



Finanzmathematik

Tobias Wedemeier

11. November 2014 gelesen von PD Dr. Paulsen

Hierbei handelt es sich um eine Mitschrift der Vorlesung von PD Dr. Paulsen , WWU Münster, aus der Vorlesung Finanzmathematik im Wintersemester 2014/15. Dies ist kein Skript der Vorlesung und keine eigene Arbeit des Autors.
Für Fehler in der Mitschrift wird keine Haftung übernommen. Hinweise auf Fehler sind gerne gesehen, hierfür kann man mich in der Uni ansprechen oder alternativ eine e-Mail an: tobias.wedemeier@gmx.de Auch ist eine Mitarbeit über Github möglich.
Wenn Teile aus der Vorlesung selber fehlen, können diese gerne an meine e-Mail versandt werden. Ich werde diese dann einarbeiten.
Zum Anhang: Aussagen aus den Übungen. Die Beweise stammen vom Autor und sind teilweise verkürzt oder vereinfacht und nur zum Verständnis gedacht. Für die Korrektheit wird keine Haftung übernommen.



Inhaltsverzeichnis

Pr	olog		1				
	Ziel		1				
		gwörter	1				
		nittel	1				
	Ther	en	1				
1	Info	Informelle Einführung					
	1.1	Option	2				
	1.2	long, short	2				
	1.3	Payoff und Profit Diagramme	3				
	1.4	Strategien	Ę				
	1.5	Arbitrage	7				
	1.6	Replikationsprinzip	7				
	1.7	Nullkouponanleihe	8				
	1.8	Put-Call Parität	8				
	1.9	forward	Ç				
	1.10	Digitale Position	ç				
		Eigenschaften des Call-Preises	ç				
		Zinsmethoden	10				
		Festzinsanleihe	12				
		Variabelverzinsliche Anleihe	13				
		Swaps	14				
			_				
2	Aktı	arielle Bewertung von Zahlungsströmungen	14				
	2.1	Zahlungsströme und deren Bewertung	15				
	2.2	Personenversicherung und deren Bewertung	15				
	2.3	Klassische Beispiele	16				
	2.4	Deckungskapital	19				
	2.5	Beispiele Deckungskapital	20				
	2.6	Personengemeinschaften, verbundene Leben	22				
	2.7	Konkurrierende Ausscheideursachen	23				
3 Exkurs stochastische Prozesse		rs stochastische Prozesse	26				
	3.1	Definitionen	26				
	3.2	Das N-Perioden CRR-Modell	26				
	3.3	Random-Walk	26				
	3.4	Bedingter Erwartungswert	26				
	3.5	Existenz & Eindeutigkeit	27				
	3.6	Faktorisierter bedingter Erwartungswert	28				
	3.7	Stochastischer Kern	28				
	3.8	bedingte W'keit und bedingte Verteilungen	29				
	3.9	Beispiel: diskrete Zufallsvariablen	29				
		Lebesgue-Dichten	30				
Αι	Aussagen aus den Übungen						
lne	lex		C				
ΑŁ	bildu	ngsverzeichnis	E				

Prolog

Ziel

- Bewertung von Finanzderivaten, dies entspricht der Bewertung von Finanzmarktrisiken
- aktuarielle Bewertung von Risiken, biometrische Risiken (Rente,...) \leftrightarrow Personenversicherungen, sonstige Risiken (Unfall, ...) \leftrightarrow Schadenversicherungen

Schlagwörter

- Black-Scholes Formel
- äqivalentes Martnigalmaß
- Hedging, Replizieren durch Handel
- Arbitage
- Äquivalenzprinzip
- Risikoausgleich im Kollektier

Hilfsmittel

Theorie der stochastischen Prozesse

- mathem. Modellierung von zeitlich abhängigen Zufallsphänomenen
- notwendig zur Beschreibung von Finanzmärkten

Themen

- diskrete und kontinuierliche Martnigaltheorie
- diskrete und kontinuierliche Markov-Prozesse
- Wiener-Prozess, Brownsche Bewegung
- geometrische Brownsche Bewegung als Modell für Aktienkurse

Inhaltsverzeichnis 1



1 Informelle Einführung

- (i) Zweiteilung von Finanzgütern in:
 - (1) Basisfinanzgüter
 - (2) derivative Finanzgüter
- (ii) zu (1) gehören:
 - Aktien
 - festverzinsliche Wertpapiere, Bonds
 - Rohstoffe, Agrarprodukte

diese werden gehandelt auf:

- Aktienmärkte
- Rentenmärkte
- Warenmärkte

Diese werden als Kassamärkte bezeichnet.

- (iii) zu (2) gehören:
 - Optionen auf Aktien
 - Swaps (Zinsderivate)
 - futures und forwards

1.1 Option

Unterscheidung in Kauf- und Verkaufoptionen

- Eine Kaufoption (<u>Call</u>) gibt das Recht ein Basisfinanzgut (<u>Underlying</u>), zu einem im Voraus bestimmten fixen Preis, dem Ausübungspreis (<u>strike</u>, Basis), während (<u>amerikanische Option</u>) oder nur am Ende der Laufzeit der Option (<u>europäische Option</u>) zu kaufen.
- Eine Verkaufoption (<u>Put</u>) gibt das Recht ein Basisfinanzgut (Underlying), zu einem im Voraus bestimmten fixen Preis, dem Ausübungspreis (strike, Basis), während (amerikanische Option) oder nur am Ende der Laufzeit der Option (europäische Option) zu verkaufen.

Dies sind unbestimmte Termingeschäfte, da keinerlei Verpflichtung zum Kauf bzw. Verkauf besteht.

1.2 long, short

In der Regel nimmt der Käufer eines Finanzgutes eine <u>long-Position</u> ein, der Verkäufer eine <u>short-Position</u>. Der Verkäufer wird auch als writer (Zeichner) bezeichnet, da er die Option 'zeichnet'. Man kann zu jeder Zeit eine long oder short Position eingehen, insbesondere auch wenn man die Aktie gar nicht besitzt. Dies wird auch als <u>Leerverkauf</u> (short selling) bezeichnet, hierbei leiht man sich die Aktie von der Bank um sie zu verkaufen.

1.3 Payoff und Profit Diagramme

• Positionen in Finanzgütern bergen Chancen und Risiken.

• Payoff: Wert der Position wird gegen den Preis des Underlyings aufgetragen

• Profit: analog zum Payoff, unter Berücksichtigung von Kosten (Anfangswert der Postion)

- Beispiele: Option mit Laufzeit $T\in \mathbb{N}$, Underlying mit Preis S_T in T

(a) long call: strike KPayoff: $(S_T - K)^+$

 $S_T \leq K$ keine Ausübung, $S_T > K$ Ausübung der Option (Ablauf: leihe Geld, kaufe Aktie, verkaufe Aktie, zahle Geld zurück)



Abbildung 1: Payoff long call

Kosten: Anfangspreis des Calls c>0. Profit: $(S_T-K)^+-c$

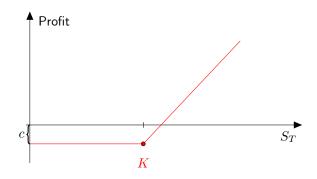


Abbildung 2: Profit long call

(b) long put: strike ${\cal K}$

Payoff: $(K - S_T)^+$

 $S_T>K$ keine Ausübung, $S_T\leq K$ Ausübung der Option (Ablauf: leihe Aktie, verkaufe Aktie, kaufe Aktie, gebe Aktie zurück)

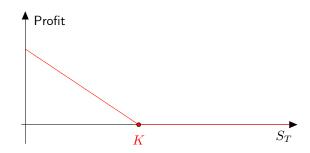


Abbildung 3: Payoff long put

Kosten: Anfangspreis de Option p>0. Profit: $(K-S_T)^+-p$

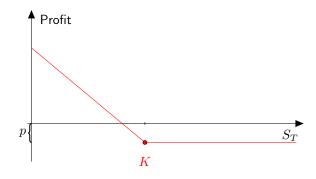


Abbildung 4: Profit long put

(c) short call:

Payoff: $-(S_T - K)^+$, Profit: $c - (S_T - K)^+$

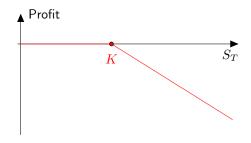


Abbildung 5: Payoff short call

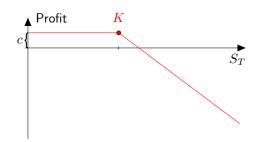


Abbildung 6: Profit short call

4



(d) short put:

Payoff:
$$-(K - S_T)^+$$
, Profit: $p - (K - S_T)^+$

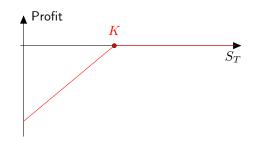


Abbildung 7: Payoff short put

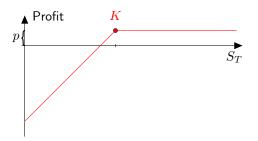


Abbildung 8: Profit short put

1.4 Strategien

Durch Kombination von einfachen Positionen bildet man **Strategien**.

Bsp

- Absicherung einer Aktie:
 - Aktie zum heutigen Kurs kaufen mit strike ${\cal K}$
 - zur Absicherung gegen Kursverlust in T wird eine Putoption zum strike K gekauft
- Gesamtposition:

	long Aktie	long put	Gesamt
Kosten	K	p	K+p
Payoff	S_T	$(K-S_T)^+$	$S_T + (K - S_T)^+ = \max\{K, S_T\}$

Profit:

$$S_T + (K - S_T)^+ - (K + p) = (S_T - K) + (K - S_T)^+ - p = -p \mathbb{1}_{\{S_T < K\}} + (S_T - (K + p)) \mathbb{1}_{\{S_T > K\}}$$

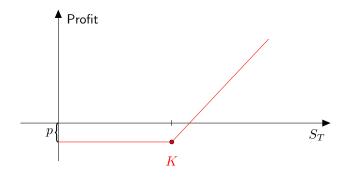


Abbildung 9: Bsp. Profit Diagramm

long straddle

• Idee: Spekulation auf eine starke Kursänderung

	long call	long put	Gesamt
Kosten	c	p	c+p
Payoff	$(S_T - K)^+$	$(K-S_T)^+$	$ S_T - K $

Profit: $|S_T - K| - (c + p)$

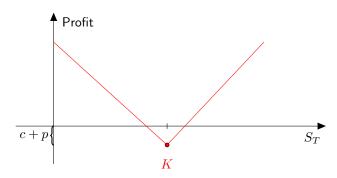
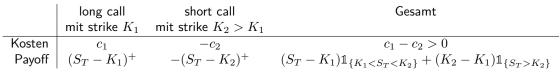


Abbildung 10: long straddle

Bullish Vertical Spread

Idee: Risikoarme Spekulation auf ein Anziehen des Kurses

Je kleiner der strike, desto teuerer ist der call.



