

Modeli rizika u neživotnom osiguranju i reosiguranju

Spajić, Matea

Master's thesis / Diplomski rad

2018

Degree Grantor / Ustanova koja je dodijelila akademski / stručni stupanj: **Josip Juraj Strossmayer University of Osijek, Department of Mathematics / Sveučilište Josipa Jurja Strossmayera u Osijeku, Odjel za matematiku**

Permanent link / Trajna poveznica: <https://um.nsk.hr/um:nbn:hr:126:844435>

Rights / Prava: [In copyright](#)

Download date / Datum preuzimanja: **2020-10-20**



Repository / Repozitorij:

[Repository of Department of Mathematics Osijek](#)



Sveučilište J. J. Strossmayera u Osijeku
Odjel za matematiku

Matea Spajić
Modeli rizika u neživotnom osiguranju i reosiguranju
Diplomski rad

Osijek, 2018.

Sveučilište J. J. Strossmayera u Osijeku
Odjel za matematiku

Matea Spajić
Modeli rizika u neživotnom osiguranju i reosiguranju
Diplomski rad

Mentor: doc. dr. sc. Danijel Grahovac

Osijek, 2018.

Sadržaj

Sadržaj

1	Uvod	1
2	Modeliranje rizika u neživotnom osiguranju	2
2.1	Cramér-Lundbergov model	5
2.2	Vjerojatnost propasti	8
2.3	Lundbergov koeficijent	10
3	Reosiguranje	16
3.1	Proporcionalno reosiguranje	17
3.1.1	Kvotno reosiguranje	17
3.1.2	Svotno-ekscedentno reosiguranje	17
3.2	Neproporcionalno reosiguranje	19
3.2.1	Reosiguranje viška štete	19
3.2.2	Reosiguranje tehničkog rezultata	20
4	Reosiguranje i propast	22
4.1	Maksimiziranje Lundbergovog koeficijenta uz kvotno reosiguranje	23
4.1.1	Slučaj $\theta = \varepsilon$	24
4.1.2	Opći slučaj	25
4.2	Maksimiziranje Lundbergovog koeficijenta uz reosiguranje viška štete	27
5	Zaključak	28
	Literatura	29
	Životopis	31

1 Uvod

Sigurnost je jedna od temeljnih ljudskih potreba, ljudi žele osjetiti sigurnost u slučaju da nešto pođe po zlu. Mnogi se iz tog razloga tijekom svog života odlučuju za osiguranje kako bi imali jamstvo da će im netko pomoći. Osiguranje je ekonomska djelatnost kojom se zainteresiranim osobama pruža ekonomska zaštita od različitih rizika koji ugrožavaju njihov život, zdravlje ili imovinu. Osiguranje funkcionira na način da se rizik transferira s osiguranika na osiguratelja, koji prihvaća da nadoknadi slučajne štete onima kod kojih su nastale. Osiguranik za svoju sigurnost plaća premiju osiguratelju. Maksimalni iznos osigurateljeve obveze prema osiguraniku odnosno korisniku osiguranja ukoliko nastupi osigurani slučaj, prema [14], naziva se svota osiguranja.

U ovom radu ćemo detaljnije opisati način na koji funkcionira osiguravajuće društvo. Rizici s kojima se osiguravajuće društvo svakodnevno susreće su neizvjesni, jer nije poznato ni kada će šteta nastati niti u kojem iznosu. Iz tog razloga vrijeme nastanka šteta kao i iznos šteta modeliramo slučajnim procesima. Prvi model pomoću kojeg možemo reći nešto više o riziku poslovanja osiguravajućeg društva djelo je matematičara Filipa Lundberga i Haralda Craméra. Prema njima je model dobio i ime, a njega ćemo opisati u poglavlju 2.1. Nadalje zanima nas kolika je vjerojatnost propasti osiguravajućeg društva i na koji način možemo utjecati na nju, tj. kako ćemo ju minimizirati. Jedan od načina je da pomoću Lundbergovog koeficijenta pronađemo gornju granicu za vjerojatnost propasti. Kako bi se osiguravajuće društvo zaštitilo od velikih rizika, također se osigurava i to se naziva reosiguranje. Razlikujemo dvije vrste reosiguranja prema udjelu u premiji i štetama, a to su proporcionalni oblici reosiguranja i neproporcionalni oblici reosiguranja. Osigurateljima je u cilju naći optimalne reosigurateljne ugovore kojima će moći primiti u pokriće velike rizike, a da time ne ugrozi svoje poslovanje. Kako reosigurateljni ugovori utječu na vjerojatnost propasti prikazat ćemo u zadnjem poglavlju 4.

2 Modeliranje rizika u neživotnom osiguranju

Rizik je širok pojam koji označava neku neizvjesnost, gubitak, opasnost, nesigurnost. Rizik je stanje u kojem postoji mogućnost negativnog odstupanja od poželjnog ishoda koji očekujemo ili kojemu se nadamo. Često se umjesto pojma rizika pogrešno koristi pojam neizvjesnost, no ta dva pojma nemaju isto značenje. Neizvjesnost predstavlja nesposobnost predviđanja nekog ishoda, a obično se temelji na nedovoljnim saznanjima što se sve može dogoditi u budućnosti. Ona je sastavni dio svakog rizika, a time je još više naglašena vrijednost svake informacije koja pridonosi smanjenju neizvjesnosti, pa ona u upravljanju rizikom ima ekonomsku vrijednost. Vidjeti u [7] i [4].

Karakteristika rizika je da budu budući, neizvjesni i neovisni od naše volje. Prema teoriji vjerojatnosti, ako postoji vjerojatnost ostvarenja nekog događaja, rizik da će se neki događaj ostvariti odnosno vjerojatnost njegova događanja je neka vrijednost iz intervala $[0, 1]$. Ako vjerojatnost nekog događaja nije poznata, riječ je o neizvjesnosti.

Svrha osiguranja je prenošenje rizika koji nas okružuju s pojedinca na osiguratelja sklapanjem ugovora o osiguranju. Ugovorom o osiguranju se pojedinac nastoji zaštititi od rizika koji mogu ugroziti njegov život ili imovinu. Premija je iznos koji osiguranik plaća osiguratelju za zaštitu i ona se izračunava prema principu velikih brojeva, odnosno vjerojatnosti nastupanja osiguranog slučaja. Prema [2] premija se prikuplja od velikog broja osiguranika koji se osiguravaju od istog rizika pri čemu je osnovna pretpostavka da će samo mali broj osiguranika zaista imati štetu. U slučaju nastupanja štete osiguravajuće društvo će osiguraniku koji se osigurao od tog štetnog događaja isplatiti štetu.

Postoji mnogo kriterija prema kojima se može izvršiti podjela osiguranja. Podjela osiguranja koja je nama u interesu je podjela prema bilanciranju poslova osiguranja i utvrđivanju poslovnog rezultata i to na:

- neživotna osiguranja
- životna osiguranja.

Navest ćemo vrste osiguranja unutar skupina osiguranja prema [3]. Vrste osiguranja unutar skupine neživotnih osiguranja su:

1. osiguranje od nezgode
2. zdravstveno osiguranje
3. osiguranje cestovnih vozila
4. osiguranje tračnih vozila
5. osiguranje zračnih letjelica
6. osiguranje plovila
7. osiguranje robe u prijevozu
8. osiguranje od požara i elementarnih šteta
9. ostala osiguranja imovine
10. osiguranje od odgovornosti za upotrebu motornih vozila

11. osiguranje od odgovornosti za upotrebu zračnih letjelica
12. osiguranje od odgovornosti za upotrebu plovila
13. ostala osiguranja od odgovornosti
14. osiguranje kredita
15. osiguranje jamstava
16. osiguranje raznih financijskih gubitaka
17. osiguranje troškova pravne zaštite
18. putno osiguranje.

Vrste osiguranja unutar skupine životnih osiguranja su:

1. životno osiguranje
2. rentno osiguranje
3. dopunska osiguranja životnog osiguranja
4. osiguranje za slučaj vjenčanja ili rođenja
5. životna ili rentna osiguranja kod kojih osiguranik na sebe preuzima investicijski rizik
6. tontine
7. osiguranje s kapitalizacijom isplate.

Ekonomski promatrano, sklapanjem osiguranja osiguranik svoje varijabilne troškove pretvara u fiksne troškove plaćanjem premije osiguranja, a ekonomske posljedice nastupanja određenog događaja koji izaziva štete prenosi na osiguratelja. Navedeni međuodnos jasno upućuje na osnovnu funkciju osiguranja - funkciju naknade štete, koja je osnovni razlog postojanja osigurateljne djelatnosti. Dakle, ukupan iznos štete u određenom vremenskom razdoblju je najznačajnija veličina za pravilno vođenje osiguravajućeg društva. Kako bi osiguravajuće društvo dobro poslovalo mora odrediti primjerenu premiju za podmirenje očekivanih šteta u protivnom bi moglo doći do velikih gubitaka i insolventnosti. Vrijeme nastanka i iznos štete je neizvjestan događaj i njegovim modeliranjem se bavi teorija rizika.

Proučavat ćemo portfelj neživotnog osiguranja, tj. kratkoročne police koje su sklopljene za osiguranje prethodno navedenih rizika. Kratkoročne police su definirane time što traju fiksno i relativno kratko vremensko razdoblje, obično jednu godinu i za vrijeme trajanja osiguratelj plaća premiju te za uzvrat osiguratelj u slučaju nastanka štete snosi troškove. Važno obilježje kratkoročnog ugovora je da je premija određena na razini pokrića šteta nastalih samo za vrijeme trajanja police, što je razlika u odnosu na police životnog osiguranja. Osiguratelj može prenijeti dio premije reosiguratelju, koji će u slučaju nastanka štete za vrijeme trajanja police sudjelovati u likvidaciji štete. Detaljnije o reosiguranju ćemo govoriti kasnije.

