

### 3. Paksuhäntäisen satunnaiskulum värikköteorian

Olkoon  $\{Y_n\}$  ja  $T$  kuten kohdassa 2. Oletetaan myk, että  $\mu = E(\xi) \in (-\infty, 0)$  ja että on alemassa raja-arvo

$$(3.1) \quad \lim_{x \rightarrow \infty} (\log x)^{-1} \log P(\xi > x) = -\alpha,$$

missä  $\alpha \in (1, \infty)$ . Epätäsmällisesti, pätee

$$P(\xi > x) \approx x^{-\alpha}, \quad x \text{ suuri.}$$

Täsmällisemmin, jos  $\varepsilon > 0$  on annettu, niin

$$x^{-(\alpha+\varepsilon)} \leq P(\xi > x) \leq x^{-(\alpha-\varepsilon)},$$

kun  $K$  on suuri. Olkoon  $\delta > 0$  ja  $\varepsilon > 0$ . Tällöin on olemassa sellainen  $x_\varepsilon > 0$ , että

$$E(e^{\delta \xi}) \geq E(e^{\delta \xi} \mathbb{1}(\xi \geq x)) \geq e^{\delta x} P(\xi \geq x)$$

$$\geq e^{\delta x} x^{-(\alpha-\varepsilon)} \geq \frac{(\delta x)^n}{n!} x^{-(\alpha-\varepsilon)}, \quad \forall n, x \geq x_\varepsilon$$

Valitsemalla  $n > \alpha + \varepsilon$  nihdään, että

$$E(e^{\delta \xi}) = \infty, \quad \forall \delta > 0.$$

Kohdan 2 teoria ei ole käytettävissä, sillä myk  $R = 0$ . Esimerkiksi kanygaa hylkäämään perustava todistus tekemiseksi ei ole hyödyllinen eikä lauseen 2.1 tullos myöskään päde.

Merkitään  $F(x) = P(S \leq x)$  ja

$$\bar{F}(x) = P(S > x), \quad x \in \mathbb{R},$$

sekä

$$M_n = \max(S_1, \dots, S_n).$$

Lause 3.1 Olkoon  $b > 0$ . Edellä esitettyin oletuksien

$$(3.1.1) \quad \lim_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log P(T \leq bU_0) = 1 - \alpha$$

ja

$$(3.1.2) \quad \lim_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log P(T < \infty) = 1 - \alpha.$$

Olkoon  $\epsilon > 0$  kiinteä. On helppo nähdä, että

$$\lim_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log P(M_{\lfloor bU_0 \rfloor} > \epsilon U_0) = 1 - \alpha.$$

Tämä viittaa siihen, että varainkon tuloksesta (3.1.1) aiheuttaa yksi suuri  $S_j$ ,  $j \leq bU_0$ .

Esitellään muutama lemma ennen lauseen todistamista.

Lemma 3.1.1. Oletaan  $a > 0$ ,  $\mathbb{P}(\eta \in [0, a]) = 1$  ja  $\mathbb{P}(\eta > 0) > 0$  sekä  $h > 0$ , silloin

$$(3.2) \quad \mathbb{E}(e^{h\eta}) \leq \frac{e^{ha} - 1}{a} \mathbb{E}(\eta) + 1$$

ja

$$(3.2.1) \quad \mathbb{E}(e^{h\eta}) \leq \frac{e^{ha} - 1 - ha}{a^2} \mathbb{E}(\eta^2) + 1 + h \mathbb{E}(\eta).$$