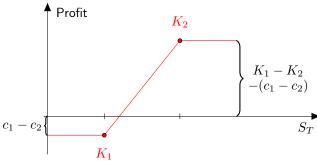
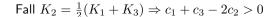


Abbildung 11: Bullish Vertical Spread

Butterfly Spread

ldee: Risikoarme Spekulation auf eine Seitwärtsbewegung des Kurses strike: $K_1 < K_2 < K_3$



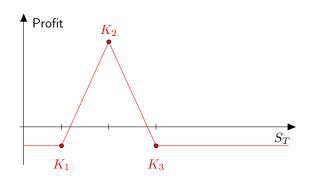


Abbildung 12: long Butterfly Spread

Für weitere Strategien klicken Sie hier.

1.5 Arbitrage

• Ein <u>Arbitrage</u> ist eine Möglichkeit durch Handel mit Finanzgütern einen risikolosen Profit zu erzielen.

Bsp

	New York	Frankfurt
Aktie	130 \$	100 €
Wechselkurs	1,27 \$	<u>_</u> 1 €

Arbitragemöglichkeit:

leihe 100 € → kaufe Aktie in Frankfurt → verkaufe Aktie in New York → tausche 127 \$ in 100 € → 100 € zurück zahlen → risikolosen Profit von 3 \$

Grundannahme:

Im Handel mit Finanzgütern gibt es keine Arbitragen. Dies ist das sogenannte No-Arbitrage Prinzip.

• Aus dem No-Arbitrage Prinzip kann das **Replikationsprinzip** gefolgert werden.

1.6 Replikationsprinzip

Haben zwei verschiedene Kombinationen K,L von ausschüttungsfreien Finanzgütern zu einem zukünftigen Zeitpunkt $T \in \mathbb{R}$ immer den gleichen Wert, so haben sie auch zum gegenwärtigen Zeitpunkt den gleichen Wert.

Die Kombination K repliziert den Payoff der Kombination L, und umgekehrt.

Argumentation:

K,L habe den Anfangswert $V_0,W_0\in\mathbb{R}$ und den zufälligen Wert $V_T,W_T\in\mathbb{R}$ in T.

Es gelte: $V_T = W_T$: Beh.: $V_0 = W_0$

A

1.Fall: $V_0 > W_0$.

Dann kann durch short selling von ${\cal K}$ ein Arbitrage erzielt werden:

ullet short selling in K

lacksquare gehe long in L

 \Rightarrow am Anfang Gewinn $V_0 - W_0 > 0$

ullet handeln entsprechend L bis T

in T:

- verkaufe L, erhalte $W_T = V_T$
- ullet kaufe K für V_T und gebe die Position K zurück

Am Ende: Glattstellen der Positionen $W_T-V_T=0$ $\mbox{\em 4}$

2.Fall: $W_0 > V_0$. Analog.

1.7 Nullkouponanleihe

festverzinsliches Wertpapier:

- Fälligkeit *T* (Maturity)
- Zahlung von 1 Euro
- keine Kouponzahlung während der Laufzeit

B(t,T) bezeichne den Preis dieser Anleihe zum Zeitpunkt t < T. 0 < B(t,T) < 1 ist der Regelfall.

1.8 Put-Call Parität

Seien c,p die Anfangspreise einer Call- bzw. Putoption mit Laufzeit T und strike K. Sei S_0 und S_T die Preise des Underlyings heute und in T. Dann gilt:

$$S_0 + p = c + K \cdot B(0, T)$$

Argumentation:

Betrachte folgende Kombinationen:

I: long Aktie, long put

II: long call, $K \cdot$ long in eine Nullkouponanleihe mit Fälligkeit in T

Wert zum Zeitpunkt T:

I:
$$S_T + (K - S_T)^+ = \max\{S_T, K\}$$

II: $(S_T - K)^+ + K = \max\{S_T, K\}$

Replikationsprinzip liefert:

$$S_0 + p = c + K \cdot B(0, T)$$

1.9 forward

Ein <u>forward</u> ist ein unbedingtes Termingeschäft mit Ausübungszeitpunkt T (Maturity),für ein Underlying mit Preisen S_0 heute und S_T in T.Zwei Parteien A und B mit festem Terminpreis F_T zum Vertragsabschluss. In T: A zahlt an B den Terminpreis F_T , B liefert das Underlying

A hat die long-Position im forward, B die short-Position. Zusammenhang zwischen Termin- und Spotpreis des Underlyings.

zum Beispiel bei Agrargütern

 S_0 - gegenwärtiger Preis, **Spotpreis**

 ${\cal F}_T$ - Terminpreis zum Termin ${\cal T}$

Dann gilt:

$$F_T \cdot B(0,T) = S_0$$

Argumentation:

Betrachte folgende Kombinationen:

I: long im forward zum Zeitpunkt T, $F \times$ long in einer Nullkouponanleihe mit Fälligkeit T

II: long im Underlying

Wert zum Zeitpunkt
$$T$$
: I: $\underbrace{S_T - F_T}_{forward} + \underbrace{F_T}_{Nullkouponanleihe} = S_T$

II: S_T

Replikationsprinzip liefert:

$$F_T \cdot B(0,T) = S_0$$

1.10 Digitale Position

Recht auf Auszahlung eines festen Geldbetrags (etwa 1 €) bei Eintreten eines auslösenden Ereignisses (bedingtes Termingeschäft).

z.B.

digitaler call digitaler put
$$\mathbb{1}_{\{S_T \geq K\}}$$
 $\mathbb{1}_{\{S_T \leq K\}}$

1.11 Eigenschaften des Call-Preises

Sei $C(S_0,T,K)$ der Preis eines Calls auf ein Underlying mit Laufzeit T, strike K und Anfangspreis S_0 . Dann gilt:

- (i) $C(S_0, T, K) \ge \max\{0, S_0 K \cdot B(0, T)\}$ innerer Wert des Calls
- (ii) $C(S_0, T, K) \leq S_0$ obere Grenze des Calls
- (iii) $K_1 \leq K_2 \Rightarrow C(S_0, T, K_1) \geq C(S_0, T, K_2)$
- (iv) $B(0,T)(K_2-K_1) \ge C(S_0,T,K_1) C(S_0,T,K_2) \ \forall K_1 < K_2$
- (v) $C(S_0,T,K_2) \leq \frac{K_3-K_2}{K_3-K_1} \cdot C(S_0,T,K_1) + \frac{K_2-K_1}{K_3-K_1} \cdot C(S_0,T,K_3) \ \forall K_1 < K_2 < K_3 \ \underline{\text{Konvexität in } K_1 < K_2 < K_3}$

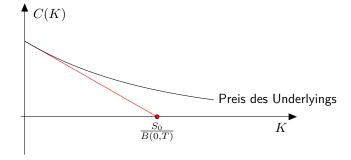


Abbildung 13: Konvexität in K

Argumentation:

(i) Falls $C(S_0,T,K)<0$ gehe long im Call und halte bis T. Risikolosen Gewinn von $|C(S_0,T,K)|>0$ am Anfang. ${\not \downarrow}_{No-Arbitrage}$

Genauso sieht man ein, dass $P(S_0; T, K) \ge 0$

Put-Call Parität liefert:

$$C(S_0, T, K) = S_0 + P(S_0, T, K) - K \cdot B(0, T)$$

 $\geq S_0 - K \cdot B(0, T)$

- (ii) Falls $C(S_0,T,K)>S_0$. long Aktie, short im call am Anfang: Gewinn von $C(S_0,T,K)-S_0>0$, benutze die Aktie um die Verpflichtung des Calls zu erfüllen: $S_T-(S_T-K)^+\geq 0$ $\frac{1}{2}N_{O-Arbitrage}$
- (iii) Sei $K_1 \leq K_2$: Falls $C(K_1) < C(K_2)$ gehe short in K_2 und long in K_1 . am Anfang: $C(K_2) C(K_1) > 0$ am Ende: $(S_T K_1)^+ (S_T K_2)^+ = (S_T K_1)\mathbb{1}_{\{K_1 \leq S_T \leq K_2\}} (K_2 K_1)\mathbb{1}_{\{S_T > K_2\}} > 0$
- (v) $K_1 < K_2 < K_3$; $K_2 = \lambda K_1 + (1-\lambda)K_3$ mit $\lambda = \frac{K_3 K_2}{K_3 K_1}$ Falls $C(K_2) > \lambda C(K_1) + (1-\lambda)C(K_3)$, gehe short in K_2 , $\lambda \times$ long in K_1 , $(1-\lambda) \times$ long in K_3 . am Anfang: $C(K_2) \lambda C(K_1) (1-\lambda)C(K_3) > 0$ am Ende:

$$\lambda(S_T - K_1)^+ + (1 - \lambda)(S_T - K_3)^+ - (S_T - K_2)^+ = \lambda(S_T - K_1)\mathbb{1}_{\{K_1 < S_T < K_2\}} + [\lambda(S_T - K_1) - (S_T - K_2)]\mathbb{1}_{\{K_2 < S_T < K_3\}} + \underbrace{[K_2 - (\lambda K_1 + (1 - \lambda)K_3)]\mathbb{1}_{\{S_T > K_3\}}}_{=0}$$

da

$$\lambda(S_T - K_1) + (K_2 - S_T) = K_2 - \lambda K_1 - (1 - \lambda)S_T$$

$$= \lambda K_1 + (1 - \lambda)K_3 - \lambda K_1 - (1 - \lambda)S_T$$

$$= (1 - \lambda)(K_3 - S_T) \ge 0$$

$$\frac{4}{2} No-Arbitrage$$

1.12 Zinsmethoden

Frage: Wie kann man Kapitalrenditen durch annualisierte Zinssätze beschreiben?

Antwort: Man vereinbart eine **Zinsmethoden** und eine **Zählkonvention** (Anzahl der Tage eines Jahres). Genauer: Kapital N wird zum Zeitpunkt t in eine Nullkouponanleihe mit Fälligkeit in T angelegt.

Zählkonvention für uns nicht wichtig



in t: erhalte für N: $rac{N}{B(t,T)}$ $T ext{-Bonds}$ $\{$ Nullkouponanleihe mit Fälligkeit in T

in T: die Position hat einen Wert von $\frac{N}{B(t,T)}$

Gewinn:
$$\frac{N}{B(t,T)} - N = N \left(\frac{1}{B(t,T)} - 1 \right)$$

 $\frac{\text{Gewinn: } \frac{N}{B(t,T)}-N=N\left(\frac{1}{B(t,T)}-1\right)}{R(t,T)=\frac{1}{B(t,T)}-1 \text{ kann als Kapitalrendite interpretiert werden, die ein Investment zwischen } t \text{ und } T$ hervorbringt:

Ziel: Beschreibung durch einen jährlichen Zinssatz:

(a) lineare Zinsmethode:

 $\overline{\text{lineare Verteilung der j\"{a}hrlichen Zinsen auf die Laufzeit }} R(t,T) = \underbrace{(T-t)}_{Laufzeit} \cdot r_{lin}, \ r_{lin} \ \text{ist der j\"{a}hrlichen Zinsen auf die Laufzeit }}$

Zinssatz bei linearer Zinsmethode.

