

4.2. Kintään aikajänteen varariko todennäköisyydestä

Olkoon $N \in \mathbb{N}$ kintää. Tarkastellaan todennäköisyyttä

$$P(T \leq N)$$

edellä esitetyssä mallissa olkoon

$$\bar{Y}'_N = \max \{ Y'_1, \dots, Y'_N \}.$$

Tuloksen (4.5.1) nojalla

$$P(T \leq N) = P(\bar{Y}'_N \geq U_0).$$

Oletetaan seuraavassa, että raja-arvot

$$\lim_{x \rightarrow \infty} (\log x)^{-1} \log P(S > x) = -\alpha_S$$

ja

$$\lim_{x \rightarrow \infty} (\log x)^{-1} \log P(d > x) = -\alpha_d$$

ovat olemassa. Sallitaan ääritapaukset

$$\alpha_S, \alpha_d = 0 \text{ tai } \infty.$$

Lause 4.1. Edellä esitetyin oletuksien ja merkintöiden kaikilla $N \geq 2$,

$$\lim_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log \mathbb{P}(T \leq N) = -\min(\alpha_S, \alpha_d).$$

Todistus Riskiteorian lemmän 5.1 nojalla

$$\limsup_{x \rightarrow \infty} (\log x)^{-1} \log \mathbb{P}(S > x)$$

$$= \sup \{ s \geq 0 \mid \mathbb{E}(S^s \mathbb{1}(S > 0)) < \infty \}.$$

Vastava tulos pätee lisäksi todennäköisyydelle $\mathbb{P}(d > x)$. Nähdään, että esimerkiksi

$$\alpha_S = \sup \{ s \geq 0 \mid \mathbb{E}(S^s \mathbb{1}(S > 0)) < \infty \}.$$

Tarkastellaan ensin tapusta, jossa $\alpha_S, \alpha_d > 1$.
Olkoon $s \geq 1$. Tällöin

$$\begin{aligned} & \mathbb{E} \left(\left(\sum_{i=1}^N X_i \right)^s \mathbb{1} \left(\sum_{i=1}^N X_i > 0 \right) \right) \\ &= \mathbb{E} \left(\left(\sum_{j=1}^N d_1 \cdots d_{j-1} S_j \mathbb{1}(S_j > 0) \right)^s \right) \\ &= \left(\sum_{j=1}^N \mathbb{E} \left(\left(d_1 \cdots d_{j-1} S_j \mathbb{1}(S_j > 0) \right)^s \right) \right)^s. \end{aligned}$$

Viimeinen yläraja saaa Minkowskin epäyhtälöstä.

Nyt

$$\mathbb{E} \left((d_1 \wedge d_2 \wedge \xi_j \mathbb{1}(\xi_j > 0))^s \right) \\ \rightarrow \mathbb{E}(d^s)^{s-1} \mathbb{E}(\xi^s \mathbb{1}(\xi > 0)).$$

Jos siis $s < \min(\alpha_\xi, \alpha_d)$, niin

$$\mathbb{E} \left((\bar{Y}'_N)^s \mathbb{1}(\bar{Y}'_N > 0) \right) < \infty$$

ja edelleen

$$\limsup_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log \mathbb{P}(\bar{Y}'_N > U_0) \leq -s.$$

Antamalla $s \rightarrow \min(\alpha_\xi, \alpha_d)$ alhaalta saadaan

$$\limsup_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log \mathbb{P}(\bar{Y}'_N > U_0) \leq -\min(\alpha_\xi, \alpha_d).$$

Toisaalta

$$\liminf_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log \mathbb{P}(\bar{Y}'_N > U_0)$$

$$\geq \liminf_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log \mathbb{P}(\xi_1 > U_0) = -\alpha_\xi$$

ja jos $\varepsilon > 0$ on pieni,

$$\liminf_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log \mathbb{P}(\bar{Y}'_N > U_0)$$

$$\geq \liminf_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log \mathbb{P}(\xi_1 > \varepsilon, \xi_2 > \varepsilon, d_1 > \frac{U_0}{\varepsilon})$$

$$= \liminf_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log \mathbb{P}(d > \frac{U_0}{\varepsilon}) = -\alpha_d.$$

Nähdään, että

$$\liminf_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log P(T \leq N) \geq -\min(\alpha_g, \alpha_d).$$

Saadut tulokset todistavat lauseen tapauksessa $\min(\alpha_g, \alpha_d) \geq 1$.