Važno je naglasiti da svrha osiguranja nije mogućnost zarade pojedinca, već zaštita osiguranika ili njegove imovine od posljedica nastupanja štetnog događaja. Da bi nešto bilo predmet osiguravajuće zaštite od štetnog događaja mora ispunjavati sljedeće uvjete da je:

- događaj budući, neizvjestan i nezavisan od volje ugovaratelja osiguranja/osiguranika,
- rizik procjenjiv,
- šteta procjenjiva.

Budući da su štete u određenom vremenskom razdoblju najznačajnija veličina za pravilno vođenje osiguravajućeg društva, a one su neizvjesne možemo samo odrediti vjerojatnost nastanka štete. Način na koji ćemo matematički modelirati funkcioniranje osiguranja slijedi u nastavku. Model će uključivati mnoga pojednostavljena kao i svaki model kompleksne životne situacije.

Kako je broj šteta nastalih u portfelju u vremenskom intervalu $[0, t]$ za sve $t \geq 0$ događaj za koji vrijedi prethodno navedeno opisivat ćemo ga familijom slučajnih varijabli $\{N_t\}_{t \geq 0}$ koju zovemo brojeći proces šteta. Isto vrijedi i za iznos šteta koje ćemo opisivati nizom jednako distribuiranih slučajnih varijabli $\{X_i\}_{i \in \mathbb{N}}$ gdje je X_i slučajna varijabla koja opisuje iznos i -te štete. Ukupne štete u vremenskom intervalu su opisane familijom slučajnih varijabli $\{S_t\}_{t \geq 0}$, koja je jednaka

$$S_t = \sum_{i=1}^{N_t} X_i.$$

Osiguratelj ovog portfelja dobiva premiju i pretpostavit ćemo da ju prima neprekidno i po konstantnoj stopi c , tako da je ukupna premija primljena u vremenskom intervalu $[0, t]$ jednaka ct . Zbog pretpostavki funkcija kojom modeliramo prihod od premija je deterministička i označavat ćemo ju s

$$p(t) = ct, \quad t \geq 0.$$

Osim toga, pretpostavit ćemo da je u trenutku 0 osiguratelj odvojio na stranu iznos novca za portfelj i on se naziva početni višak i označavat ćemo ga s u . Vrijednost od U_t je poznata samo u trenutku $t = 0$, a u ostalim trenucima $t > 0$ ona je nenegativna slučajna varijaba, jer ovisi o štetama i možemo ju zapisati na slijedeći način:

$$U_t = u + p(t) - S_t,$$

gdje je u iznos početnog viška, a $p(t)$ prihod od premija do trenutka t kojeg smatramo determinističkim zbog jednostavnosti. Dakle, $\{U_t\}_{t \geq 0}$ je slučajan proces kojeg nazivamo proces viška prihoda ili proces rizika. Treba imati na umu da je ovo pojednostavljen model u kojem smo zanemarili inflaciju i druge dinamičke promjene u portfelju. Osim toga, pretpostavit ćemo da se štete rješavaju odmah nakon što nastanu i da su troškovi rješavanja šteta uračunati u premiju. Uz te pretpostavke je osigurateljev profit poznat na kraju godine. U praksi se štete obično rješavaju uz malu odgodu, a kad su u pitanju štete odgovornosti koje se rješavaju na sudu to može trajati i nekoliko godina.

2.1 Cramér-Lundbergov model

Prethodno smo naveli kako distribucija šteta u praksi gotovo nikad nije poznata, pa time ni distribucija procesa viška prihoda $\{U_t\}_{t \geq 0}$. Preduvjet za poznavanje distribucije slučajne varijable U_t je poznavanje iznosa početnog viška u te dobra procjena konstantne stope uplata premija c i poznavanje distribucija slučajnih varijabli N_t i X_i . Kada bismo poznavali distribuciju procesa viška prihoda $\{U_t\}_{t \geq 0}$ mogli bismo reći nešto više o riziku poslovanja osiguratelja. U okviru toga koristit ćemo pretpostavke švedskog matematičara Filipa Lundberga na proces šteta. Filip Lundberg postavio je temelje moderne teorije rizika, a njegov sunarodnjak Harald Cramér usavršio je njegove ideje i prema njima je nazvan prvi model procesa rizika kojeg ćemo definirati u nastavku, prema [10].

Lunderbergove pretpostavke na proces ukupne vrijednosti šteta $\{S_t\}_{t \geq 0}$:

- Štete stižu u vremenima $0 < T_1 \leq T_2 \leq \dots$ koje nazivamo dolaznim vremenima.
- Šteta koja stiže u vremenu T_i ima iznos X_i . Slučajan proces $\{X_i\}_{i \in \mathbb{N}}$ čine nezavisne, nenegativne, jednako distribuirane slučajne varijable.
- Slučajni procesi dolaznih vremena $\{T_i\}_{i \in \mathbb{N}}$ i iznosa šteta $\{X_i\}_{i \in \mathbb{N}}$ su međusobno nezavisni.

Štete se događaju u vremenima T_1, T_2, T_3, \dots i u iznosima X_1, X_2, X_3, \dots . Uz definiran niz dolaznih vremena $\{T_i\}_{i \in \mathbb{N}}$, broj pristiglih šteta do trenutka t zapisujemo kao

$$N_t = \sum_{i \in \mathbb{N}} \mathbb{I}_{\{T_i \leq t\}} = \#\{i \in \mathbb{N} : T_i \leq t\}, \quad t \in [0, \infty)$$

pri čemu je $\#$ broj elemenata skupa. Iznosi šteta ne utječu na broj šteta i iznos jedne štete ne utječe na iznos druge štete. Višak prihoda osiguravajućeg društva se u trenutcima nastanka štete smanjuje za iznos štete, a tijekom trajanja osiguranja se povećava za iznos premije po konstantnoj stopi.

Prije nego navedemo dodatnu pretpostavku modela, podsjetit ćemo se definicije Poissonovog procesa.

Definicija 2.1. Slučajan proces $\{N_t\}_{t \geq 0}$ je homogeni Poissonov proces s intezitetom $\lambda > 0$ ako zadovoljava sljedeće pretpostavke:

- $N_0 = 0$ g.s., odnosno $P(N_0 = 0) = 1$,
- za $0 \leq s < t$, slučajna varijabla $N_t - N_s$ je jednako distribuirana kao slučajna varijabla N_{t-s} - stacionarnost prirasta procesa,
- za $0 \leq s < t$, slučajna varijabla $N_t - N_s$ je nezavisna od familije $\{N_u\}_{u \leq s}$ - nezavisnost prirasta procesa,
- za svaki $t > 0$, N_t ima Poissonovu distribuciju s parametrom λt , odnosno

$$P(N_t = n) = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!}, \quad \text{za } n \in \mathbb{N}$$

Homogeni Poissonov proces ima vrlo važnu ulogu u osiguranju, ako brojeći proces šteta definiramo kao homogen Poissonov proces, tada takav proces U_t nazivamo Cramér-Lundbergov proces rizika.

Definicija 2.2. Cramér-Lundbergov proces rizika je proces $\{U_t\}_{t \geq 0}$ definiran s

$$U_t = u + ct - \sum_{i=1}^{N_t} X_i, \quad t \geq 0,$$

pri čemu je $u > 0$, $c > 0$, $N_t, t \geq 0$ je homogen Poissonov proces s intezitetom λ , a $\{X_i\}_{i \in \mathbb{N}}$ je niz nezavisnih, nenegativnih, jednako distribuiranih slučajnih varijabli s funkcijom distribucije F .

Definicija 2.3. Neka je $0 < T_1 \leq T_2 \leq \dots$ niz slučajnih varijabli kojim modeliramo dolazna vremena nastanka šteta. Kažemo da je slučajan proces $\{W_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ niz slučajnih varijabli kojima modeliramo vrijeme proteklo između $(n-1)$ -ve i n -te realizacije promatranog događaja, gdje je

$$W_n = T_n - T_{n-1}, \quad n \in \mathbb{N}.$$

Proces $\{W_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ nazivamo još proces međudolaznih vremena.

Teorem 2.1. *Ako je $N_{t \geq 0}$ homogeni Poissonov proces s intezitetom $\lambda > 0$ tada niz međudolaznih vremena $W_{n \in \mathbb{N}}$ čine nezavisne, eksponencijalno distribuirane slučajne varijable s parametrom λ .*

Detaljno o prethodnim rezultatima možemo vidjeti u [10]. Distribucije šteta gotovo nikada nisu poznate, ali se pretpostavlja da dolaze iz neke parametarske familije distribucija. Parametri familije se procjenjuju na osnovu podataka iznosa šteta u nekom periodu. Pri procjeni se koriste razne statističke metode, kao što su metoda maksimalne vjerodostojnosti, metoda momenata i druge. Vrlo često distribucije šteta su sklone imati pozitivnu asimetričnost i dug rep. Kod odabira prikladne funkcije distribucije šteta važno je da ta funkcija može modelirati i najveće štete. Jedna velika šteta može svojim iznosom nadmašiti sve ostale zajedno i time ugroziti poslovanje osiguranja. Procjena takvih ekstremnih događaja je od izuzetne važnosti i oni se opisuju desnim repom distribucije, tj. ponašanjem repne funkcije distribucije:

$$\bar{F} = 1 - F(x) = P(X > x)$$

za velike vrijednosti x .

