

Name:

Mat.Nr.:

Kennz.:

Bitte keinen Rotstift verwenden!

**Risiko- und Ruintheorie  
(Vorlesungsprüfung)  
31. Jänner 2013  
J. Eisenberg / F. Hubalek**

(Dauer 90 Minuten)

Sie erhalten eine E-Mail mit dem schriftlichen Ergebnis und Information zur mündlichen Prüfung.

---

Bsp.	Max.	Punkte
1	5	
2	5	
3	5	
$\Sigma$	15	

Schriftlich:

Assistent: P. Gruber

Mündlich:

**Gesamtnote:**

1. Gegeben sei ein Cramer-Lundberg-Prozess  $(R_t)_{t \geq 0}$ , also

$$R_t = x + ct - \sum_{i=1}^{N_t} X_i, \quad t \geq 0,$$

wobei  $x \geq 0$  das Anfangskapital ist,  $c \geq 0$  die Prämienrate, der Poisson-Prozess  $(N_t)_{t \geq 0}$  den Parameter  $\lambda > 0$  hat, und die Einzelschäden  $(X_i)_{i \geq 1}$  Erwartungswert  $\mu > 0$  haben sollen.

- (a) Angenommen  $x = 1$ ,  $c = 1$ ,  $\lambda = 2$ , und die Einzelschäden sind exponentialverteilt. Für welche Werte von  $\mu$  ist der relative Sicherheitszuschlag positiv?
- (b) Angenommen, der relative Sicherheitszuschlag ist positiv.<sup>1</sup> Zeigen Sie, dass der Anpassungskoeffizient existiert.
- (c) Beschreiben Sie (ohne Beweis!) möglichst genau das Verhalten der Ruinwahrscheinlichkeit  $\psi(x)$  für  $x \rightarrow \infty$ , wenn (i)  $c < \lambda\mu$ , (ii)  $c = \lambda\mu$ , (iii)  $c > \lambda\mu$ .
- (d) Seien  $0 < T_1 < T_2 < \dots$  die Schadenankunftszeiten,  $T_0 = 0$  und  $\tau$  eine endliche Stoppzeit mit  $P[\tau \neq T_k] = 1$  für alle  $k \geq 0$ . Beantworten Sie die folgenden Fragen durch Ankreuzen:
- $T_{N_\tau} > \tau$  und  $T_{(N_\tau-1)_+} < \tau$      wahr     falsch     hängt von  $\tau$  ab
- $T_{N_\tau} < \tau$  und  $T_{N_\tau+1} \geq \tau$      wahr     falsch     hängt von  $\tau$  ab
- $T_{N_\tau} \leq \tau$  und  $T_{N_\tau+1} > \tau$      wahr     falsch     hängt von  $\tau$  ab
- (e) Beschreiben Sie  $T_{N_\tau}$  möglichst anschaulich und einfach mit Worten, ohne mathematische Formeln und Ausdrücke!

---

<sup>1</sup>Sie können diese Aufgabe wahlweise für die konkreten Werte aus (a) oder allgemein behandeln.

2. (a) Sei  $\Omega = \{\omega_1, \omega_2\}$ ,  $\mathcal{F} = \mathfrak{P}(\Omega)$  und  $P(\omega_1) = p$ ,  $P(\omega_2) = 1 - p$ , wobei  $p \in (0, 1)$ . Sei  $\mathcal{G}$  die Menge aller Risiken über  $\Omega$ , also die Menge aller Funktionen  $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ . Gegeben sei weiters ein Risiko  $X \in \mathcal{G}$  mit  $X(\omega_1) = x_1$  und  $X(\omega_2) = x_2$ , wobei  $x_1 < x_2$  sein soll. Skizzieren Sie die Verteilungsfunktion  $F_X(x)$  von  $X$  und berechnen Sie  $\text{VaR}_\alpha(X)$  für  $\alpha \in (0, 1)$ .
- (b) Berechnen Sie  $\text{ES}_\alpha(X)$  für  $x_1 = -1$ ,  $x_2 = 2$ ,  $p = 0.05$  und  $\alpha = 0.1$ .
- (c) Gegeben Sei weiters eine stetig differenzierbare, konvexe Funktion  $f : [0, 1] \rightarrow [0, 1]$  mit  $f(0) = 0$  und  $f(1) = 1$ . Dann definieren wir<sup>2</sup> die Abbildung  $\rho : \mathcal{G} \rightarrow \mathbb{R}$  durch

$$\rho(X) = - \int_0^1 f'(1-t) q_X^+(t) dt.$$

Zeigen Sie, dass  $\rho$  translationsinvariant ist.