Olleon nyt $\min(\alpha_g, \alpha_d) < 1$. Ilänaja-alue todennäköisyydelle $P(T \leq N)$ saadaan käyttämällä Minkowskin epäyhtälön sijaan elementaarista arviota

$$(x+y)^s \leq x^s + y^s, \quad x, y \geq 0, \quad s \in (0, 1).$$

Alatajan todistus on sama kuin edellä. \square

Lauseen nojalla parempi hännittä $P(g > x)$, $P(d > x)$ määrää vararikotodennäköisyyden hännän vahvuuden (ainakin, jos $\min(\alpha_g, \alpha_d) < \infty$).

Lähde: Tang, Q., Tsitsiashvili, G. (2003) Precise estimates for the ruin probability in finite horizon in a discrete-time model with heavy-tailed insurance and financial risks, *Stoch. Processes Appl.* 108, p. 299-325.

4.3. Järelttömän aikajänteen varariketodennäköisyydestä

Olkoon malli ja oletukset kuten kohdassa 4.1.
Merkitään

$$c(s) = \log E(d^s) = \log E(e^{s \log d}), \quad s \in \mathbb{R}.$$

Oletetaan, että $c(s) < 0$ jollain $s > 0$. Merkitään

$$(4.5.2) \quad \bar{Y}' = \sup \{ Y'_1, Y'_2, \dots \}.$$

Lemma 4.1. Oletetaan edellä esitetyn lisäksi, että

$$(4.6) \quad E(|g|^s) < \infty$$

jollain $s > 0$. Silloin $P(\bar{Y}' < \infty) = 1$ ja

$$(4.7) \quad E((\bar{Y}')^s \mathbb{1}(\bar{Y}' > 0)) < \infty$$

aina, kun $c(s) < 0$ ja $E(|g|^s) < \infty$.

Todistus. Ollaan $s \in (0, 1]$ sellainen, että

$$\mathbb{E}(|\xi|^s) < \infty \quad \text{ja} \quad c(s) < 0.$$

Merkitään

$$\bar{Y}'_n = \sup \{ Y'_1, \dots, Y'_n \}, \quad n = 1, 2, \dots$$

Silloin

$$(4.9) \quad \bar{Y}'_n \mathbb{1}(\bar{Y}'_n > 0) \leq \sum_{j=1}^n d_1 \dots d_{j-1} |\xi_j|.$$

On helppo nähdä, että

$$(x+y)^s \leq x^s + y^s, \quad \forall x, y \geq 0, \quad s \in (0, 1].$$

Siksi pätee

$$\mathbb{E}((\bar{Y}'_n)^s \mathbb{1}(\bar{Y}'_n > 0)) \leq \sum_{j=1}^n \mathbb{E}((d_1 \dots d_{j-1})^s |\xi_j|^s)$$

$$= \mathbb{E}(|\xi|^s) \sum_{j=1}^n e^{(j-1)c(s)}$$

$$\leq \mathbb{E}(|\xi|^s) \frac{1}{1 - e^{c(s)}} < \infty.$$

Monotonisen konvergenssin lauseen nojalla

$$\mathbb{E}((\bar{Y}')^s \mathbb{1}(\bar{Y}' > 0))$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{E}((\bar{Y}'_n)^s \mathbb{1}(\bar{Y}'_n > 0))$$

$$\leq \mathbb{E}(|\xi|^s) \frac{1}{1 - e^{c(s)}} < \infty.$$

Nähdään, että $P(\bar{Y}' < \infty) = 1$, samoin (4.7) on todistettu tapauksessa $c \in (0, 1]$.

Olkoon nyt $s > 1$ sellainen, että (4.6) toteutuu ja $c(s) < 0$. Minikowskin epäyhtälön nojalla

$$\begin{aligned} & \mathbb{E} \left((\bar{Y}'_n)^s \mathbb{1}(\bar{Y}'_n > 0) \right)^{\frac{1}{s}} \\ & \leq \sum_{j=1}^n \mathbb{E} \left((d_j - d_{j-1})^s |S_j|^s \right)^{\frac{1}{s}} \\ & \leq \mathbb{E}(|S|^s)^{\frac{1}{s}} \sum_{j=1}^{\infty} e^{(j-1)c(s)/s} \\ & = \mathbb{E}(|S|^s)^{\frac{1}{s}} \frac{1}{1 - e^{c(s)/s}} < \infty. \end{aligned}$$

