

2.1. Teoreettisia apuvälineitä

Lauseen 2.1 todistaa perusteiden uusiutumisteorian.
Tarkastellaan ensin tätä teoreettisissa esin.

Olkoot $\eta_1, \eta_2, \eta_3, \dots$ riippumattomia ja samoin
jakautuneita satunnaisuuksia ja

$$S_n = \eta_1 + \dots + \eta_n, \quad n=1, 2, \dots$$

sekä $S_0 = 0$. Olkoon F muuttujan η kestymä-
funktio. Oletetaan, että $F(0) = 0$ ts. η on positiivinen m.v. Tällöin $\{S_n\}$ on uusiutumisteoria-
prosessi. Olkoon $\mu = \mathbb{E}(\eta) \in (0, \infty]$

Olkoon

$$U(x) = \sum_{n=0}^{\infty} F^{*n}(x) = \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{P}(S_n \leq x), \quad x \geq 0,$$

ja $U(x) = 0$, kun $x < 0$. Tätä kutsutaan usein uusiutumisteoriamitaksi (tällöin U laajennetaan tiheysti-
mitaksi $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$ ille, välin $(a, b]$ mitta on $U(b) - U(a)$).
Koska $S_0 = 0$, on $U(0) = 1$. Lisäksi $U(x)$ kuvaa
'osumia' välille $[0, x]$ edellisenä mielettä.
Olkoon nimittäin

$$N = N_x = \#\{n \geq 0 \mid S_n \leq x\}.$$

Silloin

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(N) &= \sum_{n=0}^{\infty} n \mathbb{P}(N=n) = \sum_{n=0}^{\infty} \sum_{k=0}^n \mathbb{P}(N=n) \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{n=k}^{\infty} \mathbb{P}(N=n) = \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{P}(N \geq k) \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \mathbb{P}(S_{k-1} \leq x) = U(x). \end{aligned}$$

Lemma 2.2. $U(x) < \infty, \forall x$. Oletaan $z: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ rajoitettu mitallinen funktio ja $z(x) \rightarrow 0, \forall x < 0$. Silloin

$$(2.5) \quad Z(x) = \int_{0-}^x z(x-y) dU(y)$$

totenuttaa uusintuomisyhtälön

$$(2.6) \quad Z(x) = z(x) + \int_0^x Z(x-y) dF(y).$$

Lisäksi (2.6) :llä ei ole muita sellaisia ratkaisuja, jotka ovat rajoitettuja äärettömällä välillä ja häviävät nopeasti $x < 0$.

Huomaus 2.2. Integraali U in suhteeseen (2.5) :ssä voidaan ajatella odotusarvoista muodostuvana saajana :

$$\begin{aligned} \int_{0-}^x f(y) dU(y) &= \sum_{n=0}^{\infty} \int_{0-}^x f(y) dF^{*n}(y) \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} E(f(S_n) \mathbb{1}(S_n \leq x)). \end{aligned}$$

Lemman 2.2. todistus. Ollaan

$$U_n(x) = \sum_{k=0}^n F^{k\alpha}(x). \text{ Valitaan } \alpha, \beta > 0 \text{ siten, että}$$

$$1 - F(\alpha) > \beta.$$

Jäljessä kaikilla $x > 0$

$$\int_0^x (1 - F(x-y)) dU_n(y) = 1 - F^{(n+1)\alpha}(x) \leq 1.$$

Eriksittäen jos $x \geq \alpha$, niin

$$\int_{x-\alpha}^x (1 - F(x-y)) dU_n(y) \leq 1.$$

Liittää

$$\int_{x-\alpha}^x (1 - F(x-y)) dU_n(y) > \beta (U_n(x) - U_n(x-\alpha)),$$

joten

$$U_n(x) - U_n(x-\alpha) \leq \frac{1}{\beta}.$$

Nähdään, että $U(x) \leq U(x-\alpha) + \frac{1}{\beta}$, $\forall x \geq \alpha$. Siispi

$$U(\alpha) \leq U(0) + \frac{1}{\beta} = 1 + \frac{1}{\beta}.$$

Jos $x > 0$ on annettu, on $U(x) \leq \frac{k}{\beta} + 1$, kun
 k valitaan siten, että $k\alpha \geq x$.

