißt stochastischer Prozess. Schreibweise:  
 $X = (X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$

Wenn  $X = (X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  stochastischer Prozess:

- Für festes  $n \in \{0, \dots, N\}$  ist  $X_n : \Omega \rightarrow \mathbb{R}, X_n(\omega) = X(n, \omega)$ , eine Zufallsvariable.
- Für festes  $\omega \in \Omega$  ist  $X(\omega) : \{0, \dots, N\} \rightarrow \mathbb{R}, X(\omega)(n) = X(n, \omega)$  ein "Pfand"

**3.2 Definition:** Eine filtration ist eine aufsteigende Folge  $(\mathcal{F}_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  von  $\sigma$ -Algebra d.h.

$$\begin{aligned} \forall n \in \{0, \dots, N\} : \mathcal{F}_n \text{ ist eine } \sigma\text{-Algebra und} \\ \forall n \in \{0, \dots, N\} : \mathcal{F}_{n-1} \subseteq \mathcal{F}_n \end{aligned}$$

Weiter heißt dann  $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega), (\mathcal{F}_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}, \mathbb{P})$  eine filtrierter Wahrscheinlichkeitsraum.

**3.3 Definition:** Sei  $x = (X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  ein stochastischer Prozess: Die von  $X$  erzeugte Filtration  $(\mathcal{F}_n^\times)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  ist gegeben durch :

$$\mathcal{F}_n^\times := \sigma(X_0, X_1, \dots, X_n) := \sigma(X_k; k \in \{0, \dots, n\}), n \in \{0, \dots, N\}$$

**3.4 Definition:** Sei  $(\mathcal{F}_n^\times)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  eine Filtration und  $x = (X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  ein stoch. Prozess. Dann heißt  $X$  adaptiert ( an  $(\mathcal{F}_n^\times)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  ) falls gilt:

$$\forall n \in \{0, \dots, N\} : X_n \text{ ist } \mathcal{F}_n \text{-messbar}$$

$X$  heißt vorhersagbar (bzgl.  $(\mathcal{F}_n^\times)_{n \in \{0, \dots, N\}}$ ), falls  $X_0$  konstant ist und gilt:

$$\forall n \in \{1, \dots, N\} : X_n \text{ ist } \mathcal{F}_{n-1} \text{-messbar}$$



## §III.4 Martingale

In diesem Abschnitt setzen wir einen filtrierten Wahrscheinlichkeitsraum  $(\Omega, \mathcal{P}(\Omega), (\mathcal{F}_{n \in \{0, \dots, N\}}), \mathbb{P})$  mit  $|\Omega| < \infty$  und  $\forall \omega \in \Omega : \mathbb{P}[\{\omega\}] > 0$  voraus.

**4.1 Definition:** Ein stochastischer Prozess  $X = (X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  heißt Martingal (bzw. Submartingal bzw. Supermartingal), falls gelten:

- $X$  ist adaptiert ( an  $(\mathcal{F}_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  und
- $\forall n \in \{1, \dots, N\} : \mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_{n-1}] = X_{n-1}$  (bzw.  $\mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_{n-1}] \geq X_{n-1}$  bzw.  $\mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_{n-1}] \leq X_{n-1}$ )

### 4.2 Bemerkung

$(X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  ist genau dann ein Supermartingal, wenn  $(-X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  Submartingal ist.  
 $X = (X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  ist genau dann ein Martingal, wenn  $X$  sowohl ein Sub- als auch ein Supermartingal ist.

### 4.3 Beispiel

Seien  $\xi_0, \dots, \xi_N$  unabhängige Zufallsvariablen,

$$X_n := \sum_{j=0}^n \xi_j, \quad n \in \{0, \dots, N\}$$

und  $\mathcal{F}_n = \mathcal{F}_n^X, n \in \{0, \dots, N\}$ . Dann ist  $X = (X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  adaptiert und es gilt  $\forall n \in \{1, \dots, N\}$ , dass  $X_n = X_{n-1} + \xi_n$  und damit (da  $\xi_n$  und  $\mathcal{F}_{n-1}$  unabhängige)

$$\mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_{n-1}] = \mathbb{E}[X_{n-1} | \mathcal{F}_{n-1}] + \mathbb{E}[\xi_n | \mathcal{F}_{n-1}] = X_{n-1} + \mathbb{E}[\xi_n].$$

