

UDK:368.811:332.88:368.025.3:347.8:368.52:608.4:517.358:368.025.6
DOI: 10.5937/TokOsig2102039P

Branko R. Pavlović¹

PARCIJALNI INTERNI MODEL U SOLVENTNOSTI II ZA RIZIK OD PREKIDA UGOVORA ŽIVOTNOG OSIGURANJA

ORIGINALNI NAUČNI RAD

Apstrakt

Neizvesnost u pogledu realizacije očekivane stope prekida ugovora životnog osiguranja utiče na rizik od nepreciznog određivanja kapitalnog zahteva za solventnost, iznos minimalnog kapitalnog zahteva i performanse poslovanja osiguravajuće kompanije. Zbog toga precizno projektovanje rizika od prekida ugovora životnog osiguranja ima velik značaj. Brojni faktori utiču na stopu prekida.

Kapitalni zahtev za solventnošću rizika od prekida ugovora životnog osiguranja u režimu Solventnosti II može se odrediti primenom standardne formule ili parcijalnog internog modela. Na primeru podataka sa tržišta osiguranja Srbije, korišćenjem softverskog paketa R, u radu će biti detaljno prikazan izbor faktora za modeliranje zavisnosti stope prekida, postupak formiranja GLM modela prekida ugovora i provera ispunjenosti pretpostavki modela.

Razvijeni parcijalni interni model može biti primenjen za određivanje očekivane stope prekida ugovora osiguravajuće kompanije koja posluje na domaćem tržištu.

Ključne reči: *parcijalni interni model, rizik od prekida ugovora*

I. Uvod

Rizik od prekida je rizik od gubitka ili povećanja obaveza osiguravača koji nastaje zbog odstupanja od očekivanog korišćenja opcija prekida ugovora o životnom

¹ Predsednik Udruženja aktuara Srbije, i-mejl: pavlovic.branko@gmail.com

Rad je primljen: 28.03.2021.

Rad je prihvaćen: 01.04.2021.

osiguranju od strane ugovarača. Ugovor može biti: delimično ili potpuno prekinut; prekinut uz isplatu otkupne vrednosti ili bez nje; prekinut u pogledu obaveza ugovarača da uplaćuje premiju, ali sa zadržavanjem obaveze osiguravača da isplati redukovanu vrednost osigurane sume ili bez kapitalizovane osigurane sume; prekinut sa mogućnošću obnove ugovora u nekom periodu uz plaćanje premija koje bi do obnove dospele ili bez mogućnosti obnove.

1. Kapitalni zahtev za solventnost

Obračun kapitalnog zahteva za solventnost, u režimu Solventnosti II, može se vršiti na sledeće načine: primenom standardne formule, korišćenjem potpunog internog modela i parcijalnog internog modela.

Standardna formula namenjena je prosečnoj evropskoj osiguravajućoj kompaniji i sadrži veliki broj aproksimacija, kao i predloženih dodatnih uprošćavanja za pojedine rizike koji nisu ključni za konkretnu osiguravajuću kompaniju. U svakom modulu i podmodulu rizika, osiguravajuća kompanija može da zameni standardnu formulu sopstvenom metodologijom i da kreira model za određivanje zahtevanog kapitala. Ako se zamena izvrši za sve module i podmodule rizika, onda se takvi interni modeli nazivaju potpuni interni modeli. Ukoliko se zamena izvrši samo za nekoliko modula ili podmodula rizika, dok se preostali rizici obračunavaju standardnom formulom, onda se takvi interni modeli nazivaju parcijalni interni modeli.

Parcijalni interni modeli uvode se da bi se omogućilo preciznije ocenjivanje očekivane stope prekida od onog prikazanog u standardnoj formuli, a samim tim i adekvatnija procena rizika od prekida i odgovarajućeg kapitalnog zahteva.

2. Merenje rizika od prekida u standardnoj formuli Solventnosti II

Kapitalni zahtev za rizik od prekida jednak je najvećem iznosu sledećih kapitalnih zahteva za tri podrizika: za trajno povećanje stopa prekida, trajno smanjenje stopa prekida i za podrizik od masovnog prekida.

$$SCR_{lapse} = \max(Lapse_{up}; Lapse_{down}; Lapse_{mass})$$

Kapitalni zahtev za svaki od pomenuta tri podrizika računa se kao gubitak osnovnih sopstvenih sredstava osiguravajuće kompanije koji bi nastao zbog trajnog povećanja ili smanjenja stopa iskorišćenja opcija prekida ili trenutnog masovnog prekida ugovora:

$$Lapse_i = \Delta NAV | lapseshock_i$$

Pomenute tri opcije od kojih se bira ona s najvećim uticajem objašnjene su na primeru u Tabeli 1.

Tabela 1. Primer kretanja stope prekida u skladu sa zahtevima standardne formule

Godina	1	2	3	4	5+
Očekivana stopa prekida	4%	4%	4%	4%	4%
Stalno povećanje prekida 50%	6%	6%	6%	6%	6%
Stalno smanjenje prekida 50%	2%	2%	2%	2%	2%
Masovni prekid 40% svih polisa	40%	4%	4%	4%	4%

Izvor: Obračun autora

3. Merenje rizika od prekida u parcijalnom internom modelu Solventnosti II

U skladu sa pristupom baziranom na principima u režimu Solventnosti II, umesto na pravilima kako je bilo ranije, EIOPA nije propisala formalnu definiciju internog modela, kao ni šta interni model treba da obuhvata. Najznačajnija razlika između internih modela i standardne formule jeste u većem korišćenju stohastičkih tehnika nad sopstvenim podacima u internim modelima.

Primena parcijalnih ili potpunih internih modela za merenje rizika ima za cilj da podstakne osiguravajuće kompanije da preciznije procenjuju i kontrolišu sopstvene rizike. Svrha uvođenja internih modela ne treba da bude smanjenje kapitalnog zahteva za solventnost, nego bolje upravljanje sopstvenim rizicima. Korišćenje internih modela doprinosi adekvatnijem modeliranju sopstvenih rizika osiguravača, što vodi povećanju osetljivosti dobijenih rezultata za kapitalni zahtev za solventnost na rizik specifičan za odgovarajuću osiguravajuću kompaniju. Za uspešno korišćenje internih modela u kompaniji, veoma je važna kontinuirana periodična validacija internih modela.

Mana internih modela je velika složenost, tako da njihovo kreiranje i uvođenje zahteva značajno angažovanje kompanijskih resursa.

Predmet rada je analiza finansijskog uticaja rizika od prekida ugovora životnog osiguranja na solventnost osiguravajućih kompanija za životno osiguranje. Cilj rada je formulisanje parcijalnog internog modela za određivanje zahtevanog kapitala za pokriće rizika od prekida ugovora životnih osiguranja, uz uvažavanje specifičnosti ispoljavanja rizika kako u pojedinačnoj osiguravajućoj kompaniji tako i na tržištu životnog osiguranja u Srbiji.

Istraživanje u ovom radu biće prva empirijska studija stope prekida na tržištu osiguranja u Srbiji. S obzirom na to da je na kraju 2019. godine bilo aktivno oko 900 hiljada polisa životnog osiguranja na domaćem tržištu,² i da nema sistematizovanih

² www.nbs.rs

podatka o prekidima polisa, analiziranje preko 200.000 polisa daće vrlo koristan rezultat. Naročito je zanimljivo ponašanje ugovarača u pogledu prevremenog prekida ugovora u vreme neočekivanih događaja, što će moći da bude analizirano u ovom istraživanju pošto će biti obuhvaćena i 2008. godina, kada je počela svetska ekonomska kriza.