Nähdään kuten todistuksen alkuvaiheessa, että

$$\mathbb{E} \left((\bar{Y}')^s \mathbb{1}(\bar{Y}' > 0) \right) < \infty. \quad \square$$

Selvästi

$$P(T < \infty) = P(\bar{Y}' > U_0).$$

Edellisestä lemmasta seuraa, että

$$\lim_{U_0 \rightarrow \infty} P(T < \infty) = 0.$$

Kiinnostava satunnaisuuslujia soveltavasta ja teohekkästä näkökulmasta on myös Y'_∞ ,

$$\begin{aligned} Y'_\infty &= \lim_{n \rightarrow \infty} Y'_n \\ &= \sum_{i=1}^{\infty} d_i \cdots d_{i-1} \xi_i. \end{aligned}$$

Lemman 4.1 todistuksen nojalla väitelmä kiijaitettuja saaja suppenee m.v., jos $\mathbb{E}(|\xi_i|^s) < \infty$ ja $c(\xi) < 0$ jollain $s > 0$.

Lause 4.2. Lemman 4.1 oletuksien

$$P(T < \infty) \geq P(Y'_\infty > U_0) \geq P(T < \infty) P(Y'_\infty > 0).$$

Todistus. Ensimmäinen epäyhtälö on ilmeinen. Toisalta.

$$\begin{aligned} &P(T = n, Y'_\infty > U_0) \\ &\geq P(T = n, \sum_{m=n+1}^{\infty} d_m \cdots d_{m-1} \xi_m > 0) \\ &= P(T = n, \sum_{m=n+1}^{\infty} d_{n+1} \cdots d_{m-1} \xi_m > 0) \\ &= P(T = n) P(Y'_\infty > 0). \end{aligned}$$

Satz 4.7

$$P(Y'_\infty > U_0) = \sum_{n=1}^{\infty} P(T=n, Y'_\infty > U_0)$$

$$\approx P(Y'_\infty > 0) \sum_{n=1}^{\infty} P(T=n)$$

$$= P(T < \infty) P(Y'_\infty > 0). \quad \square$$

4.2. Summuusluokka-ansioita

Osoitetaan, että todennäköisyydet $P(T < \infty)$ ja $P(Y'_\infty > U_0)$ ovat asympotootisesti summuusluokkaa U_0 'n potensseja.

Lause 4.3. Oletetaan, että on olemassa yksikäsitteinen $R' \in (0, \infty)$ siten, että $C(R') = 0$. Oletetaan lisäksi, että $P(\xi > 0) > 0$, ja että

$$E(|\xi|^s) < \infty \text{ ja } c(s) < \infty$$

eräälle $s \in (R', \infty)$. Silloin

$$(4.12) \quad \lim_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log P(T < \infty) = -R'$$

ja

$$(4.13) \quad \lim_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log P(Y'_\infty > U_0) = -R'.$$

Huomautus 4.1. Raja-arvo (4.12) riippuu vain d -muuttujista. Oletuksen ero verrattuna klassiseen malliin (jossa $d=1$ ja ξ -muuttujat ovat levyhänkäisiä) on myös se, että varatilo todennäköisyyden summuusluokka on $U_0^{-R'}$. Tämä on asympotootisesti suurempi kuin klassisen e^{-RU_0} . Tässä mielessä sijoitusriskit ovat dominoivia. Jos ξ -muuttujat ovat pehukänkäisiä, ovat vakutus- ja sijoitusriskit lähempänä toisiaan.

Lauseen 4.3 todistus. Todistetaan ensin (4.12).
 Ollaan $s \in (0, R')$. Lemman 4.1 ja Tseluyevin epäyhtälön nojalla

$$\begin{aligned} \infty &> \mathbb{E}(|\bar{Y}'|^s \mathbb{1}(\bar{Y}' > 0)) \\ &\geq \mathbb{E}(|\bar{Y}'|^s \mathbb{1}(\bar{Y}' > U_0)) \\ &\geq U_0^s \mathbb{P}(\bar{Y}' > U_0) = U_0^s \mathbb{P}(T < \infty), \end{aligned}$$

Siksi

$$\limsup_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log \mathbb{P}(T < \infty) \leq -s$$

ja edelleen

$$\limsup_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log \mathbb{P}(T < \infty) \leq -R'.$$

On todistettava vielä, että

$$(4.15) \quad \liminf_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log P(T < \infty) \geq -R'$$