Bsp.

Anlage Zeitraum ein Monat

- Rendite von $0.5\% = 50 \ bp$ (ein Basispunkt $\hat{=} 0.01\%$)
- $r_{lin} = 0.5\% \cdot 12 = 6\%$

(b) periodische Zinsmethode:

$$t=t_0$$
 t_1 t_2 t_3 t_4 t_5 t_6 T

gung von Zinseszinsen verzinst.

Verzinsung:

$$K_m(r, t, T) := \left(1 + r \cdot \frac{T - t}{m}\right)^m = 1 + R(t, T)$$

(c) stetige Zinsmethode:

- (i) Konstante Zinsrate rerhält man als Grenzübergang für $m\to\infty$ $\lim_{m \to \infty} K_m(r, t, T) = e^{r(T - t)} = 1 + R(t, T)$
- (ii) <u>nicht konstante</u> Zinsrate $r:[0,\infty)\to\mathbb{R}$ liefert eine Kapitalentwicklung der Form:

$$K(r,t,T) = e^{\int_{t}^{T} r(s) ds}$$

zwischen t und T.

Veranschaulichung:

 $\begin{array}{ll} r: \overline{[0,\inf) \to \mathbb{R}, \quad t_i} = t + i \cdot \frac{T - t}{m}, i = 0, \ldots, m \\ 1 \in \text{in } t_0 \text{ ergibt bei Zinsrechnung:} \end{array}$

$$K_m(r,t,T) = (1 + r(t_0)\Delta t)cdot(1 + r(t_1\Delta t)\cdots(1 + r(t_m)\Delta t))$$

$$log K_m(r,t,T) = \sum_{i=1}^m log(1 + r(t_{i-1})\Delta t)$$

$$= \underbrace{\sum_{i=1}^m r(t_{i-1})\Delta t}_{T} + \underbrace{\mathcal{O}(\Delta t)}_{\Delta t \to 0}$$

$$\int_{t}^{T} r(s)ds$$

1.13 Festzinsanleihe

- festverzinsliches Wertpapier
- lacksquare Nominal N
- ullet Fälligkeit T
- Zinstermine $t_1 < t_2 < \cdots < t_m \le T$
- Koupons K_1, K_2, \dots, K_m

In der Regel werden Koupons als Zins auf das Nominal gezahlt, d.h. $K_i = N \cdot R$, R Zinssatz.

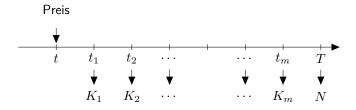


Abbildung 14: Ablauf Festzinsanleihe

Bewertung zu Zeitpunkt $t < t_1$:

Mit Hilfe einer Modifikation des Replikationsprinzips:

I: long in die festzinsanleihe

II: long in $K_i \times T_i$ -Bonds, $i = 1, \dots, m$, long in N T-Bonds

Beide Strategien erzeugen den gleichen Zahlungsstrom an Auschüttungen:

$$K_1$$
 in t_1, K_2 in $t_2, \ldots K_m$ in t_m

und haben den gleichen Endwert N in T.

Replikationsprinzip liefert, dass die Preise in $t < t_1$ übereinstimmen müssen, d.h.

Preis der Festzinsanleihe in $t < t_1$ ist

$$\sum_{i=1}^{m} K_i \cdot B(t, t_i) + N \cdot B(t, T)$$

1.14 Variabelverzinsliche Anleihe

Floater FRN (Floating Rate Note)

- lacksquare Nominal N
- Fälligkeit T
- Startpunkt t₀
- Zinszahlungstermine $t_0 < t_1 < \cdots < t_m = T$
- nachschüssige Kouponzahlungen K_1, K_2, \dots, K_m entsprechend dem für die Periode geltendem Marktzins

$$F(t_{i-1}, t_{i-1}, t_i) = \frac{1}{t - t_{i-1}} \cdot \left(\frac{1}{B(t_{i-1}, t)} - 1\right)$$

also

$$K_i = N \cdot F(t_{i-1}, t_{i-1}, t_i)(t_i - t_{i-1})$$

= $N\left(\frac{1}{B(t_{i-1}, t_i)} - 1\right), \quad i = 1, \dots, m$

• Bewertung in t_0 durch folgende replizierende Handelsstrategie: **Rollierende Anlage** des Nominals bis zum jeweiligen nächsten Zinstermin.

Genauer:



- lacksquare in t_0 : Kaufe $rac{N}{B(t_0,t_1)}$ t_1 -Bonds und halte bis t_1
- in Tt_1 :
 - Reinvestition von N in die 2.-Zinsperiode durch Kauf von $\frac{N}{B(t_1,t_2)}$ t_2 -Bonds
 - Ausschüttung der Zinszahlung von $rac{N}{B(t_0,t_1)}-N=N\cdot F(t_0,t_0,t_1)(t_1-t_0)=K_1$
- ...
- ...
- in t_m :
 - Rückzahlung von N
 - Ausschüttung der letzten Zinszahlung $\frac{N}{B(t_{m-1},t_m)}-N=K_m$

Das Halten der variabel verzinslichen Anleihe und das Durchführen der rollierenden Handelsstrategie liefern den gleichen Zahlungsstrom an Zinszahlungen und haben zur Fälligkeit das Nominal als Endwert. Für die Handelsstrategie wird in t_0 ein Kapital von N benötigt. Desgalb ist der Preis der variabel verzinslichen Anleihe in t_0 durch N gegeben.

In $t < t_0$ ist der Preis $N \cdot B(t,t_0)$, denn durch Kauf von N t_0 -Bonds in t kann die rollierende Handelsstrategie von t beginnend durchgeführt werden.

1.15 Swaps

Ein Zinsswap liefert die Möglichkeit das Zinsänderungsrisiko einer Festzinsanleihe zu vermeiden:

- Tauschgeschäft
- beim Zinsswap werden feste gegen variable Zinsen getauscht
- Tenorstruktur $t_0 < t_1 < \dots < t_m$
- jährlichen Festzinssatz
- ullet Nominal N, das nur zur Berechnung der Zinsen dient
- Unterscheidung in Payer- und Reciever-Swaps ausgehend von der Festzinsseite

Am Ende einer jeden Periode werden die festen Zinsen $N\cdot R(t_i-t_{i-1})$ gegen die variablen $N\cdot F(t_{i-1},t_{i-1},t_i)(t_i-t_{i-1})$ getauscht. Dies führt zum Zahlungsstrom

$$N(t_i - t_{i-1}) (F(t_{i-1}, t_{i-1}, t_i) - R), 1 \le i \le m$$

beim Payer-Swap und

$$N(t_i - t_{i-1})(R - F(t_{i-1}, t_{i-1}, t_i))$$

beim Reciever-Swap.

Ein Payer-Swap kann repliziert werden durch eine long-Position in der FRN, short in die Festzinsanleihe zum Nominal N und Zinszahlungsterminen passend zur Tenorstruktur. Deshalb gilt für den Preis Payerswap(t) in $t < t_0$:

$$\begin{aligned} \mathsf{Payerswap}(t) &= \underbrace{N \cdot B(t, t_0)}_{\mathsf{FRN in } t} - \underbrace{\left(\sum_{i=1}^m N \cdot R(t_{i-1} - t_i) \cdot B(t, t_i) + N \cdot B(t, t_m)\right)}_{\mathsf{Festzinspreis}} \\ &= N \left(B(t, t_0) - B(t, t_m) - \sum_{i=1}^m R \cdot B(t_{i-1}, t_i)\right) \end{aligned}$$

Der "faire" Festzinspreis R liegt dann in t vor, wenn Payer-Swap(t)=0, also wenn

$$R = \frac{B(t, t_0) - B(t, t_m)}{\sum_{i=1}^{m} B(t, t_i)(t_i - t_{i-1})}$$

R ist dann die sogenannte **Swaprate** in t.

2 Aktuarielle Bewertung von Zahlungsströmungen

<u>Ziel:</u> Bewertung von Zahlungsverpflichtungen, die durch biometrische Risiken verursacht werden. Biometrische Risiken sind zum Beispiel Todesfall, Invalidität,...

2.1 Zahlungsströme und deren Bewertung

• zeitdiskrete periodische Sichtweise, Zeit wird in Jahren gemessen

Definition

- Ein Zahlungsstrom Z ist eine Folge $(Z(n))_{n\in\mathbb{N}}$ von nicht negativen reellen Zahlen, Z(n) = Auszahlung zum Zeitpunkt n
- Frage: Was ist der Kapitalwert, der durch den Zahlungsstrom der verursachten Zahlungsverpflichtungen entsteht?
- Antwort: Summe der abdiskontierten Zahlungen
- Genauer: Für jedes $n \in N$ gibt B(k, n), den Preis des n-Bonds zum Zeitpunkt k, den Wert einer in n fälligen Zahlungsverpflichtung von $1 \in$ an.
- Deshalb definieren wir:

$$V_0(Z) = \sum_{n=0}^{\infty} Z(n) \cdot B(0, n)$$

Summe aller auf den Anfang abdiskontierten Zahlungsverpflichtungen, Kapitalwert von heute. Und

$$V_m(Z) = \sum_{k=0}^{\infty} Z(m+k) \cdot B(m, m+k)$$

Summe aller nach m fälligen auf den Zeitpunkt m abdiskontierten Zahlungsverpflichtungen.

- $V_m(Z)$ ist das Kapital, das zum Zeitpunkt m benötigt wird, um die zukünftigen Zahlungsverpflichtungen erfüllen zu können.
- Praxis: Periodische Rendite r, periodische **Diskontfaktor**

$$v = \frac{1}{1+r} \Rightarrow B(m,n) = v^{n-m} \quad \forall 0 \le m \le n$$

2.2 Personenversicherung und deren Bewertung

Ziel:

Mathematische Beschreibung und Analyse einer Personenversicherung

Definition:

Eine Personenversicherung ist ein Quadertupel $\Gamma=(t,s,b,T)$ mit Zahlungsströmen $(t(n))_{n\in\mathbb{N}_0},\ (s(n))_{n\in\mathbb{N}_0},\ (b(n))_{n\in\mathbb{N}_0}$ und $(0,\infty)$ -wertiger Zufallsvariabel T.