II. Pregled literature o faktorima stope prekida

Brojni autori u svetu proučavali su uticaj različitih faktora na stopu prekida. Prva grupa autora bavila se uticajem karakteristika okruženja, kao što su npr. makroekonomski pokazatelji. U fokusu istraživanja Dara i Dodds,³ Outrevillea,⁴ grupe autora⁵ sa Kouom na čelu i grupe autora sa Russelom na čelu,⁶ bili su referentna kamatna stopa, bruto domaći proizvod po stanovniku i stopa nezaposlenosti, dok su se Cox i Lin,⁷ Kim,⁸ Kiesenbauer⁹ bavili uticajem bruto domaćeg proizvoda, razvijenosti tržišta kapitala i veličine osiguravajuće kompanije na stopu prekida. Druga grupa autora istraživala je uticaj podataka iz ugovora o životnom osiguranju na stopu prekida, koristeći generalizovani linearni model. Kagraoka,¹⁰ grupa autora¹¹ sa Cerchiarom na čelu, grupa autora¹² sa Milhaudom, Eling i Kiesenbauer¹³ na čelu proučili su uticaj godine sklapanja ugovora, starosti ugovarača, načina plaćanja premije, kanala prodaje i postojanja dodatnih pokrića. Na kraju, grupa autora¹⁴ sa

³ Dar, A. & Dodds, C. (1989). Interest Rates, the Emergency Fund Hypothesis and Saving Through Endowment Policies: Some Empirical Evidence for the U.K. *Journal of Risk and Insurance* 56(3), p. 415–433.

⁴ Outreville, J. (1990). Whole-life Insurance Lapse Rates and the Emergency Fund Hypothesis. *Insurance: Mathematics and Economics* 9(4), p. 249–255.

⁵ Kuo, W., Tsai, C. and Chen, W.-K. (2003). An Empirical Study on the Lapse Rate: The Cointegration Approach. *Journal of Risk and Insurance* 70(3), p. 489–508.

⁶ Russel, D., Stephen, J. et al. (2013). An Empirical Analysis of Life Insurance Policy Surrender Activity. *Journal of Insurance Issues* 36(1), p. 35–57.

⁷ Cox, S. & Lin, Y. (2006). *Annuity Lapse Rate Modeling: Tobit or Not Tobit?* Society of Actuaries. <http://library.soa.org>.

⁸ Kim, C. (2005). Modeling Surrender and Lapse Rates with Economic Variables. *North American Actuarial Journal* 9(4), p. 56–70.

⁹ Kiesenbauer, D. (2012). Main Determinants of Lapse in the German Life Insurance Industry. *North American Actuarial Journal* 16(1), p. 52–73.

¹⁰ Kagraoka, Y. (2005). *Modeling Insurance Surrenders by the Negative Binomial Model*. Working paper.

¹¹ Cerchiara, R.R., Edwards, M. & Gambini, A. (2008). Generalized linear models in life insurance: Decrements and risk factor analysis under Solvency II. *Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari* 72, p. 100–122.

¹² Milhaud, X., Loisel, S. and Maume-Deschamps, V. (2010). *Surrender Triggers in Life Insurance: Classification and Risk Predictions*. Working paper.

¹³ Eling, M. & Kiesenbauer, D. (2013). What Policy Features Determine Life Insurance Lapse? An Analysis of the German Market. *The Journal of Risk and Insurance* 81(2), p. 241–269.

¹⁴ Cheng, Ch., Hilpert, Ch. et al. (2020). Surrender Contagion in Life Insurance. *SSRN Electronic Journal* March 2020.

Chengom na čelu, bavila se analizom rasta stope prekida u zavisnosti od ponašanja drugih učesnika na tržištu koji odlučuju da prekinu svoje ugovore.

Osim Kočović i Jovović,¹⁵ domaći autori se nisu bavili problemom prekida ugovora u životnom osiguranju.

III. Projektovanje rizika od prekida ugovora

1. Značaj projektovanja rizika od prekida ugovora životnog osiguranja

Za osiguravajuću kompaniju, trenutak nastanka obaveze prema osiguraniku je neizvestan. Na primer, po ugovoru o mešovitom osiguranju za slučaj smrti i doživljenja, koji je zaključen na 20 godina, osiguravajuća kompanija već sledećeg dana može da isplati punu osiguranu sumu u slučaju smrti osiguranika, ili otkupnu vrednost bilo kada posle tri godine od početka osiguranja, ili ako ništa od prethodnog ne plati, osiguranu sumu po isteku ugovora koji je osiguranik doživeo.

Neizvesnost u pogledu stope prekida ugovora utiče ne samo na rizik od nepreciznog određivanja kapitalnog zahteva za solventnost i minimalnog kapitalnog zahteva, nego ima i nekoliko drugih važnih efekta na performanse poslovanja osiguravajuće kompanije.

Prvi efekat je vezan za plaćanje otkupne vrednosti. Kada se prekine polisa, osiguravajuća kompanija isplaćuje otkupnu vrednost ugovaraču osiguranja i ukida matematičku rezervu za tu polisu. Na domaćem tržištu, otkupna vrednost uvek je manja od matematičke rezerve ili joj je jednaka, tako da u trenutku prekida osiguravajuća kompanija ima prihod. U slučaju da se realizuje manja stopa prekida, osiguravajuća kompanija će imati manji prihod od očekivanog, što može da donese problem s profitabilnošću ukoliko je očekivana stopa prekida korišćena u formiranju cene usluge.

Drugi efekat je vezan za pokriće akvizicionih troškova. U životnom osiguranju, akvizicioni troškovi su prilično visoki. Akvizicioni troškovi koji nastaju u trenutku sklapanja ugovora obično se priznaju u finansijskim izveštajima kroz redukciju matematičke rezerve, cilmerovanjem. Ukoliko je stopa prekida veća od očekivane, a ne postoji mehanizam povraćaja provizija od agenata za raskinute polise (engl. *clawback*), može da dođe do nemogućnosti pokrića akvizicionih troškova, odnosno do gubitka za kompaniju.

Čak i ako se prosečna stopa prekida ponaša očekivano, može da se javi treći efekat koji utiče na profitabilnost osiguravača. Ukoliko se više nego što je očekivano prekidaju polise zdravijih osiguranika, a manje nego što je očekivano polise osiguranika slabijeg zdravlja, može doći do značajnijeg povećanja stope mortaliteta u portfelju, bez obzira na to što je smrtnost stanovništva nepromenjena.

¹⁵ Kočović, J., Jovović, M. i Kočović, M. (2015). Aktuarski efekti prevremenog raskida ugovora o osiguranju života. In: *42nd International Symposium on Operations Research, SYM-OP-IS 2015*, p. 77–84.

Izostanak očekivanog budućeg profita od raskinutih polisa može biti važan četvrti efekat koji negativno utiče na profitabilnost osiguravajućih kompanija.

Peti efekat je ugrožavanje likvidnosti zbog eventualne neočekivane masovne isplate otkupne vrednosti po raskinutim polisama.

Formiranje matematičke rezerve, iz koje se isplaćuju obaveze prema osiguraniku, zahteva korišćenje različitih pretpostavki u vezi sa smrtnosti, tehničke kamatne stope itd. Navedene pretpostavke najčešće su zasnovane na iskustvu osiguravajuće kompanije, te na aktuarskim principima i propisima.¹⁶ Dovoljnost matematičke rezerve za isplatu preuzetih obaveza direktno je povezana sa solventnošću kompanije. Zato je veoma važno da se ispravno prognoziraju budućí novčani tokovi. Šesti efekat povećanja stope prekida jeste uticaj na novčane tokove, a samim tim i na solventnost kompanije.