Definicija 2.4. Za slučajnu varijablu X s funkcijom distribucije F kažemo da ima distribuciju s teškim repom ako je

$$\bar{F}(x) = 1 - F(x) = L(x)x^{-\alpha}$$

gdje $\alpha > 0$ nazivamo repni indeks dok je L funkcija takva da za svaki $x > 0$ vrijedi

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{L(tx)}{L(t)} = 1$$

Parametar α određuje težinu repa distribucije, što su vrijednosti niže, ekstremne vrijednosti su vjerojatnije. Komplikacije mogu nastati kod velikih šteta koje imaju i reosigurateljne ugovore ili kod malih šteta koje imaju ugovorenu franšizu pa se ne prijavljuju. Kod ugovora koji imaju ugovorenu franšizu osiguranik s određenim iznosom sudjeluje u šteti. Razlikujemo dvije vrste franšiza i to su integralna i odbitna. Kod integralne franšize osiguratelj ne sudjeluje u šteti koja je ispod ugovorene franšize, a kad prijeđe iznos franšize u potpunosti pokriva štetu. U slučaju odbitne franšize ista je situacija u slučaju kada su štete ispod ugovorenog iznosa franšize, a kada prijeđu iznos franšize osiguranik sudjeluje u šteti u iznosu franšize, a osiguratelj u ostatku štete umanjene za iznos franšize. Kod osiguranja koja imaju reosigurateljne ugovore je slična situacija, samo je sada osiguratelj u poziciji osiguranika, a reosiguratelj u poziciji osiguratelja. Više o reosiguranju može se vidjeti u poglavlju 3, gdje ćemo i opisati što se događa s distribucijom šteta.

2.2 Vjerojatnost propasti

Pitanje koje nam se prirodno nameće je kolika je vjerojatnost da će osiguratelj ostati bez novaca, tj. vjerojatnost propasti. Cilj svakog društva je minimizirati tu vjerojatnost ili je držati ispod neke određene granice. Kada govorim o propasti, možemo reći da je osiguravajuće društvo nesolventno. U praksi je nesolventnost vrlo složen problem, ali kako se u našem slučaju radi o pojednostavljenom modelu, možemo koristiti i taj izraz. Propast definiramo kao događaj

$$\{U_t < 0, \text{ za neki } t > 0\}$$

i zanima nas kada će se taj događaj realizirati.

Definicija 2.5. Vrijeme T kada proces rizika poprimi vrijednost manju od nule naziva se vrijeme propasti:

$$T = \inf\{t > 0 : U_t < 0\}.$$

Primjetimo da slučajna varijabla T ne mora nužno biti realna slučajna varijabla, jer je moguće da se propast nikada ne realizira, tj. da se T realizira s ∞ .

Definicija 2.6. Vjerojatnost propasti s obzirom na početni kapital $u > 0$ i konstantnu stopu uplata premija c dana je izrazom

$$\begin{aligned}\psi(u) &= P(U_t < 0, \text{ za neki } t > 0 | U_0 = u) \\ &= P(u + ct - \sum_{i=1}^{N_t} X_i < 0, \text{ za neki } t > 0 | U_0 = u) \\ &= P(T < \infty).\end{aligned}$$

Definicija 2.7. Vjerojatnost propasti do trenutka t s obzirom na početni kapital $u > 0$ i konstantnu stopu uplata premija c definirana je izrazom

$$\psi(u; t) = P(T \leq t), \text{ za } t \geq 0.$$

Osiguratelju je u cilju da drži vjerojatnost propasti na što nižoj razini ili barem ispod neke određene granice. Vjerojatnost propasti je općenito teško izračunati, unatoč svim pretpostavkama i pojednostavljenjima. Prvi cilj osiguratelja je da bez obzira na početni kapital izbjegne slučaj kada propast nastupa s vjerojatnošću 1. Taj slučaj se može jednostavno identificirati i to nam tvrdi slijedeći teorem [10].

Teorem 2.2. *Ako je u Cramér-Lundbergovom modelu*

$$E[X_1] < \infty \text{ i } c - \lambda E[X_1] \leq 0,$$

tada za svaki $u > 0$ propast nastupa s vjerojatnošću 1.

Definicija 2.8. Kažemo da model zadovoljava uvjet neto profita ukoliko vrijedi

$$c - \lambda E[X_1] > 0.$$

Uvjet neto profita je minimalan uvjet koji osiguratelj mora zahtijevati, inače nema smisla preuzimati rizik.

2.3 Lundbergov koeficijent

Kako će mnogi rezultati u nastavku biti izvedeni korištenjem funkcije izvodnice momenata u nastavku ćemo je definirati.

Definicija 2.9. Neka je X diskretna ili neprekidna slučajna varijabla. Funkcija izvodnica momenata slučajne varijable X je funkcija M_X definirana s

$$M_X(t) = E[e^{tX}],$$

za sve realne brojeve t za koje postoji navedeno očekivanje, tj. $E[e^{tX}] < \infty$.

Osim toga, navest ćemo pretpostavke koje će nam biti potrebne i koje će vrijediti kroz cijeli rad, a to su:

- početni kapital iznosi u i premija dolazi po konstantnoj stopi $c > 0$
- $\{X_i\}_{i \in \mathbb{N}}$ je proces šteta gdje su X_i nezavisne i jednako distribuirane kao X
- proces šteta je $S_t = \sum_{i=1}^{N_t} X_i$ i proces rizika je U_t kao u poglavlju 2.1
- funkcija gustoće od X postoji i označavat ćemo ju s f_X
- očekivanje od X označavamo kao $\mu = E[X]$, a s $M_X(t) = E[e^{tX}]$ označavamo funkciju izvodnicu momenata od X ako postoji
- vrijedi uvjet neto profita $c > \lambda\mu$, pa ćemo definirati dodatak na premiju koji ćemo označavati s θ tada je

$$c = (1 + \theta)\lambda\mu.$$

Kao što smo već spomenuli, vjerojatnost propasti je općenito teško izračunati. Tek za neke primjere distribucija šteta postoje eksplicitni izrazi. Iz tog razloga često se kao mjere rizika mogu koristiti i druge veličine. Jedna do njih je koeficijent prilagodbe ili Lundbergov R .

Definicija 2.10. Lundbergov koeficijent ili koeficijent prilagodbe je jedinstveno strogo pozitivno rješenje jednadžbe

$$\lambda M_X(R) - \lambda - cR = 0.$$

Lundbergov koeficijent definira se pomoću Poissonovog parametra λ , funkcije izvodnice momenata distribucije iznosa šteta X i prihoda od premije. Lundbergov koeficijent R dan je kao rješenje jednadžbe

$$\lambda M_X(R) = \lambda + cR.$$

Kada uvrstimo premijsku stopu $c = (1 + \theta)\lambda\mu$ dobijemo slijedeće

$$\lambda M_X(R) = \lambda + (1 + \theta)\lambda\mu R$$

$$M_X(R) = 1 + (1 + \theta)\mu R.$$

Primjećujemo da R ovisi samo o dodatku na premiju θ i distribuciji pojedinačnih iznosa šteta. Sada ćemo pokazati da je R jedinstveno rješenje koje zadovoljava prethodnu jednadžbu.

Definiramo funkciju $g(R) = \lambda M_X(R) - \lambda - cR$. Uočimo da je $g(0) = 0$. Nadalje, deriviramo funkciju $g(R)$ i dobijemo slijedeće

$$\frac{d}{dR}g(R) = \lambda \frac{d}{dR}M_X(R) - c$$

pa je

$$g'(0) = \lambda\mu - c.$$

Primjećujemo da je $g'(0)$ negativna vrijednost uvjeta neto profita pa je prema definiranom u poglavlju 2.2 $g'(0) < 0$. Zaključujemo da je $g'(R)$ padajuća funkcija. Pokažimo sada da funkcija ima lokalni ekstrem, pa ćemo funkciju $g(R)$ dva puta derivirati. Deriviranjem slijedi

$$\frac{d^2}{dR^2}g(R) = \lambda \frac{d^2}{dR^2}M_X(R)$$

što je strogo pozitivno. Budući je $g'(0) < 0$ i $g''(0) > 0$ onda potiče lokalni minimum (vidjeti [13]). Dakle, postoji lokalni ekstrem i to minimum funkcije.

Nekada se za neke oblike od $F(x)$ može riješiti eksplicitno po R , a većinom jednadžbu moramo riješiti numerički. Pogledamo sada kako se računa R na primjeru eksponencijalne distribucije šteta X . Neka je dana eksponencijalna distribucija šteta $F(x) = 1 - e^{-\rho x}$. Tada je $M_X = \frac{\rho}{\rho - R}$ pa imamo

$$\begin{aligned} \lambda + cR &= \frac{\lambda}{\rho - R} \\ \lambda\rho - \lambda R + cR\rho - cR^2 &= \lambda\rho \\ R^2 - \left(\rho - \frac{\lambda}{c}\right)R &= 0 \\ \Rightarrow R &= \rho - \frac{\lambda}{c}. \end{aligned}$$

Općenito, gornju granicu za R možemo dobiti iz

$$\begin{aligned} \lambda + cR &= \lambda M_X(R) \\ &= \lambda \int_0^\infty e^{Rx} f(x) dx \\ &> \lambda \int_0^\infty \left(1 + Rx + \frac{1}{2}R^2x^2\right) f(x) dx \\ &= \lambda \left(1 + R\mu + \frac{1}{2}R^2\sigma^2\right) \end{aligned}$$

tako da je

$$(c - \lambda\mu)R > \frac{R^2\mu}{2}$$

pa slijedi

$$R < \frac{2(c - \lambda\mu)}{\lambda\mu}.$$

Prije nego vidimo koja je uloga koeficijenta prilagodbe kod vjerojatnosti propasti podsjetit ćemo se nekih rezultata koji će nam biti potrebni u nastavku (vidjeti [6]).

