Lea Škrovánková
Petra Škrovánková

AKTUÁRSKE MODELY V SYSTÉME ZDRAVOTNÉHO A NEMOCENSKÉHO POISTENIA

Abstract: *The paper contains designing and utilisation of actuarial models in health and sickness insurance. More and more often new modern methods are used in life insurance actuarial calculations. The old deterministic approach is giving way to new stochastic methods. One example of a stochastic method is analysed and applied in this article. The authors go on to show how the models described can be used to carry out actuarial calculations for a model of critical illness. The authors believe that the unifying approach provided by stochastic models is very important also for Slovak insurance companies; it enables a well-organised presentation of the personal sickness insurance statistics and, in particular, of health care.*

Keywords: *sickness and health insurance, critical illness, actuarial model, stochastic processes*

JEL: C 10, C 15, I 11

Úvod

V mnohých vyspelých krajinách je nemocenské poistenie menej rozvinuté ako životné poistenie. V týchto krajinách totiž poistenie niektorých kritických ochorení patrí medzi produkty životného poistenia. Poistenie kritických chorôb sa obyčajne uzatvára spolu s klasickým životným poistením, t. j. poistením pre prípad úmrtia alebo dožitia sa určitého veku. Takto vytvorené poistenie potom poskytuje komplexnejšiu ochranu proti rôznym životným rizikám. Výhodou je aj zásada, že poistné plnenie je vždy poskytnuté žijúcej osobe, ktorou je poistený alebo jeho pozostalí. Nové poisťovne, ktoré prichádzajú na poistný trh, zvyčajne ponúkajú základné druhy poistení a až neskôr vytvárajú špecifické produkty. Cieľovou skupinou týchto komerčných poisťovní na trhu sú predovšetkým náročnejšie a príjmovo vyššie situované skupiny obyvateľstva. Orientácia na rôzne segmenty trhu však umožňuje vytvárať skutočne originálne poistné produkty. Kritické ochorenia predstavujú riziko, ktorému je vystavený takmer každý človek. Pri ochorení dochádza často k vážnemu narušeniu existujúceho životného štýlu a finančnej situácie. Poistením možno túto zložitú situáciu zmierniť a uľahčiť tak ďalší život človeka[1].

Existuje iba limitované množstvo štatistických údajov, na ktorých sú založené výpočty poistného a tieto údaje sa môžu značne líšiť od súčasnej skúsenosti. Preto je prekvapujúce, že poistky sú v súčasnosti konštruované na zásade neziskovosti. Reforma a transformácia zdravotníckeho systému v každej krajine je zložitý proces. Napr. vo Veľkej Británii bola ustanovená špecializovaná komisia pre reformu [3]. V roku 1990 takáto komisia existovala aj u nás, medzičasom však zanikla. Súčasný vývoj nastoľuje potrebu zriadenia stálej komisie na podporu riadenia zmien v zdravotníctve nielen na Slovensku, ale aj v iných európskych krajinách.

Cieľom príspevku je zhrnúť hlavné črty aktuárskej praxe v oblasti zdravotného a nemocenského poistenia. Autorky prezentujú vlastný nový model využitím stochastických metód na modelovanie produktov nemocenského a zdravotného poistenia a výpočty pravdepodobností potrebných pri určovaní výšky určitého druhu poistenia. Prezentovaný návrh stochastického modelu by mohol slúžiť na odhad predpokladaných poistných plnení v zdravotnom alebo nemocenskom poistení.

1 Stochastický model pre kritické choroby

Pre potreby zdravotného a nemocenského poistenia bola v priebehu aktuárskej praxe rozvinutá veľká škála matematických modelov (pozri napr. [1], [2] alebo [7]). V poslednom čase sa kladie dôraz na modely, ktoré sú prispôsobiteľné špecifickým podmienkam individuálnych poisťovacích spoločností [6]. Práve toto kritérium spĺňajú stochastické modely v zdravotnom a nemocenskom poistení. Účelom nášho stochastického modelu je predpovedať počet očakávaných poistných plnení, resp. odhad počtu poistných udalostí v danom skúmanom poistnom druhu. Inými slovami, zaujíma nás, aká je pravdepodobnosť výskytu daného znaku (ochorenia) u poisteného jedinca.