Ročna neusklađenost imovine i obaveza može da se javi kao sedmi efekat povećane stope prekida ugovora. Budući da je obaveze po standardnim višegodišnjim štednim ugovorima životnog osiguranja potrebno pokriti imovinom sa odgovarajućom duracijom, prekidi takvih ugovora zahtevaju prilagođavanja imovine, što iziskuje određene troškove.

Osmi efekat se odnosi na reputacioni rizik po osiguravajuću kompaniju. Potencijalnim osiguranicima poznato je da se određeni broj ugovora prekida pre isteka, ali su često neobavešteni o svojim pravima prilikom prekida. Pojedini agenti daju zbunjujuće ili čak pogrešne usmene informacije da nema negativnih efekata zbog prekida ugovora i da će se osiguraniku vratiti do tada plaćena premija. Takva praksa u suprotnosti je sa članovima 82. i 83. Zakona o osiguranju,¹⁷ i pored ugrožavanja reputacije osiguravajuće kompanije, može dovesti do kazni koje izriče organ nadzora delatnosti osiguranja.

Na kraju, poslednji negativan efekat povećanja stope prekida ugovora jeste onaj na vrednost portfelja osiguravajuće kompanije (engl. *Embedded Value*), zbog toga što dolazi do smanjenja novčanih tokova koji potiču od budućih premija.¹⁸

Zbog svih pomenutih efekata, važno je predvideti stopu prekida što preciznije moguće.

2. Faktori koji utiču na stopu prekida

Stopa prekida ugovora zavisi od mnogo racionalnih i iracionalnih razloga koji utiču na ponašanje ugovarača.¹⁹ Primer racionalnog ponašanja jeste reakcija na kretanja na finansijskom tržištu i promenu makroekonomskih varijabli, kao što su

¹⁶ Kočović, J., Jovović, M. i Kočović, M. (2015). Aktuarski efekti prevremenog raskida ugovora o osiguranju života. In: *42nd International Symposium on Operations Research, SYM-OP-IS 2015*, pp. 77-84.

¹⁷ Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, br. 139/14.

¹⁸ Eling, M. & Kiesenbauer, D. (2013). What Policy Features Determine Life Insurance Lapse? An Analysis of the German Market. *The Journal of Risk and Insurance* 81(2), p. 241-269.

¹⁹ Cerchiara, R.R., Edwards, M. & Gambini, A. (2008). Generalized linear models in life insurance: Decrements and risk factor analysis under Solvency II. *Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari* 72, p. 100-122.

inflacija, valutni kurs, berzanski indeksi, kupovna moć građana, stopa nezaposlenosti i sl. Primer iracionalnog ponašanja može biti prekid ugovora o osiguranju u cilju kupovine automobila od akumuliranog novca.

Velik uticaj na stopu prekida imaju vrsta osiguranja i karakteristike usluge. Ugovarači lakše prekidaju višegodišnje ugovore o osiguranju života za slučaj smrti, jer ne primećuju da na taj način gube novac, dok npr. prekidom ugovora o osiguranju života za slučaj doživljenja gube deo novca, jer je otkupna vrednost po pravilu manja od matematičke rezerve. Sledeće karakteristike usluga osiguranja utiču na eventualnu odluku o prekidu:²⁰ trajanje ugovora, preostalo vreme do završetka ugovora, visina premije i osigurane sume, frekvencija plaćanja premija, faza rentnog ugovora (uplata premija ili isplata rente), nivo kaznenog umanjenja matematičke rezerve koja će biti isplaćena u slučaju otkupa, način pripisivanja negarantovane dobiti, prinosi fonda u bliskoj prošlosti kod *unit link* ugovora, struktura provizija agenata itd.

Starost i pol ugovarača, njegova lokacija prebivališta kao indikator nivoa prihoda, bračni status, a naročito njegova promena mogu takođe biti korišćeni u analizi stope prekida ugovora.

Pojedini ugovarači ugovor o životnom osiguranju smatraju vidom štednje za slučaj nepredviđenih okolnosti, tako da u slučaju npr. gubitka posla otkupnom vrednošću nadoknađuju nedostatak prihoda u tranzicionom periodu. Investitori koji ulažu novac u životno osiguranje s ciljem da uvećaju svoje bogatstvo, u slučaju rasta kamata na finansijskom tržištu, lako prekidaju ugovor i prelaze u isplativije investicije.

Nepredviđeni događaji, kao što je promena poreske politike ili promene u vlasništvu ili reputaciji osiguravajuće kompanije mogu da dovedu do značajne promene stope prekida.

Na odluku ugovarača o prekidu ugovora utiče često kombinacija više razloga. Pojedini, prethodno pomenuti faktori imaju gotovo savršenu korelaciju, kao npr. starost osiguranika i trajanje ugovora, koji se povećavaju istovremeno. Prilikom modeliranja prekida, ne mogu se koristiti oba takva faktora. Takođe, moguće je da pojedine promenljive zavise od vrednosti druge promenljive.

Svi pomenuti faktori su kandidati za eksplanatorne promenljive koje objašnjavaju ili predviđaju promene stope prekida ugovora životnog osiguranja, kao zavisne promenljive. U zavisnosti od podataka o polisama konkretne osiguravajuće kompanije, biće izabran skup eksplanatornih promenljivih.

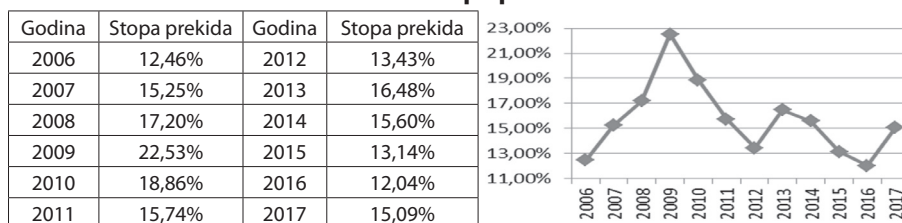
Prilikom modeliranja zavisnosti stope prekida od više promenljivih, trebalo bi prvo proučiti podatke osiguravajuće kompanije, i to kroz analizu zavisnosti stope prekida od svake pojedinačne nezavisne promenljive dostupne u skupu podataka, i uz proučavanje korelacije između dostupnih nezavisnih promenljivih.

²⁰ Michorius, C. (2011). *Modeling Lapse Rates – Investigating the Variables that Drive Lapse Rates*. Master Thesis. Enschede: Faculty of Management and Governance, University of Twente.

IV. Podaci

U analizi su korišćeni podaci sa tržišta osiguranja Srbije o polisama koje su izdate i prekinute u periodu od 1. 1. 2006. do 31. 12. 2017. godine.

Slika 1. Stopa prekida



Izvor: Obračun autora

Obradom podataka u programskom paketu Microsoft Access dobijena je vremenska serija stopa prekida po godinama analiziranog perioda, kako je prikazano na Slici 1.

Stacionarnost vremenske serije može se testirati kombinovanjem Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS) testa i Dickey-Fuller (DF) testa. Pravilo statističkog testiranja kaže da zaključak testa može biti odbacivanje nulte i prihvatanje alternativne hipoteze, ili pak da zaključka nema.