Definicija 2.11. Slučajna varijabla $T : \Omega \rightarrow \mathbb{N}_0 \cup \{\infty\}$ zove se vrijeme zaustavljanja procesa $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ ako je za svaki $n \in \mathbb{N}$

$$\{T \leq n\} \in \sigma\{X_0, X_1, \dots, X_n\},$$

tj. događaj $\{T \leq n\}$ ovisi samo o X_0, X_1, \dots, X_n . Ako je uz proces dana i filtracija $\{\mathcal{F}_n\}$, ponekad se gornji zahtjev zamjenjuje sa

$$\{T \leq n\} \in \mathcal{F}_n.$$

Propozicija 2.1. Slučajna varijabla T je vrijeme zaustavljanja procesa $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}_0}$ ako i samo ako za svaki $n \in \mathbb{N}_0$ vrijedi

$$\{T = n\} \in \sigma\{X_0, X_1, \dots, X_n\}.$$

Definicija 2.12. Za dano vrijeme zaustavljanja $T : \Omega \rightarrow \mathbb{N}_0 \cup \{\infty\}$ definiramo slučajnu varijablu

$$X_T(\omega) = X_n(\omega), \text{ ako je } T(\omega) = n.$$

Definicija 2.13. Neka je T vrijeme zaustavljanja za proces $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}_0}$. Slučajni proces zaustavljanja u vremenu T je proces $X^T = \{X_n^T\}_{n \in \mathbb{N}_0}$ gdje je

$$X_n^T = X_{T \wedge n} = \begin{cases} X_n, & \text{ako je } n \leq T \\ X_T, & \text{ako je } n > T \end{cases}.$$

Teorem 2.3. Ako je $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}_0}$ martingal i T vrijeme zaustavljanja, tada je slučajni proces $\{X_n^T\}_{n \in \mathbb{N}_0}$ također martingal.

Teorem 2.4. Doobov teorem o opcionalnom zaustavljanju

Neka je X martingal i T vrijeme zaustavljanja. Pretpostavimo da vrijedi jedan od sljedećih uvjeta

1. T je omeđeno, tj. postoji $N > 0$ takav da je $T(\omega) \leq N$ za sve $\omega \in \Omega$
2. X je omeđeno, tj. postoji $K > 0$ takav da je $|X_n(\omega)| \leq K$ za sve $\omega \in \Omega$ i $n \in \mathbb{N}_+$
3. $E[T] < \infty$ i postoji $K > 0$ takav da je $|X_n(\omega) - X_{n-1}(\omega)| \leq K$ za sve $\omega \in \Omega$ i $n \in \mathbb{N}$.

Tada je X_T integrabilna i vrijedi $E[X_T] = E[X_0]$.

Propozicija 2.2. *Neka je zadovoljen uvjet neto profita i neka postoji koeficijent prilagodbe R . Tada vrijedi Lundbergova nejednakost:*

$$\psi(u; t) \leq \psi(u) \leq e^{-Ru},$$

gdje je u osigurateljev početni višak, a R je koeficijent prilagodbe.

Dokaz. Lundbergovu nejednakost ćemo dokazati pomoću martingala. Neka je $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ filtracija generirana procesom $(U_t)_{t \geq 0}$. Prvo ćemo pokazati da je e^{-RU_t} martingal

$$\begin{aligned} E[e^{-RU_{t+s}} | \mathcal{F}_t] &= E[e^{-R(U_t - U_{s+t-t})} | \mathcal{F}_t] \\ &= e^{-RU_t} E[e^{-RU_{s+t-t}} | \mathcal{F}_t] \\ &= e^{-RU_t} E[e^{-R(cs - (S_{t+s} - S_t))} | \mathcal{F}_t] \\ &= e^{-RU_t} e^{-Rcs} E[e^{RS_s}] \\ &= e^{-RU_t} \end{aligned}$$

Zadnja jednakost proizlazi iz definicije Lundbergovog koeficijenta. Vrijeme propasti $T = \inf\{t > 0 : U_t < 0\}$ je vrijeme zaustavljanja za $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ generirana procesom $(U_t)_{t \geq 0}$ pa definiramo proces zaustavljen u vremenu T s $e^{-RU_{T \wedge t}}$. Kako smo pokazali da je e^{-RU_t} martingal, prema teoremu 2.3 je i $e^{-RU_{T \wedge t}}$ martingal. Nadalje, vrijedi

$$\mathbb{I}_{T \leq t} \leq e^{-RU_{T \wedge t}}.$$

Prema prethodnoj nejednakosti i prema teoremu 2.4 imamo traženu nejednakost

$$\psi(u; t) = E[\mathbb{I}_{T < t}] \leq E[e^{-RU_{T \wedge t}}] = e^{-Ru}.$$

□

R je funkcija parametara koji utječu na vjerojatnost propasi i može se promatrati ponašanje od R kao funkcija tih parametara. Primjećujemo da što je veća vrijednost od R bit će manja gornja granica za vjerojatnost propasti $\psi(u)$. Osim toga, možemo primjetiti da je R i rastuća funkcija od θ , jer očekujemo da je $\psi(u)$ opadajuća funkcija od θ . Zaključujemo kako će svaki faktor koji prouzrokuje pad od $\psi(u)$ prouzrokovat rast od R .

U nastavku ćemo dodati izraz za jednakost vjerojatnosti propasti temeljenu na Lundbergovom koeficijentu.

Propozicija 2.3. *Jednakost vjerojatnosti propasti:*

$$\psi(u) = \frac{e^{-Ru}}{E[e^{-RU_T} | T < \infty]}$$

Dokaz. Za svaki $t \geq 0$,

$$E[e^{-RU_T}] = E[e^{-RU_T}|T \leq t]P(T \leq t) + E[e^{-RU_T}|T > t]P(T > t)$$

U dokazu prethodne propozicije smo pokazali da je $E[e^{-RU_T}]$ martingal i prema teoremu 2.4 za lijevu stranu jednakosti vrijedi

$$E[e^{-RU_T}] = e^{-Ru}.$$

Na desnoj strani jednakosti vrijedi da je

$$E[e^{-RU_T}|T \leq t]P(T \leq t) = E[e^{-RU_T}|T \leq t]\psi(u; t),$$

a za drugi dio jednakosti ćemo pokazati da teži u nulu kada t teži u beskonačno. Prema ?? označimo sa

$$E[U_t] = E[u + ct - S_t] = u + \alpha t$$

i

$$\text{Var}(U_t) = \text{Var}(S_t) = \beta^2 t.$$

Osim toga iskoristit ćemo Čebiševljeva nejednakost u zadnjem koraku

$$P(|X - \mu| \geq k\sigma) \leq \frac{1}{k^2}.$$

Sada podijelimo drugi dio jednakosti na dva dijela, tako da je U_t manje ili jednako od nula i veće od nula i imamo:

$$\begin{aligned} E[e^{-RU_T}|T > t]P(T > t) &= E[e^{-RU_T}|T > t, 0 \leq U_t \leq u + \alpha t - \beta t^{\frac{2}{3}}] \\ &\quad P(T > t, 0 \leq U_t \leq u + \alpha t - \beta t^{\frac{2}{3}}) \\ &\quad + E[e^{-RU_T}|T > t, U_t > u + \alpha t - \beta t^{\frac{2}{3}}] \\ &\quad P(T > t, U_t > u + \alpha t - \beta t^{\frac{2}{3}}) \\ &\leq P(U_t \leq u + \alpha t - \beta t^{\frac{2}{3}}) + e^{-Ru + \alpha t - \beta t^{\frac{2}{3}}} \\ &\leq t^{-\frac{1}{3}} + e^{-Ru + \alpha t - \beta t^{\frac{2}{3}}}. \end{aligned}$$

Čebiševljeva nejednakost daje gornju granicu za prethodnu vjerojatnost. Kada u prethodnu nejednakost pustimo da $t \rightarrow \infty$ slijedi tražena jednakost. \square

Iz propozicija 2.2 i 2.3 vidimo važnost Lundbergovog koeficijenta, pomoću njega smo dobili gornju granicu za vjerojatnost propasti, a često se koristi i aproksimacija $\psi(u) \simeq e^{-Ru}$. Kako se Lundbergovog koeficijent definira pomoću Poissonovog parametra λ , funkcije izvodnice momenata distribucije iznosa šteta X i prihoda od premije osiguratelj će pomoću njega moći utjecati na vjerojatnost propasti. Utjecaj na vjerojatnost propasti nije jednostavno odrediti, ali u nekim slučajevima se vjerojatnost propasti može eksplicitno izraziti. Pogledat ćemo to na primjeru kada štete imaju eksponencijalnu distribuciju.