Todistus. Eksponenttifunktion sarjakehitelmän nojalla

$$x \mapsto \frac{e^{hx} - 1}{x}$$

ja

$$x \mapsto \frac{e^{hx} - 1 - hx}{x^2}$$

määrittelevät kasvavat funktiot alueella  $x \in (0, \infty)$ , siis pä

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(e^{h\eta}) &= \mathbb{E}\left(\frac{e^{h\eta} - 1}{\eta} \eta \mathbb{1}(\eta > 0)\right) + 1 \\ &\leq \frac{e^{ha} - 1}{a} \mathbb{E}(\eta) + 1 \end{aligned}$$

ja

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(e^{h\eta}) &= \mathbb{E}\left(\frac{e^{h\eta} - 1 - h\eta}{\eta^2} \eta^2 \mathbb{1}(\eta > 0)\right) + 1 + h \mathbb{E}(\eta) \\ &\leq \frac{e^{ha} - 1 - ha}{a^2} \mathbb{E}(\eta^2) + 1 + h \mathbb{E}(\eta). \quad \square \end{aligned}$$

Lemma 3.1.2

Olkoot  $f_1, f_2: (0, \infty) \rightarrow (0, \infty)$  mielivalkeita ja

$$\beta_j = \limsup_{x \rightarrow \infty} (\log x)^{-1} \log f_j(x) \in [-\infty, \infty], \quad j=1, 2$$

Silloin

$$\begin{aligned} & \limsup_{x \rightarrow \infty} (\log x)^{-1} \log (f_1(x) + f_2(x)) \\ &= \limsup_{x \rightarrow \infty} (\log x)^{-1} \log (\max (f_1(x), f_2(x))) \\ &= \max (\beta_1, \beta_2). \end{aligned}$$

Todistus. Tulokset seuraavat suoraviivaisesti epäyhtälöistä

$$\max (f_1(x), f_2(x)) \leq f_1(x) + f_2(x) \leq 2 \max (f_1(x), f_2(x)), \quad x > 0. \quad \square$$

Lemma 3.2. Olloon  $\delta > 0$ . Silloin lauseen 3.1 oletuksien

$$(3.3) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} (\log n)^{-1} \log P(X_n > 0, M_n \leq n^{1-\delta}) = -\infty$$

ja

$$(3.4) \quad \lim_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log P(T \leq bU_0, M_{\lfloor bU_0 \rfloor} \leq U_0^{1-\delta}) = -\infty.$$

Todistus. Olloon  $\varepsilon > 0$ ,  $h = h_n = n^{-1+\delta/2}$  ja

$$S' = \int \mathbb{1}(S \leq n^{1-\delta}).$$

Osoitetaan aluksi, että voidaan määrittää sellainen  $\varepsilon' > 0$ , että

$$(3.5) \quad \mathbb{E}(e^{h S'}) \leq e^{-h \varepsilon'},$$

kun  $n$  on riittävän suuri.

Olloon  $\varepsilon'' > 0$ . Koska  $\mu < \infty$ , voidaan määrittää sellainen  $c > 0$ , että

$$\mathbb{E}(\max(S, -c)) < \mu + \varepsilon''.$$

Olloon

$$S'' = \max(S', -c) + c.$$

Tällöin  $P(S'' \in [0, n^{1-\delta} + c]) = 1$ . Merkitään  $\mu'' = \mathbb{E}(S'')$ . Lemman 3.1.1 nojalla

$$\mathbb{E}(e^{hS^n}) \leq \frac{e^{h(n^{1-\delta} + c)} - 1}{n^{1-\delta} + c} \mu^n + 1.$$

Koska  $h(n^{1-\delta} + c) \rightarrow 0$ , kun  $n \rightarrow \infty$ , ja

$$\lim_{x \rightarrow 0} \frac{e^x - 1}{x} = 1,$$

niin

$$\mathbb{E}(e^{hS^n}) \leq (1+\varepsilon)h\mu^n + 1 \leq e^{(1+\varepsilon)h\mu^n},$$

kun  $n$  on suuri. Nähdään, että

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(e^{hS^n}) &\leq \mathbb{E}(e^{hS^n}) e^{-hc} \\ &\leq e^{(1+\varepsilon)h(\mu + \varepsilon^n + c) - hc} \\ &= e^{h((1+\varepsilon)\mu + (1+\varepsilon)\varepsilon^n + \varepsilon c)}. \end{aligned}$$

Yläraja (3.5) saadaan valitsemalla ensin  $\varepsilon^n$  pieneksi (mikä kiinnittää  $c/h$ ) ja sen jälkeen  $\varepsilon$  riittävän pieneksi, sillä  $\mu < 0$ .