Vremenska serija se prvo testira pomoću KPSS testa. Nulta hipoteza KPSS testa tvrdi da jedinični koren ne postoji. Alternativna hipoteza KPSS testa tvrdi da postoji jedinični koren tj. da vremenska serija nije stacionarna. Nulta hipoteza o stacionarnosti vremenske serije odbacuje se za izabrani nivo značajnosti ako je realizovana vrednost test statistike veća od korespondirajuće kritične vrednosti.²¹ Ako se nulta hipoteza KPSS testa odbaci, vremenska serija sadrži jedinični koren. Ako se nulta hipoteza testa KPSS ne može odbaciti, ne može se ni zaključiti da je vremenska serija stacionarna, te se nastavlja testiranje DF testom.

Nulta hipoteza DF testa tvrdi da postoji jedinični koren tj. da vremenska serija nije stacionarna. Alternativna hipoteza DF testa tvrdi da je vremenska serija stacionarna. Nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena se odbacuje za dovoljno malu vrednost statistike, tj. kada je izračunata vrednost manja od kritične.²² Ako DF test odbaci nultu hipotezu, zaključak je da u vremenskoj seriji ne postoji jedinični

²¹ Mladenović, Z. (2020). *KPSS test jediničnog korena*, Beograd: Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu, s. 9.

²² Mladenović, Z. (2015). *Ekonometrijski metodi i modeli – Dickey-Fuller-ov test jediničnog korena*, Beograd: Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu, s. 9.

koren, što znači da je vremenska serija stacionarna. Ako test DF ne odbaci nultu hipotezu, i dalje nema zaključka.

Stopa prekida prikazana je na Slici 1. S obzirom na to da vrednost stope prekida fluktuirala kroz vremenski period od 11 godina, odnosno nema izraženu tendenciju, pri izboru vrste regresije pretpostavljeno je da vremenska serija ne sadrži komponentu vremenske tendencije.

Tabela 2. Zvanični statistički podaci

God.	Rast BDP	Rast cena	Rast pros. neto zarade u EUR	Stopa nezaposlenosti ²³	Rast indeksa Belex-Line ²⁴	Ref. kamatna stopa NBS ²⁵	Rast premije neživotnog osig.	Rast premije životnog osig.	Rast ukupne premije osig.
2006	4,9%	6,6%	23%	20,9%	36,0%	14,00%	7,5%	19,6%	8,6%
2007	6,4%	11,0%	35%	18,1%	44,1%	10,00%	22,4%	28,9%	23,1%
2008	5,7%	8,6%	16%	13,6%	-68,7%	17,75%	13,0%	26,2%	14,4%
2009	-2,7%	6,6%	-16%	16,1%	9,5%	9,50%	-13,5%	8,7%	-10,8%
2010	0,7%	10,3%	-2%	19,2%	-2,2%	11,50%	-5,8%	8,5%	-3,7%
2011	2,0%	7,0%	12%	23,0%	-23,8%	9,75%	1,3%	7,5%	2,3%
2012	-0,7%	12,2%	-2%	23,9%	2,9%	11,25%	-5,5%	7,2%	-3,3%
2013	2,9%	2,2%	6%	22,1%	9,9%	9,50%	0,8%	17,6%	4,1%
2014	-1,6%	1,7%	-2%	19,2%	21,7%	8,00%	3,0%	10,2%	4,6%
2015	1,8%	1,5%	-3%	17,7%	2,7%	4,50%	11,9%	17,8%	13,3%
2016	3,3%	1,6%	2%	15,3%	13,7%	4,00%	5,2%	16,8%	8,0%
2017	2,1%	3,0%	3%	13,5%	5,9%	3,50%	9,1%	0,4%	6,8%

Izvor: Ministarstvo finansija Republike Srbije,²⁶ Republički zavodi za statistiku,²⁷ Narodna banka Srbije²⁸ i Beogradska berza a. d.²⁹

Sprovedeno je testiranje stacionarnosti vremenske serije zavisne promenljive stopa prekida ugovora, pri čemu su korišćene kritične vrednosti za petoprocentne intervale pouzdanosti (KPSS: 0,463, DF: -2,862). Testiranje je izvršeno u jeziku R komandama: `kpss.test()` i `adf.test()`.

Dobijen je sledeći rezultat testiranja stacionarnosti vremenske serije KPSS testom: KPSS Level = 0.40713, što je manje od kritične vrednost 0,463, što nadalje znači da KPSS test nije odbacio nultu hipotezu o stacionarnosti. Dobijen je sledeći

²³ Stopa nezaposlenosti je usklađena sa metodologijom ILO od 2004. godine

²⁴ Berzanski indeks BELEXfm, koji je kasnije transformisan u BELEXLine, formiran je u decembru 2004. godine

²⁵ Referentnu stopu Narodna banka Srbije objavljuje od 2006. godine

²⁶ <https://www.mfin.gov.rs>

²⁷ <https://www.stat.gov.rs>

²⁸ <https://www.nbs.rs>

²⁹ <https://www.belex.rs>

rezultat testiranja stacionarnosti vremenske serije ADF testom: Dickey-Fuller = -3.2279. Ta vrednost je manja od kritične vrednost -2,862, što znači da je prošireni DF test odbacilo nultu hipotezu o postojanju jediničnog korena. Zaključak kombinovanog testiranja KPSS i DF testovima jeste da je vremenska serija stacionarna.

Pored podataka sa tržišta osiguranja Srbije, u analizi su korišćeni i zvanični statistički podaci iz Republičkog zavoda za statistiku, Ministarstva finansija Republike Srbije, Narodne banke Srbije i Beogradske berze: BDP, referentna kamatna stopa, prosečne zarade, berzanski indeks BelexLine, inflacija, stopa nezaposlenosti, stope rasta premije životnog i neživotnog osiguranja itd, kao što je prikazano u Tabeli 2. Analiza zavisnosti stope prekida od parametara iz okruženja izvršena je u periodu 2006–2017. godine.

Podaci su obrađeni u programskom paketu R, koji sadrži sav potrebni alat za prediktivnu analizu u programu Microsoft Excel.

V. Izbor faktora za modeliranje zavisnosti stope prekida

U Tabeli 3. prikazani su maksimalni koeficijenti korelacije između devet prediktora iz okruženja i zavisne promenljive stope prekida izračunate u jeziku R, korišćenjem funkcije za korelaciju (engl. *Cross Correlation Function*) *ccf()*.