On osoitettava vielä usin kunnis yhtälön (2.6) ratkaisua koskevat tulokset. Ensinnäkin $U(x) < \infty$ ja Z on rajoitettu, joten $Z(x) < \infty$. Nyt

$$\int_0^x \left[\int_0^{x-y} z(x-y-v) dU(v) \right] dF(y)$$

$$\rightarrow \int_0^x \left[\sum_{k=0}^{\infty} \int_0^{x-y} z(x-y-v) dF^{k*}(v) \right] dF(y)$$

$$\stackrel{MKL}{=} \sum_{k=0}^{\infty} \int_0^x \left[\int_0^{x-y} z(x-y-v) dF^{k*}(v) \right] dF(y)$$

$$\rightarrow \sum_{k=1}^{\infty} \int_0^x z(x-y) dF^{k*}(y) = \int_0^x z(x-y) dU(y) - z(x).$$

Nähdään, että (2.5) on (2.6):n ratkaisu.

Jos Z_1 ja Z_2 ovat (2.6):n ratkaisuja, niin

$$Z_1(x) - Z_2(x) = \int_0^x (Z_1(x-y) - Z_2(x-y)) dF(y), \quad \forall x.$$

Nähdään, että

$$Z_1(x) - Z_2(x) = \int_0^x (Z_1(x-y) - Z_2(x-y)) dF^{n*}(y), \quad \forall n.$$

Koska $F^{n*}(x) = P(S_n \leq x) \xrightarrow{SLL} 0$, kun $n \rightarrow \infty$,

on välttämättä $Z_1(x) - Z_2(x) = 0$, $\forall x$. \square

Funktioita $z: \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty)$ sanotaan oleellisesti
(Riemann) integroituviksi, jos

$$\lim_{h \rightarrow 0+} h \sum_{k=1}^{\infty} m_k(h) = \lim_{h \rightarrow 0+} h \sum_{k=1}^{\infty} \bar{m}_k(h) < \infty,$$

missä

$$(2.7) \quad m_k(h) = \inf \{ z(x) \mid (k-1)h \leq x < kh \}$$

ja

$$(2.8) \quad \bar{m}_k(h) = \sup \{ z(x) \mid (k-1)h \leq x < kh \}.$$

Lause 2.3. Oletaan $z: \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty)$ oleellisesti
integroitava ja Z uusiutumisyhtälön (2.6) ratkaisun (2.5).
Jos F ei ole aritmeettinen, niin

$$\lim_{x \rightarrow \infty} Z(x) = \mu^{-1} \int_0^{\infty} z(y) dy,$$

missä $\mu = E(\eta)$. Jos F on aritmeettinen jännittä a , niin

$$\lim_{n \rightarrow \infty} Z(x+na) = \frac{a}{\mu} \sum_{k=0}^{\infty} z(x+ka)$$

kaikilla $x \geq 0$.

Todistus on esitetty lähteessä Feller (1971), An
introduction to probability theory and its applications,
kuten XI. Second edition. Wiley.

Lausetta 2.3 kutsutaan uusiutumislauseeksi.

