

SPÔSOB PERMANENTNEJ ÚPRAVY VÝŠKY POISTNÉHO V NEŽIVOTNOM POISTENÍ

Ján Gogola

Úvod

Na určovanie poistného v neživotnom poistení neexistuje univerzálna metóda ani metodika. Spôsoby výpočtu jednotlivých poistovní sa v technike kalkulovania poistného viac či menej líšia.

Pri kalkulácii poistného sa vychádza buď z prognózovania celkového poistného v uvažovanej tarifnej skupine za určité poistné obdobie (najčastejšie jeden rok), alebo z prognózovania ukazovateľov, pomocou ktorých možno poistné vyjadriť.

Produkty poistovní kryjú širokú škálu rizík neživotného charakteru a pri poistnej udalosti eliminujú finančné dôsledky poistených súkromných osôb a podnikateľských subjektov. Havarijné poistenie a povinné zmluvné poistenie zodpovednosti za škodu spôsobenú prevádzkou motorového vozidla (ďalej stručne PZP MV) má významný podiel na neživotnom poistení v Slovenskej republike (SR), rovnako ako v mnohých iných krajinách Európy a sveta. V roku 2011 dosiahlo technické poistné v SR za PZP MV 293 401 tis. € a jeho podiel 30,25 % na technickom poistnom bol najvyšší zo všetkých odvetví neživotného poistenia.

Počet 11 poistovní na slovenskom trhu PZP MV bol v roku 2011 rovnaký ako v predošlom období a počet poistných zmlúv pri tomto poistení dosiahol 2 192 223 kusov. Oproti predchádzajúcemu roku je to nárast takmer o 10 %, v absolútnom vyjadrení o 197 825 zmlúv. Napriek tomu malý poistný trh núti poisťovne v boji o klientov podhodnocovať výšku poistného, čo sa môže prejaviť v rastúcej škodovosti.

Škodovosť, resp. škodová kvóta, ktorá je definovaná ako podiel celkového poistného plnenia a celkového poistného, pre poistenie PZP MV má obvykle rozsah od 40 % do 60 %. Škodovosť vypovedá o výnosnosti (či stratovosti)

poistenia. S približovaním sa k jednotke je poistné menej postačujúce na výplatu poistných plnení. Táto skutočnosť signalizuje, že treba pristúpiť k prehodnoteniu výšky poistného pre nasledujúce obdobia.

Celková škodovosť na slovenskom trhu PZP MV v roku 2011 mierne stúpla na 57,13 %. Vysokú škodovosť vykazovali AXA poisťovňa, pobočka poisťovne z iného členského štátu – 83,21 %, Generali Slovensko poisťovňa, a. s. – 69,41 % a KOOOPERATIVA poisťovňa, a. s. Vienna Insurance Group – 65,69 %. Tieto tri poisťovne spoločne mali v roku 2011 značný podiel na technickom poistnom v PZPMV v SR, až 45,06 %.

Uvedené skutočnosti sú dôvodom, pre ktorý sme sa rozhodli posúdiť primeranosť výšky poistného v siedmich poisťovniach, ktoré mali v roku 2011 trhový podiel 94,35 % na slovenskom poistnom trhu PZP MV využitím tzv. empirickej bayesovskej teórie kredibility. Je to súbor postupov a techník na výpočet a systematickú úpravu výšky poistného pri krátkodobých poistných zmluvách, ktoré využívajú dva zdroje údajov: údaje z vlastného portfólia poistiek a údaje z cudzích, porovnateľných zdrojov. [4], [7]

1. Pojem kredibilné poistné

Tzv. kredibilné, resp. vierohodné poistné sa určuje ako lineárna kombinácia poistného, určeného z údajov z vlastného rizika (portfólia poistiek) a poistného, určeného na základe informácií z podobných rizík. [10], [11]

Výber teórie kredibility možno odôvodniť tým, že patrí medzi tzv. experience-rating techniky (techniky skúsenostného tarifikovania) t.j. techniky, ktorá rieši problémy z minulých skúseností s cieľom nájsť správnu tarifu.