Olkoon $u > 0$ ja

$$\tau = \tau(u) = \inf \{ m \in \mathbb{N} \mid \log d_1 + \dots + \log d_m > u \} \in \mathbb{N} \cup \{\infty\},$$

olkkoon edelleen

$$\mu = \frac{1}{c'(R')}, \quad \delta \in (0, \mu), \quad \delta' \in (0, 1),$$

klassisesta varauketeoriasta seuraa, että kun δ' on riittävästi pieni, niin

$$(4.16) \quad \limsup_{u \rightarrow \infty} u^{-1} \log P(\tau \leq (1 - \delta')u) \leq (\mu - \delta)u < -R'$$

ja

$$(4.17) \quad \liminf_{u \rightarrow \infty} u^{-1} \log P(\tau \leq ((\mu - \delta)u, (\mu + \delta)u)) = -R'.$$

oletaan $\mu > 0$ sellainen, että $P(\xi > \mu) > 0$
ja $\varepsilon, \delta'' > 0$. Silloin

(4.20) $\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \log P(\xi_i > -e^{\delta'' n}, \forall i \leq \lfloor (\mu - \delta)n \rfloor,$

$$\xi_{\lfloor (\mu - \delta)n \rfloor + 1} > \mu, \xi_{\lfloor (\mu + \delta)n \rfloor} > \mu)$$

$\geq \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \log \underbrace{P(\xi > -e^{\delta'' n})}_{> 1 - \varepsilon, \text{ kun } n \text{ suuri}}^{\lfloor (\mu - \delta)n \rfloor} P(\xi > \mu)^{2\delta n + 2}$

$$\geq (\mu - \delta) \log(1 - \varepsilon) + 2\delta \log P(\xi > \mu).$$

Alaajaksi saadaan annettua $-\varepsilon'$, $\varepsilon' > 0$. Oletaan

$$N_n = \{ \tau((1 - \delta')n) > (\mu - \delta)n \}$$

$$\cap \{ \tau(n) \in ((\mu - \delta)n, (\mu + \delta)n) \}$$

$$\cap \{ \xi_i > -e^{\delta'' n}, \forall i \leq \lfloor (\mu - \delta)n \rfloor \}$$

$$\cap \{ \xi_{\lfloor (\mu - \delta)n \rfloor + 1} > \mu, \xi_{\lfloor (\mu + \delta)n \rfloor} > \mu \},$$

missä $\delta, \delta', \delta''$ ovat sellaisia, että edellä saadut
asiat pätevät. Lisäksi voidaan olettaa $\delta'' < \delta'$.

Jos $n \in \mathbb{N}$ on kiinteä ja $\omega \in N_n$, niin

$$\begin{aligned}
& \max \{ Y'_m \mid \Gamma(\mu-d)nt \leq m \leq \Gamma(\mu+d)nt \} \\
&= Y'_m \Gamma(\mu-d)nt + \max \{ Y'_m - Y'_m \Gamma(\mu-d)nt \mid \Gamma(\mu-d)nt \leq m \leq \Gamma(\mu+d)nt \} \\
&\geq -e^{\delta''n} - \Gamma(\mu-d)nt e^{\delta''n} \max \{ e^{\log d_1 + \dots + \log d_m} \mid 1 \leq m \leq \Gamma(\mu-d)nt - 1 \} \\
&\quad + \max \{ e^{\log d_1 + \dots + \log d_m} \mid \Gamma(\mu-d)nt \leq m \leq \Gamma(\mu+d)nt - 1 \} \\
&\geq -e^{\delta''n} - \Gamma(\mu-d)nt e^{\delta''n} e^{(1-d')n} + e^n.
\end{aligned}$$

Kun n on riittävän suuri, on siis, $\forall w \in H_n$,

$$\max \{ Y'_m \mid \Gamma(\mu-d)nt + 1 \leq m \leq \Gamma(\mu+d)nt \} \geq e^{(1-\varepsilon)n}.$$

Ollaan \bar{Y}' kuten (4.5.2):ssä Gillmanin

$$\begin{aligned}
H_{\Gamma \log U_0 T} &\subseteq \{ \bar{Y}' > e^{(1-\varepsilon)\Gamma \log U_0 T} \} \\
&\subseteq \{ \bar{Y}' > U_0^{1-\varepsilon} \} = \{ T(U_0^{1-\varepsilon}) < \infty \},
\end{aligned}$$

kun U_0 on suuri.