Daný poistný kmeň môžeme rozdeliť na zdravých jedincov a jedincov postihnutých nejakou dedičnou chorobou. Príkladom takto skúmanej choroby môže byť napríklad rakovina. Dnes už vieme, že predispozícia na toto ochorenie je skoro v každom jedincovi. Či sa choroba prejaví alebo nie závisí od mnohých faktorov: životné prostredie, stres, fajčenie, ale najmä dedičnosť.

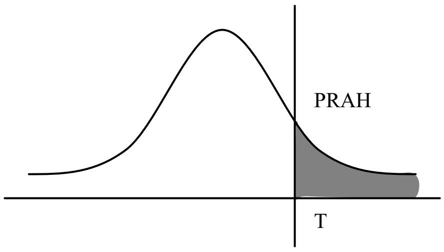
Obr. č. 1 znázorňuje jedincov postihnutých sledovanou chorobou (vyšrafovaná časť) za predpokladu, že predispozícia choroby sleduje normálne rozdelenie. Inak povedané, plocha, ktorú ohraničuje Gaussova krivka[2] a priamka T, predstavuje pravdepodobnosť výskytu ochorenia sledovanej choroby.

[1] Medzi kritické ochorenia, na ktoré možno uzavrieť poistenie v každej vyspelej krajine, patria predovšetkým: rakovina, leukémia, srdcový infarkt, by-pass, mozgová príhoda, skleróza multiplex a iné kritické choroby definované podľa poistných podmienok poisťovne Commercial Union, London [2].

[2] Funkcia hustoty pravdepodobnosti normálneho normovaného rozdelenia [4].

Obr. č. 1

Jednoprahový model



Prameň: vlastné spracovanie

Hranicu medzi zdravými jedincami a jedincami, u ktorých sa choroba prejavila, označíme T a nazveme túto hranicu prahom[3]. V takomto prípade budeme hovoriť o *jednoprahovom modeli*.

Objektom modelovania bude pre zjednodušenie trojčlenná rodina: otec, matka, dieťa. Pri viacdetných rodinách sa skúma len prvorodené dieťa. Aby náš model zodpovedal bližšie situácii pri priebehu nejakej kritickej choroby, budeme uvažovať situáciu, keď má daný znak (choroba) tri varianty (formy):

1. nepostihnutý chorobou – zdravý jedinec,
2. bežné (vyliečiteľné) ochorenie (napr. následkom chemoterapie rakovina ustúpi),
3. jedinec je nevyliečiteľne chorý (napr. rakovina v poslednom štádiu).

V tomto prípade budeme hovoriť o *dvojprahovom modeli* (obr. č. 2).
Príslušné prahy označme:

$\rightarrow T_1^M$, T_2^M pre mužov, kde $T_1^M < T_2^M$,

$\rightarrow T_1^Z$, T_2^Z pre ženy, kde $T_1^Z < T_2^Z$,

$\rightarrow T_1^D$, T_2^D pre deti, pričom ak je dieťa chlapec, prahy sú T_1^M , T_2^M ,

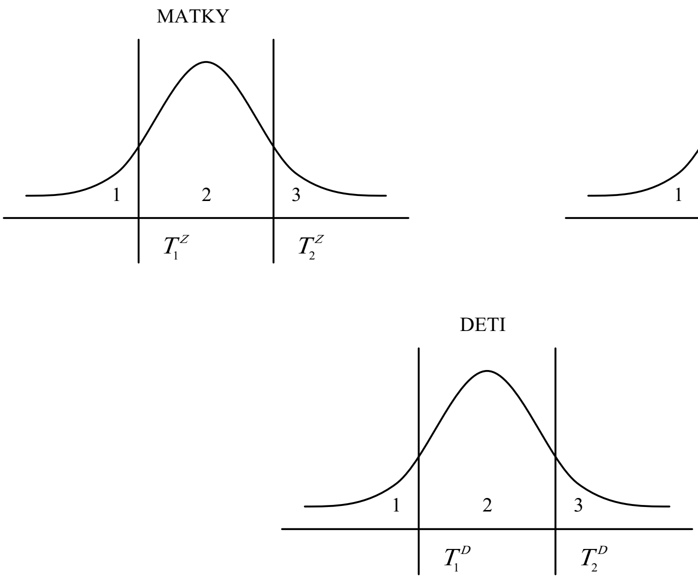
ak dievča T_1^Z , T_2^Z .