Bühlmannov-Straubov model [1], [2], [9] je najdôležitejším modelom v modernej teórii kredibility a zároveň najviac využívaným modelom

v poistnej praxi. Možno ho použiť priamo na stanovenie netto poistného, alebo pomocou neho možno získať kredibilný odhad dvoch základných zložiek poistného, a to škodovej frekvencie a priemernej výšky poistných plnení. [8] V tomto článku sa využíva Bühlmannov-Straubov model na odhad netto poistného.

Tento model môžeme aplikovať na permanentnú úpravu výšky poistného v siedmich poisťovniach v SR, ktoré ponúkajú PZP MV. Do roku 2001 mala na poskytovanie PZP MV monopol Allianz Slovenska poisťovňa, odvtedy sa však trh liberalizoval a na poistný trh PZP MV postupne vstupovali ďalšie a ďalšie poisťovne. Všetky nové poisťovne museli pri vstupe na tento trh pri stanovení poistného vychádzať z cudzích údajov a postupne získavať a využívať aj údaje vlastné. Konkrétna metóda výpočtu poistného je pre každú poisťovňu internou záležitosťou, o ktorej poisťovne verejnosť neinformujú.

My pre všetky poisťovne a pre každý kalendárny rok v období 2006–2011 použijeme Bühlmannov-Straubov model pre stanovenie tzv. kredibilného poistného s cieľom posúdiť primeranosť výšky poistného. Kredibilné poistenie je lineárnou kombináciou

$$P_{kred} = z \cdot P_{ind} + (1 - z) \cdot P_{kol} \quad (1)$$

kde P_{ind} je poistné, určené na základe vlastných údajov individuálnej poisťovne a P_{kol} je poistné, určené na základe údajov všetkých poisťovní (kolektívnych údajov). Váha z sa nazýva *faktor kredibility*, pretože meria výšku vierohodnosti, vzťahujúcej sa na individuálne skúsenosti.

Kredibilné poistné je kompromisom medzi individuálnym poistným, t.j. poistným určeným výlučne z vlastných údajov o riziku a kolektívnym poistným, určeným z údajov o kolektívnom riziku. Faktor kredibility z nadobúda hodnoty z intervalu $(0,1)$ a vyjadruje vierohodnosť vlastných skúseností. [3], [6]

Hodnota faktora z sa rovná nule, ak vlastné údaje nemajú žiadne použitie pri stanovení poistného, napr. z dôvodu ich malej početnosti, resp. ak poisťovňa zavádza nový produkt, s ktorým nemá ešte žiadne skúsenosti ani žiadne údaje o počte, resp. výške poistných plnení. V takom prípade sa pri stanovení poistného musí poisťovňa úplne spoľahnúť na údaje z porovnateľných rizík na poistnom trhu (kolektívne riziko). Hodnota faktora kredibility z rastie úmerne s počtom vlastných údajov a pri hodnote $z = 1$ sa poisťovňa pri stanovení kredibilného poistného spolieha výlučne na vlastné informácie o poistnom riziku.

2. Postup použitia Bühlmannovho-Straubovho modelu

Nech riziko, ktoré je predmetom nášho záujmu, teda pre ktoré odhadujeme čisté poistné pre nasledujúci rok, je jedným z N rizík, pre ktoré poznáme celkové poistné plnenia za n predchádzajúcich rokov.

Označme Y_{ij} náhodnú premennú, ktorá vyjadruje celkové poistné plnenie z i -tého rizika v j -tom roku pre $i = 1, 2, \dots, N$ a $j = 1, 2, \dots, n$.

Ďalej poznáme hodnoty P_{ij} pre $i = 1, 2, \dots, N$ a $j = 1, 2, \dots, n$, charakterizujúce rozsah rizika. Tieto údaje v prehľadnej forme obsahuje tabuľka 1.

