



Amsterdam School of Economics

Tentamen Schade Actuarieat 1

03/11/2006, 9.30-12.30 u.

Weging: elke opgave c.q. elk onderdeel met aparte letter levert maximaal 1 punt op.

- Een beslisser heeft een exponentiële nutsfunctie met risico-aversie $\alpha > 0$.
 - Laat zien dat de maximale premie die hij bereid is te betalen om zich te verzekeren tegen een verlies X is gelijk aan $\pi[X] = \frac{1}{\alpha} \log E[e^{\alpha X}]$.
 - Laat zien dat deze premie voldoet aan $\pi[2X] > 2\pi[X]$ als $\text{Var}[X] > 0$.
- Laat $N \sim \text{geometrisch}(p)$ en $X_i \sim \chi^2(2)$, $i = 1, 2, \dots$, onafhankelijke stochasten zijn.
 - Wat is de verdeling van $\frac{1}{2}X_i$?
Laat zien dat de momenten genererende functie bij $S = \frac{1}{2}(X_1 + X_2 + \dots + X_N)$ te schrijven valt als een mengsel van ~~die bij~~ een exponentiële verdeling en ~~die bij~~ een stochast die de waarde 0 met kans 1 aanneemt.
van
 - Geef ook een eenvoudige uitdrukking voor de stop-loss premies bij S bij eigen behoud $d > 0$.
- De 1000 medewerkers van een bepaalde instelling kunnen een beroep doen op een bepaalde verzekering. De helft heeft 1 als verzekerd bedrag, de andere helft 2. De claimkans voor beide is 1% per jaar, en alle claims zijn stochastisch onafhankelijk. Schrijf S voor het totale claimbedrag.
 - Bepaal met de NP-benadering het 95%-kwantiel: die s waarvoor geldt dat $\Pr[S > s] \approx 5\%$.
 - Als het aantal medewerkers niet 1000 maar 60 is, bepaal dan hetzelfde kwantiel als hierboven, maar nu door S te benaderen met een *collectief* model en gebruik te maken van Panjers recursiebetrekking $f(s) = \frac{1}{s} \sum_{h=1}^s \lambda h p(h) f(s-h)$, $s = 1, 2, \dots$
- In een bepaald ruïneproces geldt:
 - de jaarlijkse premie gelijk is aan $c = 3\lambda$;
 - de intensiteit van het claimaantal proces is λ ;
 - de individuele schades ontstaan als $X_i = Y_i + \frac{3}{4}Z_i$, waarbij Y_i, Z_i , $i = 1, 2, \dots$, onafhankelijke exponentieel(1) verdeelde stochasten zijn.

- Laat zien dat de bekend veronderstelde relatie voor de ruïne kans $\psi(u)$ bij beginkapitaal u

$$\int_0^{\infty} e^{ru} (-\psi'(u)) du = \frac{1}{1+\theta} \frac{\theta(m_X(r) - 1)}{1 + (1+\theta)\mu_1 r - m_X(r)}$$

voor dit geval overgaat in $\int_0^{\infty} e^{ru} (-\psi'(u)) du = \frac{5}{8} \frac{\frac{1}{3}}{\frac{1}{3} - r} - \frac{1}{24} \frac{\frac{5}{3}}{\frac{5}{3} - r}$

$\implies (*)$ *breuk naar so*
 $\implies \infty$ *bij r invullen*

- Bepaal voor deze situatie de adjustment coefficient R , die gedefinieerd is als de positieve wortel van $1 + (1+\theta)\mu_1 r = m_X(r)$, zie ook de noemer van (*).
- Bepaal $\psi(u)$ met behulp van de gegeven relatie. Verifieer of uw uitkomst voldoet aan $\psi(0) = \frac{1}{1+\theta}$, en ook of er geldt dat $\lim_{u \rightarrow \infty} \frac{\psi(u)}{e^{-Ru}} = c_0$ voor een zekere $c_0 \in (0, 1)$.
- Laat zien dat in de limiet voor $r \downarrow 0$, de gelijkheid (*) overgaat in de bekende gelijkheid $\psi(0) = \frac{1}{1+\theta}$.
Hint: gebruik $m_X(r) = 1 + \mu_1 r + O(r^2)$ in het rechterlid van (*). Of gedenk l'Hopital.

$m_X(r) = 1 + (E[X]r) + \frac{r^2}{2} + \dots$
 $m_X'(0) = E[X] = \mu_1$