Budeme skúmať všetky rodiny s jedným dieťaťom v populácii a budeme si všímať jednotlivé varianty sledovaného znaku. Ak si rozdelíme všetkých mužov (ženy) do troch tried podľa výskytu sledovaného znaku, dostaneme v tejto populácii deväť druhov manželstiev vzhľadom na varianty skúmaného znaku.

[3] Tento názov použil A. Badescu v Scandinavian Actuarial Journal ([1], s. 248-260).

Obr. č. 2

Dvojprahový model



Prameň: vlastné spracovanie

Nech X, Y, Z sú spojité náhodné premenné, kde X je predispozícia otca na danú chorobu, Y predispozícia matky a Z predispozícia u dieťaťa. Pritom náhodné premenné X a Y sú nezávislé a Z je závislá od X aj od Y. Ak náhodná premenná X nadobúda hodnoty z intervalu $\left(-\infty,\ T_1^M\right\rangle$, potom otec má sledovaný znak formy 1 a patrí do prvej skupiny v populácii, ktorá je na obr. č. 2 označená číslom 1.

Ak náhodná premenná X nadobúda hodnoty z intervalu $\left(T_1^M,\ T_2^M\right\rangle$, potom otec má sledovaný znak formy 2 (na obr. č. 2 označená číslom 2), a ak je hodnota náhodnej premennej X z intervalu $\left(T_2^M,\ \infty\right)$, otec má znak formy 3 (na obr. č. 2 označená číslom 3). Analogická je situácia u matiek pre predispozíciu Ya prahy T_1^Z, T_2^Z a detí s predispozíciou Z a prahmi T_1^D, T_2^D.

Zavedieme si nasledovné označenie:

Pre predispozíciu X výraz $a_1 < x \le b_1$ znamená, že $x \in \left(a_1,\ b_1\right\rangle$, kde a_1 nadobúda hodnoty z množiny $\left\{-\infty,\ T_1^M,\ T_2^M\right\}$ a b_1 nadobúda hodnoty z množiny $\left\{T_1^M,\ T_2^M,\ \infty\right\}$.

Pre predispozíciu Y výraz $a_2 < y \le b_2$ znamená, že $y \in \left(a_2,\ b_2\right\rangle$, kde a_2 nadobúda hodnoty z množiny $\left\{-\infty,\ T_1^Z,\ T_2^Z\right\}$ a b_2 nadobúda hodnoty z množiny $\left\{T_1^Z,\ T_2^Z,\ \infty\right\}$.

A napokon pre predispozíciu Z výraz $a_3 < z \le b_3$ znamená, že $z \in \left(a_3,\ b_3\right\rangle$, kde a_3 nadobúda hodnoty z množiny $\left\{-\infty,\ T_1^D,\ T_2^D\right\}$ a b_3 nadobúda hodnoty z množiny $\left\{T_1^D,\ T_2^D,\ \infty\right\}$.

Pre ďalšie výpočty predpokladajme, že trojica predispozícií tvorí vektor (X, Y, Z), ktorý má v populácii trojrozmerné normálne rozdelenie[4] (tento predpoklad nemá vplyv na všeobecnosť modelu) so strednými hodnotami $\mu_x = \mu_y = \mu_z = 0$ a korelačnou maticou:

$$P = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \rho_1 \\ 0 & 1 & \rho_2 \\ \rho_1 & \rho_2 & 1 \end{bmatrix} \qquad |P| = 1 - \rho_1^2 - \rho_2^2 \ ,$$

kde ρ_1 je korelačný koeficient predispozícií otca a dieťaťa a ρ_2 je korelačný koeficient predispozícií matky a dieťaťa.

Za týchto predpokladov možno hustotu pravdepodobností predispozícií (X, Y, Z) v populácii vyjadriť takto:

$$f(x, y, z) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{3}{2}}\sqrt{1-\rho_1^2-\rho_2^2}} \, e^{-\left[\frac{1}{2}Q(x,y,z)\right]} \ .$$