Esimerkki 2.1 Oletetaan, että $z \geq 0$ on Riemann-integroituva jokaisella välillä $[0, a]$ ja että

$$\sum_{k=1}^{\infty} \bar{m}_k(h_0) < \infty$$

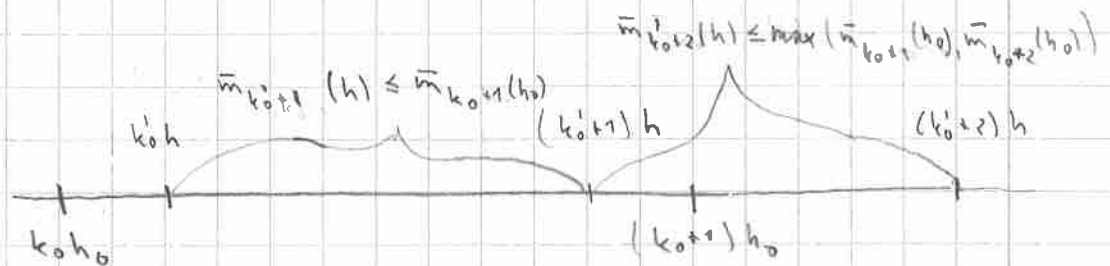
eräälle $h_0 > 0$. Tällöin z on oleellisesti integroituva. Olkoon nimittäin $\varepsilon > 0$ ja k_0 sellainen, että

$$h_0 \sum_{k=k_0}^{\infty} \bar{m}_k(h_0) < \varepsilon.$$

Olkoon $h < h_0$ ja $r = \left\lceil \frac{h_0}{h} \right\rceil + 1$. Ilmeisesti

$$\begin{aligned} h \sum_{k=k_0}^{\infty} \bar{m}_k(h) &\leq rh \sum_{k=k_0}^{\infty} \bar{m}_k(h_0) \\ &\leq (h_0 + 2h) \sum_{k=k_0}^{\infty} \bar{m}_k(h_0) < 3\varepsilon, \end{aligned}$$

missä k_0 on pienin sellainen kokonaisluku, että $k_0 h \geq k_0 h_0$.



Valitsemalla $a = (k_0 + 1)h_0$, saadaan

$$\left| h \sum_{k, kh \leq a} \bar{m}_k(h) - h \sum_{k, kh \leq a} \bar{m}_k(h_0) \right| < \varepsilon,$$

Riemann-integroituvuuden nojalla, kun h on pieni. Allenaan nojalla sama saadaan summille alueesta $k, kh > a$, josta väite seuraa.

2.2. Pää tuloksen todistus

2.9.

Lauseen 2.1 todistus. Käsitellään vain tapaus, jossa ξ :n jakauma ei ole aritmeettinen, sitenkin konjugaattijakauman parametritilla R saadaan eritys

$$(2.9) \quad \begin{aligned} P(T < \infty) &= \mathbb{E}_R(e^{-RY_T} \mathbb{1}(T < \infty)) \\ &= e^{-RU_0} \mathbb{E}_R(e^{-R(Y_T - U_0)}) \end{aligned}$$

Kts. Riskiteoria 2013. Riittää siis todistaa, että viimeinen odotusarvo suppenee kohti parti-kulviista vakiota. Tätä varten osoitetaan ensin, että $Y_T - U_0$ suppenee jakaumaltaan,

Olkoon $\tau_0 = 0$ ja $Y_0 = 0$. Määritellään

$$\tau_{k+1} = \min\{n > \tau_k \mid Y_n > Y_{\tau_k}\}, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

ja merkitään

$$\eta_k = Y_{\tau_k} - Y_{\tau_{k-1}}, \quad k = 1, 2, \dots$$

Koska $\mathbb{E}_R(\xi) = c'(R) > 0$, ovat sekä τ_k että η_k aitoja satunnaismuuttujia (eli, $P(\tau_k < \infty) = 1, \forall k$). Ilmeisesti $\tau_1, \tau_2 - \tau_1, \tau_3 - \tau_2, \dots$ ovat riippumattomia ja samoin jakautuneita, samoin η_1, η_2, \dots . Lisäksi η -muuttujat ovat partikulviisia, joten $\{S_n\}$,

$$S_n = \eta_1 + \dots + \eta_n,$$

on uusiutumisprosessi. Suoraan nähdään, että η -muuttujat eivät ole aritmeettisiä.

(Nimittäin: τ_1, τ_2, \dots ovat tiheysindeksejä, η_1, η_2, \dots tiheyskorkkeja.)