Todistetaan (3.3). Olkoon

$$\xi_j' = \xi_j \mathbb{1}(\xi_j \leq n^{1-\delta}), \quad j=1, 2, \dots,$$

ja

$$Y_n' = \xi_1' + \dots + \xi_n'.$$

Tselejevskin epäyhtälön nojalla

$$\mathbb{E}(e^{hY_n'}) \geq \mathbb{E}(e^{hY_n'} \mathbb{1}(Y_n' > 0)) \geq \mathbb{P}(Y_n' > 0).$$

Annoksen (3.5) nojalla

$$\mathbb{P}(Y_n' > 0) \leq (e^{-h\varepsilon'})^n = e^{-n^{\delta/2}\varepsilon'}.$$

Saadon

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} (\log n)^{-1} \log \mathbb{P}(Y_n' > 0) = -\infty.$$

Väite seuraa tästä, sillä

$$\mathbb{P}(Y_n > 0, M_n \leq n^{1-\delta}) \leq \mathbb{P}(Y_n' > 0).$$

Todistetaan (3.4). Seuraavaksi

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}(T \leq bU_0, M_{\lfloor bU_0 \rfloor} \leq U_0^{1-\delta}) \\ & \leq \sum_{n \leq bU_0} \mathbb{P}(Y_n > U_0, M_n \leq U_0^{1-\delta}) \\ & \leq \sum_{n \leq bU_0} \mathbb{P}\left(\sum_{i=1}^n \xi_i \mathbb{1}(\xi_i \leq U_0^{1-\delta}) > U_0\right). \end{aligned}$$

$\mathbb{E}$  epäyhtälön (3.5) nojalla

$$\mathbb{E} \left( e^{h' \xi} \mathbb{1}(\xi \leq U_0^{1-\delta}) \right) \leq e^{-h' \varepsilon},$$

missä  $h' = h'(U_0) = U_0^{-1+\delta/2}$  ja  $U_0$  on suuri.

Tseleghenin epäyhtälön nojalla

$$\mathbb{P} \left( \sum_{i=1}^n \xi_i \mathbb{1}(\xi_i \leq U_0^{1-\delta}) > U_0 \right)$$

$$\leq e^{-h' U_0} (e^{-h' \varepsilon})^n \leq e^{-h' U_0} = e^{-U_0^{\delta/2}}.$$

Saadon siis

$$\mathbb{P}(T \leq bU_0, M_{\lfloor bU_0 \rfloor} \leq U_0^{1-\delta}) \leq bU_0 e^{-U_0^{\delta/2}},$$

josta (3.4) seuraa.  $\square$



$$P(T \leq bU_0) \leq P(T \leq bU_0, M_{\lfloor bU_0 \rfloor} \leq U_0^{1-\delta}) + P(M_{\lfloor bU_0 \rfloor} > U_0^{1-\delta}).$$

Nyt

$$\begin{aligned} P(M_{\lfloor bU_0 \rfloor} > U_0^{1-\delta}) &= 1 - P(M_{\lfloor bU_0 \rfloor} \leq U_0^{1-\delta}) \\ &= 1 - (1 - F(U_0^{1-\delta}))^{\lfloor bU_0 \rfloor} \\ &\leq 1 - e^{bU_0 \log(1 - F(U_0^{1-\delta}))} \end{aligned}$$