Na výpočet pravdepodobnosti nadobudnutia niektorej z hodnôt náhodných premenných X a Y používame ich hustoty rozdelenia, resp. distribučné funkcie. Vieme, že

$$P[X \le x] = \Phi(x) = \int_{-\infty}^{x} \varphi(t)\,dt = \int_{-\infty}^{x} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}t^2}\,dt \ ,$$

kde $\Phi(x)$ je distribučná funkcia a $\varphi(x)$ je hustota pravdepodobnosti náhodnej premennej X. Rovnaký výpočet platí aj pre náhodnú premennú Y, kde $\Phi(y)$ je jej distribučná funkcia a $\varphi(y)$ je jej hustota pravdepodobnosti. Potom:

$$P[a_1 < x \le b_1] = \Phi(b_1) - \Phi(a_1) = \int_{-\infty}^{b_1} \varphi(x)\,dx - \int_{-\infty}^{a_1} \varphi(x)\,dx = \int_{a_1}^{b_1} \varphi(x)\,dx \ .$$

$P[a_2 < y \le b_2]$ vypočítame analogicky.

2 Použitie stochastického modelu v zdravotníctve

V tejto časti ponúkame jednoduchý a moderný spôsob aplikácie stochastického modelovania. Výpočet je upravený tak, že je pripravený na okamžité použitie v našich zdravotných poisťovniach. Sledujeme ochorenie všetkých zhubných nádorov v priebehu jedného roka. Zostavíme dvojprahový model pre predispozície kritického ochorenia pre mužov, ženy a celú populáciu. Aby sme mohli aplikovať náš model, potrebujeme zistiť prahové hodnoty tohto ochorenia. V dvojprahovom modeli sledujeme tri štádiá (formy) vývinu sledovaného ochorenia.

[4] Z teórie pravdepodobnosti; bližšie pozri v [5].

Budeme používať nasledovné označenia pre dané formy:

1- zdravý jedinec (choroba sa zatiaľ neprejavila),

2- chorý jedinec (choroba sa prejavila),

3- úmrtie jedinca v dôsledku sledovaného ochorenia.

$P(i)$ bude pravdepodobnosť toho, že jedinec má formu i, pre $i = 1, 2, 3$. $P(i)$ vyjadruje podiel počtu poistencov *i*-tej formy a počtu všetkých poistencov.
Hodnoty distribučnej funkcie určíme z nasledujúceho vyjadrenia:

$$\Phi(z) = \begin{cases} P(1) & \text{ak } z \le T_1, \\ P(1) + P(2) & \text{ak } z \le T_2, \\ 1 & \text{ak } z > T_2. \end{cases}$$

Ďalej predpokladáme, že veľkosť poistného kmeňa je 100 000 osôb (všeobecný aktuársky predpoklad, podľa [6]). Pomocou údajov o počtoch jedincov v *i*-tej forme vypočítame pravdepodobnosti, hodnoty distribučnej funkcie a príslušné kvantily normálneho normovaného rozdelenia jednotlivo pre mužov (tab. č. 1), pre ženy (tab. č. 2) a pre populáciu (tab. č. 3). Potom prahové hodnoty sa rovnajú týmto kvantilom.

Tab. č. 1

Výpočtová tabuľka pre mužov

Forma	*Počet jedincov*	$P(i)$	$\Phi(z)$	z
1	99 280	0,99280	0,99280	2,45
2	461	0,00461	0,99741	2,80
3	259	0,00259	1	
	100 000			

Prameň: vlastné výpočty pomocou výstupu Microsoft Office Excel

Tab. č. 2

Výpočtová tabuľka pre ženy

Forma	*Počet jedincov*	$P(i)$	$\Phi(z)$	z
1	99420,68	0,99420	0,99420	2,53
2	407,00	0,00407	0,99827	2,92
3	172,32	0,00172	1	
	100 000,00			

Prameň: vlastné výpočty pomocou výstupu Microsoft Office Excel

Tab. č. 3

Výpočtová tabuľka pre populáciu

Forma	*Počet jedincov*	$P(i)$	$\Phi(z)$	z
1	99 351,92	0,99352	0,99352	2,49
2	433,21	0,00433	0,99785	2,86
3	214,87	0,00215	1	
	100 000,00			

Prameň: vlastné výpočty pomocou výstupu Microsoft Office Excel

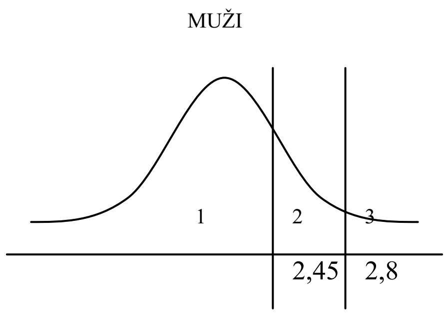
3 Dvojprahové modely v populácii

Náhodná premenná X predstavuje predispozíciu mužov sledovaného ochorenia (zhubný nádor), ktorá má normované normálne rozdelenie s prahovými hodnotami $T_1^M = 2{,}45$ a $T_2^M = 2{,}8$ (obr. č. 3).