Tab. 1: Východiskové údaje pre použitie Bühlmannovho-Straubovho modelu

Riziko i	1	Rok j 2	. . .	n
1	Y_{11}, P_{11}	Y_{12}, P_{12}	. . .	Y_{1n}, P_{1n}
2	Y_{21}, P_{21}	Y_{22}, P_{22}	. . .	Y_{2n}, P_{2n}
.
.
N	Y_{N1}, P_{N1}	Y_{N2}, P_{N2}	. . .	Y_{Nn}, P_{Nn}

Zdroj: Vlastné spracovanie

Pre štandardizované poisťné plnenie $X_{ij} = \frac{Y_{ij}}{P_{ij}}$ vo všetkých rizikách $i = 1, 2, \dots, N$ sú

spĺnené nasledujúce podmienky:

- Pre každé $i = 1, 2, \dots, N$ rozdelenie každej premennej X_{ij} pre $i = 1, 2, \dots, n$ závisí od neznámeho parametra θ_i , ktorý je rovnaký pre všetky roky $j = 1, 2, \dots, n$.
- Pre každé $i = 1, 2, \dots, n$ sú premenné $X_{i1}/\theta_i, X_{i2}/\theta_i, \dots, X_{in}/\theta_i$ nezávislé, ale nie nevyhnutne identicky rozdelené.

Potom existujú funkcie, ktoré nezávisia od j :

$$E(X_{ij}/\theta_i) = m(\theta_i) \quad (2)$$

$$D(X_{ij}/\theta_i) = \frac{s^2(\theta_i)}{P_{ij}} \quad (3)$$

Uvedené vzťahy vyjadrujú podmienky, ktoré spĺňa každé riziko pre $i = 1, 2, \dots, N$. Vzťahy medzi rizikami charakterizujú nasledujúce podmienky:

- Parametre rizík $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_N$ sú náhodné premenné, ktoré sú nezávislé a identicky rozdelené.
- Pre $i \neq k$ sú dvojice (θ_i, X_{ij}) a (θ_k, X_{km}) nezávislé.

Pretože θ_i sú identicky rozdelené, hodnoty $E(m(\theta_i)), D(m(\theta_i))$ a $E(s^2(\theta_i))$ nezávisia od i a môžeme ich označiť jednoducho ako $E(m(\theta)), D(m(\theta))$ a $E(s^2(\theta))$.

Pre zjednodušenie budeme ďalej používať toto označenie:

$$P_i = \sum_{j=1}^n P_{ij}$$

$$\bar{X}_i = \frac{1}{P_i} \sum_{j=1}^n P_{ij} X_{ij} = \frac{1}{P_i} \sum_{i=1}^n Y_{ij}$$

$$P = \sum_{i=1}^N P_i \quad (4)$$

$$\bar{X} = \frac{1}{P} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^n P_{ij} X_{ij} = \frac{1}{P} \sum_{i=1}^N P_i \bar{X}_i$$

$$P^* = \frac{1}{Nn-1} \sum_{i=1}^N P_i \cdot \left(1 - \frac{P_i}{P}\right)$$

Potom podľa [1], prípadne [4], [10] pre odhad kredibilného čistého poisťného platí vzťah

$$E(m(\theta) | \mathbf{X}) = Z_i \cdot \bar{X}_i + (1 - Z_i) \cdot E(m(\theta)) \quad (5)$$

a pre odhady charakteristík $E(m(\theta)), D(m(\theta))$ a $E(s^2(\theta))$ platia vzťahy

$$estE(m(\theta)) = \bar{X} \quad (6)$$

$$estE(s^2(\theta)) = \frac{1}{N(n-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^n P_{ij} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2 \quad (7)$$

$$estD(m(\theta)) = \frac{1}{P^*} \left\{ \frac{1}{Nn-1} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^n P_{ij} (X_{ij} - \bar{X})^2 - \frac{1}{N(n-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^n P_{ij} (X_{ij} - \bar{X}_i)^2 \right\} \quad (8)$$

Faktor kredibility pre i -te riziko vypočítame podľa vzťahu [1], [2], [11].

$$Z_i = \frac{P_i}{P_i + \frac{E(s^2(\theta))}{D(m(\theta))}} \quad (9)$$

Odhady $E(m(\theta)), D(m(\theta))$ a $E(s^2(\theta))$ sú rovnaké pre všetky riziká, faktor kredibility Z_i je pre rôzne riziká $i = 1, 2, \dots, N$ rôzny. Jeho hodnota je tým vyššia, čím vyššia je hodnota P_i charakterizujúca rozsah rizika.