Interpretation:

- T ist eine zufällige Ausfallzeit (etwa Restlebensdauer)
- Todesfallspektrum $(t(n))_{n \in \mathbb{N}_0}$

 $t(n) \geq 0 \; \hat{=} \; \; {\rm Auszahlung \; in} \; n \; {\rm bei} \; {\rm Ausfall \; in} \; {\rm der} \; n {
m -ten} \; {\rm Periode}$

• <u>Erlebensspektrum</u> $(s(n))_{n \in \mathbb{N}_0}$

 $s(n) \geq 0$ $\hat{=}$ Auszahlung in n, wenn n erreicht wird

■ Beitragsspektrum $(b(n))_{n \in \mathbb{N}_0}$

 $b(n) \geq 0$ $\hat{=}$ Premienzahlung in n, wenn n erreicht wird

Aus Sicht des Versicherungsunternehmens erzeugt eine Personenverischerung die folgenden zufälligen Zahlungsströme:

Ausgabenstrom:

$$A(n) = s(n) \mathbb{1}_{\{T > n\}} + t(n) \mathbb{1}_{\{n-1 < T \le n\}}$$

 $\forall n \in \mathbb{N}_0, \quad A(0) = s(0)$

Bewertung aus heutiger Sicht durch

$$I(n) = b(n) \mathbb{1}_{\{T > n\}} \quad \forall n \in \mathbb{N}_0$$

$$V_0(A) = s(0) + \sum_{n=1}^{\infty} s(n) \mathbb{1}_{\{T > n\}} B(0, n) + \sum_{n=1}^{\infty} t(n) \mathbb{1}_{\{n-1 < T \le n\}} B(0, n)$$
$$V_0(I) = \sum_{n=0}^{\infty} b(n) \mathbb{1}_{\{T > n\}} B(0, n)$$

 $V_0(A) \stackrel{.}{=} \text{heutiger Kapitalwert des zufälligen Zahlungsstroms}$

 $\mathbb{E}V_0(A)$ $\hat{=}$ mittlerer Kapitalwert der zukünftigen Zahlungsverpflichtung

 $\mathbb{E}V_0(I) = \mathsf{mittlerer} \; \mathsf{Kapitalwert} \; \mathsf{der} \; \mathsf{Einnahmen}$

Definition:

 $\mathbb{E}V_0(A)$ heißt <u>Barwert</u> der durch die Versicherung induzierten Zahlungsverpflichtungen. $\mathbb{E}V_0(I)$ heißt Barwert der durch die Versicherung induzierten Einnahmen.

Eine Personenversicherung heißt <u>ausgewogen</u> oder <u>fair</u>, wenn $\mathbb{E}V_0(A) = \mathbb{E}V_0(I)$ gilt und beide endlich sind.

Ist $\mathbb{E}V_0(A)<\infty$ oder? $\mathbb{E}V_0(I)<\infty$, so ist $\mathbb{E}V_0(A)-\mathbb{E}V_0(I)$ der Barwert der Versicherung.

Dies ist als Ausgangspreis zu interpretieren, den ein Versicherungsunternehmen verlangt.

Äquivalenzprinzip:

Man wähle (t,s,b) so, dass die Versicherung fair ist.

2.3 Klassische Beispiele

- versichert wird eine Person
- biometrisches Risiko ist das Todesfallrisiko
- Ausfallzeit ist deshalb die Restlebensdauer der Person

(a) Todesfallversicherung:

- ullet Todesfallsumme M
- Laufzeit n
- konstante periodische Prämienzahlung

$$t(k) = M \ \, \forall k = 1, \dots, n \quad \, t(k) = 0 \; \mathrm{sonst}$$

$$s(k) = 0 \quad \forall k \in \mathbb{N}_0$$

$$b(k) = p \quad \forall k = 0, \dots, n-1 \quad b(k) = 0 \text{ sonst}$$

• Induzierte Zahlungsströme:

$$A(k) = M \cdot \mathbb{1}_{\{k-1 < T \le k\}}, \ k = 1, \dots, n \quad A(k) = 0 \text{ sonst}$$

$$I(k) = p \cdot \mathbb{1}_{\{T > k\}}, \ k = 0, \dots, n-1 \quad I(k) = 0 \text{ sonst}$$

$$V_0(A) = \sum_{k=1}^n M \cdot B(0,k) \mathbb{1}_{\{k-1 < T \le k\}}$$

$$V_0(I) = \sum_{k=0}^{n-1} p \cdot B(0,k) \mathbb{1}_{\{T > k\}}$$
 Also $\mathbb{E}V_0(A) = \sum_{k=1}^n M \cdot B(0,k) \mathbb{P}(k-1 < T \le k)$
$$\mathbb{E}V_0(I) = p \cdot \sum_{k=0}^{n-1} B(0,k) \mathbb{P}(T > k)$$

Praxis:

- Restlebenszeit wird durch das Alter bestimmt T_x Restlebenszeit eines x-Jährigen
- Stationaritätsannahme $\mathbb{P}(T_x > t + s \mid T_x > s) = \mathbb{P}(T_{x+s} > t)$
- $q_x = \mathbb{P}(T_x \leq 1)$ 1-jährige Sterbew'keit eines x-Jährigen
- $p_x=1-q_x=\mathbb{P}(T_x>1)$ 1-jährige Überlebensw'keit eines x-Jährigen

$$\begin{array}{l} -\ _kp_x:=\mathbb{P}(T_x>k)=\mathbb{P}(T_x>1)\mathbb{P}(T_x>k\mid T_x>1) \stackrel{\text{Stationarität}}{=} p_x\mathbb{P}(t_{x+1}>k-1)\\ =\cdots=p_xp_{x+1}\dots p_{x+k-1} \end{array}$$

$$- {}_k q_x = 1 - {}_k p_x = \mathbb{P}(T_x \le k)$$

- Bezeichnung für M=1, Eintrittsalter x

Bezeichnung für
$$M=1$$
, Eintrittsa
$$_{\mid n}A_x = \sum_{k=1}^n r^k \mathbb{P}(k-1 < T_x \le k)$$
 für $p=1$:
$$\ddot{\mathbf{a}}_{x:n \mid} = \sum_{k=0}^{n-1} r^k \mathbb{P}(T_x > k)$$

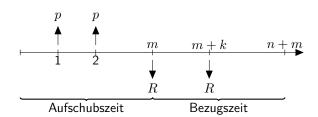
Die Todesfallversicherung ist fair, wenn $M\cdot {}_{|n}A_x=p\cdot\ddot{\mathbf{a}}_{x:n}$ $n\to +\infty$ entspricht Todesfallversicherung ohne zeitliche Beschränkung

- Bezeichnung

$$A_x = \sum_{k=1}^{\infty} v^k \mathbb{P}(k-1 < T_x \le k)$$
$$\ddot{\mathbf{a}}_x = \sum_{k=0}^{\infty} v^k \mathbb{P}(T_x > k)$$

(b) aufgeschobene Rentenversicherung

- Eintrittsalter x
- Aufschubszeit m Jahre
- Bezugszeit n Jahre
- lacksquare Rentenhöhe R
- Beitragshöhe p



Modellierung:

- ullet $T=T_x$ Restlebenszeit eines x-Jährigen
- $t(k) = 0 \ \forall k \in \mathbb{N}_0$
- s(k) = 0 k = 0, ..., m 1, s(m + k) = R k = 0, ..., n 1
- $b(k) = p \ k = 0, \dots, m-1, \quad b(k) = 0 \text{ sonst}$

Induzierte Zahlungsströme:

- Ausgaben: $A(m+k) = R \cdot \mathbb{1}_{\{T>m+k\}} \ k=0,\ldots,n-1, \ A(k)=0$ sonst
- Einnahmen: $I(k) = p \cdot \mathbb{1}_{\{T > k\}} \ k = 0, \dots, m-1 \ I(k) = 0$ sonst
- Barwert der Ausgaben: $\mathbb{E}V_0(A) = \sum_{k=0}^{n-1} R \cdot v^{m+k} \mathbb{P}(T_> m+k)$
- $\qquad \qquad \textbf{ Barwert der Einnahmen: } \mathbb{E} V_0(I) = p \underbrace{\sum_{k=0}^{m-1} v^k \mathbb{P}(T>k)}_{\ddot{\mathbf{a}}_{x:m\rceil}} = p \cdot \ddot{\mathbf{a}}_{x:m\rceil}$
- Bezeichnung für R=1: $_{m|n}\ddot{\mathbf{a}}_{x}:=\sum\limits_{k=0}^{n-1}v^{m+k}\mathbb{P}(T>m+k)$
- Die Versicherung ist fair, wenn $R \cdot {}_{m|n} \ddot{\mathbf{a}}_x = p \cdot \ddot{\mathbf{a}}_{x:m}$
- Für $n=\infty$, lebenslange Rente: $m|\ddot{\mathbf{a}}_x=\sum\limits_{k=0}^{\infty}v^{k+m}\mathbb{P}(T>m+k)$

(c) Erlebensfallversicherung

- ullet Eintrittsalter x
- Laufzeit n Jahre
- Erlebensfallsumme M, Auszahlung bei Überleben von n Jahren
- konst. Prämie p, während der Laufzeit

Modellierung:

- $T = T_x$ Restlebenszeit
- $t(k) = 0 \ \forall k \in \mathbb{N}_0$
- $s(k) = \left\{ \begin{array}{ll} M, & k=n \\ 0, & \text{sonst.} \end{array} \right.$ $b(k) = \left\{ \begin{array}{ll} p, & k=0,\dots,n-1 \\ 0, & \text{sonst.} \end{array} \right.$

Induzierte Zahlungsströme:

- Ausgaben: $A(m) = M \cdot \mathbb{1}_{\{T > m\}}$, A(k) = 0 sonst
- $\bullet \ \ \mathsf{Einnahmen:} \ I(k) = p \cdot \mathbb{1}_{\{T > k\}}, \quad k = 1, \dots, n-1$

Bewertung:

$$\mathbb{E}V_0(A) = M \underbrace{v^n \mathbb{P}(T > n)}_{=_m E_x} = M \cdot {}_n E_x$$

$$\mathbb{E}V_0(I) = p \cdot \ddot{a}_{r:n} \mathbf{1}$$

- Versicherung ist fair, wenn $M_n E_x = p \ddot{\mathbf{a}}_{x:m}$
- (d) **gemischte Versicherung** (Kapitalgebundene Lenbensvers.)
 - Kombination aus Todesfall- und Erlebensversicherung

Modellierung:

- ullet Eintrittsalter x
- Laufzeit n
- Versicherungssumme M, fällig bei Tod während der Lauf- s(n) = M, s(k) = 0 sonst
- zeit oder bei Überleben der Laufzeit
- $T = T_x$ Restlebenszeit
- t(k) = M, k = 1, ..., n, t(k) = 0 sonst
- b(k) = p, k = 0, ..., n 1, b(k) = 0 sonst
- konst. Prämie p, während der Laufzeit Induzierte Zahlungsströme:

$$\begin{split} &A(k) = M \cdot \mathbb{1}_{\{k-1 < T \leq k\}}, \qquad k = 1, \dots, n-1 \\ &A(n) = M \cdot (\mathbb{1}_{\{n-1 < T \leq n\}} + \mathbb{1}_{\{T > n\}}), \qquad A(k) = 0 \text{ sonst} \\ &I(k) = p \cdot \mathbb{1}_{\{T > k\}}, \qquad k = 0, \dots, n-1 \end{split}$$

Bewertung:

$$\mathbb{E}V_0(A) = M({}_{\mid n}A_x + {}_{n}E_x) \qquad \mathbb{E}V_0(I) = p\ddot{\mathbf{a}}_{x:n}$$

Versicherung ist fair, wenn $M(_{\mid n}A_x + _{n}E_x) = p\ddot{\mathbf{a}}_{x:n}$

2.4 Deckungskapital

Betrachtet wird nur der Fall einer **deterministischen Zinsentwicklung**, z.B. $B(k,n) \in (0,1)$ det. $\forall n \in (0,1)$ $\mathbb{N}, k < n$

Beobachtung:

Anfangs sind die Prämieneinnahmen pro Jahr höher, als die zu erwartenden Ausgaben pro Jahr. Dies führt zum Aufbau einer Prämienreserve. Gegen Ende sind die zu erwartenden Leistungen pro Jahr höher, als die Prämien pro Jahr und werden durch die aufgebaute Prämienreserve finanziert.