Náhodná premenná Y predstavuje predispozíciu žien sledovaného ochorenia (zhubný nádor), ktorá má normované normálne rozdelenie s prahovými hodnotami $T_1^Z = 2{,}53$ a $T_2^Z = 2{,}92$ (obr. č. 4).

Obr. č. 3

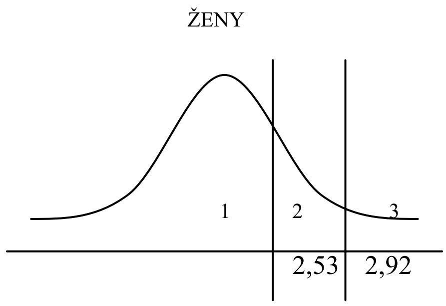
Dvojprahový model pre mužov



Prameň: vlastné spracovanie

Obr. č. 4

Dvojprahový model pre ženy



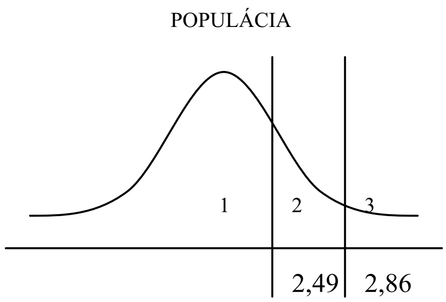
Prameň: vlastné spracovanie

Analogicky, nech náhodná premenná Z predstavuje predispozíciu populácie sledovaného ochorenia (zhubný nádor), ktorá má normované normálne rozdelenie s prahovými hodnotami a (obr. č. 5).

Postupne budeme počítať strednú hodnotu a disperziu predispozície dieťaťa za predpokladu, že otec a matka majú jednu z foriem (spolu 9 rôznych dvojíc foriem) sledovaného ochorenia. Hodnotám predispozícií otca zodpovedá model pre mužov a hodnotám predispozícií matky zodpovedá model pre ženy.

Obr. č. 5

Dvojprahový model pre populáciu



Prameň: vlastné spracovanie

Na výpočet hustoty pravdepodobnosti normálneho normovaného rozdelenia použijeme vzťah:

$$\varphi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} .$$

Pre jednotlivé prahové hodnoty potom dostávame:

$$z = T_1^M = 2{,}45 \Rightarrow \varphi\left(T_1^M\right) = 0{,}019837354,$$

$$z = T_2^M = 2{,}80 \Rightarrow \varphi\left(T_2^M\right) = 0{,}007915452,$$

$$z = T_1^Z = 2{,}53 \Rightarrow \varphi\left(T_1^Z\right) = 0{,}016254450,$$

$$z = T_2^Z = 2{,}92 \Rightarrow \varphi\left(T_2^Z\right) = 0{,}005615984 .$$

$$I_{T_1^-}^M = \frac{-\varphi\left(T_1^M\right)}{\Phi\left(T_1^M\right)} = -0{,}019981219, \qquad I_{T_1^-}^Z = \frac{-\varphi\left(T_1^Z\right)}{\Phi\left(T_1^Z\right)} = -0{,}016349164,$$

$$I_{T_1}^M = \frac{\varphi\left(T_1^M\right)}{\Phi\left(T_2^M\right) - \Phi\left(T_1^M\right)} = 4{,}303113666, \qquad I_{T_1}^Z = \frac{\varphi\left(T_1^Z\right)}{\Phi\left(T_2^Z\right) - \Phi\left(T_1^Z\right)} = 3{,}993722359,$$

$$I_{T_2}^M = \frac{\varphi\left(T_2^M\right)}{\Phi\left(T_2^M\right) - \Phi\left(T_1^M\right)} = 1{,}717017787, \qquad I_{T_2}^Z = \frac{\varphi\left(T_2^Z\right)}{\Phi\left(T_2^Z\right) - \Phi\left(T_1^Z\right)} = 1{,}379848649,$$

$$I_{T_2^+}^M = \frac{\varphi\left(T_2^M\right)}{1 - \Phi\left(T_2^M\right)} = 3{,}056159073, \qquad I_{T_2^+}^M = \frac{\varphi\left(T_2^Z\right)}{1 - \Phi\left(T_2^Z\right)} = 3{,}25904364$$

Týmto sme získali konkrétne výsledky nami prezentovaného stochastického modelu. Tento model poskytuje námet a určite sa dá pokračovať v jeho tvorbe, čo autorky tohto príspevku ďalej skúmajú. Môže si nájsť časom svoje uplatnenie v zdravotnom a nemocenskom poistení[5].