Tabela 3. Maksimalne korelacije između prediktora iz okruženja i stope prekida

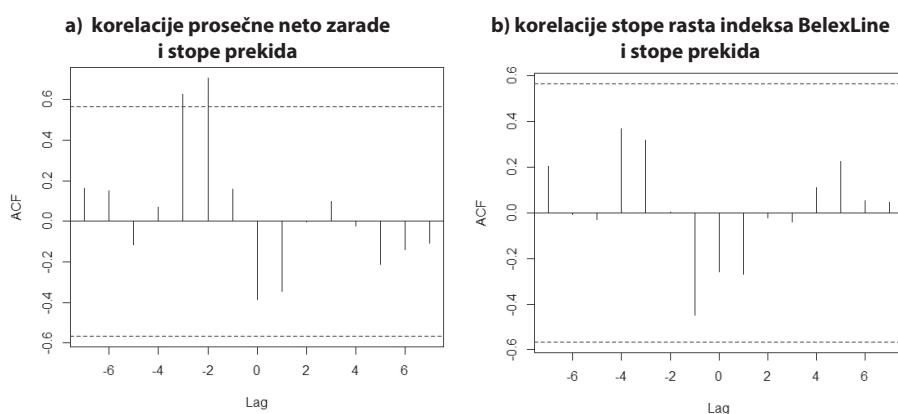
R. br.	Analizirani parametar	Maksimalni koeficijent korelacije	Kašnjenje
1.	Rast BDP	0,6524230	-2
2.	Rast cena	-0,5494015	6
3.	Rast prosečne neto zarade u EUR	0,7072750	-2
4.	Stopa nezaposlenosti	0,6741854	2
5.	Rast berzanskog indeksa BELEXline	-0,4468971	-1
6.	Referentna kamatna stopa NBS	0,6088886	-1
7.	Rast premije neživotnog osiguranja	0,5922836	-2
8.	Rast premije životnog osiguranja	0,5805626	-2
9.	Rast premije osiguranja	0,5887550	-2

Izvor: Obračun autora

Iz Tabele 3. može se zaključiti da zavisna promenljiva stopa prekida ima pojedinačno najjaču vezu, tj. pozitivnu korelaciju s nezavisnim promenljivim rast prosečne zarade (koeficijent korelacije 0,71), stopa nezaposlenosti (0,67), rast BDP (0,65) i referentna kamatna stopa NBS (0,61), što znači da su navedene četiri nezavisne promenljive kandidati za korišćenje u modeliranju stope prekida.

Na Slici 2. grafički su prikazane korelacije za najveću pojedinačnu korelaciju rasta prosečne zarade i stope prekida i najmanju korelaciju (po apsolutnoj vrednosti) stope rasta indeksa BelexLine i stope prekida.

Slika 2. Korelacije prediktora iz okruženja sa stopom prekida koji imaju najveći i najmanji maksimalni koeficijent korelacije



Izvor: Obračun autora

Istom komandom u jeziku R, *ccf()*, dobijaju se međusobne korelacije svih nezavisnih promenljivih. Rezultat je prikazan u Tabeli 4. Za kvalitetan model treba izabrati dve od četiri nezavisne promenljive koje imaju najjače veze sa stopom prekida, ali su međusobno najslabije povezane. Iz Tabele 4. se vidi da su najbolji kandidati za to nezavisne promenljive rast BDP i referentna stopa NBS, čiji koeficijent korelacije je najmanji i iznosi 0,3777358 uz međusobno kašnjenje parametra od dve vremenske jedinice. Korelacije nezavisnih promenljivih rast BDP i referentna stopa NBS su prikazane na Slici 3.

Tabela 4. Maksimalni koeficijenti korelacije između prediktora (u zagradi su data kašnjenja prediktora po kolonama u odnosu na prediktore po redovima)

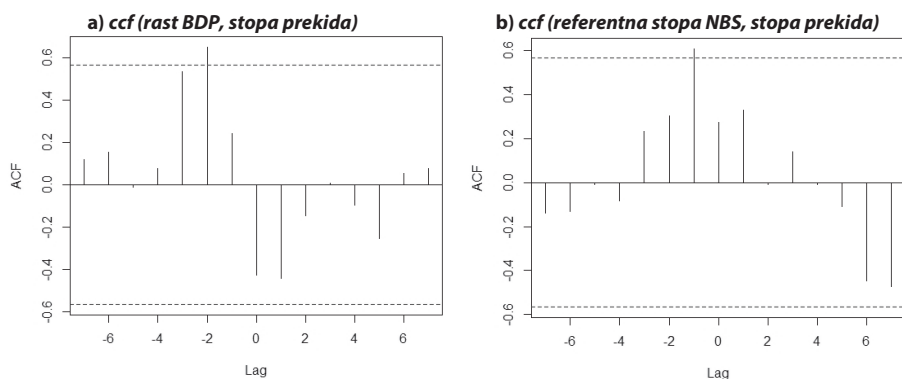
	Rast BDP	Rast cena	Rast pros. neto zarade u EUR	Stopa nezaposlenosti	Rast indeksa Belex-Line	Ref. kamatna stopa NBS	Rast premije neživotnog osig.	Rast premije životnog osig.	Rast ukupne premije osig.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(1)	1	0,59 (4)	0,88 (0)	0,56 (5)	0,75 (-1)	0,38 (2)	0,82 (0)	0,74 (0)	0,83 (0)

B. Pavlović: Parcijalni interni model u Solventnosti II za rizik od prekida ugovora životnog osiguranja

	Rast BDP	Rast cena	Rast pros. neto zarade u EUR	Stopa nezaposlenosti	Rast indeksa Belex-Line	Ref. kamatna stopa NBS	Rast premije neživotnog osig.	Rast premije životnog osig.	Rast ukupne premije osig.
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(2)	0,59 (-4)	1	0,49 (-4)	-0,55 (-3)	0,55 (-5)	0,69 (1)	0,62 (-4)	0,56 (-4)	0,62 (-4)
(3)	0,88 (0)	0,49 (4)	1	0,53 (5)	0,66 (-1)	0,52 (1)	0,77 (0)	0,67 (0)	0,78 (0)
(4)	0,56 (-5)	-0,55 (3)	0,53 (-5)	1	-0,44 (-3)	-0,49 (4)	-0,67 (-1)	-0,66 (-1)	-0,71 (-1)
(5)	0,75 (1)	0,55 (5)	0,66 (1)	-0,44 (3)	1	-0,41 (0)	0,85 (1)	0,54 (1)	0,85 (1)
(6)	0,38 (-2)	0,69 (-1)	0,52 (-1)	-0,49 (-4)	-0,41 (0)	1	0,41 (-5)	0,42 (0)	0,42 (-5)
(7)	0,82 (0)	0,62 (4)	0,77 (0)	-0,67 (1)	0,85 (-1)	0,41 (5)	1	0,65 (0)	0,99 (0)
(8)	0,74 (0)	0,56 (4)	0,67 (0)	-0,66 (1)	0,54 (-1)	0,42 (0)	0,65 (0)	1	0,74 (0)
(9)	0,83 (0)	0,62 (4)	0,78 (0)	-0,71 (1)	0,85 (-1)	0,42 (5)	0,99 (0)	0,74 (0)	1

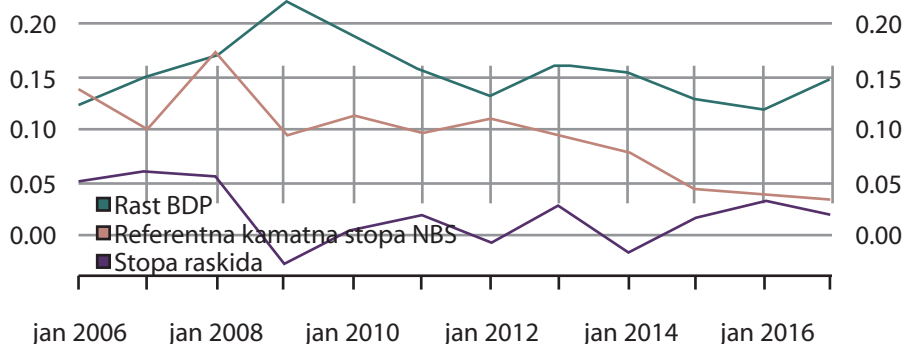
Izvor: Obračun autora

Slika 3. Maksimalne korelacije prediktora iz okruženja koji su izabrani za modeliranje stope prekida