Olkoon

$$T' = \inf\{n \mid S_n > U_0\}.$$

Ilmeisesti $S_{T'} = Y_{T'}$. Olkoon $x \geq 0$ kiinteä ja

$$G_{U_0}(x) = \mathbb{P}_R(S_{T'} - U_0 \leq x),$$

Silloin (F_R on η_1 'n kertymä lumbato kengä pakumassa)

$$\begin{aligned} G_{U_0}(x) &= \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{P}_R(S_n \leq U_0, S_n + \eta_{n+1} \in (U_0, U_0 + x]) \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \int_{0^-}^{U_0} \mathbb{P}_R(\eta_1 \in (U_0 - y, U_0 - y + x]) dF_R^{n+1}(y). \end{aligned}$$

Olkoon $Z(U_0) = \mathbb{P}_R(\eta_1 \leq U_0 + x) - \mathbb{P}_R(\eta_1 \leq U_0)$.

Tällöin

$$G_{U_0}(x) = \int_{0^-}^{U_0} Z(U_0 - y) dU(y), \quad U(x) = \sum_{n=0}^{\infty} F_R^{n+1}(x).$$

Lemman 2.2 nojalla $Z(U_0) = G_{U_0}(x)$ toteutetaan

$$Z(U_0) = Z(U_0) + \int_0^{U_0} Z(U_0 - y) dF_R(y).$$

Selvästi

$$Z(U_0) \leq \mathbb{P}_R(\eta_1 \leq (n+2)x) - \mathbb{P}_R(\eta_1 \leq nx)$$

kun $nx \leq U_0 \leq (n+1)x$. Koska

$$\sum_{n=0}^{\infty} (\mathbb{P}_R(\eta_1 \leq (n+2)x) - \mathbb{P}_R(\eta_1 \leq nx)) \leq 2,$$

on Z edellisesti integroituva esimerkiksi 2.1 nojalla.

Uusiutumislauseen nojalla ($M_R = \mathbb{E}_R(\eta_1)$)

$$\begin{aligned} \lim_{U_0 \rightarrow \infty} G_{U_0}(x) &= M_R^{-1} \int_0^{\infty} [P_R(\eta_1 \leq y+x) - P_R(\eta_1 \leq y)] dy \\ &= M_R^{-1} \int_0^{\infty} [P_R(\eta_1 > y) - P_R(\eta_1 > y+x)] dy \\ &= M_R^{-1} \left[\int_0^x P_R(\eta_1 > y) dy + \int_x^{\infty} P_R(\eta_1 > y) dy - \int_0^{\infty} P_R(\eta_1 > y+x) dy \right] \\ &= M_R^{-1} \int_0^x P_R(\eta_1 > y) dy. \end{aligned}$$

Nähdään, että $Y_T - U_0$ suppenee jakaumalleen kohti satunnaisuuttuja, jonka kertymäfunktio on J ,

$$J(x) = M_R^{-1} \int_0^x P_R(\eta_1 > y) dy, \quad x \geq 0.$$

Kun kuvaus $x \mapsto e^{-Rx} \mathbb{1}(x \geq 0)$ on jatkuva ja rajatettu alueella $x \geq 0$, on

$$\lim_{U_0 \rightarrow \infty} \mathbb{E}_R(e^{-R(Y_T - U_0)}) = \int_0^{\infty} e^{-Rx} dJ(x).$$

Selvästi reid-alo on positiivinen ja tällöin luseen väite G .
Nyt

$$M_R = \mathbb{E}_R(Y_{T_0}) = \mathbb{E}(e^{RY_{T_0}} \mathbb{1}(T_1 < \infty)).$$

Osittaisintegroinnilla saadaan

$$\begin{aligned} & \int_0^{\infty} e^{-Rx} dJ(x) \\ &= \int_0^{\infty} e^{-Rx} J(x) - \int_0^{\infty} J(x) d(e^{-Rx}) \\ &= R \int_0^{\infty} J(x) e^{-Rx} dx. \end{aligned}$$

2.11.1.