Primjer 2.1. Pretpostavimo da je u Cramér-Lundbergovom modelu distribucija iznosa šteta eksponencijalna s parametrom $\rho > 0$, tada je

$$\bar{F}(x) = 1 - F(x) = e^{-\rho x}, \quad \text{za } x \geq 0.$$

Rep distribucije eksponencijalno brzo opada u nulu, što znači da je vjerojatnost opažanja šteta velikog iznosa vrlo mala. Takva situacija je vrlo rijetka u stvarnim primjerima, stvarne primjere bolje opisuju distribucije kod kojih repna funkcija sporije opada u nulu. Vjerojatnost propasti za proces viška prihoda koji ima eksponencijalnu distribuciju iznosa šteta dan je izrazom

$$\psi(u) = \frac{\lambda}{c\rho} e^{-(\rho - \frac{\lambda}{c})u}, \quad \text{za } u > 0.$$

3 Reosiguranje

Osiguravajuće društvo u mnogo slučajeva mora preuzeti u osiguranje pojedinačne rizike koji po veličini prelaze njegov kapacitet, te rizike kod kojih postoji mogućnost nastanka masovnih šteta, kumula šteta te katastrofalnih šteta s kojima se nije u mogućnosti samostalno nositi. Kod takvih slučajeva osiguranje putem suosiguranja i/ili reosiguranja povećava ukupne kapacitete preuzimanja rizika u osiguranje i na taj način štiti vlastitu sigurnost, a istovremeno i sigurnost svojih osiguranika. Kod svih veliki rizika koji prelaze samopridržaj društva osiguranju je potrebna dodatna sigurnost. Samopridržaj društva je maksimalan iznos šteta koje osiguravajuće društvo može samo isplatiti, tj. predstavlja granicu pokrića osiguratelja [11]. Reosiguranje je zasebna djelatnost osiguranja u kojoj osiguratelj prenosi dio rizika koji je preuzeo u osiguranje na reosiguratelja i za uzvrat plaća premiju reosiguratelju. Suosiguranje se pojavljuje kada jedan rizik u osiguranju preuzmu dva ili više osiguratelja, no to nije tema ovog rada pa nećemo detaljnije govoriti o tome. Osim toga reosiguranje ima daleko veći značaj od suosiguranja koje uključuje i osiguranika, a kod reosiguranja to nije slučaj. Najjednostavnije rečeno reosiguranje je osiguranje osiguratelja. Pomoću reosiguranja osiguratelj homogenizira svoj portfelj, što znači da smanjuje mogućnost iznenađenja da dođe do značajnijih odstupanja između šteta i naplaćenih premija.

Reosiguranje možemo podijeliti prema nekoliko kriterija. Prema načinu ugovaranja zaštite dijelimo ga na fakultativno ili dobrovoljno reosiguranje i obligatorno ili obvezno reosiguranje. Fakultativno reosiguranje je oblik reosiguranja koji se odnosi na pojedine ugovore o osiguranju i kod ove vrste reosiguranja reosiguratelj ima pravo prihvatiti ili odbiti ponuđeni rizik. On unaprijed zna sve podatke o riziku i izjašnjava se pod kojim će uvjetima i u kojem udjelu prihvatiti rizik. Ovaj oblik reosiguranja se rijetko koristi zbog troškova i vremena koje je potrebno za ovakve ugovore. Obligatorno reosiguranje kod kojeg osiguratelj i reosiguratelj za unaprijed određeno razdoblje zaključuju ugovor o reosiguranju, gdje se reosiguratelj obvezuje da će prihvatiti u reosiguranje dio portfelja ili pojedinih ugovora koje mu je predao osiguratelj. Kod ovakvih ugovora reosiguratelj prima rizike "na slijepo", jer osiguratelj preuzima rizike u osiguranje, određuje raspodjelu rizika kod nekih rizika bez ikakvih upita reosiguratelju, utvrđuje premijske stope i premiju osiguranja, likvidira štete i obavlja ostale poslove iz ugovora o reosiguranju. Kod ovog oblika reosiguranja reosiguratelj dijeli sudbinu osiguratelja.

Oblike reosiguranja ili tipove pokrića prema udjelu u riziku možemo podijeliti na proporcionalne oblike reosiguranja i neproporcionalne oblike reosiguranja. Kod proporcionalnih reosiguranja, reosiguratelj prema udjelu u riziku, bez obzira na koji je način utvrđen sudjeluje i u premiji i u šteti proporcionalno bez obzira na njezinu visinu. Kod neproporcionalnih reosiguranja, reosiguratelj svoje sudjelovanje u riziku određuje isključivo na osnovi visine šteta i za to utvrđuje premiju reosiguranja.

Navedeni oblici reosiguranja omogućuju osiguratelju da izabere prema karakteristikama svog portfelja one tipove pokrića koji su najoptimalniji, tj. koji će mu pružiti zaštitu i najpovoljnije ekonomske uvjete. Prije nego krenemo u detaljnije opisivanje reosiguratljivih ugovora, pretpostavit ćemo da je višak prihoda osiguratelja modeliran Cramér-Lundbergovim modelom i ostale pretpostavke koje smo naveli u poglavlju 2.3.

3.1 Proporcionalno reosiguranje

Ugovore o proporcionalnom reosiguranju karakterizira to što su udjeli u premiji i šteti jednaki. Razlikujemo dva tipa ugovora o proporcionalnom reosiguranju. Prema [14] to su:

- kvotno reosiguranje (Quota Share reinsurance)
- svotno-ekscedentno reosiguranje (Surplus reinsurance)

3.1.1 Kvotno reosiguranje

Kvotno reosiguranje je oblik proporcionalnog reosiguranja u kojem osiguratelj u reosiguranje prenosi isti postotak od svakog rizika portfelja neovisno o visini svote osiguranja. Reosiguranje sudjeluje u svakoj pojedinačnoj šteti u istom postotku u kojem je sudjelovao i u svakoj pojedinačnoj premiji. Označimo sa X_i iznos štete, a Y_t iznos štete koji plaća osiguravajuće društvo i sa Z_t iznos štete koji plaća reosiguratelj. Ugovor o kvotnom reosiguranju možemo zapisati kao

- Premija osiguranja

$$p_O(t) = \alpha ct,$$

gdje je c konstantna premijska stopa

- Premija reosiguranja:

$$p_R(t) = (1 - \alpha)ct$$

- Štete osiguranja:

$$Y_i = \alpha X_i$$

- Štete reosiguranja:

$$Z_i = (1 - \alpha)X_i$$

gdje je $0 < \alpha < 1$ kvota sudjelovanja osiguratelja. Granica pokrića kod svakog kvotnog ugovora iznosi αX_i , tj. to je iznos samopridržaja za ovaj oblik reosigurateljnog pokrića. Samopridržaj smo definirali u uvodnom dijelu poglavlja 3 Kvotno reosiguranje ne dovodi do homogeniziranja portfelja ni do izjednačenja šteta pa ga neki ne smatraju pravim reosiguranjem.

3.1.2 Svotno-ekscedentno reosiguranje

Svotno-ekscedentno reosiguranje najvažniji i najsloženiji oblik reosiguranja, koje se primjenjuje kod postojanja velike razlike u mogućnosti nastanka šteta. U ovom poglavlju ćemo dati samo vrlo pojednostavljen i kratak uvid u ovaj tip ugovora, jer se u daljnjem radu nećemo njime detaljnije baviti. Zbog velike razlike u štetama osiguratelj želi ujednačiti svoj portfelj, tj. homogenizirati ga. Prema [2] raspodjela rizika kod svotno-ekscedentnog reosiguranja može se vršiti na osnovu:

- Svote osiguranja - kod rizika kod kojih može doći do totalne štete.
- PML-a (*eng. Probable maximum loss* - maksimalna vjerojatna šteta) - kod onih rizika kod kojih neće doći do totalne štete uslijed jednog štetnog događaja.

Za osiguratelja je povoljnije kada je to moguće da vrši raspodjelu rizika na osnovi PML-a na kojoj treba odrediti i visinu samoprdržaja. Vrlo je važno pravilno odrediti korektan PML i samoprdržaj.

Osiguratelj uzima u osiguranje rizike kod kojih se mogu pojaviti male i velike štete, rizike kod kojih nema velikih odstupanja između najveće i prosječnih šteta te rizike koji imaju veliki broj djelomičnih šteta s malom vjerojatnošću nastupa velikih. Za osiguratelja se tu nameće pitanje kako će odrediti samoprdržaj. Samoprdržaj može utvrditi kao jedinstven iznos za sve rizike koje predaje u reosiguranje ili posebno za određenu vrstu osiguranja ili čak u različitim iznosima unutar određene vrste osiguranja. Ta odluka će ovisiti o tome kakvu homogenizaciju rizika želi postići te o tome kakve vrste osiguranja ili grupe rizika je preuzeo od osiguranika, više vidjeti u [2]. Svi rizici koje je osiguravajuće društvo preuzelo, a kojima svota ne prelazi samoprdržaj ostaju u cijelosti kod osiguratelja. Dok za rizike koji prelaze samoprdržaj društva imamo slijedeću situaciju. Udio s kojim osiguratelj sudjeluje u premiji i štetama se može iskazati pomoću funkcije koja ovisi o svoti osiguranja ili PML-u i samoprdržaju određenog od strane osiguravajućeg društva. Za svotu osiguranja i PML koristit ćemo zajedničku oznaku SO , a maksimalni samoprdržaj označit ćemo s M . Funkciju udjela definiramo kao

$$\alpha = \max\left(0, \frac{SO - M}{SO}\right).$$

To je udio koji nam govori koliki dio premije osiguratelj plaća reosiguratelju te ujedno i udio s kojim reosiguratelj sudjeluje u šteti. Neka je X_i iznos neke štete, tada osiguratelj sudjeluje u isplati iznosa štete sa

$$Y_i = \begin{cases} X_i & , \text{ ako je } X_i \leq M \\ (1 - \alpha)X_i & , \text{ ako je } X_i > M \end{cases} ,$$

a reosiguratelj sudjeluje sa

$$Z_i = \begin{cases} 0 & , \text{ ako je } X_i \leq M \\ \alpha X_i & , \text{ ako je } X_i > M \end{cases} .$$

Osim toga, zanima nas do kojeg iznosa osiguravajuće društvo može uzimati rizike u pokriće. Taj limit ugovora se određuje kao umnožak samoprdržaja k puta i oni se nazivaju linije. Općenito ne postoji pravilo koliki će broj linija reosiguratelj po pojedinom ugovoru prihvatiti. Broj linija ovisi o vrsti osiguranja, rizika, osiguratelju, državi i drugim čimbenicima. U ovisnosti o broju linija osiguratelj može u osiguranje prihvatiti rizike čija je svota manja ili jednaka iznosu samoprdržaja pomnoženim brojem linija. Osiguratelj može prihvatiti u osiguranje i rizike iznad tog iznosa, ali mora naći dodatno pokriće za njih, ali o tom nećemo govoriti u ovom radu.