3. Aplikácia Bühlmannovho-Straubovho modelu na základe údajov poisťného trhu PZP MV v Slovenskej republike

Východiskom pre výpočet kredibilného poisťného podľa vzťahu (5) sú údaje zo siedmich poisťovní SR, ktoré prevádzkovali PZP MV v rokoch 2006–2011. Celkové poisťné plnenie Y_{ij} v tis. € v uvedených rokoch je pre jednotlivé poisťovne uvedené v tabuľke 2. Zodpovedajúce počty uzavretých poisťných zmlúv P_{ij} obsahuje tabuľka 3.

Tab. 2: Celkové poistné plnenia Y_{ij} v tis. € v poisťovniach SR pri PZP MV

Risk	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Allianz	45 815	43 749	51 480	52 208	47 395	43 340
ČSOB	4 882	3 807	2 658	2 311	2 185	2 880
Generali	2 442	3 080	12 597	13 101	17 187	16 066
Komunálna	29 557	13 745	12 908	11 620	11 504	12 672
KOOP	43 403	55 138	67 743	72 094	65 911	66 957
Uniq	2 183	3 659	6 009	7 988	9 211	9 478
Wusten	4 883	4 397	4 883	2 404	3 984	6 692

Zdroj: www.slaspo.sk

Tab. 3: Počet poistení P_{ij} v poisťovniach SR pri PZP MV

Risk	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Allianz	731 024	736 360	769 065	745 197	701 748	644 929
ČSOB	100 890	67 797	55 973	51 569	55 792	80 156
Generali	59 456	57 248	192 049	182 109	185 651	202 603
Komunálna	139 675	153 553	135 697	134 678	165 993	191 027
KOOP	442 544	518 602	603 601	595 473	608 759	673 790
Uniq	35 157	59 224	92 829	106 943	114 314	125 239
Wusten	52 875	68 234	78 147	41 801	106 425	115 850

Zdroj: www.slaspo.sk

Počet poistení v jednotlivých poisťovniach a jednotlivých rokoch určujú rozsah poisťovaného rizika. Podľa vzťahov (4) vypočítame pre každé riziko, teda pre každú poisťovňu $i = 1, 2, \dots, 7$ celkový počet uzavretých poisťiek v sledovanom

období $P_i = \sum_{j=1}^6 P_{ij}$ a priemerné poistné plnenia

pripadajúce na jednu poisťku v sledovanom

období: $\bar{X}_i = \frac{1}{P_i} \sum_{j=1}^6 Y_{ij}$.

Vypočítané charakteristiky obsahuje tabuľka 4.

Tab. 4: Výpočtová tabuľka

Riziko i	P_i	$\sum_{j=1}^6 Y_{ij}$	\bar{X}_i
Allianz–SP	4 328 323	283 986 683	65,611250
ČSOB	412 177	18 722 976	45,424602
Generali	879 116	64 474 328	73,339955
Komunálna	920 623	92 006 000	99,938846
KOOPERATIVA	3 442 769	371 246 074	107,833570
UNIQA	533 706	38 527 461	72,188548
Wüstenrot	463 332	27 243 945	58,800050
Suma	10 980 046	896 207 467	81,621467

Zdroj: Vlastné spracovanie

Súčtom údajov v stĺpcoch tabuľky 4 dostaneme podľa vzťahov (4) charakteristiky

$$P = \sum_{i=1}^7 P_i = 10\,980\,046 \quad Y = \sum_{i=1}^7 \sum_{j=1}^6 Y_{ij} = 896\,207\,467 \quad \bar{X} = \frac{Y}{P} = 81,621467.$$