Also:

$$\begin{aligned} X \text{ Martingal} &\iff \forall n \in \{1, \dots, N\} : \mathbb{E}[\xi_n] = 0 \\ X \text{ Submartingal} &\iff \forall n \in \{1, \dots, N\} : \mathbb{E}[\xi_n] \geq 0 \\ X \text{ Supermartingal} &\iff \forall n \in \{1, \dots, N\} : \mathbb{E}[\xi_n] \leq 0 \end{aligned}$$

### 4.4 Proposition

Sei  $X = (X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  ein adaptierter stochastischer Prozess.  $X$  ist genau dann ein Martingal (bzw. Sub-, Supermartingal), wenn für alle  $n, m \in \{0, \dots, N\}$  mit  $m < n$  gilt, dass  $\mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_m] = X_m$  ( bzw.  $\mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_m] \geq X_m$  bzw.  $\mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_m] \leq X_m$  )

Beweis Betrachte Submartingal, sonst analog.

$\Leftarrow$  : Klar (wähle  $m = n - 1$ )

$\Rightarrow$  : Sei  $n \in \{1, \dots, N\}$ . Wir zeigen per Induktion, dass  $\forall m \in \{0, \dots, n-1\} : \mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_m] \geq X_m$ . Für  $m = n - 1$  klar. Sei  $m + 1 \in \{0, \dots, n-2\}$ . Wegen  $\mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_{m+1}] \geq X_{m+1}$  (IV) und (ii) in Def 4.1 gilt :

$$\mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_n] = \mathbb{E}[\mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_{m+1}] | \mathcal{F}_m] \geq \mathbb{E}[X_{m+1} | \mathcal{F}_m] \geq X_m \quad \square$$

#### 4.5 Bemerkung

Bei endlichen Zeithorizont  $N < \infty$  ist ein Martingal  $(X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  schon durch die Zufallsvariable  $X_N$  eindeutig bestimmt, da  $\forall n \in \{0, \dots, N-1\} : X_n = \mathbb{E}[X_N | \mathcal{F}_n]$ .

#### 4.6 Beispiel

Sei  $Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  eine Zufallsvariable und  $X_n := \mathbb{E}[Y | \mathcal{F}_n]$ ,  $n \in \{0, \dots, N\}$ . Dann ist  $\{X_n\}_{n \in \{0, \dots, N\}}$  ein Martingal. (folgt aus der Turmeigenschaft.)

**4.7 Lemma:** Sei  $X = (X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  ein Martingal ( bzw. Sub- Supermartingal). Dann ist  $\{0, \dots, N\} \ni n \mapsto \mathbb{E}[X_n]$  konstant (bzw. wachsend bzw. fallend).

Beweis Sei  $X = (X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  ein Submartingal (sonst analog) und  $n \in \{1, \dots, N\}$  Dann gilt :

$$\mathbb{E}[X_{n-1}] \geq \mathbb{E}[\mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_{n-1}]] = \mathbb{E}[X_n]$$

□

#### 4.8 Bemerkung

Seien  $\mathcal{H} \subseteq \mathcal{G}$   $\sigma$ -Algebra. Aus Lemma 1.17 erhalten wir, dass Linearkombinationen  $\mathcal{G}$ -messbarer Abbildungen wieder  $\mathcal{G}$ -messbar sind. Wenn  $Y$  eine  $\mathcal{H}$ -messbare Abbildung ist, dann zeigt Lemma 1.14, dass  $Y$  auch  $\mathcal{G}$ -messbar ist.

**4.9 Lemma:** Seien  $X = (X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  und  $Y = (Y_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  Martingal.

a) Seien  $a, b \in \mathbb{R}$ . Dann ist  $Z = aX + bY = ((aX_n + bY_n))_{n \in \{0, \dots, N\}}$  ein Martingal.

b) Sei  $f : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  eine konvexe Funktion. Dann ist  $f(X) = (f(X_n))_{n \in \{0, \dots, N\}}$  ein Submartingal.