Koska

$$\lim_{x \rightarrow 0} \frac{\log(1-x)}{x} = -1,$$

mikä

$$\log(1 - F(U_0^{1-\delta})) \geq -(1+\delta)F(U_0^{1-\delta}),$$

kun  $U_0$  on suuri. Valitsemalla  $\delta$  pieneksi saadaan

$$\begin{aligned} (3.6) \quad P(M_{\lfloor bU_0 \rfloor} > U_0^{1-\delta}) &\leq 1 - e^{-bU_0(1+\delta)F(U_0^{1-\delta})} \\ &= 1 - (1 - bU_0(1+\delta)F(U_0^{1-\delta}) + o(n)) \\ &= (1+o(n))bU_0(1+\delta)F(U_0^{1-\delta}). \end{aligned}$$

Raja-arvon (3.1) nojalla

$$\begin{aligned} &\limsup_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log P(M_{\lfloor bU_0 \rfloor} > U_0^{1-\delta}) \\ &\leq 1 + \limsup_{U_0 \rightarrow \infty} (1-\delta) (\log U_0^{1-\delta})^{-1} \log F(U_0^{1-\delta}) \\ &= 1 - (1-\delta)\alpha. \end{aligned}$$

Nyt  $P(T \leq bU_0, M_{\lfloor bU_0 \rfloor} \leq U_0^{1-\delta})$  on edellisen pienemmän 3.2 nojalla.

Antamalla  $\delta > 0$  mennä kohti noltoa saadaan

$$(3.7) \limsup_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log \mathbb{P}(T \leq \delta U_0) \leq 1 - \alpha,$$

Johdetaan yläreija todennäköisyydelle  $\mathbb{P}(T \in (U_0, \infty))$ ,  
 olkoon  $\delta > 0$ . Mielivaltaiselle  $y \geq 1$  pätee

$$(3.8) \mathbb{P}(T \in [U_0^y, U_0^{y+\delta}])$$

$$\leq \mathbb{P}(Y_n > 0 \text{ jollain } n \in [U_0^y, U_0^{y+\delta}], M_{\lfloor U_0^{y+\delta} \rfloor} \leq U_0^{y(1-\delta)})$$

$$+ \mathbb{P}(Y_n > 0 \text{ jollain } n \in [U_0^y, U_0^{y+\delta}], M_{\lfloor U_0^{y+\delta} \rfloor} > U_0^{y(1-\delta)}).$$

Olkoon  $Q_1(U_0, y)$  ensimmäinen ja  $Q_2(U_0, y)$  toinen (3.8)in  
 oikean puolen todennäköisyyksiä. Olkoon  $\beta > \alpha$ .  
 Lemman 3.2 nojalla

$$Q_1(U_0, y) \leq \sum_{n \in [U_0^y, U_0^{y+\delta}]} \mathbb{P}(Y_n > 0, M_n \leq n^{1-\beta})$$

$$(3.9) \leq U_0^{y+\delta} U_0^{-y\beta} \leq U_0^{\delta + y(1-\beta)}, \text{ kun } U_0 \text{ on suuri.}$$

Avrio on tarkainen alueesta  $y \geq 1$  (t.s. voidaan valita  
 $\bar{U}$  siten, että epäyhtälö pätee kaikilla  $y \geq 1$ , kunhan  
 $U_0 \geq \bar{U}$ ). Edelleen

$$Q_2(U_0, y) \leq \mathbb{P}(M_{\lfloor U_0^{y+\delta} \rfloor} > U_0^{y(1-\delta)})$$

$$\leq \mathbb{P}(M_{\lfloor U_0^{y+\delta} \rfloor} > \lfloor U_0^{y+\delta} \rfloor^{\frac{y(1-\delta)}{y+\delta}})$$

$$= \mathbb{P}(M_{\lfloor U_0^{y+\delta} \rfloor} > \lfloor U_0^{y+\delta} \rfloor^{1 - \frac{\delta(1-\delta)}{y+\delta}})$$

$$\leq \mathbb{P}(M_{\lfloor U_0^{y+\delta} \rfloor} > \lfloor U_0^{y+\delta} \rfloor^{1-\delta'})$$

missä  $\delta' = \delta + \frac{\delta(1-\delta)}{1+\delta}$ . Kuten (3.6) :ssa nähdään, että  
 annelle  $\varepsilon > 0$  voidaan määrätä  $\delta$  siten, että

$$Q_2(U_0, y) \leq U_0^{-y(\alpha-1-\varepsilon)}, \quad \forall y \geq 1,$$

kun  $U_0 > \bar{U}$  ( $\bar{U}$  ei riipu  $y$ stä). Yhdistämällä tulokset saadaan