Tab. 5: Štandardizované hodnoty X_{ij}

i	1	2	3	4	5	6
1	62,6726	59,4120	66,9382	70,0593	67,5385	67,2012
2	48,3932	56,1491	47,4842	44,8137	39,1633	35,9299
3	41,0803	53,8079	65,5950	71,9404	92,5769	79,2979
4	211,6126	89,5130	95,1237	86,2799	69,3041	66,3361
5	98,0758	106,3204	112,2317	121,0701	108,2711	99,3737
6	62,0815	61,7846	64,7290	74,6940	80,5763	75,6793
7	92,3553	64,4448	62,4889	57,5106	37,4348	57,7643

Zdroj: Vlastné spracovanie

Tabuľka 5 obsahuje pre každú poisťovňu $i, i = 1, 2, \dots, 7$ a pre každý rok $j, j = 1, 2, \dots, 6$ hodnoty X_{ij} celkových poisťných plnení (v tis. €), pripadajúcich na jedno poistené motorové vozidlo, vypočítané ako

$$X_{ij} = \frac{Y_{ij}}{P_i}.$$

Tab. 6: Tabuľka hodnôt $P_{ij}(X_{ij} - \bar{X})^2$

i	1	2	3	4	5	6
1	6 312 869	28 298 394	1 354 231	14 744 009	2 606 469	1 630 333
2	889 124	7 797 759	237 451	19 243	2 187 249	7 225 956
3	61 874 690	21 840 140	11 519 881	356 691	68 702 247	7 191 911
4	1 741 893 005	16 690 729	3 146 227	25 126 563	155 782 103	215 696 162
5	42 136 075	1 187 289	11 675 890	104 330 917	116 530	48 222 842
6	3 591 364	6 410 522	5 165 432	671 310	8 042 504	1 526 082
7	59 535 108	2 174 207	1 063 419	69 503	48 580 175	124 269

Zdroj: Vlastné spracovanie

V tabuľke 6 sú pre každé $i = 1, 2, \dots, 7$ a každé $J = 1, 2, \dots, 6$ uvedené hodnoty $P_{ij}(X_{ij} - \bar{X})^2$. Ich súčtom dostaneme hodnotu

$$\sum_{i=1}^7 \sum_{j=1}^6 P_{ij}(X_{ij} - \bar{X})^2 = 2\,747\,746\,874.$$

Pomocou údajov v tabuľke 4 sme vypočítali pomocnú hodnotu P^* :

$$P^* = \frac{1}{Nn-1} \cdot \sum_{i=1}^N P_i \left(1 - \frac{P_i}{P}\right) = 194\,775,88.$$

Tab. 7: Tabuľka hodnôt $P_{ij}(X_{ij} - \bar{X})^2$

i	1	2	3	4	5	6
1	262 481 111	363 215 691	165 808 419	99 620 246	139 177 866	134 109 267
2	111 394 175	43 989 280	65 228 035	69 866 117	100 575 915	167 342 963
3	97 720 690	44 286 684	49 327 234	17 067 704	22 282 242	1 093 812
4	2 360 188 111	9 562 873	24 738 939	2 922 606	25 183 938	44 631 595
5	119 817 187	316 368 931	565 566 644	926 673 795	432 342 067	212 339 178
6	13 423 288	23 304 702	26 489 206	5 132 180	124 872	4 422 106
7	6 092 081	20 131 454	28 605 984	24 300 368	207 790 599	65 937 421

