

Riskiteoria 28.1.2016

Erilliskoe 4h

1. Olkoon X_i yhdistettyä painotettua Poisson-jakaumaa noudattava satunnaismuuttuja parametrilla (λ_i, Q_i, S) , $i = 1, 2$. Oletetaan, että X_1 ja X_2 ovat riippumattomia. Osoita, että $X_1 + X_2$ noudattaa yhdistettyä painotettua Poisson-jakaumaa.

2. Yhtiön alkupääoma on U_0 , tulevan vuoden kokonaisvahinkomäärä X noudattaa yhdistettyä Poisson-jakaumaa ja vakuutusmaksu on $P = 1.1\mathbb{E}(X)$. Olkoon Poisson-parametri λ ja yksittäiset vahingot välillä $(0, 1)$ tasan jakautuneita satunnaismuuttujia. Yhtiön sallitaan jatkaa toimintaansa, jos vararikkotodennäköisyys vuoden aikajänteellä on korkeintaan 0.01. Osoita, että yhtiö ei täytä mainittua vakavaraisuusvaatimusta.

Yhtiö ottaa koko vakuutuskantaa koskevan fransisijälleenvakuutuksen omavastuurajana M . Tällöin jälleenvakuuttaja maksaa jokaisesta vahingosta Z määrän $Z^{jv} = Z\mathbf{1}(Z > M)$. Jälleenvakuutusmaksu on $P^{jv} = 1.1\mathbb{E}(X^{jv})$, missä X^{jv} on jälleenvakuuttajan vastuulla oleva osa kokonaisvahinkomäärästä. Osoita, että yhtiö täyttää mainitun vakavaraisuusvaatimuksen omalla vastuulla olevan liikkeen osalta, jos $M = 1/2$.

Parametreilla on arvot $U_0 = 8$ ja $\lambda = 200$. Tehtävässä voidaan soveltaa normaaliaproksimaatiota yhdistettyyn Poisson-jakaumaan ($\phi(2.33) = 0.99$, missä ϕ on standardi normaali-jakauman kertymäfunktio).

3. Vahinkoja sattuu Poisson-prosessin mukaisesti intensiteetifunktiolla $\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(s)ds$, missä $\lambda(t) = \lambda(1+g)^t$ ja λ ja g ovat positiivisia vakioita. Oletetaan, että vahinkojen raportoitumisviiveet ovat toisistaan ja lukumääräprosessista riippumattomia eksponenttijakautuneita satunnaismuuttujia odotusarvona 1. Yksittäisen vahingon suuruus on vakio $a > 0$ ja korvaus maksetaan aina kokonaisuudessaan heti, kun vahinko raportoituu yhtiöön.

Ensimmäisen toimintavuoden lopussa on raportoitunut N vahinkoa. Määrää tähän havaintoon perustuva korvausvastuun ehdollinen odotusarvo hetkellä yksi.

4. Yhtiön vuosien $1, 2, \dots$ tappiot ξ_1, ξ_2, \dots ovat riippumattomia ja samoin jakautuneita satunnaismuuttujia. Olkoon näiden yhteinen kumulantit generoiva funktio c äärellinen kaikkialla ja $\lim_{s \rightarrow \infty} c'(s) = \infty$. Oletetaan, että yhtälöllä $c(s) = 0$ on yksikäsitteinen positiivinen juuri R . Olkoon $U_0 > 0$ yhtiön alkupääoma ja T vararikkohetki sekä $0 < y < x < 1/c'(R)$. Osoita, että

$$\lim_{U_0 \rightarrow \infty} U_0^{-1} \log \mathbb{P} \left(\frac{T}{U_0} \in [y, x] \right) = -xc^*(1/x).$$

1. Harjo. 3, teht. 5

$$2. \begin{cases} \mathbb{E}(Z) = \int_0^1 z dz = \frac{1}{2}, & \mathbb{E}(Z^2) = \frac{1}{3} \\ \mathbb{E}(X) = 100, & \text{Var } X = \frac{200}{3} \end{cases}$$

$$\begin{cases} \mathbb{P}(X > u_0 + p) = \mathbb{P}\left(\frac{X - 100}{\sqrt{200/3}} > \frac{u_0 + 10}{\sqrt{200/3}}\right) \\ \approx 1 - \Phi(2.21) > 0.01. \end{cases}$$

$$\begin{cases} \text{Uusin palkkeen} & \mathbb{E}(Z^{0v}) = \int_0^M z dz = \frac{M^2}{2}, & \mathbb{E}((Z^{0v})^2) = \frac{M^3}{3} \\ \mathbb{E}(X^{0v}) = \frac{200M^3}{2}, & \text{Var } X^{0v} = \frac{200M^3}{3} \end{cases}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X^{0v} > u_0 + p^{0v}) &= \mathbb{P}\left(\frac{X^{0v} - 100M^3}{\sqrt{200M^3/3}} > \frac{u_0 + 0.1 \cdot 100M^2}{\sqrt{200M^3/3}}\right) \\ &\approx 1 - \Phi\left(\frac{u_0 + 10M^2}{\sqrt{200M^3/3}}\right) \approx 1 - \Phi(3.64) < 0.01. \end{aligned}$$

3. Kuvauksien on a. Puussin- ja karkunien samanaikainen

$$\begin{aligned} \lambda_1 &= \int_0^1 \lambda(s) (1 - G(1-s)) ds, & G(s) &= 1 - e^{-s} \\ &= \int_0^1 \lambda(1+g) e^{-s} ds \\ &= \lambda e^{-1} \int_0^1 \frac{(1+g)^s e^s}{(1+g)(1+g)} ds = e \frac{\lambda}{(1+g)(1+g)} ((1+g)^1 - 1). \end{aligned}$$

Kysymys ehdollinen odotusarvo λ_1 , sillä kuvauksien on riippumaton reputaatiokoneista vähimmäist.

$$4. \mathbb{P}\left(\frac{T}{u_0} \in [y, x]\right) = \mathbb{P}(T \leq x u_0) \left[1 - \frac{\mathbb{P}(T \leq y u_0)}{\mathbb{P}(T \leq x u_0)} \right].$$

Kun $u_0 \rightarrow \infty$ V_0^{-1} kasvaa $\frac{\mathbb{P}(T \leq y u_0)}{\mathbb{P}(T \leq x u_0)} \rightarrow -y c \left(\frac{1}{y}\right) + x c \left(\frac{1}{x}\right) < 0,$

on $\mathbb{P}\left(\frac{T}{u_0} \in [y, x]\right) = (1 - c x) \mathbb{P}(T \leq x u_0)$, josta väite.