3.2 Neproporcionalno reosiguranje

Neproporcionalni ugovori o reosiguranju su:

- reosiguranje viška štete (Excess of Loss, XL)
- reosiguranje tehničkog rezultata (Stop Loss, SL)

3.2.1 Reosiguranje viška štete

Reosiguranje viška štete podrazumijeva da se samoprdržaj društva ugovara u iznosu koje ono samo snosi u slučaju nastanka štete, a reosiguratelj pokriva onaj dio štete koji prelazi samoprdržaj. Ovom vrstom reosiguranja osiguratelj je pokriven od velikih šteta na pojedinom riziku kao i od kumuliranja rizika, koje su posljedice npr. elementarnih nepogoda. Obveza reosiguratelja počinje od visine samoprdržaja pa do maksimalne svote - limita i po tome se razlikuje od proporcionalnih ugovora.

Koristimo iste oznake kao i ranije tako da je M samoprdržaj društva, X_i označava iznos štete, Y_i iznos štete koji plaća osiguravajuće društvo, a Z_i iznos koji plaća reosiguratelj. Iznos štete koji plaća osiguravajuće društvo iznosi

$$Y_i = \begin{cases} X_i, & \text{ako je } X_i \leq M \\ M, & \text{ako je } X_i > M \end{cases} .$$

Iznos štete koji ide na teret reosiguratelja je

$$Z_i = \begin{cases} 0, & X_i \leq M \\ X_i - Y_i, & X_i > M \end{cases} .$$

Određivanje premije reosiguranja kod neproporcionalnih ugovora je vrlo složeno. Iz tog razloga pretpostavit ćemo da je premija jednaka očekivanoj šteti i dijeli se u omjeru učešća u očekivanim štetama između osiguratelja i reosiguratelja. Ako zanemarimo druge elemente poslovanja koji mogu imati utjecaj na računanje premije i ako premiju utvrđujemo na osnovi raspodjela šteta, onda imamo:

- Premija osiguranja

$$p_O(t) = \frac{E_O}{E} ct$$

- Premija reosiguranja:

$$p_R(t) = \frac{E - E_O}{E} ct,$$

gdje su E ukupne očekivane štete, E_O očekivane štete koje padaju na teret osiguratelja, prema [2]. Zanima nas kako to utječe na osigurateljevu obvezu, a utječe tako da smanjuje očekivani isplaćeni iznos i varijancu isplaćenog iznosa što je posljedica da reosiguranje viška štete ograničava odozgo velike štete.

Pretpostavimo da je X_i iznos štete i da postoji funkcija gustoće $f(x)$. Očekivani iznos štete možemo zapisati kao

$$E(X_i) = \int_0^{\infty} x f(x) dx$$

Kada uvrstimo samoprdržaj M , dio očekivane štete koji plaća osiguravajuće društvo se može zapisati kao

$$E(Y_i) = \int_0^M x f(x) dx + MP(X_i > M).$$

Dodatno, očekivane obveze društva možemo zapisati na slijedeći način

$$\begin{aligned} E(Y_i) &= \int_0^\infty xf(x)dx - \int_M^\infty xf(x)dx + M \int_M^\infty f(x)dx \\ &= E(X_i) - \int_M^\infty (x - M)f(x)dx \end{aligned}$$

Kada napravimo supstituciju $z = x - M$ dobit ćemo:

$$E(Y_i) = E(X_i) - \int_0^\infty zf(z + M)dz$$

gdje je

$$\int_0^\infty zf(z + M)dz$$

smanjenje očekivanog iznosa štete.

Premija je kod ovakvih ugovora također znatno niža nego kod svotno-ekscedentnih ugovora. Razlog tomu je što štete mogu značajno odstupati u kretanju kod osiguratelja i kod reosiguratelja. Može biti godina da su sve štete ispod samopridržaja, pa reosiguratelj prima premiju, a ne sudjeluje u naknadi šteta, dok s druge strane u nekim godinama može doći do velikih šteta, koje u značajnom iznosu padaju na teret reosiguratelja. Ovakva vrsta ugovora se najčešće koristi kod osiguranja karga, automobilske odgovornosti, osiguranja posljedica nesretnog slučaja, a kod imovinskih osiguranja je dopuna svotno-ekscedentnom osiguranju.

3.2.2 Reosiguranje tehničkog rezultata

Reosiguranje tehničkog rezultata je oblik reosiguranja kod kojeg reosiguratelj preuzima isplatiti iznos šteta koji premašuje unaprijed utvrđeni iznos M , s tim da se reosiguravajuće pokrivanje ograničava i odozgo. Razlikuje se od prethodnih po tome što je vezan uz ukupni godišnji iznos šteta, a drugi direktno ovise o obliku i ponašanju distribucije šteta po veličini. Ovakav oblik reosiguranja se koristi kod osiguranja kod kojih rezultat poslovanja ima značajne oscilacije iz godine u godinu zbog nastanka malih i srednjih šteta. Najčešći primjeri ovog oblika reosiguranja su kod osiguranja usjeva, životinja i slično. Reosigurateljni ugovor ovog tipa je vrlo pogodan za osiguratelja, jer unaprijed zna svoje obveze. Problem može nastati u slučaju da štete prijeđu dogovoreni limit u tom slučaju iznos iznad limita ide na teret osiguratelja. Treba voditi računa o tome da se utvrdi korektan samopridržaj, jer u slučaju preniskog samopridržaja osiguranje bi uvijek ostvarivalo pozitivne rezultate što nije po pravilima struke. Samopridržaj bi se trebao utvrditi u visini M , koja je najniža razina iznosa šteta zbog koje osiguranje ne može ostvariti pozitivan tehnički rezultat. Samopridržaj se određuje u postotku od premije, na slijedeći način

$$M = \frac{(1 - p_R(T))}{p_O(T)} 100,$$

gdje je $p_O(T)$ premija osiguranja, a $p_R(T)$ premija reosiguranja za promatrani period T koji je najčešće jedna godina.

Kod ugovora tehničkog rezultata sa samopridržajem M i ukupnim godišnjim iznosom šteta S_t [poglavlje 2.1] iznos štete koji plaća osiguratelj je

$$Y_T = \begin{cases} S_T, & S_T \leq M \\ M, & S_T > M \end{cases} .$$

Iznos štete koji ide na teret reosiguratelja je

$$Z_T = (S_T - M)^+ = \begin{cases} 0 & , S_T \leq M \\ S_T - M & , S_T > M \end{cases} .$$

Pretpostavimo da je F_{S_T} funkcija distribucije ukupnih šteta S_T koje nikada nemaju negativne vrijednosti. Očekivani iznos štete koji plaća reosiguratelj se računa na slijedeći način

$$\begin{aligned} E[Z_T] &= E[(S_T - M)^+] = \int_M^\infty (x - M) dF_{S_T}(x) \\ &= E[S_T] - M + \int_0^M (M - x) dF_{S_T}(x) \\ &= \int_M^\infty (1 - F_{S_T}(x)) dx \\ &= E[S_T] - \int_0^M (1 - F_{S_T}(x)) dx. \end{aligned}$$

4 Reosiguranje i propast

Osiguratelj kako bi smanjio varijabilnost troškova od ukupnih šteta iz rizika koje je preuzeo u osiguranje, može dio predati u reosiguranje i tako smanjiti troškove pa i vjerojatnost da će doći do propasti. Detaljno smo ugovore o reosiguranju opisali u 3.2 i 3.1. U ovom poglavlju ćemo promatrati kako reosiguranje djeluje na vjerojatnost propasti $\psi(u)$ i Lundbergov koeficijent prilagodbe R o kojima smo govorili u 2.2 i 2.3. Osiguranju je u interesu pronaći reosiguranje koje će maksimizirati vrijednost Lundbergovog koeficijenta i time minimizirati vjerojatnost propasti. Kao i prije funkciju distribucije šteta X_i označavat ćemo s $F(x)$ i pretpostaviti da su sve štete pozitivnog iznosa. Funkciju gustoće X_i ukoliko postoji označavat ćemo s $f(x)$.

Problem procjene distribucije šteta može nastati zato što se promatraju samo štete iznad samopridržaja, tj. promatraju se štete iz odrezane distribucije. Taj problem nastaje i kod policama koje imaju ugovorenu franšizu, što smo spomenuli u 2.1. Kada imamo uzorak podataka šteta nastalih po policama koje imaju ugovorenu franšizu ili imaju ugovor o reosiguranju, takav uzorak se zove cenzurirani uzorak. Cenzurirani uzorak je uzorak u kojemu su neke vrijednosti točno zabilježene, dok je za druge poznato da prelaze neku određenu vrijednost [3].

Pogledat ćemo situaciju iz pozicije reosiguratelja. Pretpostavimo da reosiguratelj raspolaze sa informacijama o iznosu šteta iznad samopridržaja, označavat ćemo ga s M , te da postoji $f(x)$ funkcija gustoće iznosa šteta X i $F(x)$ funkcija distribucije. Prema [3] iznos štete koju plaća reosiguratelj modelirana je slučajnom varijablom Z i iznosi

$$Z = X - M$$

gdje je X iznos štete. Funkcija distribucije iznosa koji plaća reosiguratelj je

$$\begin{aligned} P(Z \leq z) &= P(X \leq z + M | X > M) \\ &= \int_M^{M+z} \frac{f(x)}{1 - F(M)} dx \\ &= \frac{F(z + M) - F(M)}{1 - F(M)} \end{aligned}$$

Zatim deriviramo sve po z i dobijemo funkciju gustoće reosigurateljevih šteta

$$g(z) = \frac{f(z + M)}{1 - F(M)}, \quad z > 0.$$

U nastavku ćemo pretpostaviti da osigurateljeve pojedinačne štete imaju eksponencijalnu distribuciju $F(x) = 1 - e^{-\rho x}$, gdje je $\rho > 0$. Razmatrat ćemo utjecaj koeficijenta prilagodbe na kvotno reosiguranje i na reosiguranje viška štete.