Zdroj: Vlastné spracovanie

V tabuľke 7 sú uvedené vypočítané hodnoty $P_{ij}(X_{ij} - \bar{X})^2$ pre $i = 1, 2, \dots, 7$ a $j = 1, 2, \dots, 6$. Ich súčtom dostaneme hodnotu

$$\sum_{i=1}^7 \sum_{j=1}^6 P_{ij}(X_{ij} - \bar{X})^2 = 7\,420\,677\,572,1.$$

Teraz môžeme odhadnúť parametre modelu podľa vzťahov (6), (7) a (8):

$$\text{est}E(m(\theta)) = \bar{X} = 81,621467$$

$$\text{est}E(s^2(\theta)) = \frac{1}{7 \cdot (6-1)} \cdot 2\,747\,746\,874 = 78\,507\,053,55$$

$$\begin{aligned} \text{est}D(m(\theta)) &= \frac{1}{194\,715,88} \cdot \left[\frac{1}{41} \cdot 7\,420\,677\,572,1 - \frac{1}{35} \cdot 2\,747\,746\,874 \right] = \\ &= 526,17 \end{aligned}$$

Pre výpočet čistého kredibilného poistného podľa (5), pripadajúceho na jednu poistnú zmluvu, vypočítame najskôr pre každú poisťovnicu spoločnosť hodnotu faktora kredibility Z_i podľa vzťahu (9). Vypočítané hodnoty faktorov kredibility sú v druhom

stĺpci tabuľky 8. Tretí stĺpec tabuľky 8 obsahuje hodnoty kredibilného poistného (v €), odhadnutého na základe výšok poistných plnení v predchádzajúcich šiestich rokoch. Tento odhad slúži pre stanovenie výšky poistného v nasledujúcom roku.

Tab. 8: Hodnoty kredibilného poistného

i	Z_i	Kredibilné poistné v €	RP _{kred}	Priemerné poistné v roku 2011 v €
Allianz-SP	0,966677	66,14	103,88	132,17
ČSOB	0,734218	55,05	92,78	98,56
Generali	0,854904	74,54	112,27	114,24
Komunálna	0,860534	97,38	135,11	140,33
KOOP	0,958462	106,74	144,48	151,27
UNIQA	0,781516	74,25	111,98	135,01
Wüstenrot	0,756415	64,36	102,09	128,74

Zdroj: Vlastné spracovanie

Porovnáme ešte odhady poistného, ktoré sme získali aplikáciou Bühlmannovho-Straubovho modelu kredibility (Tab. 8, stĺpec 3), s reálnymi hodnotami predpísaného poistného (Tab. 8, stĺpec 5) v uvedených siedmich poisťovniach. Takéto porovnanie si vyžaduje určité úpravy, pretože odhadnuté kredibilné poistné je netto poistné, kým reálne predpísané poistné je priemerné brutto poistné v roku 2011. Správne by sme mali pre porovnanie použiť priemerné predpísané brutto poistné v roku 2012, lebo odhad poistného vždy slúži na jeho permanentnú úpravu v budúcom období. Údaje o poistnom trhu v SR v roku 2012 však k dnešnému dňu ešte neboli publikované.

Netto poistné je stanovené tak, aby pokrylo priemerné ročné poistné plnenia v sledovaných poisťovniach. Rizikové poistné je $(1+\theta)$ násobkom netto poistného, pričom riziková prirážka θ sa určuje viacerými metódami [3], [5], ale vždy tak, aby rizikové poistné bolo s vysokou pravdepodobnosťou postačujúce na výplatu poistných plnení. My pre odhad rizikového kredibilného poistného RP_{kred} použijeme 95-ty percentil normálneho rozdelenia s parametrami $\mu = P_{kred}$ a $\sigma^2 = D(m(\theta)) = 526,17$. Hodnoty RP_{kred} pre každú poisťovňu sú uvedené v stĺpci 4 tabuľky 8. Takéto poistné v každej poisťovni predstavuje hodnotu, pre ktorú by inkasované poistné nebolo postačujúce na výplatu poistných plnení s pravdepodobnosťou 0,05. Brutto poistné je rizikové poistné, navýšené ešte o rizikové prirážky na prevádzkové náklady, na správu poistenia a zisk akcionárov poisťovne. Ak by sme všetky uvedené prirážky k rizikovému poistnému RP_{kred} pre vyjadrenie brutto poistného v roku 2011 nahradili jednou rizikovou prirážkou θ_B , dostali by sme v jednotlivých poisťovniach hodnoty tejto prirážky (v %), uvedené v poslednom stĺpci tabuľky 8.