Der Deckungskapitalverlauf spiegelt den Auf- und Abbau der Prämienreserve wieder.

Definition:

Gegeben sei eine allgemeine Prämienversicherung $\Gamma=(t,s,b,T)$. Sei $(A(n))_{n\in\mathbb{N}}$ und $(I(n))_{n\in\mathbb{N}}$ der Zahlungsstrom der Ausgaben und Einnahmen. Das nach m Jahren gebildete Deckungskapital $\mathcal{D}(m)$ ist definiert, als die Differenz der Barwerte, der dann zukünftigen Ausgaben und Einnahmen, wobei die Diskontierung auf das Ende des n-ten Jahres vorgegeben wird. In mathematischen Formeln:

Anfang und Ende bezieht sich auf die Versicherung, bzw viele Versicherungen zum selben Zeitpunkt

$$\mathcal{D}(m) = \mathbb{E}(V_m(A) \mid \underbrace{T > m}_{\text{die nach } m \text{ noch leben}}) - \mathbb{E}(V_m(I) \mid T > m) \quad \forall m \in \mathbb{N}_0$$

Dies ist die Definition des sogenannten prospektiven Deckungskapitals (vorausschauende Methode). Für m=0 ist $\mathcal{D}(0)$ der Barwert der Versicherung. $\mathcal{D}(0)=0$ liegt bei einer fairen Versicherung vor.

Bemerkung:

$$\begin{split} \mathbb{E}(V_m(A) \mid T > m) &= \mathbb{E}\left(\sum_{k=0}^{\infty} A(m+k) \underbrace{B(m,m+k)}_{=v^k} \mid (T > m)\right) \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} t(k+m) B(m,m+k) \mathbb{P}(m+k-1 < T < m+k \mid T > m) \\ &+ \sum_{k=0}^{\infty} s(k+m) B(m,m+k) \mathbb{P}(T > m+k \mid T > m) \\ &\text{Da } A(m+k) = t(k+m) \cdot \mathbb{1}_{\{m+k-1 < T \le m+k\}} + s(k+m) \cdot \mathbb{1}_{\{T > m+k\}} \end{split}$$

Analog:

$$\mathbb{E}(V_m(I) \mid T > m) = \sum_{k=0}^{\infty} b(m+k)B(m, m+k)\mathbb{P}(T > m+k \mid T > m)$$

2.5 Beispiele Deckungskapital

periodischen konst. Diskontfaktor \boldsymbol{v}

- (a) Todesfallverischerung:
 - Eintrittsalter x

$$A(k) = \mathbb{1}_{\{k-1 < T_r < k\}}, \quad k = 1, \dots, n$$

• VS M=1

$$I(k) = p \cdot \mathbb{1}_{\{T_x > k\}}, \quad k = 0, \dots, n-1 \text{ mit } p = \frac{|nA_x|}{\ddot{\mathbf{a}}_{x:n}}$$

Laufzeit n Jahre

$$\mathcal{D}_{x}(m) = \sum_{k=1}^{n-m} v^{k} \mathbb{P}(m+k-1 < T_{x} \le m+k \mid T_{x} > m) - p \sum_{k=0}^{n-m-1} v^{k} \mathbb{P}(T_{x} > m+k \mid T_{x} > m)$$

$$= \sum_{k=1}^{n-m} v^{k} \mathbb{P}(k-1 < T_{x+m} \le k) - p \sum_{k=0}^{n-m-1} v^{k} \mathbb{P}(T_{x+m} > k)$$

$$= \sum_{k=1}^{n-m} A_{x+m} - p \cdot \ddot{a}_{x+m:n-m}$$

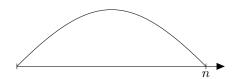


Abbildung 15: Deckungskapital: Todesfall, begrenzt

(b) Todesfallversicherung, unbegrenzte Laufzeit

$$\begin{split} \mathcal{D}_x(m) &= \sum_{k=1}^{\infty} v^k \mathbb{P}(m+k-1 < T_x \leq m+k \mid T_x > m) - p \sum_{k=0}^{\infty} v^k \mathbb{P}(T_x > m+k \mid T_x > m) \\ &= \sum_{k=1}^{\infty} v^k \mathbb{P}(k-1 < T_{x+m} \leq k) - p \sum_{k=0}^{\infty} v^k \mathbb{P}(T_{x+m} > k) \\ &= A_{x+m} - p \cdot \ddot{\mathbf{a}}_{x+m} & m = 0, 1, 2, 3, \dots \quad p \text{ erfüllt } A_x = p \ddot{\mathbf{a}}_x \end{split}$$



Abbildung 16: Deckungskapital: Todesfall, unbegrenzt

- (c) Erlebensfallversicherung:
 - ullet Eintrittsalter x
 - lacksquare Laufzeit n
 - Versicherungssumme 1 Deckungskapitalverlauf:

$$\begin{split} A(k) &= \mathbb{1}_{\{T_x > k\}} \text{ für } k = n \\ A(k) &= 0 \text{ sonst} \end{split}$$

$$I(k) = p1_{\{T_x > k\}}$$
 $k = 0, \dots, n-1$

$$\begin{split} \mathcal{D}_x(m) &= v^{n-m} \mathbb{P}(T_x > n \mid T_x > n+m) - p \sum_{k=0}^{n-m-1} v^k \mathbb{P}(T_x > m+k \mid T_x > m) \\ \text{Stationarität} &\Rightarrow = v^{n-m} \mathbb{P}(T_{x+m} > n-m) - p \sum_{k=0}^{n-m-1} v^k \mathbb{P}(T_{x+m} > k) \\ &= \sum_{n-m} E_{x+m} - p \ddot{\mathbf{a}}_{x+m:n-m} \end{split}$$

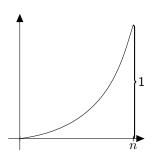


Abbildung 17: Deckungskapital: Erlebensfall

- (d) gemischte Versicherung:
 - Todesfall + Erlebensfall
 - Deckungskapitalverlauf als Summe der Deckungskapitalien der einzelnen Versicherungen
 - in Formeln: \cdot Laufzeit n \cdot Eintrittsalter x

$$\mathcal{D}_x(m) = A_{x+m:n-m\rceil} - p\ddot{\mathbf{a}}_{x+m:n-m\rceil} \text{ mit } A_{x+m:n-m\rceil} = p\ddot{\mathbf{a}}_{x+m:n-m\rceil}$$

Wobei $A_{x:n} = {}_{\mid n}A_x + {}_{n}E_x$ Barwert der gemischten Versicherung

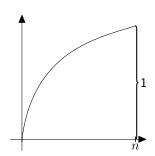


Abbildung 18: Deckungskapital: gemischte Versicherung

(e) Aufgeschobene Rentenversicherung:

ullet Eintrittsalter x

ullet Aufschubszeit n

Rentenbezugszeit bis zum Tod

Rentenhöhe 1

Versicherung ist fair, wenn $p\ddot{\mathbf{a}}_{x:n} = \mathbf{a}_n \ddot{\mathbf{a}}_x$ Deckungskapitalverlauf:

Ausgaben:

$$A(n+k) = \mathbb{1}_{\{T_x > m+k\}}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

• Einnahmen:

$$I(k) = p \mathbb{1}_{\{T_x > k\}}, \quad k = 0, \dots, n-1$$

$$m = 0, \dots, n - 1 : \mathcal{D}_x(m) = \sum_{k=0}^{\infty} v^{n-m+k} \mathbb{P}(T_{x+m} > n - m + k) - p \sum_{k=0}^{n-m-1} v^k \mathbb{P}(T_{x+m} > k)$$

$$= \underset{|n-m}{|a_{x+m} - p\ddot{a}_{x+m:n-m}|}$$

$$m = n : \quad \mathcal{D}_x(n) = \ddot{a}_{x+m}$$

$$m > n : \quad \mathcal{D}_x(m) = \ddot{a}_{x+m}$$

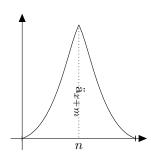


Abbildung 19: Deckungskapital: Rentenversicherung

Weitere Beispiele für Personenversicherungen bei denen die Ausfallzeiten nicht durch die Restlebenszeit einer einzelnen Person gegeben ist:

2.6 Personengemeinschaften, verbundene Leben

- n Personen mit Restlebensdauer T_1, \ldots, T_n
- Aus diesen wird eine Ausfallzeit der Gemeinschaft definiert durch $\Gamma=f(T_1,\ldots,T_n)$ für eine geeignete Funktion f
- Bsp: n = 2 $T = \min\{T_1, T_2\} = T_1 \land T_2$ oder $T = \max\{T_1, T_2\} = T_1 \lor T_2$

■ Bem: Bei unabhängigen T_1, \ldots, T_2 kann die Verteilung von $max\{T_1, \ldots, T_n\}$ bzw. $min\{T_1, \ldots, T_n\}$ ausgerechnet werden, denn

$$\mathbb{P}(\max\{T_1, \dots, T_n\} \le t) = \mathbb{P}(T_1 \le t, \dots, T_n \le t) = \prod_{i=1}^n \mathbb{P}(T_i \le t)$$

$$\mathbb{P}(\min\{T_1, \dots, T_n\} > t) = \mathbb{P}(T_1 > t, \dots, T_n > t) = \prod_{i=1}^n \mathbb{P}(T_i > t)$$

- Beispiel: Todesfallversicherung eines Ehepaares
 - Eintrittsalter erste Person x, zweite Person y
 - Laufzeit n Jahre
 - Versicherungssumme M wird fällig, wenn eine der beiden Personen stirbt (1. Tod)
 - konst. Prämie solange wie beiden leben
- Modell:

Setze $T_{xy}=T_x\cap T_y$. $t(m)=M,\quad m=1,\ldots,n; \qquad b(m)=p, \quad m=0,\ldots,n-1; \qquad s(m)=0, \quad \forall n\in\mathbb{N}_0$ Dann beschreibt $\Gamma=(t,s,b,T_{xy})$ diese Versicherung. Bestimmung von p:

$$A(k) = m \mathbb{1}_{\{k-1 < T_{xy} < k\}}, \quad k = 1, \dots, n$$

$$I(K) = p \mathbb{1}_{\{T_{xy} < k\}}, \quad k = 0, \dots, n-1$$

Fair, wenn

$$p \sum_{k=0}^{n-1} v^k \mathbb{P}(T_{xy} > k) = M \sum_{k=1}^{n} v^k \mathbb{P}(k-1 < T_{xy} \le k)$$

Es gilt:

$$\mathbb{P}(T_{xy} > k) = \mathbb{P}(T_{xy} > k \mid T_{xy} > k - 1)\mathbb{P}(T_{xy} > k - 1)
= \mathbb{P}(T_{x+k-1,y+k-1} > 1)\mathbb{P}(T_{xy} > k - 1)
= \mathbb{P}_{x+k-1}^{(1)}\mathbb{P}_{y+k-1}^{(2)}\mathbb{P}(T_{xy} > k - 1) = \mathbb{P}_{x+k-1}^{(1)}\mathbb{P}_{y+k-1}^{(2)} \cdot \cdots \cdot \mathbb{P}_{x}^{(1)}\mathbb{P}_{y}^{(2)}$$

und

$$\mathbb{P}(k-1 < T_{xy} \le k) = \mathbb{P}(T_{xy} \le k \mid T_{xy} > k-1)\mathbb{P}(T_{xy} > k-1)
= \mathbb{P}(T_{x+k-1,y+k-1} \le 1)\mathbb{P}(T_{xy} > k-1)
= (1 - \mathbb{P}_{x+k-1}^{(1)} \mathbb{P}_{y+k-1}^{(2)} \mathbb{P}(T_{xy} > k-1))$$

2.7 Konkurrierende Ausscheideursachen

- Ausfallzeit T
- mehrere konkurrierende Ausscheideursachen. Welche Ursache zum Ausscheiden führt ist zufällig und wird durch eine $\{1,\ldots,m\}$ -wertige Zufallsvariable J beschrieben.
- Leistung bei Ausfall hängt von der Ausscheideursache ab
- Modellierung erfolgt dadurch, dass die Todesfallleistung ersetzt bzw. modifiziert wird durch Ausfallleistungen.

- <u>Definition:</u> Sei T eine $(0, \infty)$ -wertige ZV und J eine $\{1, \ldots, m\}$ -wertige ZV. Seien $(t_j)_{j=1,\ldots,m}, \ s, \ b$ Zahlungsströme.
- Dann heißt $\Gamma = ((t_i)_{i=1,...,m}, s, b, T, J)$ Personenversicherung unter m konkurrierenden Risiken
- Interpretation: Anfangszustand

 $T \;\; \hat{=} \; \mathsf{Verweilzeit} \;\; \mathsf{im} \;\; \mathsf{Anfangszustand} \\ J \;\; \hat{=} \;\; \mathsf{zuf\"{allige}} \;\; \mathsf{Wahl} \;\; \mathsf{einer} \;\; \mathsf{Ausscheideursache} \\ t_j(n) \;\; \hat{=} \;\; \mathsf{Leistung} \;\; \mathsf{bei} \;\; \mathsf{Ausfall} \;\; \mathsf{in} \;\; \mathsf{der} \;\; n\text{-ten} \;\; \mathsf{Periode}, \;\; \mathsf{wegen} \;\; \mathsf{Ursache} \;\; j$ $s(n) \;\; \hat{=} \;\; \mathsf{Leistung} \;\; \mathsf{bei} \;\; \mathsf{einer} \;\; \mathsf{Verweildauer} \;\; \mathsf{gr\"{o}Ber} \;\; \mathsf{als} \;\; n$ $b(n) \;\; \hat{=} \;\; \mathsf{Beitrag} \;\; \mathsf{bei} \;\; \mathsf{Ausfall} \;\; \mathsf{nach} \;\; \mathsf{n}$

Zahlungsströme:

$$A(n) = \sum_{j=1}^{m} t_j(n) \mathbb{1}_{\{n-1 < T \le n, J=j\}} + s(n) \mathbb{1}_{\{T > n\}}$$
$$I(n) = b(n) \mathbb{1}_{\{T > n\}}$$

Bewertung:

$$\mathbb{E}V(A) = \sum_{n=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{m} t_j(n) v^n \mathbb{P}(n-1 < T \le n, \ J = j)$$

$$+ \sum_{n=0}^{\infty} s(n) v^n \mathbb{P}(T > n)$$

$$\mathbb{E}V(A) = \sum_{n=0}^{\infty} b(n) v^n \mathbb{P}(T > n)$$

Für eine praktische Berechnung muss die Stationaritätsannahme geeignet modifiziert werden.

■ <u>Definition:</u> $((T_x)_{x \in \mathbb{N}_0}, J)$ ist stationär, falls gilt

$$\mathbb{P}(T_x \le n + k, \ J = j \mid T_x > n) = \mathbb{P}(T_{x+n} \le k, \ J = j) \quad \forall n \in \mathbb{N}_0, \ k \in \mathbb{N}, \ j \in \{1, \dots, m\}$$

Definition

 $((T_x)_{x\in\mathbb{N}_0},J)$ ist stationär, falls gilt

$$\mathbb{P}(T_X \le n + k, J = j \mid T_x > n) = \mathbb{P}(T_{x+n} \le k, J = j) \quad \forall n \in \mathbb{N}_0, \ k \in \mathbb{N}, \ j \in \{1, \dots, m\}$$

Lemma

Ist $((T_x)_{x\in\mathbb{N}_0},J)$ stationär, so ist auch $(T_x)_{x\in\mathbb{N}_0}$ stationär. Es gilt also

$$\mathbb{P}(T_x \le n + k \mid T_x > n) = \mathbb{P}(T_{x+n} \le k)$$

Beweis:

$$\mathbb{P}(T_x \le n + k \mid T_x > n) = \sum_{j=1}^{m} \mathbb{P}(T_x \le n + k, J = j \mid T_x > n) = \sum_{j=1}^{m} \mathbb{P}(T_{x+n} \le k, J = j) = \mathbb{P}(T_{x+n} \le k)$$

Setze $q_{x,j} = \mathbb{P}(T_x \leq 1, J=j)$ als W'keit eines x-Jährigen im nächsten Jahr wegen Ursache j auszuscheiden.

$$q_x = \mathbb{P}(T_x \le 1) = \sum_{j=1}^{m} q_{x,j}.$$

 $p_x = 1 - q_x$ einjährige Verweildauer eines x-Jährigen.

Wegen der Stationaritätsannahme gilt dann:

$$\mathbb{P}(T_x > n) = \mathbb{P}(T_x > n \mid T_x > n-1) \cdot \dots \cdot \mathbb{P}(T_x > 1) = p_{x+n-1} \cdot \dots \cdot p_x$$

bzw.

$$\mathbb{P}(n-1 < T_x \le n, J = j) = \mathbb{P}(n-1 < T_x \le n, J = j \mid T_x > n-1)\mathbb{P}(T_x > n-1)$$

$$= \mathbb{P}(T_{x+n-1} \le 1, J = j)\mathbb{P}(T_x > n-1)$$

$$= q_{x+n-1} : \mathbb{P}(T_x > n-1)$$

Für eine Berechnung der Barwerte genügt es also die $q_{x,j}$ zu spezifizieren.

Bsp: Invaliditätsrente:

- ullet Eintrittsalter x
- Grundzustand aktiv (a)
- n Restlaufzeit zur gesetzlichen Rente
- mögliche Ausscheideursachen
 - Invalidität
 - Tod

Bei Invalidität wird eine lebenslange Rente der Höhe ${\cal R}$ gezahlt. Modell:

$$T_x \triangleq \text{Verweilzeit im Zustand a}$$

$$\mathbb{P}(T_x > k) \triangleq \text{als aktiver } k \text{ Jahre zu \"{u}berleben}$$

$$J = 1 \triangleq \text{Invalidit\"{a}t}$$

$$J = 2 \triangleq \text{Tod}$$

 $t_1(k)=R\cdot \ddot{\mathbf{a}}_{x+k} \triangleq$ Leistung bei Invalidisierung im k-ten Jahr, Barwert des Rentenanspruchs, $k=1,\dots,n$

$$t_2(k) = 0 \ \forall k \in \mathbb{N}_0, \ s(k) = 0, \ \forall k \in \mathbb{N}_0, \ b(k) = p, \ k = 0, \dots, n-1$$

Bewertung:

$$\mathbb{E}V(A) = R \sum_{k=1}^{n} \ddot{\mathbf{a}}_{x+k} v^{k} \mathbb{P}(k-1 < T_{x} \le k, J = j)$$

$$= R \sum_{k=1}^{n} \ddot{\mathbf{a}}_{x+k} v^{k} q_{x+k-1} \mathbb{P}(T_{x} > k - 1)$$

$$\mathbb{E}V(I) = p \sum_{k=0}^{n-1} v^{k} \mathbb{P}(T_{x} > k)$$

 $i(y) := q_{y,1}$ einjährige Invalidisierungsw'keit eines y-Jährigen

 $q_y^a := q_{y,2}$ einjährige Sterbew'keit eines aktiven $% \left(q_y^a \right) = q_{y,2}$

 $q_y = q_y^a + i(y)$ W'keit eines aktiven y-Jährigen im nächsten Jahr auszuscheiden.

 $p_y = 1 - q_y$

3 Exkurs stochastische Prozesse

3.1 Definitionen

Sei $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ein W'Raum. Sei $T \subseteq \mathbb{R}$ eine Zeitparametermenge. Sei (E, \mathcal{E}) ein messbarer Raum als Zustandsraum. Eine Familie $(X_t)_{t \in T}$ von E-wertigen ZV'en heißt stochastischer Prozess. Eine Familie $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$ von Unter- σ -Algebren von \mathcal{F} heißt **Filtration**,wenn

man glaubt es nicht ein W'Raum

$$\mathcal{F}_s \subseteq \mathcal{F}_t \ \forall s \leq t, \ s, t \in T$$

 $(\mathcal{F}_t)_{t\in T}$ gibt ein Informationsverlauf wieder. $\mathcal{F}_t \triangleq$ Informatio, die bis zum Zeitpunkt t verfügbar ist. $(X_t)_{t \in T}$ heißt <u>adaptiert</u> bzgl. der Filtration $(\mathcal{F}_t)_{t \in T}$, falls gilt X_t ist messbar bzgl. $\mathcal{F}_t \ \forall t \in T$. In der Regel: $T \subseteq \mathbb{N}_0$ oder $T \subseteq [0, \infty)$, $E = \mathbb{R}^d$, $\mathcal{E} = \mathcal{L}(\mathbb{R}^{0d})$

Beispiel:

Die Preisentwicklung von d Finanzgütern kann man durch einen stochastischen Prozess $(X_t)_{t \in T}$ mit Werten in \mathbb{R}^d beschreiben.