Beweis:

a) Folgt aus Bem. 4.8 und der Linearität der bedingter Erwartung.

b) Folgt aus Lemma 1.17 und der Jensen-Ungleichung :

$$\forall n \in \{1, \dots, N\} : \mathbb{E}[f(X_n) | \mathcal{F}_{n-1}] \geq f(\mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_{n-1}]) = f(X_{n-1})$$

**4.10 Lemma:** Sei  $(X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  ein vorhersagbares Martingal. Dann gilt  $\forall n \in \{0, \dots, N\} : X_n = X_0$ .

Beweis: Übung.

**4.11 Satz (Doob-Zerlegung):** Sei  $X = (X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  ein adaptierter Prozess. Dann existiert eine eindeutige Zerlegung

$$X = X_0 + M + A$$

derart, dass  $M = (M_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  ein Martingal mit  $M_0 = 0$  und  $A = (A_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  ein vorhersagbarer Prozess mit  $A_0 = 0$  ist. Die Prozesse sind gegeben durch:

$$A_n = \sum_{k=1}^n (\mathbb{E}[X_k | \mathcal{F}_{k-1}] - X_{k-1}), \quad n \in \{1, \dots, N\} \quad A_0 = 0$$

$$M_n = \sum_{k=1}^n (X_k - \mathbb{E}[X_k | \mathcal{F}_{k-1}]), \quad n \in \{1, \dots, N\} \quad M_0 = 0$$

Beweis :

- a) Sei  $n \in \{1, \dots, N\}$ . Die  $\mathcal{F}_{n-1}$ -Messbarkeit von  $A_n$  folgt aus Bem. 4.8 und der Tatsache, dass für alle  $k \in \{1, \dots, n\}$  die Abbildungen  $\mathbb{E}[X_k | \mathcal{F}_{k-1}]$  und  $\mathcal{F}_{k-1}$ -messbar sind sowie  $\mathcal{F}_{k-1} \subseteq \mathcal{F}_{n-1}$  gilt. Analog ist  $M_n$   $\mathcal{M}_n$ -messbar. Klar:  $M_0 = 0$  ist  $\mathcal{F}_0$ -messbar und  $A_0 = 0$  ist konstant. Zudem gilt:

$$\mathbb{E}[M_n | \mathcal{F}_{n-1}] - M_{n-1} = \mathbb{E}[M_n - M_{n-1} | \mathcal{F}_{n-1}] = \mathbb{E}[X_n - \mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_{n-1}] | \mathcal{F}_{n-1}] = \mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_{n-1}] - \mathbb{E}[X_n | \mathcal{F}_{n-1}] = 0$$

Außerdem gilt  $X_0 = X_0 + M_0 + A_0$  und

$$X_0 + M_n + A_n = X_0 + \sum_{k=1}^n (X_k - X_{k-1}) = X_0 + X_n - X_0 = X_n.$$

- b) Zum Beweis der Eindeutigkeit sei  $X = X_0 + \widetilde{M} + \tilde{A}$  eine weitere Zerlegung mit einem Martingal  $\widetilde{M} = (\widetilde{M}_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  mit  $\widetilde{M}_0 = 0$  und einem vorhersagbaren Prozess  $\tilde{A} = (\tilde{A}_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  mit  $\tilde{A}_0 = 0$ . Dann ist

$$M - \widetilde{M} = X - X_0 - A - (X - X_0 - \tilde{A}) = \tilde{A} - A$$

ein vorhersagbares Martingal ( Bem. 4.8 und Lemma 4.9) mit  $M_0 - \widetilde{M}_0 = 0$ . Es folgt aus Lemma 4.10 dass  $M = \widetilde{M}$ . Hieraus folgt weiter, dass  $\tilde{A} = A$  □

#### 4.12 Bemerkung

Wenn  $X = (X_n)_{n \in \{0, \dots, N\}}$  ein Submartingal (bzw. Supermartingal) ist, dann ist der vorhersagbare Prozess  $A$  aus der Doob-Zerlegung von  $X$  wachsend ( bzw. fallend).