Arvioiden (4.16), (4.17) ja (4.20) nojalla

$$\liminf_{U_0 \rightarrow \infty} \Gamma \log U_0 T^{-1} \log P(T(U_0^{1-\varepsilon}) < \infty) \geq -R' - \varepsilon',$$

joten

$$\liminf_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log P(T(U_0) < \infty) \geq -\frac{R' + \varepsilon'}{1 - \varepsilon}.$$

Alaraja (4.15) saadaan antamalla $\varepsilon \rightarrow 0$, $\varepsilon' \rightarrow 0$.

Raja-arvon (4.13) todistamiseksi on lauseen 4.2 nojalla riittävä näyttää, että $\mathbb{P}(Y'_\infty > 0) > 0$.

Olkoot $M > 0$ ja $\varkappa > 0$ sellaisia, että

$$\mathbb{P}(Y'_\infty > -M) > 0 \text{ ja } \mathbb{P}(S_1 > \varkappa) > 0.$$

Silloin

$$\mathbb{P}(Y'_\infty > -M + \varkappa) \geq \mathbb{P}(S_1 > \varkappa, Y'_\infty - S_1 > -M)$$

$$= \mathbb{P}(S_1 > \varkappa) \mathbb{P}\left(\sum_{j=2}^{\infty} d_1 \cdots d_{j-1} S_j > -M\right).$$

Nyt

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}\left(\sum_{j=2}^{\infty} d_1 \cdots d_{j-1} S_j > -M\right) \\ & \geq \mathbb{P}(d_1 \leq 1, \sum_{j=2}^{\infty} d_2 \cdots d_{j-1} S_j > -M) \\ & = \mathbb{P}(d_1 \leq 1) \mathbb{P}(Y'_\infty > -M) > 0, \end{aligned}$$

jillä oletuksen $R' > 0$ nojalla $\mathbb{P}(d_1 \leq 1) > 0$. Nähdään, että

$$\mathbb{P}(Y'_\infty > -M + \varkappa) > 0.$$

Toteamalla päätelyä saadaan vaadittu tulos. \square

4.4. Inflaation vaikutus varainkeräilyyn

Edellä oletettiin, että perusliikettä kuvaavat satunnaismuuttujat ovat riippumattomia ja samoin jakautuneita. Inflaatio tyypillisesti aiheuttaa riippuvuutta ja epä-stationaarisuutta.

Korvataan nyt S_n muuttujalla S'_n ,

$$S'_n = (1+i'_n) \dots (1+i'_{n-1}) S_0, \quad n=1,2,\dots,$$

missä i'_1, i'_2, \dots kuvaavat inflaatioasteita. Oletetaan, että nämä ovat riippumattomia ja samoin jakautuneita ja riippumattomia muuttujista S_1, S_2, \dots . Lisäksi oletetaan, että $P(i'_n > -1) = 1$.

Kohdassa 4.1 esitetyt tekunsiirvinen päättely antaa nyt

$$\begin{aligned} U_n &= (1+h_n) \dots (1+h_1) U_0 \\ &\quad - (1+h_n) \dots (1+h_2) S_1 \\ &\quad - (1+h_n) \dots (1+h_2) (1+i_1) S_2 \\ &\quad \dots \\ &\quad - (1+h_n) (1+i_1) \dots (1+i'_{n-1}) S_n. \end{aligned}$$

Edelleen

$$U_n < 0 \Leftrightarrow f_1 + \frac{1+d_1}{1+r_1} f_2 + \dots + \frac{(1+d_1)^{n-1} - (1+r_1)^{n-1}}{(1+r_1)^n - (1+d_1)^n} f_n > U_0.$$

Edellä esitetyistä tekijästä päätetään, kun diskonttaus-
tekerijä d korvataan mahdollisella

$$d' = \frac{1+i}{1+r},$$

missä i on samoin järkevä kuin d .

Katkeasti ilmaistuna aiemmin saadut tulokset pätevät,
kunhan sijoitustuotot riittävät kompensamaan
inflation. Tarkemmin, on oletettava, että

$$\mathbb{E}(\log d') < 0,$$

jotta parametri $R' = d'$ olisi positiivinen. Jensenin
epäyhtälön nojalla

$$\mathbb{E}((d')^s) \geq e^{s \mathbb{E}(\log d')}.$$

Riittävä on siis esimerkiksi se, että $\mathbb{E}(d') < 1$.