4.1 Maksimiziranje Lundbergovog koeficijenta uz kvotno reosiguranje

Kako smo već prethodno naveli, kod kvotnog reosiguranja osiguratelj i reosiguratelj sudjeluju u svakoj šteti i premiji u određenom omjeru. Iznosi individualnih šteta za osiguratelja distribuirani su s αX_i , a za reosiguratelja s $(1 - \alpha)X_i$. Iznosi skupnih šteta do trenutka t distribuirani su kao αS_t za osiguratelja, odnosno $(1 - \alpha)S_t$ za reosiguratelja, gdje je S_t kao u poglavlju 2.1 proces ukupnih šteta. Pogledajmo utjecaj kvotnog reosiguranja na vjerojatnost propasti i Lundbergov koeficijent. Kao i prije, radi jednostavnosti pretpostavljamo da su ukupne premije jednake očekivanim štetama. Slijedeće oznake ćemo koristiti za:

- Ukupnu premiju po jedinici vremena koja predstavlja i očekivane ukupne štete po jedinici vremena:

$$(1 + \theta)\lambda\mu$$

gdje je θ dodatak na premiju, a $\mu = E[X]$.

- Reosigurateljna premija po jedinici vremena:

$$(1 + \varepsilon)(1 - \alpha)\lambda\mu,$$

gdje je $\varepsilon \geq 0$ reosigurateljov dodatak na premiju. Kada ne bi bio ispunjen uvjet da je $\varepsilon \geq 0$ tada bi osiguratelj mogao prebaciti cijeli rizik na reosiguratelja i tako ostvariti siguran profit.

- Osigurateljna premija po jedinici vremena:

$$[(1 + \theta) - (1 + \varepsilon)(1 - \alpha)]\lambda\mu$$

- Osigurateljeve očekivane štete po jedinici vremena:

$$\alpha\lambda\mu$$

- Reosigurateljeve očekivane štete po jedinici vremena:

$$(1 - \alpha)\lambda\mu$$

Treba vrijediti da je

$$(1 + \theta) > (1 + \varepsilon)(1 - \alpha)$$

$$\alpha > \frac{(\varepsilon - \theta)}{(1 + \varepsilon)},$$

što osigurava da neto prihod od premija bude pozitivan. Za osigurateljov neto prihod od premija treba vrijediti i uvjet neto profita, tj. da su prihodi veći od očekivanih šteta, u protivnom je propast sigurna. Kako su osigurateljeve ukupne štete po jedinici vremena $\alpha\lambda\mu$ slijedi da mora vrijediti

$$\alpha\lambda\mu < [(1 + \theta) - (1 + \varepsilon)(1 - \alpha)]\lambda\mu$$

$$\alpha < (1 + \theta) - (1 + \varepsilon)(1 - \alpha)$$

$$\alpha > 1 - \frac{\theta}{\varepsilon}$$

Zadnja nejednakosti specificira osigurateljev minimalni samoprdržaj. Sada ćemo odrediti vjerojatnost propasti za ovakav tip ugovora i Lundbergov koeficijent pomoću kojeg možemo kontrolirati gornju granicu vjerojatnosti propasti.

$$\begin{aligned}\psi(u) &= P\left((u + (1 + \theta - (1 - \alpha)(1 + \varepsilon))t - \sum_{i=1}^{N_t} \alpha X_i < 0, \text{ za } t > 0\right) \\ &= P\left(\frac{u}{\alpha} + \left(1 + \frac{\theta - \varepsilon(1 - \alpha)}{\alpha}\right)t - \sum_{i=1}^{N_t} X_i < 0, \text{ za } t > 0\right)\end{aligned}$$

Pogledajmo sada što se događa s Lundbergovim koeficijentom. Lundbergov koeficijent će u ovom slučaju biti funkcija samoprdržaja. Promotrimo prvo slučaj kada je $\theta = \varepsilon$. Nakon toga ćemo promatrati općeniti slučaj gdje su θ i $\varepsilon > 0$ proizvoljni.

4.1.1 Slučaj $\theta = \varepsilon$

Promatramo slučaj u kojem i osiguratelj i reosiguratelj koriste θ kao dodatak na premiju pa prema navedenim uvjetima slijedi da je $\alpha > 0$. Znamo da je dio koji ide na teret osiguratelja $Y_i = \alpha X_i$ tada vrijedi

$$P(Y_i \leq y) = P(X_i \leq \frac{y}{\alpha}) = 1 - e^{-\frac{\rho}{\alpha}y}.$$

Kako je R definiran kao jedinstveno pozitivno rješenje jednadžbe $\lambda M_X(R) = \lambda + cR$, a funkcija izvodnica $M_X(R) = \frac{\rho}{\rho - R}$ dobivamo sljedeće

$$\begin{aligned}\lambda\left(\frac{\rho}{\rho - \alpha R}\right) &= \lambda + (1 + \theta)\lambda\frac{\alpha}{\rho}R \\ \frac{1}{\rho - \alpha R} &= \rho + (1 + \theta)\alpha R \\ R^2(\alpha^2(1 + \theta)) - R\alpha\rho\theta + (1 - \rho^2) &= 0.\end{aligned}$$

Dobivenu funkciju ćemo zatim derivirati po R , jer želimo pronaći maksimalan R te imamo,

$$\begin{aligned}2R(\alpha^2(1 + \theta)) - R\alpha\rho\theta &= 0 \\ R &= \frac{\rho\theta}{2\alpha(1 + \theta)}\end{aligned}$$

Primjećujemo da je R opadajuća funkcija od α . Prema tome možemo zaključiti da što manji udio rizika pada na teret reosiguratelja to će vjerojatnost propasti za osiguratelja biti manja. Iako je u praksi moguće da je $\theta = \varepsilon$, ovaj slučaj nije toliko zanimljiv s obzirom da je optimalni samoprdržaj uvijek jednak nula (vidjeti [5]).

4.1.2 Opći slučaj

Lundbergov koeficijent tražimo na isti način, ali je u ovom slučaju

$$c = [(1 + \theta) - (1 + \varepsilon)(1 - \alpha)]\lambda\mu.$$

Tada slijedi da je

$$\begin{aligned}\lambda M_X(R) &= \lambda + cR \\ \frac{\rho}{\rho - \alpha R} &= 1 + (1 + \theta - (1 + \varepsilon)(1 - \alpha))\mu R \\ \alpha\mu(\alpha(1 + \varepsilon) + \theta - \varepsilon)R^2 + (\rho\mu(\alpha(1 + \varepsilon) + \theta - \varepsilon) - \alpha)R &= 0\end{aligned}$$

Kako želimo maksimizirati prethodnu funkciju, derivirat ćemo sve po R i dobijemo slijedeće

$$R = \frac{\rho\mu(\alpha(1 + \varepsilon) + \theta - \varepsilon) - 1}{2\alpha\mu(\alpha(1 + \varepsilon)\theta + \varepsilon)}.$$

Primjećujemo da R ovisi o puno parametara. Osiguratelj prema svojim mogućnostima određuje po kojoj će vrijednosti maksimizirati R i smanjiti vjerojatnost propasti. Pokazat ćemo na konkretnom primjeru način na koji se računa, detaljnije možemo vidjeti u [3].

Primjer 4.1. U ovom primjeru pretpostavit ćemo da iznosi šteta imaju eksponencijalnu distribuciju s očekivanjem 1, tj. $F(x) = 1 - e^{-x}$. Zatim ćemo maksimizirati Lundbergov koeficijent R po α . Maksimizaciju ćemo promatrati tako da uzmemo različite dodatke na premiju za osiguratelja i reosiguratelja. Prisjetimo se da treba biti zadovoljen uvjet

$$\alpha > 1 - \frac{\theta}{\varepsilon}.$$

Neka su zadani dodatci na premiju $\theta = 0.2$ i $\varepsilon = 0.4$ tada slijedi da je $\alpha > 0.5$, tj. vrijednost koja maksimizira R ćemo tražiti u $\alpha \in [0.5, 1]$. Jednadžba koja definira R tada je dana s

$$R = \frac{\theta - \varepsilon(1 - \alpha)}{\alpha[1 + \theta - (1 + \varepsilon)(1 - \alpha)]}, \text{ za } \alpha \in [0.5, 1].$$

Tražimo vrijednost od α koja maksimizira R . Za dane parametre θ i ε maksimalni Lundbergov koeficijent iznosi 0.1678, za optimalni samoprdržaj $\alpha = 0.922577$.

U nastavku slijede vrijednosti maksimalnog Lundbergovog koeficijenta uz pripadni α prema različitim dodatcima na premiju.

Dodatak na premiju	α	Lundbergov koeficijent
$\theta = 0.1, \varepsilon = 0.15$	0.644168	0.104779
$\theta = 0.1, \varepsilon = 0.2$	0.956435	0.0910977
$\theta = 0.2, \varepsilon = 0.3$	0.625686	0.196491
$\theta = 0.2, \varepsilon = 0.4$	0.922577	0.16784

Tablica 1. Maksimiziranje Lundbergovog koeficijenta R po α

Prema dobivenim vrijednostima možemo zaključiti da što je manji dodatak na premiju nakon odbitka za reosiguranje, to je manji Lundbergov koeficijent.