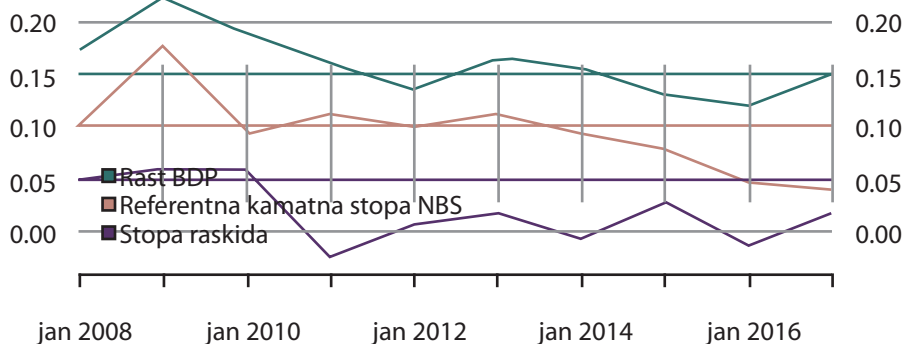
Izvor: Obračun autora

Slika 4. Vremenske serije zavisne i dve nezavisne promenljive bez kašnjenja



Izvor: Obračun autora

Slika 5. Vremenske serije zavisne i dve nezavisne promenljive sa odgovarajućim kašnjenjem nezavisnih promenljivih



Izvor: Obračun autora

Kašnjenje zavisnosti vremenskih serija je važno jer se bez uvođenja kašnjenja ne mogu modelirati odgovarajuće zavisnosti, što je očigledno na Slici 4, gde su prikazane zavisna i dve nezavisne promenljive bez kašnjenja.

Uvođenjem kašnjenja od dve godine za rast BDP i od jedne godine za referentnu stopu NBS, povezanost zavisne i nezavisnih promenljivih postaje vidljiva na Slici 5.

VI. Model

Postoji nekoliko vrsta alata koji mogu da posluže za donošenje odluke o odgovarajućem modelu. Mnogi softverski paketi automatski nude prihvatljive modele, zahvaljujući iterativnom prilagođavanju (fitovanju) modela raspoloživim podacima. Taj način je svakako dobra osnova, ali je dobro proveriti i fino podesiti predložene modele. Jedan od načina je test p-vrednosti kojim se proverava značajnost svake promenljive, tako što se računa značajnost celog modela i značajnost modela bez pojedinačne nezavisne promenljive. Drugi način je da se model oceni na osnovu slučajno izabranih 70% uzorka, a zatim da se proveri na preostalih 30% uzorka i refituje. Treći način je korišćenje nekog od kriterijuma, AIC (engl. *Akaike Information Criteria*) ili BIC (engl. *Bayesian Information Criteria*).

1. Generalizovani linearni model (GLM)

Jedan od poznatijih višefaktorskih regresionih modela, koji se sreće u literaturi koja analizira stopu prekida ugovora u životnom osiguranju, jeste generalizovani linearni model (GLM od engl. *Generalized Linear Model*). Model su formulisali Nelder i Wedderburn 1972. godine.³⁰ Izabran je zbog toga što se relativno jednostavno može razumeti i vrlo je fleksibilan u pogledu izbora raspodele verovatnoća zavisne promenljive i ulaznih promenljivih. Zahvaljujući link funkciji, može da se koristi za rad sa zavisnim i nezavisnim promenljivim koje mogu biti kontinualne ili binarne, što je naročito bitno kod prekida ugovora, jer promenljiva prekida ima binarnu vrednost na nivou jedne polise (prekinuta ili ne), a kontinualnu vrednost između 0 i 1 za ceo portfelj.

Sedamdesetih godina XX veka razvijen je softver specijalne namene za rad sa GLM modelima pod nazivom GLIM, od engl. *Generalized Linear Interactive Modelling*. Danas su GLM modeli primenjeni u različitim softverskim paketima, kao što je SAS ili SPSS, ali je najpopularnije GLM modeliranje u jeziku R, gde je primenjeno na sledeći način:

```
glm(formula, family = binomial(link=logit) data, weights, subset, na.action,...)
```

2. Formiranje modela

Izabran je generalizovani linearni model s normalnom raspodelom i funkcijom identiteta za link funkciju. Na osnovu ulaznih podataka i ispunjenosti navedenih pretpostavki, pozivanjem funkcije *glm()* softverskog alata R dobijen je rezultat, koji je prikazan u Tabeli 5.

³⁰ Nelder, J. & Wedderburn, R. (1972). Generalized linear models. *Journal of the Royal Statistical Society A* 135, p. 370–384.

Tabela 5. Rezultat funkcije *glm()* u jeziku R

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.025582	-0.003458	0.003365	0.008776	0.017722

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.10624	0.01437	7.394	0.00015 ***
rast_bdp.lag2	0.44828	0.18940	2.367	0.04983 *
ref_ks_NBS.lag1	0.47182	0.15264	3.091	0.01754 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for gaussian family taken to be 0.0002529083)

Null deviance: 0.0084011 on 9 degrees of freedom

Residual deviance: 0.0017704 on 7 degrees of freedom

AIC: -50.013

Number of Fisher Scoring iterations: 2

Izvor: Obračun autora

Korišćenjem koeficijenata iz rezultata dobijenog u jeziku R iz Tabele 5. može se prikazati model stope prekida u zavisnosti od rasta BDP i referentne stope NBS:

$$\hat{Y}(t) = 0,10624 + 0,44828 * Rast\ BDP(t - 2) + 0,47182 * ref.stopa\ NBS(t - 1)$$

Pokazatelj kvaliteta ocenjenog modela jeste koeficijent determinacije R^2 . Koeficijent determinacije za ovaj model iznosi 0,7893, dok je korigovani koeficijent determinacije 0,7291. Navedeni koeficijenti pokazuju koji je deo varijacija zavisne promenljive objašnjen modelom, i imaju prilično visoke vrednosti, što dokazuje da je model adekvatan.

3. Ispunjenost pretpostavki modela

Posle formiranja modela potrebno je proveriti da li podaci ispunjavaju pretpostavke GLM modela.³¹

³¹ Janković, D. (2014). *Regresija – Linearni modeli*. Seminarski rad. Beograd: Matematički fakultet Univerziteta u Beogradu.

Pretpostavka br. 1: nema prisustva u opservacijama većeg broja odstupajućih vrednosti, budući da bi to negativno uticalo na model koji se zasniva na fitovanju metodom najmanjih kvadrata. U slučaju da postoji veći broj opservacija čija je standardna devijacija veća od zadatog limita, potrebno ih je izbaciti iz analize. Odstupajuće vrednosti se javljaju, ali nisu dovoljno značajne. Pošto bi izbacivanjem odstupajućih vrednosti bile skraćene vremenske serije, čime bi bila smanjena i tačnost predviđanja modelom, u modelu će ostati sve vrednosti.

Pretpostavka br. 2: zavisna i nezavisne promenljive imaju linearnu vezu, što se može proveriti matematički ili vizuelno, prikazivanjem zavisne i nezavisnih promenljivih na grafikonu. Posmatrajući Sliku 5. lako primećujemo jasnu linearnu vezu između zavisne promenljive i dve nezavisne promenljive.