4.5. Tarkennetut estimaatit

Esitetään seuraavassa todennäköisyyksien $\mathbb{P}(T < \infty)$ ja $\mathbb{P}(\bar{Y}' > u_0)$ asymptoottinen muoto pääosin ilman perusteita. Oletetaan, että lauseen 4.3 ehdot on täytetty.

Mielivaltaiselle $u \in \mathbb{R}$ kirjoitetaan

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(T(e^u) < \infty) &= \mathbb{P}(\bar{Y}' > e^u) \\ &= \mathbb{P}(\bar{Y}' > e^u) - \mathbb{P}(\bar{Y} - \xi_1 > e^u) + \mathbb{P}(\bar{Y} - \xi_1 > e^u). \end{aligned}$$

Nyt

$$\begin{aligned} \bar{Y}' &= \sup \{ \xi_1, \xi_1 + d_1 \xi_2, \xi_1 + d_1 \xi_1 + d_1 d_2 \xi_2, \dots \} \\ &= \xi_1 + d_1 \sup \{ 0, \xi_2, \xi_2 + d_2 \xi_3, \xi_2 + d_2 \xi_3 + d_2 d_3 \xi_4, \dots \} \\ &= \xi_1 + d_1 \max(0, \bar{Y}'), \end{aligned}$$

missä oikealla puolella $\xi_1, d_1 \parallel \bar{Y}'$ ($=$ tarkoittaa, että jakaumat ovat samat). Toisin sanoen \bar{Y}' toteuttaa satunnaisyhtälön (random equation)

$$\bar{Y}' = \xi + d \max(0, \bar{Y}'),$$

ξ ja d riippumattomia \bar{Y}' istä oikealla puolella.

Nähdään, että

$$\mathbb{P}(\bar{Y}' - \xi_1 > e^u) = \mathbb{P}(d\bar{Y}' > e^u)$$

$$= \mathbb{P}(\bar{Y}' > e^{u - \log d})$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \mathbb{P}(\bar{Y}' > e^{u-x}) dG(x),$$

missä

$$G(x) = \mathbb{P}(\log d \leq x), \quad \forall x \in \mathbb{R}.$$

Merkitään

$$Z(u) = \mathbb{P}(T(e^u) < \infty)$$

ja

$$z(u) = \mathbb{P}(\bar{Y}' > e^u) - \mathbb{P}(\bar{Y}' - \xi_1 > e^u).$$

Edellä esitetyn nojalla Z toteuttaa uusintamisu-
yhtälön

$$Z(u) = z(u) + \int_{-\infty}^{\infty} Z(u-x) dG(x).$$

Aiemmin esitettyä uusintamislauseetta ei voida soveltaa suoraan, koska $\log d$ ei ole positiivisen satunnaismuuttujan. Ongelmaa aiheuttaa myös se, että z ei ole tunnettu funktio.

Formaalisti Cramér - Lundbergin approksimaation todistusta mukautetaan kirjoitetaan ensin

$$e^{R'u} Z(u) = e^{R'u} z(u) + \int_{-\infty}^{\infty} e^{R'(u-x)} z(u-x) dG_{R'}(x),$$

missä $G_{R'}$ on G in konjugaattijakauma parametrilla R' . Ollaan

$$Z'(u) = e^{R'u} z(u).$$

Nähdään, että $Z'(u)$ toteuttaa eään uusiutumis yhtälön. Tehty mittausvaihto voisi johtaa ei-degeneroituneeseen raja-arvoon,

$$\lim_{u \rightarrow \infty} e^{R'u} Z(u) = G,$$

missä G on positiivinen vakio. Tällöin

$$P(T(U_0) < \infty) = Z(\log U_0)$$

$$\sim G e^{-R' \log U_0} = G U_0^{-R'}.$$

Tulos on todistettu lauseen 4.3 oletuksien, kts.

Goldie, G.M. (1991) Implicit renewal theory and tails of random equations. Ann. Appl. Prob. 1, 126-166.

Vastaava tulos pätee raja-arvolle γ'_∞ . Ainoastaan vakio G muuttuu.

Sisällysluettelo

- | | |
|---|------------|
| 1. Johdanto | 1.1 - 1.1. |
| 2. Chamér-Lundbergin approksimaatio | 2.1 - 2.2. |
| 3. Paksuhäntäisten satunnaiskulkujen vaihtelevuus | 3.1 - 3.3. |
| 4. Sijaintiteoria | 4.1 - 4.18 |