Ako osiguranje uzima u pokriće one rizike s kojima se može samostalno nositi, riječ je o manjim rizicima, jer se reosiguranje koristi samo kod većih rizika. Kod većih rizika osiguratelji posežu za reosiguranjem kako bi se dodatno zaštitili. Kada osiguratelj skopi ugovor o reosiguranju osigurateljev dodatak na premiju opada nakon odbitka za reosiguranje i vrijednost koeficijenta prilagodbe opada s dodatkom na premiju. Osiguratelji maksimiziranjem koeficijenta prilagodbe žele minimizirati vjerojatnost propasti.

4.2 Maksimiziranje Lundbergovog koeficijenta uz reosiguranje viška štete

Pogledajmo utjecaj reosiguranja viška štete na koeficijent prilagodbe. Slijedeće oznake ćemo koristiti za:

- Ukupna premija po jedinici vremena:

$$(1 + \theta)\lambda\mu$$

gdje je θ dodatak na premiju.

- Osigurateljna premija po jedinici vremena:

$$c = (1 + \theta)\lambda\mu - (1 + \varepsilon)\lambda E[Z]$$

- Reosigurateljna premija po jedinici vremena:

$$(1 + \varepsilon)\lambda E[Z],$$

gdje je $\varepsilon \geq 0$ reosigurateljjev dodatak na premiju

- Osigurateljve štete:

$$Y_i = \min(X_i, M)$$

- Reosigurateljve štete:

$$Z_i = \max(0, X_i - M)$$

R je definiran kao jedinstveno pozitivno rješenje jednadžbe $\lambda M_X(R) = \lambda + cR$, a za c uzimamo premiju osiguratelja. Iznosi šteta kod ovog obika reosiguranja su iz cenzuriranog uzorka, pa funkciju izvodnicu momenata računamo kao:

$$\begin{aligned} M_X(R) &= \int_0^M e^{Rx} f(x) dx + e^{RM}(1 - F(M)) \\ &= \frac{Re^{M(R-\rho)} - \rho}{R - \rho}. \end{aligned}$$

Tada imamo

$$\lambda \left(\frac{Re^{M(R-\rho)} - \rho}{R - \rho} \right) = \lambda + (1 + \theta)\lambda\mu R - (1 + \varepsilon)\lambda E[Z]R.$$

Ponovimo isti postupak kao što smo koristili u slučaju kvotnog reosiguranja i dobijemo R .

Lundbergov koeficijent možemo promatrati kao funkciju nekih drugih parametara te preko njih djelovati na vjerojatnost propasti.

5 Zaključak

Cramér-Lundbergov model je vrlo jednostavan model, ali koristan i može se primjeniti u brojnim situacijama. Razlog prilagodljivosti modela je u broju parametara i slobodi izbora distribucije šteta. U radu smo pretpostavili da iznosi šteta imaju eksponencijalnu distribuciju, ali često to nije prikladan izbor. Iznosi šteta bolje se modeliraju funkcijama distribucijama s teškim repovima, ali utvrditi da neki uzorak šteta dolazi iz distribucije s teškim repovima nije jednostavan statistički problem. Postoji niz statističkih metoda koje se koriste za utvrđivanje dolazi li uzorak iz distribucije s teškim repovima. Iznosi šteta se najčešće modeliraju Pareto distribucijom, Gama distribucijom i drugim distribucijama (vidjeti [3]).

Vidjeli smo kako pomoću Lundbergovog koeficijenta utjecati na vjerojatnost propasti, a taj postupak se može napraviti i za ostale parametre. Vjerojatnost propasti možemo promatrati i kao funkciju početnog viška, dodatka na premiju, Poissonovog parametra i drugih, (više o tome u [4] i [3]).

Cramér-Lundbergov model je bio prvi takav model, nakon njega je proizašao cijeli niz modela koji na različite načine poopćavaju Cramér-Lundbergov model. Jedan takav model je Sparre Andersenov, više o tome vidjeti u [10].

Općenito, zaključujemo da pronalazak distribucije iznosa šteta pa time i vjerojatnosti propasti može biti vrlo složeno. Osigurateljima je u cilju što bolje poslovati i smanjiti rizike poslovanja, zbog toga su i dalje aktualna istraživanja ove teme i redovito dolazi do nekih novih rezultata. Osim vjerojatnosti propasti proučavaju se i druge veličine, vrijeme propasti, višak u trenutku propasti, deficit u propasti i druge. Iako je u praksi situacija puno složenija i ovisi o mnoštvu čimbenika na koje osigutavajuće društvo ne može utjecati, ovakvi rezultati uvelike pridonose boljim poslovnim odlukama.

Literatura

- [1] M. BENŠIĆ, N. ŠUVAK, *Uvod u vjerojatnost i statistiku*, Sveučilište J.J. Strossmayera, Odjel za matematiku, Osijek, 2014.
- [2] M. BIJELIĆ, *Osiguranje i reosiguranje*, Tectus, Zagreb, 2002.
- [3] C. CHAPPELL, I. CURRIE, D. DICKSON, R. GRAY, M. HOSKING, G. IVERS, A. KORABINSKI, J. TINDALE, R. VERALL, H. WATERS, *Aktuarska matematika II*, Faculty and Institute of Actuaries
- [4] G. DEELSTRA, G. PLANTIN, *Risk Theory and Reinsurance*, Springer-Verlag, London, 2014.
- [5] D.C.M. DICKSON, H.R. WATERS, *Reinsurance and ruin*, Mathematics and Economics 19 (1996), 61-80.
- [6] R. DURRETT *Essentials of Stochastic Processes*, Springer Texts in Statistics, Springer, 1999.
- [7] D. GRAHOVAC, A. LEKO, *Modeliranje rizika u osiguranju*, Osječki matematički list 15 (2015), 113-129.
- [8] I. LAMPAERT, J.F. WALHIN, *On the optimality of proportional reinsurance*, Scandinavian Actuarial Journal, 2005 3, 225-239.
- [9] NEWTON L. BOWERS, JR. HANS GERBER, JAMES C. HICKMAN, DONALD A. JONES, CECIL J. NESBITT *Actuarial Mathematics*, The Society of Actuaries, 1997.
- [10] T. MIKOSCH, *Non-Life Insurance Mathematics*, Springer-Verlag, Berlin Heidelberg, 2009.
- [11] J. RAFAJ, *Tržište osiguranja*, Hrvatska agencija za nadzor financijskih usluga, Zagreb, 2009.
<https://www.hanfa.hr/getfile.ashx/?fileId=39205>
- [12] N. SARAPA, *Teorija vjerojanosti*, Školska knjiga, Zagreb, 2002.
- [13] R. SCITOVSKI, K. SABO, D. GRAHOVAC, *Globalna optimizacija*, Sveučilište Josipa Jurja Strossmayera u Osijeku - Odjel za matematiku, Osijek, 2017.
- [14] *Pravilnik o rasporedu vrsta rizika po skupinama i vrstama osiguranja odnosno reosiguranja*, Hrvatska agencija za nadzor financijskih usluga, Zagreb, 2009.
<https://www.hanfa.hr/uploads/2013/07/17/>

Sažetak

U ovom radu je opisan način poslovanja osiguravajućeg društva. Za početak je objašnjeno s kojim rizicima se susreće osiguravajuće društvo i na koji način ih dijeli. Nadalje, opisan je Cramér-Lundbergov model, način računanja vjerojatnost propasti te kako pomoću Lundbergovog koeficijenta utjecati na nju. U drugom dijelu rada se opisuje reosiguranje, tj. postupak kojim se osiguravajuće društvo osigurava. Navodi se raspodjela reosigurateljnih ugovora te opisivanje ugovora unutar te podjele. Naposljetku, proučava se kako reosiguranje utječe na vjerojatnost propasti.

Ključne riječi: osiguranje, štete, proces viška prihoda, Cramér-Lundbergov model, vjerojatnost propasti, Lundbergov koeficijent / koeficijent prilagodbe, reosiguranje,

Abstract

In this paper we will introduce the way the insurance company operates. First of all, we will explain risks the insurance company is exposed to and classify these risks in categories. We will introduce Cramér-Lundberg's model, investigate how to calculate ruin probability and how to influence probability of ruin with Lundbergs coefficient. In second part of the paper, we will introduce reinsurance. Furthermore, we will explain how insurance company insures itself. We will see distribution of reinsurance treaties and explain each of them. At last, we will study how reinsurance affects the ruin probability.

Key words: insurance, claims, total claim amount, Cramér-Lundberg model, ruin probability, Lundberg coefficient / adjustment coefficient, reinsurance

Životopis

Matea Spajić rođena je 19.04.1992. godine u Zagrebu u Republici Hrvatskoj. Početak obrazovanja počinje u OŠ Vladimir Nazor u Čepinu od 1999. do 2007. Nakon toga upisuje III. gimnaziju u Osijeku koju završava 2011. godine. Preddiplomski studij matematike na Odjelu za matematiku je slijedeći korak obrazovanja, gdje stječe naziv prvostupnice matematike uz završni rad *Karakteristične funkcije* pod mentorstvom doc.dr.sc. Dragane Jankov Maširević. Nakon preddiplomskog studija iste godine upisuje Diplomski studij matematike smjer Financijska matematika i statistika također na odjelu za matematiku. Tijekom studija odradila je stručnu praksu u tvrtci Žito d.o.o. gdje je radila modeliranje kretanja tečaja EUR/HRK i 6M EURIBOR-a te primjenu rezultata modela. Trenutno zaposlena u osiguravajućem društvu Croatia osiguranje d.d. gdje radi kao matematičar u reosiguranju.