Erhalten

$$M_R \int_0^{\infty} J(x) e^{-Rx} dx = \int_0^{\infty} \left[P_R(\tau_1 > y) \int_y^{\infty} e^{-Rx} dx \right] dy$$

$$= \frac{1}{R} \int_0^{\infty} P_R(\tau_1 > y) e^{-Ry} dy$$

$$= -\frac{1}{R^2} \int_0^{\infty} P_R(\tau_1 > y) d(e^{-Ry})$$

$$= -\frac{1}{R^2} \left[\int_0^{\infty} P_R(\tau_1 > y) e^{-Ry} - \int_0^{\infty} e^{-Ry} d(P_R(\tau_1 > y)) \right]$$

$$= -\frac{1}{R^2} \left[-1 + \int_0^{\infty} e^{-Ry} d(P_R(\tau_1 \leq y)) \right]$$

$$= -\frac{1}{R^2} \left[-1 + E_R(e^{-R\tau_1}) \right]$$

$$= \frac{P(\tau_1 = \infty)}{R^2}$$

Sais

$$\int_0^{\infty} e^{-Rx} dJ(x) = \frac{P(\tau_1 = \infty)}{R M_R} \quad \square$$

Edellä varailkeo voi tapahtua vain hetkellä t, Z_1, \dots .
 Perustella on vaitia valtuuttam, että yhtiön
 varallisuuden tulee olla aina positiivinen. Lähelle
 tätä päästään vaihtamalla aikayksiköksi pienenä, ja
 mutta asiaa voidaan lähestyä myös tarkasti.

Tarkastellaan asiaa Spence - Andersenin mallissa, joka
 muodostuu seuraavista osista

- 1) Vahinkojen suuruudet Z_1, Z_2, \dots
- 2) Vahinkojen satunnaisuudet V_1, V_2, \dots
- 3) Vakuummaksuintensiteetti P .

Oletetaan, että jonot $\{Z_n\}$ ja $\{V_n\}$ ovat molemmat
 i.i.d. ja että $\{Z_n\}$ ja $\{V_n\}$ ovat toisistaan
 riippumattomia. Olkoon U_0 alkupääoma kusten aiemmin lein.
 Yhtiön hetken t mennessä kertynyt tappio $I^c(t)$ on
 mallissa

$$I^c(t) = \sum_{k=1}^{N(t)} Z_k - Pt,$$

missä

$$N(t) = \sup \{m \mid V_1 + \dots + V_m \leq t\}.$$

Oletetaan seuraavassa, että $P(Z_1 > 0) = 1$ ja $P > 0$.

Varailkehelle määritellään ehdosta

$$T^c = \begin{cases} \inf \{t > 0 \mid I^c(t) > U_0\} \\ +\infty, \text{ jos } I^c(t) \leq U_0, \forall t > 0. \end{cases}$$

olloon

$$\xi_j = Z_j - PV_j, \quad j=1, 2, \dots$$

ja

$$I_n = \xi_1 + \dots + \xi_n.$$

Tällöin $\{I_n\}$ on satunnaiskäynnä. Jos

$$T = \min\{n \mid I_n > U_0\}$$

ja T^c kuten edellä, niin ilmeisesti

$$\{T^c < \infty\} = \{T < \infty\}.$$

Näin ollen

$$P(T^c < \infty) \sim C e^{-RU_0}, \quad U_0 \rightarrow \infty,$$

missä C ja R ovat lauseen 2.1 mukaiset kiinteät
muuttujat

$$\xi = Z - PV.$$

Eriksiksi $R > 0$, jos $E(\xi) < 0$ eli

$$P > \frac{E(Z)}{E(V)}.$$

Esimerkki 2.2. Olkoon Z eksponentiaalisesti jakautunut parametrina s ja V sellainen, että $\xi = Z - PV$ toteuttaa lauseen 2.1 ehdot. Siis

$$P(Z > z) = e^{-sz}, \quad \forall z \geq 0.$$

Määritään lauseen 2.1 vakio d .