[5] Podobný výskum v súčasnosti uskutočňujú aj nemeckí aktuári [8].

4 Výpočet korelačných koeficientov

V ďalšom výskume potrebujeme hodnoty jednotlivých korelačných koeficientov. Pre zjednodušenie budeme predpokladať dve situácie. V prvej predpokladajme, že predispozícia dieťaťa závisí úplne od predispozícií rodičov, teda $\rho_1 = \rho_2 = 1$. Tento predpoklad vylučuje ale ďalšie vplyvy, ktoré sa nedajú vo všeobecnosti zanedbať. Preto druhý prípad uvažujeme aj vplyv životného štýlu (strava, fajčenie, šport, ...), zvolíme preto $\rho_1 = \rho_2 = 0{,}9$. Tab. č. 4 a 5 sprehľadňuje všetky výpočty stredných hodnôt a disperzií predispozície dieťaťa.

Tab. č. 4

Stredná hodnota a disperzia pri $\rho_1 = \rho_2 = 1$

		MATKA	
OTEC	**1**	**2**	**3**
1	E(z)=-0,032697349	E(z)=2,334503242	E(z)=2,915156179
	D(z)=0,926303028	D(z)=0,346553345	D(z)=0,065007882
2	E(z)=2,312772044	E(z)=4,67925263	E(z)=5,260625567
	D(z)=0,194419442	D(z)=-0,385330241	D(z)=-0,666875704
3	E(z)=2,735828918	E(z)=5,103029505	E(z)=5,683682442
	D(z)=0,33216022	D(z)=-0,247589461	D(z)=-0,353253855

Prameň: vlastné výpočty

Tab. č. 5

Stredná hodnota a disperzia pri $\rho_1 = \rho_2 = 0{,}9$

		MATKA	
OTEC	**1**	**2**	**3**
1	E(z)=-0,036330388	E(z)=2,593892491	E(z)=3,239062421
	D(z)=0,909016084	D(z)=0,193275735	D(z)=-0,154311257
2	E(z)=2,569746715	E(z)=5,199169589	E(z)=5,845139519
	D(z)=0,005456101	D(z)=-0,710284248	D(z)=-1,05787124
3	E(z)=3,039809909	E(z)=5,670032783	E(z)=6,315202713
	D(z)=0,175506445	D(z)=-0,540233904	D(z)=-0,887820896

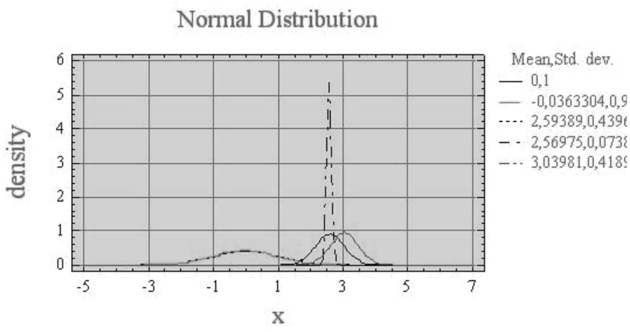
Prameň: vlastné výpočty

Z výsledkov v tab. č. 4 vidíme, že stredná hodnota sa iba v jednom prípade posunula smerom doľava od nuly, a to v prípade, že obaja rodičia sú zdraví. Hustota pravdepodobnosti pri týchto parametroch sa iba nepatrne líši od Gaussovej krivky (obr. č. 6). Ostatné posuny sú smerom doprava od nuly. Čím väčší je tento posun, tým je vyššia pravdepodobnosť, že dieťa ochorie. V týchto prípadoch ide o posun celého grafu smerom doprava. Zaujímavé sú výsledky disperzie. Až v piatich prípadoch má záporné znamienko a v takom prípade nie je tento parameter definovaný. Dá sa teda povedať, že ide o deformáciu normálneho rozdelenia a nemôžeme s týmto údajom ďalej pracovať. Jedným z dôvodov môže byť práve voľba korelačného koeficientu, ktorá sa ukázala ako nevhodná.