Záver

Kredibilné netto poistné v konkrétnej poisťovni je stanovené pomocou Bühlmannovho-Straubovho modelu na základe údajov o výške celkových ročných poistných plnení a počte uzavretých poistiek v tejto, ale aj v iných poisťovniach s porovnateľným produktom a porovnateľnými podmienkami, pri ktorých nastávajú poistné udalosti.

Na základe údajov zo siedmich poisťovní trhu PZP MV v SR v rokoch 2006–2011 je podľa očakávania v poisťovniach Allianz-SP a Kooperatíva, ktoré mali najvyšší podiel na trhu a teda aj najviac vlastných údajov o výške poistných plnení. V týchto poisťovniach je teda vypočítané kredibilné poistné najvierohodnejšie. Poisťovňa Kooperatíva sa vyznačuje aj najvyššou hodnotou kredibilného netto aj rizikového poistného, čo svedčí o vysokých celkových ročných poistných plneniach. Hoci v tejto poisťovni bolo v roku 2011 aj najvyššie priemerné brutto poistné, prirážka k rizikovému kredibilnému poistnému bola len 4,7 %. Poisťovňa Allianz-SP naopak relatívne nízke kredibilné rizikové poistné navýšila najvyššou prirážkou zo všetkých siedmich poisťovní, až 27,24 %.

Zameriame sa ešte na poisťovňu AXA, ktorá mala v roku 2011 škodovosť až 83,21 %, jej podiel na trhu bol 2,43 % s počtom poistení 87 001 a náklady na poistné plnenia v PZP MV 5 922 000 €. Z údajov vyplýva, že celkové prijaté poistné v tejto poisťovni v roku 2011 bolo 7 116 933,06 € a priemerné poistné plnenie 81,80 €, čo je iba mierne nad úrovňou priemerného kredibilného netto poistného v sledovaných siedmich poisťovniach vo výške 81,63 €. Prítom treba poznamenať, že ide o priemerné netto poistné, bez rizikovej a ďalších prirážok. Z toho vyplýva, že poistné v poisťovni AXA bolo v roku 2011, čo je tretí rok jej pôsobenia na slovenskom trhu PZP MV, značne podhodnotené a to bola aj príčina vysokej škodovosti. Poisťovňa zrejme uprednostnila cieľ získať vyšší počet poistených na úkor rizika nesolventnosti.

Poistenci sa často pri výbere poisťovne zameriavajú práve na výšku poistného a chcú mať povinné zmluvné poistenie čo najlacnejšie. Konkurenčný boj poisťovní o klientov v posledných rokoch má za následok, že ceny poistenia sú na najnižšej úrovni v histórii konkurenčného trhu PZM MV v SR. V blízkej budúcnosti možno očakávať vo viacerých poisťovniach dôslednejšie uplatňovanie systému bonus-malus, hlavne jeho malus zložky. Pokiaľ sa tak nestane, bude sa musieť v niektorých poisťovniach zvýšiť poistné v PZP MV.

Článok vznikol ako súčasť projektu EE2.3.30.0058 „Rozvoj kvalitných vedeckovýzkumných tímov na Univerzite Pardubice/ROUTER“