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(T \in (U_0, \infty)) &\leq \sum_{\delta=0}^{\infty} \mathbb{P}(T \in [U_0^{1+\delta}, U_0^{1+(\delta+1)}]) \\ &\leq U_0^{1+\delta-\beta} \sum_{\delta=0}^{\infty} U_0^{\delta(\beta-1)} + U_0^{1-\alpha+\varepsilon} \sum_{\delta=0}^{\infty} U_0^{-\delta(\alpha-1-\varepsilon)}. \end{aligned}$$

Molemmat sarjat suppenevat, kun  $\varepsilon$  on pieni ja siis

$$\mathbb{P}(T \in (U_0, \infty)) \leq K U_0^{1-\alpha+\varepsilon},$$

kun  $U_0$  on suuri, missä  $K$  on vakio. Yhdistämällä tämä arvioon (3.2) ja antamalla  $\varepsilon \rightarrow 0+$  saadaan lemmasta 3.1.2

$$(3.10) \quad \limsup_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log \mathbb{P}(T < \infty) \leq 1 - \alpha,$$

Olkoon  $b \in (0, 1)$  mielivaltainen. Lauseen molemmat väitteet tulevat todistetuksi, jos tällöin

$$(3.10.1) \quad \liminf_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log \mathbb{P}(T \leq bU_0) \geq 1 - \alpha,$$

kun  $U_0$  on suuri, pätee arbitrarille  $\varepsilon > 0$ ,

$$\begin{aligned} (3.11) \quad \mathbb{P}(T \leq bU_0) &\geq \mathbb{P}(Y_{\lfloor bU_0 \rfloor} > U_0) \\ &\geq \lfloor bU_0 \rfloor \mathbb{P}(\xi_1 > U_0^{1+\varepsilon}, \xi_i \leq U_0^{1+\varepsilon}, i=2, \dots, \lfloor bU_0 \rfloor, Y_{\lfloor bU_0 \rfloor} - \xi_1 \geq \lfloor bU_0 \rfloor(\mu-\varepsilon)) \\ &= \lfloor bU_0 \rfloor \bar{F}(U_0^{1+\varepsilon}) \mathbb{P}(\xi_i \leq U_0^{1+\varepsilon}, i=2, \dots, \lfloor bU_0 \rfloor, Y_{\lfloor bU_0 \rfloor} - \xi_1 \geq \lfloor bU_0 \rfloor(\mu-\varepsilon)). \end{aligned}$$

Kuten (3.6):ssä nähdään, että

$$P(\xi_i \leq U_0^{1+\varepsilon}, i=2, \dots, \lfloor bU_0 \rfloor) \geq \exp(-bU_0 \bar{F}(U_0^{1+\varepsilon})(1+\varepsilon)),$$

kun  $U_0$  on suuri, koska  $\alpha > 1$ , niin

$$\lim_{U_0 \rightarrow \infty} P(\xi_i \leq U_0^{1+\varepsilon}, i=2, \dots, \lfloor bU_0 \rfloor) = 1.$$

Suurten lukujen lain nojalla

$$\lim_{U_0 \rightarrow \infty} P(\sum_{i=1}^{\lfloor bU_0 \rfloor} \xi_i \geq \lfloor bU_0 \rfloor (\mu - \varepsilon)) = 1,$$