3.2 Das N-Perioden CRR-Modell

(Anmerkung: CRR steht für Coxe-Ross-Rubinstein)

$$\Omega = \{0, 1\}^N, \ \mathcal{F} = \mathbb{P}(\Omega), \ 0 < d < u$$

$$Y_n: \Omega \to \mathbb{R}, \ \omega \mapsto u^{\omega_n} d^{1-\omega_n} = \left\{ \begin{array}{ll} u, & \text{falls } \omega_n = 1 \\ d, & \text{falls } \omega_n = 0 \end{array} \right.$$

$$\begin{split} Y_n: \Omega \to \mathbb{R}, \ \omega \mapsto u^{\omega_n} d^{1-\omega_n} &= \left\{ \begin{array}{l} u, \quad \text{falls } \omega_n = 1 \\ d, \quad \text{falls } \omega_n = 0 \end{array} \right. \\ S_n &= Y_1 Y_2 \cdot \dots \cdot Y_n \text{ Preis nach } n\text{-Perioden, } (S_n)_{n=0,\dots,N} \text{ Verlauf einer Aktie "uber Aktie"} \end{split}$$
N Perioden.

Zusätzlich zur Aktie betrachtet man ein Geldmarktkonto mit konst. periodischer Verzinsung r.

 $((1+r)^n)$ beschreibt im **CRR-Modell** den Verlauf der Preise dieser beiden Basisfinanzgüter.

Anmerkung zur Abbildung 20: bei sehr kleinen Zeitsprüngen ist es möglich anzunehmen, dass das Finanzgut nur einen kleinen Sprung nach oben oder unten machen kann (zetliche Darstellung der Black-Scholes Formel).

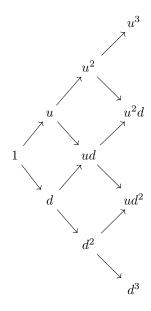


Abbildung 20: CRR-Modell

3.3 Random-Walk

 $Sei(Y_n)_{n\in\mathbb{N}}$ eine Folge von iid ZV'en. Sei Y_0 unabhängig von $(Y_n)_{n\in\mathbb{N}}$.

Durch $S_n=Y_0+\sum\limits_{k=1}^nY_k,\ n\in\mathbb{N}$ wird ein sogenannter **Random-Walk** definiert.

Durch $S_n=Y_0\cdot\prod\limits_{}^{}Y_k,\ n\in\mathbb{N}$ wird ein **geometrischer Random-Walk** definiert. Die Aktie im CRR-Modell ist ein geom. Random-Walk.

3.4 Bedingter Erwartungswert

Sei $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ein W'Raum. G Unter- σ -Algebra von \mathcal{F} . $X : \Omega \to \mathbb{R}$ sei messbar bzgl. \mathcal{F} und es existiert $\mathbb{E}X$.

Dann heißt $Z: \Omega \to \mathbb{R}$ eine Version des **bedingten Erwartungswertes** von X bzgl. G, wenn gilt:

(i) Z ist messbar bzgl. G

(ii)
$$\int_A Z d\mathbb{P} = \int_A X d\mathbb{P} \quad \forall A \in G$$

Schreibweise $Z = \mathbb{E}(X \mid G)$; ist $G = \sigma(Y)$ für eine ZV Y, so schreibt man $\mathbb{E}(X \mid G) = \mathbb{E}(X \mid Y)$

3.5 Existenz & Eindeutigkeit

Gegeben seien die Bezeichnungen von 3.4. Dann existiert der bedingte Erwartungswert von X bzgl. G und ist \mathbb{P} -f.s. eindeutig bestimmt, d.h. erfüllen Z_1, Z_2 die Bedingungen (i),(ii) aus 3.4, so gilt $Z_1 = Z_2, \mathbb{P}$ -f.s.

Beweis:

Existenz: 1.Fall: $X \ge 0$

 $\mu(A) = \smallint_A X \mathrm{d} \mathbb{P}, \ A \in G \text{ definiert ein } \sigma\text{-endliches Maß auf } (\Omega, G) \mathrm{mit } \ \mu \ll \mathbb{P}.$

Satz von Radon-Nikodym liefert ein G-messbares Z mit $\mu(A)=\int\limits_A Z\mathrm{d}\mathbb{P}.$ Also $Z=\mathbb{E}(X\mid G)\ \forall A\in G$

2.Fall: $X = X^+ - X^-$

 $\mathbb{E}(X^+ \mid G), \ \mathbb{E}(X^- \mid G)$ existiert nach Fall 1.

$$\begin{split} \int\limits_A X \mathrm{d}\mathbb{P} &= \int\limits_A X^+ \mathrm{d}\mathbb{P} - \int\limits_A x^- \mathrm{d}\mathbb{P} \\ &= \int\limits_A \mathbb{E}(x^+ \mid G) \mathrm{d}\mathbb{P} - \int\limits_A \mathbb{E}(X^- \mid G) \mathrm{d}\mathbb{P} \\ &= \int\limits_A \mathbb{E}(X^+ \mid G) - \mathbb{E}(X^- \mid G) \mathrm{d}\mathbb{P} \quad A \in G \end{split}$$

Also ist $\mathbb{E}(X^+ \mid G) - \mathbb{E}(X^- \mid G)$ der bedingte Erwartungswert von X bzgl. G. Eideutigkeit: Z_1, Z_2 bedingte EW. Sei $A = \{Z_1 - Z_2 > \frac{1}{n}\}$, ist G messbar.

$$\begin{split} &\int\limits_A Z_1 - Z_2 \mathrm{d}\mathbb{P} \stackrel{Z_1,Z_2}{=} \mathsf{EW} \int\limits_A X \mathrm{d}\mathbb{P} - \int\limits_A X \mathrm{d}\mathbb{P} = 0 \\ &\Rightarrow \mathbb{P}(Z_1 - Z_2 > \frac{1}{n}) = 0 \ \forall n \in \mathbb{N} \\ &\Rightarrow \mathbb{P}(Z_1 - Z_2 > 0) = 0 \\ &\mathsf{Genauso folgt} \ \mathbb{P}(Z_2 - Z_1 > 0) = 0 \end{split}$$

Beispie

 X_1,\ldots,X_n iid ZV'en, sei $S_n:=\sum\limits_{i=1}^n X_i.$

Frage: Was ist $\mathbb{E}(X_1 \mid S_n)$?

Vermutung: $\mathbb{E}(X_1 \mid S_n) = \mathbb{E}(X_2 \mid S_n) = \cdots = \mathbb{E}(X_n \mid S_n)$

Dann gilt:

$$n\mathbb{E}(X_1 \mid S_n) = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}(X_i \mid S_n) = \mathbb{E}\left(\sum_{i=1}^n X_i \mid S_n\right) = \mathbb{E}(S_n \mid S_n) = S_n$$

27

$$\Rightarrow \mathbb{E}(X_1 \mid S_n) = \frac{1}{n}S_n$$
 Wieso ist $\mathbb{E}(X_1 \mid S_n) = \mathbb{E}(X_k \mid S_n)$?

Da die X_1,\ldots,X_n stochastisch unabhängig sind, ist die Verteilung durch $\mathbb{P}^{(X_{\pi(1)},\ldots,X_{\pi(n)})}$ gegeben. Daher folgt

$$\int_{\{x \in \mathbb{R}^n \mid \sum_{i=1}^n x_i \in B\}} X_1 \mathbb{P}^{(X_{\pi(1)}, \dots, X_{\pi(n)})} d(x_1, \dots, x_n)$$

Betrachte Permutation π mit $\pi(1) = k$, dann folgt

$$= \int_{\{S_n \in B\}} X_k \mathrm{d}\mathbb{P}$$

3.6 Faktorisierter bedingter Erwartungswert

Sei $X:(\Omega,\mathcal{F},\mathbb{P})\to(\mathbb{R},\mathcal{L})$ eine Zufallsvariable, $Y:(\Omega,\mathcal{F},\mathbb{P})\to(E,\mathcal{E})$ messbar.

Sei $G = \sigma(Y)$. Dann gilt:

Eine Zufallsvariable $Z:\Omega\to\mathbb{R}$ ist G-messbar genau dann, wenn es eine \mathcal{E} -messbare Abbildung $h:E\to\mathbb{R}$ gibt mit $Z=h\circ Y$

Falls Z eine Version der bedingten Erwartung von X gegeben Y ist, so gibt es also ein $h:E\to\mathbb{R}$ mit $Z=h\circ Y$.

Schreibweise $h(y) = \mathbb{E}(X \mid Y = y)$, h heißt Version der **faktorisierten** bedingten Erwartung von Xgegeben Y.

Sind h_1, h_2 Versionen der bedingten Erwartung von X gegeben Y, so gilt

$$h_1(y) = h_2(y)$$
 für \mathbb{P}^y – f.a. $y \in E$

 $y\mapsto \mathbb{E}(X\mid Y=y)$ ist eindeutig festgelegt für \mathbb{P}^y -f.a. y durch

$$\mathbb{E}1_{\{Y \in B\}} = \int_{\{Y \in B\}} \mathbb{E}(X \mid Y) d\mathbb{P}$$

$$\int_{\{Y \in B\}} hY d\P = \int_B h(y) \P^y (dy) \quad \forall B \in \mathcal{L}$$

Ausrechnen des bedingten Erwartungswertes erfolgt häufig durch Spezifikation der bedingten Verteilung.

3.7 Stochastischer Kern

Seien $(\Omega, \mathcal{F}), (E, \mathcal{E})$ messbare Räume. Ein <u>stochastischer Kern</u> ist eine Abbildung $K : \mathbb{E} \times K \to [0, 1]$ mit folgenden Eigenschaften:

- (i) K(y, .) ist ein W-Maß für alle $y \in E$
- (ii) K(.,A) ist messbar für alle $A \in \mathcal{F}$

3.8 bedingte W'keit und bedingte Verteilungen

 $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ ein W'Raum, G Unter- σ -Algebra von \mathcal{F} . Für jedes $\Gamma \in \mathcal{F}$ heißt $\mathbb{E}(\mathbb{1}_{\Gamma} \mid G)$ bedingte Wahrscheinlichkeit von Γ gegeben GSchreibweise:

$$\mathbb{P}(\Gamma \mid G) := \mathbb{E}(\mathbb{1}_{\Gamma}) \mid G$$

Seien $X:(\Omega,\mathcal{F})\to (E_1,\mathcal{E}_1),\ Y:(\Omega,\mathcal{F})\to (E_2,\mathcal{E}_2)$ messbare Abbildungen.

Die **bedingte Verteilung** von Xgegeben Y ist ein stochastischer Kern $K: E_2 \times \mathcal{E}_1 \to [0,1]$ derart, dass $y \mapsto K(y,A)$ eine Version der faktorisierten bedingten Erwartung von $\mathbb{P}(X \in A \mid Y)$ ist für alle $A \in \mathcal{E}_1$. Schreibweise:

$$K(y, A) = \mathbb{P}(X \in A \mid Y = y)$$

Durch Erweiterungsschluss kann man zeigen

$$\mathbb{E}(f(X) \mid Y = y) = \int f(x)K(Y, \mathrm{d}x)$$

für jedes messbare $f: E_1 \to (\Omega, \mathcal{L})$.