Jlmeisesti

$$P(\tau(0) < \infty) = E_R(e^{-R\tau(0)} \mathbb{1}(\tau(0) < \infty)).$$

Selvää on, että $P_R(\tau(0) < \infty) = 1$. Osoitetaan, että $Y_{\tau(0)}$ on eksponentiaalisesti jakautunut parametrina $s - R$, kun ξ :llä on konjugaattijakauma parametrina R . Selvästi

$$\begin{aligned} E_R(e^s \xi) &= \frac{E(e^{(s+R)\xi})}{E(e^R \xi)} \\ &= \frac{E(e^{(s+R)Z})}{E(e^R Z)} \cdot \frac{E(e^{-(s+R)PV})}{E(e^{-RPV})}. \end{aligned}$$

Nähdään, että konjugaattijakauman alaisuudessa ξ on muotoa

$$\xi = Z' - PV',$$

missä $Z' \perp V'$, Z' :llä on Z :n konjugaattijakauma parametrilla R ja V' :llä on V :n konjugaattijakauma parametrilla $-PR$. Siis Z' on eksponentiaalisesti jakautunut parametrina $s - R$.

Nyt kaikkilla $y \geq 0$, $n \in \mathbb{N}$,

$$\mathbb{P}_R(Y_{T(0)} > y, T(0) = n)$$

$$= \mathbb{P}_R((S_1, \dots, S_{n-1}) \in B_n, S_n > y - (S_1 + \dots + S_{n-1})),$$

missä

$$B_n = \{(x_1, \dots, x_{n-1}) \in \mathbb{R}^{n-1}; x_1 \leq 0, x_1 + x_2 \leq 0, \dots, x_1 + \dots + x_{n-1} \leq 0\}.$$

Olkoon $H(x) = \mathbb{P}_R(S \leq x)$ ja $K(x) = \mathbb{P}_{-RP}(V \leq x)$, $\forall x \in \mathbb{R}$,
Tällöin

$$\mathbb{P}_R(Y_{T(0)} > y, T(0) = n)$$

$$= \int_{(x_1, \dots, x_{n-1}) \in B_n} \int_{v \in \mathbb{R}} e^{-(s-R)(y + pv - x_1 - \dots - x_{n-1})} dH(x_1) \dots dH(x_{n-1}) dK(v)$$

$$= e^{-(s-R)y} \mathbb{P}_R(T(0) = n),$$

$$\text{Siis } \mathbb{P}_R(Y_{T(0)} > y) = e^{-(s-R)y} \text{ ja}$$

$$\mathbb{P}(T(0) < \infty) = \frac{s-R}{s}.$$

Lisäksi

$$\mathbb{E}(Y_{T(0)} e^{R Y_{T(0)}} \mathbb{1}(T(0) < \infty))$$

$$= \mathbb{E}_R(Y_{T(0)} \mathbb{1}(T(0) < \infty)) = \frac{1}{s-R}$$

ja

$$d = \frac{s-R}{s}.$$

Itse asiassa tässä tapauksessa

$$P(\tau(U_0) < \infty) = d e^{-RU_0}, \quad \forall U_0 > 0.$$

Tämä nähdään esityksestä (2.9) toteamalla, että myös $Y_{\tau(U_0)} - U_0$ on eksponenttijakautunut parametrilla $\beta - R$. Edellä esitetty laskelma menee läpi pienin muutoksien. Siis pä

$$\begin{aligned} P(\tau(U_0) < \infty) &= e^{-RU_0} \int_0^{\infty} e^{-Rx} (\beta - R) e^{-(\beta - R)x} dx \\ &= \frac{\beta - R}{\beta} e^{-RU_0} = d e^{-RU_0}. \end{aligned}$$