Na obr. č. 6 je opäť jediný posun strednej hodnoty doľava od nuly pre rovnakú kombináciu foriem rodičov. V porovnaní s predchádzajúcimi výsledkami všetky posuny smerom doprava sú menšie a hodnoty disperzií sú podstatne vyššie (obr. č. 7). Je to zrejme vplyvom menšieho korelačného koeficientu. Napriek tomu aj tu sa vyskytujú záporné hodnoty disperzie, a to v štyroch prípadoch.

Obr. č. 6

Podmienená hustota pravdepodobnosti pri $\rho_1 = \rho_2 = 1$

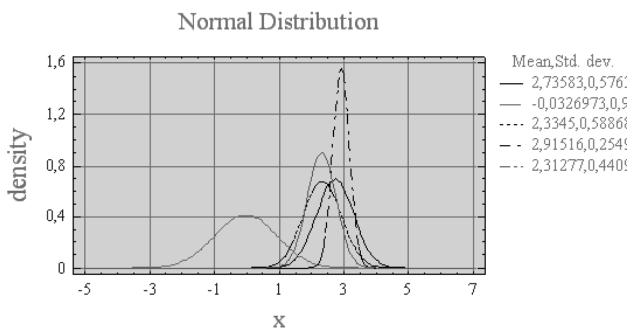


Prameň: výstup programu Statgraphic plus, vlastné spracovanie

Posuny strednej hodnoty nám môžu slúžiť na okamžité zistenie toho, akú formu ochorenia bude mať dieťa pri danej dvojici foriem rodičov. Tieto hodnoty porovnávame s prahovými hodnotami dvojprahového modelu pre populáciu. Teda v prípade zápornej strednej hodnoty ide o formu 1 (až po dolnú prahovú hodnotu). Ak sa hodnota nachádza medzi prahovými hodnotami, ide o formu 2, a ak sa presiahne horná prahová hodnota ide o formu 3.

Obr. č. 7

Podmienená hustota pravdepodobnosti pri $\rho_1 = \rho_2 = 0{,}9$



Prameň: výstup programu Statgraphic plus, vlastné spracovanie

5 Pravdepodobnosť nadobudnutia určitej formy choroby dieťaťa

Pomocou veličín v tab. č. 4 a 5 vypočítame aj jednotlivé pravdepodobnosti toho, že dieťa bude mať danú formu, t. j. bude zdravé alebo choré, resp. smrteľne choré. Výpočty sú zhrnuté v tab. č. 6. Z tejto tabuľky vidíme, aké sú pravdepodobnosti toho, že dieťa bude mať určitú formu choroby. Teda aké sú pravdepodobnosti, že sa choroba prejaví alebo nie u dieťaťa za predpokladu, či sa daná choroba prejavila alebo neprejavila u rodičov. Najvyššia pravdepodobnosť, že dieťa ostane zdravé (0,995972393 alebo 0,995617743) je v prípade, že rodičia sú tiež zdraví (choroba sa zatiaľ u nich neprejavila), potom táto pravdepodobnosť klesá podľa toho, v akom štádiu sa choroba vyskytla aspoň u jedného z rodičov. Vysoké pravdepodobnosti sú pri forme úmrtia dieťaťa, a to pri formách, kde jeden z rodičov na dané ochorenie zomrel. Pravdepodobnosť toho, že dieťa ochorie (ale nezomrie) sa pohybuje od 0,20 do 0,32 pri daných formách, až na jednu dvojicu foriem, kde otec je chorý a matka zdravá. Tu vidíme veľmi odlišné výsledky pre rôzne korelačné koeficienty. Pri úplnej závislosti ($\rho_1 = \rho_2 = 1$) je hodnota pravdepodobnosti rovná skoro 0,86 a pri neúplnej ($\rho_1 = \rho_2 = 0{,}9$) je iba 0,236574889.