Arvion (3.11) nojalla

$$\liminf_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log P(T \leq bU_0)$$

$$\geq \liminf_{U_0 \rightarrow \infty} (\log U_0)^{-1} \log (\lfloor bU_0 \rfloor \bar{F}(U_0^{1+\varepsilon})) = 1 - (1+\varepsilon)\alpha.$$

Alaraja (3.10.1) samaa tästä.  $\square$

### 3.1. Osasummien suurista poikkeamista

Olkoon satunnaiskulkua  $\{Y_n\}$  katkon kohdan 3 alussa. Oletetaan, kuitenkin nyt vain, että  $\mu \in \mathbb{R}$ . Lisäksi oletetaan, että (3.1) pätee ja että  $\alpha \in (1, \infty)$ .

Lause 3.3. Olkoon  $a > \mu$  kiinteä. Edellä esitetyin oletuksien

$$\lim_{n \rightarrow \infty} (\log n)^{-1} \log P(Y_n > na) = 1 - \alpha.$$

Todistetaan ensin hieman yleisempi versio lemmän 3.2 ensimmäisestä tuloksesta.

Lemma 3.4. Olkoon  $\delta > 0$ . Silloin lauseen 3.3 oletuksien

$$\lim_{n \rightarrow \infty} (\log n)^{-1} \log P(Y_n > na, M_n \leq n^{1-\delta}) = -\infty.$$

Todistus. Selvästi

$$\begin{aligned} & P(Y_n > na, M_n \leq n^{1-\delta}) \\ &= P((S_1 - a) + \dots + (S_n - a) > 0, \max(S_1 - a, \dots, S_n - a) \leq n^{1-\delta} - a) \\ &\leq P((S_1 - a) + \dots + (S_n - a) > 0, \max(S_1 - a, \dots, S_n - a) \leq n^{1-\delta/2}), \end{aligned}$$

kun  $n$  on suuri. Väite seuraa lemmasta 3.2.  $\square$

Lauseen 3.3 todistus. Lemman 3.4 nojalla

$$\mathbb{P}(Y_n > na) \leq n \bar{F}(n^{1-d}) + n^{-d},$$

kun  $n$  on suuri, missä  $\delta > 0$  on kiinteä (mutta suuri),  
Nähdään, että

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} (\log n)^{-1} \log \mathbb{P}(Y_n > na) \leq 1 - (1 - \delta)\alpha.$$

Totсаatta annetulle  $\varepsilon > 0$ ,

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(Y_n > na) &\geq n \mathbb{P}(S_n > n^{1+\varepsilon}, S_i \leq n^{1+\varepsilon}, i=2, \dots, n, Y_n - S_n > n(\mu - \varepsilon)) \\ &= n \bar{F}(n^{1+\varepsilon}) \mathbb{P}(S_i \leq n^{1+\varepsilon}, i=2, \dots, n, Y_n - S_n > n(\mu - \varepsilon)). \end{aligned}$$

Vieminen todennäköisyys suppenee kohti ykköstä, joten

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} (\log n)^{-1} \log \mathbb{P}(Y_n > na) \geq 1 - (1 + \varepsilon)\alpha,$$

Lemman väite seuraa saadusta tuloksesta.  $\square$

### 3.2. Tarkennetut estimaatit

Edellä esitetyt tulokset antavat lähinnä häviämiseen tapahtumien liittyvää (polynomiaalista) häviämisevaihtoja. Pyritään nyt selvittämään todennäköisyyksien tarkka asymptoottinen muoto. Tähän tarvitaan uusi oletus:

$$(3.15) \quad \lim_{\varepsilon \rightarrow 0+} \limsup_{x \rightarrow \infty} \frac{\bar{F}(x(1-\varepsilon))}{\bar{F}(x)} = 1.$$

Lause 3.5 Oleton  $\{Y_n\}$  satunnaiskennän, joka toteuttaa lauseen 3.3 ehdot ja ehdon (3.15), silloin

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\mathbb{P}(Y_n > na)}{n\bar{F}(n(a-\mu))} = 1.$$

Esitellään ensin lemma, joka 'estää' monta suurta käyttökäsitteen poikkeaman tapahtumaa.