- (d) Berechnen Sie  $\rho(X)$  für das Risiko  $X$  aus Aufgabe (a).
- (e) (Und nun zu etwas ganz anderem) Es sei  $\rho : \mathcal{G} \rightarrow \mathbb{R}$  ein monetäres Riskomaß und

$$\mathcal{A}_\rho = \{X \in \mathcal{G} : \rho(X) \leq 0\}.$$

Sei nun  $X$  ein Risiko aus  $\mathcal{G}$ . Beantworten Sie durch Ankreuzen:

- |   |                                  |                                 |   |
|---|----------------------------------|---------------------------------|---|
| $\{m : X + m \in \mathcal{A}_\rho\} = \mathbb{R}_+$       | <input type="checkbox"/> richtig | <input type="checkbox"/> falsch | <input type="checkbox"/> hängt von $X$ ab |
| $\{m : X + m \in \mathcal{A}_\rho\} = [\rho(X), \infty)$  | <input type="checkbox"/> richtig | <input type="checkbox"/> falsch | <input type="checkbox"/> hängt von $X$ ab |
| $\{m : X + m \in \mathcal{A}_\rho\} = (-\infty, \rho(X)]$ | <input type="checkbox"/> richtig | <input type="checkbox"/> falsch | <input type="checkbox"/> hängt von $X$ ab |

---

<sup>2</sup>Sie wissen ja,  $q_X^+(t) = \inf\{u \in \mathbb{R} : F_X(u) > t\}$ .

3. (a) Ein Schaden  $X$  wird durch die Verteilungsfunktion

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x \leq 0, \\ 1 - e^{-x} & 0 \leq x < 1 \\ 1 & x \geq 1. \end{cases}$$

beschrieben. Berechnen Sie die Nettoprämie.

- (b) (Fortsetzung) Berechnen Sie die Prämie für  $X$  nach dem Varianzprinzip mit Parameter 0.1.
- (c) (Und nun zu etwas ganz anderem) Betrachten Sie eine Zufallssumme  $S$ , bei der die Schadenanzahl Poisson-verteilt mit Parameter  $\lambda > 0$  ist, und die Einzelschäden die momentenerzeugende Funktion<sup>3</sup>

$$M_X(z) = \sum_{n \geq 0} m_n \frac{z^n}{n!}, \quad z \in \mathbb{C},$$

besitzt. Berechnen Sie Erwartungswert und Varianz von  $S$ .

- (d) (Fortsetzung) Geben Sie einen möglichst einfachen Ausdruck für  $M_S(z) = E[e^{zS}]$  und  $M'_S(z)$  an.
- (e) (Fortsetzung) Wir bezeichnen die Momente von  $S$  mit  $\nu_n$ , also

$$\nu_n = E[S^n], \quad n \geq 0.$$

Finden Sie eine Rekursion, in der  $\nu_{n+1}$  für  $n \geq 0$  durch  $\lambda, m_1, \dots, m_{n+1}$  und  $\nu_1, \dots, \nu_n$  ausgedrückt wird.<sup>4</sup>

---

<sup>3</sup>Sie erinnern sich: Wenn  $M_X$  die momentenerzeugende Funktion von  $X$  ist, sind die  $m_n$  somit die ... von  $X$ .

<sup>4</sup>Hinweis: Die Leibnizsche Produktregel für die  $n$ -te Ableitung eines Produktes  $u \cdot v$  lautet:

$$(u \cdot v)^{(n)} = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} u^{(k)} \cdot v^{(n-k)}.$$