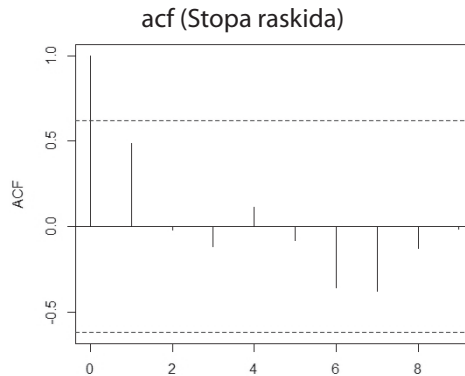
Pretpostavka br. 3: opservacije su međusobno nezavisne, što znači da nema autokorelacije. Ako zavisna promenljiva ima svojstvo autokorelacije, to znači da se vrednosti promenljive iz prošlosti ponavljaju, pa njene istorijske vrednosti mogu biti korišćene kao eksplanatorna promenljiva. Autokorelacija je testirana Ljung-Box statistikom³² u jeziku R komandom `Box.test()` i dobijena p-vrednost je 0.07414. P-vrednost veća od 0,05 potvrđuje da nulta hipoteza o odsustvu autokorelacije ne može biti odbačena na nivou značajnosti od 5%. Grafički rezultat Ljung-Box statistike prikazan je na Slici 6, gde se takođe vidi da nema značajnih korelacija između elemenata vremenske serije zavisne promenljive.

Pretpostavka br. 4: odsustvo multikolinearnosti, što u kontekstu GLM modela znači da nema jake korelacije između prediktora. Multikolinearnost se takođe može desiti ukoliko je dostupno malo podataka u poređenju s brojem parametara koje treba proceniti. U slučaju multikolinearnosti, parametarski vektor nema jedinstveno rešenje. Provera prisustva multikolinearnosti može se izvršiti na osnovu VIF³³ faktora (engl. *Variance Inflation Factor*), koji predstavlja skor izračunat na osnovu određenih parametara za izabrani prediktor. VIF faktor pokazuje stepen uvećanja varijance regresione promenljive zbog multikolinearnosti. Najmanji VIF može biti jednak 1, što znači potpuno odsustvo kolinearnosti. VIF veći od 10 zahteva preduzimanje određene akcije u cilju smanjenja multikolinearnosti. U jeziku R VIF vrednosti svih promenljivih izračunavaju se komandom `vif()`. Dobijeni rezultat za obe testirane nezavisne promenljive je isti i iznosi 1.22409, što ukazuje na odsustvo multikolinearnosti.

³² Ljung, G. & Box, G. (1978). On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika* Vol. 65, p. 297--303.

³³ Kassambara, A. (2017). *Machine Learning Essentials: Practical Guide in R*. Marseille: STHDA

Slika 6. Autokorelacija zavisne promenljive stopā prekida

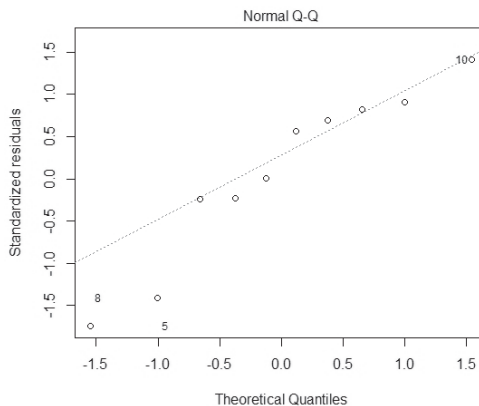


Izvor: Obračun autora

Pretpostavka br. 5: Reprerentativnost uzorka bazira se na slučajnosti selekcije opservacija. U ovom istraživanju će biti uzeti u obzir svi raspoloživi podaci o prekidima polisa u izabranom vremenskom rasponu, tako da se problem reprerentativnosti ne postavlja.

Pretpostavka br. 6: Greške imaju normalnu raspodelu. Pretpostavka se može proveriti vizuelno na grafikonu ili Kolmogorov-Smirnov testom, koji poredi uzorak iz modela s normalnom raspodelom. Na Slici 7. prikazan je Q-Q dijagram, dobijen iz softverskog paketa R, komandom `plot()`, na kome se vidi da odstupanja postoje, ali nisu značajna.

Slika 7. Q-Q dijagram

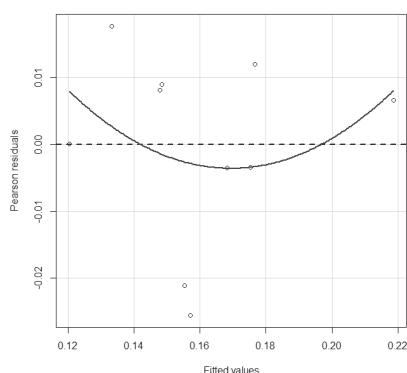


Izvor: Obračun autora

Pirsonovi reziduali ili reziduali modela podeljeni kvadratnim korenom varijance prikazani su na Slici 8. Dobijeni su komandom *residualPlots()*. Reziduali nisu potpuno simetrični, oko vrednosti 0, ali su odstupanja prihvatljiva, jer nije moguće manjim izmenama dobiti efikasniji model.

Pretpostavka br. 7: Homoskedastičnost – homogenost varijanci grešaka, što znači da različite promenljive imaju istu disperziju u svojim greškama, bez obzira na vrednosti početnih promenljivih. Greške su heteroskedastične ukoliko rezultujuće promenljive mogu da variraju u širokom rasponu. Kako bi se odredila heterogena greška disperzije ili kada skup reziduala krši pretpostavke modela o homoskedastičnosti, mudro je potražiti tzv. fening-efekat³⁴ između rezidualne greške i pretpostavljenih vrednosti. To govori da će biti sistematske promene u apsolutnim ili kvadratnim rezidualima kada se grafički prikažu protiv predvidljivog ishoda. Greška neće čak ni biti raspoređena po regresionoj liniji. U stvari, reziduali se grupišu i prostiru nešto dalje od njihovih predviđenih grafika za veće i manje vrednosti od tačaka sa linearne regresione linije, a srednje-kvadratna greška za model će biti pogrešna. Rezultujuća promenljiva čija je sredina velika tipično će imati veću disperziju od one s malom sredinom. Može se proveriti prikazivanjem na grafikonu standardizovanih grešaka i standardizovanih prediktora. U slučaju da pretpostavka homoskedastičnosti nije ispunjena, model se i dalje može koristiti, ali je kvalitet dobijenih rezultata iz modela smanjen. Homoskedastičnost se može proveriti i Brojš-Paganovim testom, koji se u jeziku R realizuje komandom *bptest()*. Rezultat Brojš-Paganovog testa ima p-vrednost 0.6704. Dobijena p-vrednost testa je veća od 0,05, što ukazuje na to da nulta hipoteza o homoskedastičnosti ne može biti odbačena na datom nivou značajnosti.

Slika 8. Pirsonovi reziduali modela



Izvor: Obračun autora

³⁴ Janković, D. (2014). *Regresija – Linearni modeli*. Seminarski rad. Beograd: Matematički fakultet Univerziteta u Beogradu.

Pretpostavka br. 8: Odsustvo autokorelacije grešaka podrazumeva da su slučajne greške međusobno nezavisne. Autokorelacija je testirana Ljung-Box statistikom u jeziku R komandom: *Box.test()*. Rezultat dobijen Ljung-Box testom ima p-vrednost 0.6996. Dobijena p-vrednost testa je veća od 0,05, što ukazuje na to da nema autokorelacije grešaka modela.