Lemma 3.6. Lemman 3.4 oletuksella

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} (\log n)^{-1} \log \mathbb{P}(Y_n > na, S_i > n^{1-\delta}, S_j > n^{1-\delta} \text{ jollain } i \neq j, i, j \leq n) \leq 2(1 - \alpha + \delta \alpha)$$

Todistus. Triviaalisti

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}(Y_n > na, S_i > n^{1-\delta}, S_j > n^{1-\delta} \text{ jollain } i \neq j, i, j \leq n) \\ & \leq \mathbb{P}(S_i > n^{1-\delta}, S_j > n^{1-\delta} \text{ jollain } i \neq j, i, j \leq n) \\ & \leq n^2 \mathbb{P}(S_1 > n^{1-\delta})^2. \end{aligned}$$

Väite seuraa oletuksesta 3.1.  $\square$

Lauseen 3.5 todistus. Lemmojen 3.4 ja 3.6 nojalla

$$\mathbb{P}(Y_n > na) \leq \mathbb{P}(Y_n > na, S_j > n^{1-\delta} \text{ jollain } j \leq n) + o(1)n^{1-\alpha-\varepsilon}$$

eräälle  $\varepsilon > 0$ , kunhan  $\delta > 0$  on riittävästi pieni. Nyt,  $\forall \varepsilon > 0$ ,

$$\begin{aligned} & \mathbb{P}(Y_n > na, S_1 > n^{1-\delta}, S_j \leq n^{1-\delta}, j=2, \dots, n) \\ & \leq \mathbb{P}(Y_n > na, S_1 \in (n^{1-\delta}, n(\alpha - \mu - \varepsilon)], S_j \leq n^{1-\delta}, j=2, \dots, n) \\ & \quad + \mathbb{P}(Y_n > na, S_1 > n(\alpha - \mu - \varepsilon)) \\ & \leq \mathbb{P}(Y_{n-1} > n(\mu + \varepsilon), S_j \leq n^{1-\delta}, j=2, \dots, n-1) + \mathbb{P}(S_1 > n(\alpha - \mu - \varepsilon)). \end{aligned}$$



Lemman 3.4 ja symmetrian nojalla

$$\begin{aligned} P(Y_n > na) &\leq n \bar{F}(n(a-\mu-\epsilon)) + o(n) n^{1-\alpha-\epsilon} \\ &= (1+o(n)) n \bar{F}(n(a-\mu-\epsilon)). \end{aligned}$$

Siksi pätee

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{P(Y_n > na)}{n \bar{F}(n(a-\mu))}$$

$$= \limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{P(Y_n > na)}{n \bar{F}(n(a-\mu-\epsilon))} \cdot \frac{\bar{F}(n(a-\mu-\epsilon))}{\bar{F}(n(a-\mu))}$$

$$\leq \limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{\bar{F}(n(a-\mu-\epsilon))}{\bar{F}(n(a-\mu))}.$$

Oletuksen (3.15) nojalla

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{P(Y_n > na)}{n \bar{F}(n(a-\mu))} \leq 1.$$

Toisaalta

$$P(Y_n > na) \geq n P(S_1 > n(a-\mu+\epsilon), S_j \leq n(a-\mu+\epsilon), j=2, \dots, n, Y_n - S_1 > n(\mu-\epsilon)).$$

Nähdään kuten lauseen 3.1 loppuosasta, että

$$P(Y_n > na) \geq n \bar{F}(n(a-\mu-\epsilon)) (1+o(n)).$$

Oletuksesta (3.15) seuraa, että

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{P(Y_n > na)}{n \bar{F}(n(a-\mu))} \geq 1. \quad \square$$