3.9 Beispiel: diskrete Zufallsvariablen

Sei (E_1,\mathcal{E}_1) messbar, E_2 abzählbar

$$\mathcal{E}_2 = \mathcal{P}(E_2)$$
 $X: (\Omega, \mathcal{F}) o (E_2, \mathcal{E}_2)$ messbar $Y: (\Omega, \mathcal{F}) o (E_2, \mathcal{E}_2)$ messbar

Die bedingte Verteilung von X gegeben Y=y ist definiert durch

$$\mathbb{P}(X \in A \mid Y = y) = \frac{\mathbb{P}(X \in A, Y = y)}{\mathbb{P}(Y = y)} \quad \forall y \in E_2 \text{ mit } \mathbb{P}(Y = y) > 0$$

Definiere den stochastischen Kern $K: E_2 \times \mathcal{E}_1 \rightarrow [0,1]$

$$K(y,A) = \begin{cases} \frac{\mathbb{P}(X \in A, Y = y)}{\mathbb{P}(Y = y)} & \forall A \in \mathcal{E}_1, y \in E_2 \text{ mit } \mathbb{P}(Y = y) > 0 \\ \text{irgendwie} & \text{d.h. wähle W'Maß auf } (E_1, \mathcal{E}_1) \\ & \text{und setze } K(y,A) = \mu(A) \ \forall A \in \mathcal{E}_1 \end{cases}$$

Dann ist K die bedingte Verteilung von X gegeben Y.

3.10 Lebesgue-Dichten

Sei (X,Y) ein zweidimensionaler Zufallsvektor mit <u>Lebesgue-Dichte</u> $h:\mathbb{R}^2 \to \mathbb{R}_{\geq 0}$

$$\mathbb{P}(X \in A, Y \in B) = \int_{A \times B} h(x, y) \lambda^{2}(\mathrm{d}x, \mathrm{d}y)$$
$$= \int_{A} \int_{B} h(x, y) \lambda(\mathrm{d}y) \lambda(\mathrm{d}x) \quad \forall B \in \mathcal{L}$$

Setze $f(y)0\int_{\mathbb{R}}h(x,y)\mathrm{d}x$.

Dann ist f messbar wegen Fubini und die Lebesgue-Dichte von Y, denn:

$$\mathbb{P}(Y \in B) = \mathbb{P}(Y \in B, X \in \mathbb{R}) = \int_{\mathbb{R} \times B} h(x, y) d(x, y)$$
$$= \int_{B} \int_{\mathbb{R}} h(x, y) dx dy \quad \forall B \in \mathcal{L}$$

Definiere den stochastischen Kern $K: \mathbb{R} \times \mathcal{L} \to [0,1]$ durch $\left\{ \begin{array}{l} \int\limits_A \frac{h(x,y)}{f(y)} \lambda(\mathrm{d}x) & \text{falls } f(y) > 0 \\ & \text{irgendwie} \end{array} \right.$

$$\frac{\mathbb{P}(X \in A, Y = y)}{\mathbb{P}(Y = y)} \overset{X \text{ diskret}}{=} \frac{\sum_{x \in A} \mathbb{P}(X = x, Y = y)}{\mathbb{P}(Y = y)}$$

Dann ist K eine bedingte Verteilung von Y, denn

$$\begin{split} \mathbb{P}(X \in A, Y \in B) &= \int\limits_{A \times B} h(x, y) \lambda^2(\mathrm{d}x, \mathrm{d}y) \\ &= \int\limits_{B} \int\limits_{A} h(x, y) \mathrm{d}x \mathrm{d}y \\ &= \int\limits_{b \cap \{f > 0\}} \int\limits_{A} \frac{h(x, y)}{f(y)} \mathrm{d}x \cdot f(y) \mathrm{d}y \\ &= \int\limits_{b \cap \{f > 0\}} K(y, A) f(y) \mathrm{d}y \\ &= \int\limits_{B} K(y, A) \mathbb{P}^y(\mathrm{d}y) \end{split}$$

Also gilt: $\omega \mapsto K(Y(\omega),A)$ ist eine Version von $\mathbb{P}(X \in A,Y)$ $\Rightarrow y \mapsto K(y,A)$ ist eine Versionvon $\mathbb{P}(X \in A \mid Y=y)$

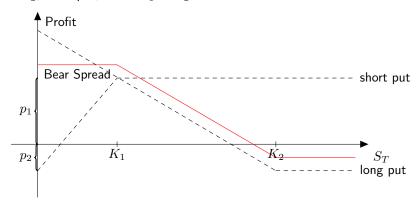
Aussagen aus den Übungen

Zettel 1

Aufgabe 1

Bear Spread:

long put, strike K_2 , short put, strike $K_1 < K_2$



Profit:
$$(K_2 - S_T)^+ - p_2 + p_1 - (K_1 - S_T)^+ = (K_2 - K_1) + (p_1 - p_2)$$

Aufgabe 3

Exchange-Option:

Analog zur Put-Call-Parität.

Zettel 2

Aufgabe 1

Eigenschaften des Put-Preises:

- (i) innerer Wert: $P(S_0, T, K) \ge \max\{0, K \cdot B(0, T) S_0\}$
- (ii) obere Grenze: $P(S_0, T, K) < K$
- (iii) Monoton im strike: $K_1 \leq K_2 \Rightarrow P(S_0, T, K_1) \leq P(S_0, T, K_2)$
- (iv) $B(0,T)(K_2-K_1) \ge P(K_2) P(K_1) \quad \forall K_1 \le K_2$
- (v) Konvexität in K:

$$P(K_2) \leq \lambda P(K_1) + (1-\lambda)P(K_3) \quad \forall K_1 < K_2 < K_3 \text{ mit } \lambda = \frac{K_3 - K_2}{K_3 - K_1}$$

Beweise analog zum Call-Preis.

Aufgabe 2

Gelte No-Arbitrage und keine Deflation, d.h. 0 < B(0,T) < 1.

Dann ist der Call-Preis monoton in der Zeit, also

$$T_1 < T_2 : C(T_1) \le C(T_2)$$

Beweis:

folgt!

Aufgabe 4

Terminzinssatz

Der Kunde zahlt jedes Jahr $K\pounds$ an die Versicherung, die dafür eine bestimmte, im voraus festgelegte Rendite R zusichert. Erstelle einen geeigneten Sparplan.

Annahme: Kunde zahlt immer am Jahresanfang. Die Versicherung muss heute, in t_0 , $n \cdot K \pounds$ anlegen um die garantierte Rendite zu gewährleisten.

in t_0 short in Zero-Bonds:

$$K \cdot B(t_0, 1), K \cdot B(t_0, 2), \cdot, K \cdot B(t_0, n - 1)$$

Also zu jedem $j=1,\ldots,n-1$ muss die Versicherung $K\pounds$ an die Bank zurück zahlen, dies wird gerade durch die jährlichen Prämien der Kunden getilgt.

Also hat die Versicherung am Anfang ein Kapital von $K+\sum_{j=1}^{n-1}K\cdot B(t_0,j)$ zur Verfügung. Lege dies in Zero-Bonds an mit Laufzeit n Jahren an:

$$\left(K \cdot \sum_{j=1}^{n-1} K \cdot B(t_0,j)\right) imes \mathsf{long} \; \mathsf{in} \; \mathsf{n-Zero\text{-}Bonds}$$

Daher Auszahlung bei T = n:

$$R = \left(K \cdot \left(1 + \sum_{j=1}^{n-1} B(t_0, j)\right)\right) \cdot \frac{1}{B(t_0, n)}$$

R ist dann die mögliche garantierte Auszahlung.



Index

Die Seitenzahlen sind mit Hyperlinks zu den ent- sprechenden Seiten versehen, also anklickbar!	Lebesgue-Dichte, 29 Leerverkauf, 2
abdiskontierten, 15	nachschüssige Kouponzahlungen, 13
adaptiert, 26 amerikanische Option, 2	obere Grenze, 9
Anleihe Festzins-, 12 Nullkoupon-, 8 Variabelverzinsliche, 13 Floater FRN, 13 Arbitrage, 7 No-, 7 aufgeschobene Rentenversicherung, 18 ausgewogen, 16	Payoff, 3 Personengemeinschaften, 22 Position long, 2 short, 2 Prämienreserve, 19 Profit, 3 Put, 2
Barwert, 16 Basispunkt, 11	Random-Walk, 26 geometrischer, 26 Replikationsprinzip, 7
bedingte Verteilung, 29 bedingte Wahrscheinlichkeit, 29	Rollierende Anlage, 13
bedingter Erwartungswert, 27 faktorisierte bed. EW, 28 Beitragsspektrum, 16	Spotpreis, 9 stochastischer Kern, 28 stochastischer Prozess, 26
Call, 2 CRR-Modell, 26	Strategien, 5 Bear Spread, A Bullish Vertical Spread, 6
Deckungskapital, 19 -verlauf, 19	Butterfly Spread, 6 long straddle, 6
prospektives, 19	strike, 2 Swaprate, 14
deterministischen Zinsentwicklung, 19 Digitale Position, 9 Diskontfaktor, 15	Swaps Payer-, 14 Reciever-, 14
Erlebensfallsumme, 18 Erlebensfallversicherung, 18	Zinsswap, 14
Erlebensspektrum, 15 europäische Option, 2	Tenorstruktur, 14 Termingeschäft
Exchange-Option, A	bedingtes, 9 unbestimmtes, 2
fair, 16 Filtration, 26	Todesfallspektrum, 15 Todesfallversicherung:, 16
forward, 9	Underlying, 2
Geldmarktkonto, 26 gemischte Versicherung, 19	Zählkonvention, 10 Zahlungsströme, 15
innerer Wert, 9	Zinsänderungsrisiko, 14 Zinsmethoden, 10
Konvexität in K , 9	lineare, 11

Index



periodische, 11 stetige, 11 konstant, 11 nicht konstant, 11 Zinssatz, 10

D Index



Abbildungsverzeichnis

1	Payoff long call	3
2	Profit long call	3
3	Payoff long put	4
4	Profit long put	4
5	Payoff short call	4
6	Profit short call	4
7	Payoff short put	5
8	Profit short put	5
9	Bsp. Profit Diagramm	5
10	long straddle	6
11	Bullish Vertical Spread	6
12	long Butterfly Spread	7
13	Konvexität in K	9
14	Ablauf Festzinsanleihe	12
15	Deckungskapital: Todesfall,begrenzt	20
16	Deckungskapital: Todesfall, unbegrenzt	21
17	Deckungskapital: Erlebensfall	21
18	Deckungskapital: gemischte Versicherung	22
19	Deckungskapital: Rentenversicherung	22
20	CRR-Modell	26

E Abbildungsverzeichnis