4. Primena modela

Na osnovu izabranog modela, može se predvideti očekivana stopa prekida ugovora u 2018. godini, i to na sledeći način:

$$\hat{Y}(2018) = 0,10624 + 0,44828 * Rast\ BDP(2016) + 0,47182 * ref.\ stopa\ NBS(2017)$$

Predikcioni interval je očekivani opseg vrednosti u kome će se naći vrednost slučajne promenljive sa određenom pouzdanošću. Očekivana stopa prekida u 2018. godini, koja je izračunata u prethodnoj formuli, predstavlja srednju vrednost predikcionog intervala, tako da je predikcioni interval za stopu prekida u 2018. godini [$\hat{Y}(2018) - limit$, $\hat{Y}(2018) + limit$] sa pouzdanošću α .

U jeziku R, predikcioni interval sa nivoom poverenja 99,5% dobija se komandom *predict.glm()*. Dobijeni rezultat je prikazan u Tabeli 6.

Tabela 6. Predikcioni interval dobijen u jeziku R

```
fit lwr upr
2016-01-10 0.1375434 0.09015011 0.1849368
```

Izvor: Obračun autora

Predikcioni interval koji daje razvijeni model je [13,75% - 4,73%; 13,75% + 4,74%] ili je [9,01%; 18,49%], Predikcioni interval koji daje standardna formula je [tekuća stopa prekida*0,5; tekuća stopa prekida*1,5] što je [7,55%; 22,64%].

S obzirom na to da je predikcioni interval razvijenog parcijalnog internog modela manji nego predikcioni interval standardne formule, razvijeni model preciznije meri kapitalni zahtev i samim tim rezultuje nižim zahtevanim kapitalom u poređenju sa standardnom formulom.

VII. Zaključak

Analizirano je devet faktora koji utiču na stopu prekida ugovora životnog osiguranja: BDP, referentna kamatna stopa, prosečna zarada, berzanski indeks

BelexLine, inflacija, stopa nezaposlenosti, stopa rasta premije životnog osiguranja, stopa rasta premije neživotnog osiguranja i stopa rasta ukupne premije osiguranja.

Na osnovu istraživanja stranih autora koji su pomenuti u delu ovog rada *Pregled literature o faktorima stope prekida*, stopa prekida ugovora može se adekvatno modelirati na osnovu referentne kamatne stope, bruto domaćeg proizvoda po stanovniku, stope nezaposlenosti, razvijenosti tržišta kapitala i veličine osiguravajuće kompanije na stopu prekida. Istraživanje na domaćim podacima, koje je opisano u ovom radu, kao što bi se i moglo očekivati na osnovu pomenutih istraživanja stranih autora, pokazalo je da su za modeliranje zavisnosti stope prekida konkretne osiguravajuće kompanije najadekvatniji sledeći faktori: rast BDP-a i referentna stopa NBS. Korišćen je generalizovani linearni model s normalnom raspodelom i funkcijom identiteta za link funkciju, koji ispunjava sve zahtevane pretpostavke GLM modela.

Na osnovu sprovedenog istraživanja autor zaključuje da razvijeni parcijalni interni model preciznije meri kapitalni zahtev konkretne osiguravajuće kompanije i ima niži zahtevani kapital u poređenju sa standardnom formulom. Kada se primeni režim Solventnosti II u Srbiji, ovaj zaključak može biti iskorišćen od strane domaćih osiguravajućih kompanija za adekvatnije određivanje kapitalnog zahteva za solventnost formiranjem internog parcijalnog modela koji bi uključio i model za rizik od prekida ugovora životnog osiguranja.

Pravac daljeg razvoja istraživanja može biti analiziranje uticaja internih faktora sa polise na stopu prekida ugovora, kao što su: vrsta osiguranja, broj proteklih godina od zaključenja ugovora, trajanje ugovora, veličina premije, frekvencija plaćanja premije, veličina osigurane sume, kanal prodaje, starost osiguranika, pol osiguranika itd.

Literatura

- Cerchiara, R.R., Edwards, M. & Gambini, A. (2008). Generalized linear models in life insurance: Decrements and risk factor analysis under Solvency II. *Giornale dell'Istituto Italiano degli Attuari* 72, p. 100–122.
- Cheng, Ch., Hilpert, Ch. et al. (2020). Surrender Contagion in Life Insurance. *SSRN Electronic Journal* March 2020.
- Cox, S. & Lin, Y. (2006). *Annuity Lapse Rate Modeling: Tobit or Not Tobit?* Society of Actuaries. <http://library.soa.org>.
- Dar, A. & Dodds, C. (1989). Interest Rates, the Emergency Fund Hypothesis and Saving Through Endowment Policies: Some Empirical Evidence for the U.K. *Journal of Risk and Insurance* 56(3), p. 415-433.
- Eling, M. & Kiesenbauer, D. (2013). What Policy Features Determine Life Insurance Lapse? An Analysis of the German Market. *The Journal of Risk and Insurance* 81(2), p. 241–269.

- Gatzert, N. & Schmeiser, H. (2008). Assessing the Risk Potential of Premium Payment Option in Participating Life Insurance Contracts. *Journal of Risk and Insurance*, 75(3), p. 691–712.
- Janković, D. (2014). *Regresija – Linearni modeli*. Seminarski rad. Beograd: Matematički fakultet Univerziteta u Beogradu
- Kagraoka, Y. (2005). *Modeling Insurance Surrenders by the Negative Binomial Model*. Working paper.
- Kassambara, A. (2017). *Machine Learning Essentials: Practical Guide in R*. Marseille: STHDA
- Kiesenbauer, D. (2012). Main Determinants of Lapse in the German Life Insurance Industry. *North American Actuarial Journal* 16(1), p. 52-73.
- Kim, C. (2005). Modeling Surrender and Lapse Rates with Economic Variables. *North American Actuarial Journal* 9(4), p. 56-70.
- Kočović, J., Jovović, M. i Kočović, M. (2015). Aktuarski efekti prevremenog prekida ugovora o osiguranju života. In: *42nd International Symposium on Operations Research, SYM-OP-IS 2015*, pp. 77–84.
- Kuo, W., Tsai, C. and Chen, W.-K. (2003). An Empirical Study on the Lapse Rate: The Cointegration Approach. *Journal of Risk and Insurance* 70(3), p. 489-508.
- Ljung, G. & Box, G. (1978). On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika* Vol. 65, p. 297-303.
- Michorius, C. (2011). *Modeling Lapse Rates – Investigating the Variables that Drive Lapse Rates*. Master Thesis. Enschede: Faculty of Management and Governance, University of Twente.
- Milhaud, X., Loisel, S. and Maume-Deschamps, V. (2010). *Surrender Triggers in Life Insurance: Classification and Risk Predictions*. Working paper.
- Mladenović, Z. (2015). *Ekonometrijski metodi i modeli - Dickey-Fuller-ov test jediničnog korena*, Beograd: Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu, s. 9.
- Mladenović, Z. (2020). *KPSS test jediničnog korena*, Beograd: Ekonomski fakultet Univerziteta u Beogradu, s. 9.
- Nelder, J. & Wedderburn, R. (1972). Generalized linear models. *Journal of the Royal Statistical Society A* 135, p. 370–384.
- Outreville, J. (1990). Whole-life Insurance Lapse Rates and the Emergency Fund Hypothesis. *Insurance: Mathematics and Economics* 9(4), p. 249–255.
- Russel, D., Stephen, J. et al. (2013). An Empirical Analysis of Life Insurance Policy Surrender Activity. *Journal of Insurance Issues* 36(1), p. 35–57.
- Zakon o osiguranju. *Službeni glasnik RS*, br. 139/14.
- <https://www.belex.rs>
- <https://www.mfin.gov.rs>
- <https://www.nbs.rs>
- <https://www.stat.gov.rs>