Literatúra

- [1] BÜHLMANN, H., STRAUB, E. Glaubwürdigkeit für Schadensätze. *Mitteilungen der Vereinigung Schweizerischer Versicherungs-mathematiker*. 1970, Vol. 70, pp.111–133. ISSN 0042-3815.
- [2] BÜHLMANN, H., GISLER, A. *A Course in Credibility Theory and its Applications*. Berlin: Springer, 2005. 331 s. ISBN 978-3-540-25753-0.
- [3] KUBANOVÁ, J., LINDA, B. Credibility Premium Calculation in Motor Third-Party Liability Insurance. In *Advances in Mathematical and Computational Methods. Proceedings of the 14th WSEAS International Conference on Mathematical and Computational Methods in Science and Engineering, Sliema, September 7-9, 2012*. WSEAS Press, 2012. s. 259–263. ISSN 2227-4588.
- [4] PACÁKOVÁ, V. *Aplikovaná poistná štatistika*. 3. vyd. Bratislava: Iura Edition, 2004. 261 s. ISBN 978-80-8078-004-8.
- [5] PACÁKOVÁ, V., ŠOLTÉS, E., ŠOLTÉSOVÁ, T. Kredibilný odhad škodovej frekvencie. *E+M Ekonomie a Management*. 2009, roč. 12, č. 2, s. 122–126. ISSN 1212-3609.
- [6] PACÁKOVÁ, V. Bayesian Estimations in Insurance Theory and Practice. In *Advances in Mathematical and Computational Methods. Proceedings of the 14th WSEAS International Conference on Mathematical and Computational Methods in Science and Engineering (MACMESE'12)*, Sliema, Malta, September 7-9. 2012, s. 127–131. ISSN 2227-4588.
- [7] ŠOLTÉS, E. *Modely kredibility na výpočet poistného*. 1. vyd. Bratislava: Vydavateľstvo Ekonóm, 2009. 151 s. ISBN 978-80-225-2798-9.
- [8] ŠOLTÉS, E., PACÁKOVÁ, V., ŠOLTÉSOVÁ, T. Vybrané kredibilné regresné modely v havarijnom poistení. *Ekonomický časopis*. 2006, roč. 54, č. 2, s. 168–182. ISSN 0013-3035.
- [9] TSE, Y.K. *Nonlife Actuarial Models, Theory, Methods and Evaluation*. Cambridge: Cambridge University Press, 2009. 540 s. ISBN 978-0521764650.
- [10] WATERS, H.R. *Credibility Theory*. Edinburgh: Heriot-Watt University, 1993. 136 s.
- [11] WATERS, H.R. *An Introduction to Credibility Theory*. London and Edinburgh: Institute of Actuaries and Faculty of Actuaries, 1994.

RNDr. Ján Gogola, Ph.D.

Univerzita Pardubice

Fakulta ekonomicko-správni

Ústav matematiky a kvantitatívnych metod

jan.gogola@upce.cz

Doručeno redakci: 16. 4. 2013

Recenzováno: 27. 5. 2013, 12. 6. 2013

Schváleno k publikování: 27. 9. 2013

METHOD FOR PERMANENT ADJUSTMENTS OF PREMIUM IN NON-LIFE INSURANCE

Ján Gogola

In determining premiums in non-life insurance there is no universal method. In this paper is applied Bühlmann-Straub model for determining credible premium in third-party vehicle insurance. Loss ratio is the ratio of total losses incurred in claims divided by the total premiums earned. This is an indicator of how well an insurance company is doing. This ratio reflects if companies are collecting premiums higher than the amount paid in claims or if it is not collecting enough premiums to cover claims. Loss ratios for vehicle insurance usually range from 40 % to 60 %. Companies that have high loss claims may be experiencing financial trouble. The overall loss ratio in the Slovak market of third-party vehicle insurance in 2011 increased slightly to 57.13 %. High loss ratio showed AXA – 83.21 %, Generali – 69.41 % and KOOOPERATIVA VIG – 65.69 %. These three together have insurance in 2011, a significant proportion of insurance in the Slovak Republic, to 45.06 %. These facts are the reason why we decided to assess the adequacy of the insurance premium in seven companies which in 2011 had a market share of 94.35 % in the Slovak insurance market. Credible premium is determined as a linear combination of premiums, determined from the data on their own risk and premium determined on the basis of information from similar risks. Credible premium is a compromise between the individual premium, i.e. premium determined solely from its own data on the risk premium and the collective, determined from data on collective risk. The credibility factor takes the value from 0 to 1 and expresses credibility of own experience. The highest credibility factor is in Allianz-SP and KOOOPERATIVA VIG, which had the highest market share vehicle insurance and thus most of their own data on claims.

Key Words: Pricing of insurance, credibility theory, Bühlmann-Straub model.

JEL Classification: C11, C51, G22.