Tab. č. 6

Výpočet pravdepodobnosti nadobudnutia určitej formy choroby

Forma	1	2	3
ρ		P(z/x=1,y=1)	
1	0,995972393	0,002836133	0,001191473
0,9	0,995617743	0,003056719	0,001325538
		P(z/x=1,y=2)	
1	0,406593237	0,320915899	0,272490864
0,9	0,604164475	0,209815291	0,186020234
		P(z/x=1,y=3)	
1	-	-	-
0,9	0,047707648	0,3666587	0,585633653
		P(z/x=2,y=1)	
1	0,14015539	0,859802097	0,000042635
0,9	0,656136301	0,236574889	0,10728881
		P(z/x=3,y=1)	
1	0,094692702	0,239193488	0,66611381
0,9	0,33485742	0,250434365	0,414708215

Prameň: vlastné výpočty

V prípade veľkosti poistného kmeňa 100 000 osôb (z tabuľky č. 6 pravdepodobnosti v prvom riadku) môžeme očakávať 283,6133 jedincov, u ktorých sa choroba prejaví a 119,1473 prípadov úmrtia na sledované ochorenie (zhubný nádor), a to za predpokladu zdravia oboch rodičov. Pre poisťovňu je smerodajná hodnota 283,6133, kedy dochádza k poistnému plneniu a práve na základe tohto odhadu sa stanoví výška poistného. Pravdepodobnosti z tabuľky č. 6 môžeme použiť tiež pri tvorbe matice pravdepodobnosti prechodu, a tak počítať rozdelenie pravdepodobnosti v rôznych časových okamihoch. Pri analýze uvedeného dvojprahového modelu sa vyskytli prípady, keď sa daný model nedal ďalej použiť, napriek tomu viaceré získané výsledky dávali v podstate reálny obraz situácie. Zistili sme tiež, že korelačný koeficient zohráva vo výpočtoch podmienených veličín veľkú úlohu a jeho voľba veľmi ovplyvňuje výsledky, ako sme mali možnosť pozorovať pri analýze modelovania. Preto im treba venovať pozornosť pri tvorbe dvojstavových alebo viacstavových modelov v budúcnosti.

Záver

Rýchly rozvoj lekárskej vedy v posledných rokoch znamenal revolúciu aj v spôsobe použitia aktuárskej matematiky. Vytvorili sme stochastický model pre systém zdravotného a nemocenského poistenia. Tento prístup sa začína používať pri uvažovaní náhodných vplyvov na danú udalosť, čo je charakteristické pre udalosť, ktorou je choroba. Výhoda takéhoto prístupu spočíva v tom, že pri uvažovaní konkrétnej náhodnej premennej umožňuje výpočet momentov tejto náhodnej premennej, a tak možno pomocou disperzie či smerodajnej odchýlky charakterizovať stupeň rizika poistenia. Vhodnou voľbou rozdelenia takto definovanej náhodnej premennej pre univerzálne výpočty a všeobecné modely je normálne rozdelenie vzhľadom na veľkú početnosť daného poistného kmeňa určitej poisťovne. V tejto oblasti sa dá ďalej pokračovať a hľadať uplatnenie tohto modelu v zdravotnom aj nemocenskom poistení, ak sa v budúcnosti podarí prienik aktuárskej praxe do našich zdravotných poisťovní.

Literatúra

[1] BADESCU, A. – DREKIC, S. – LANDRIAULT, D.: On the Analysis of a Multi-Threshold Markovian Risk Model. In: *Scandinavian Actuarial Journal*, 2007, roč. 8, č. 4.

[2] BERRY, J. G. – HEMMING, G.: *Report of the Model Validation and Monitoring* in *Personal Lines Pricing Working Party.* Edinburgh: Institute of Actuaries and Faculty of Actuaries, 2010.

[3] MIN, J. – HARDY, M.: Markovian Approaches to Joint-Life Mortality. In: *North American Actuarial Journal,* 2011, roč. 15, č. 3, s. 361.

[4] POTOCKÝ, R.: Štatistické metódy v poisťovníctve. In: *Slovenská štatistika a demografia,* ročník 6, č. 1, Bratislava: 1996.

[5] POTOCKÝ, R. – STEHLÍK, M.: Stochastic models in insurance and finance with respect to Basel II. In: *Journal of the Applied Mathematics, Statistics and Informatics,* 2007, roč. 3, č. 2, s. 237-245.

[6] ŠKROVÁNKOVÁ, L. – ŠKROVÁNKOVÁ, P.: *Dôchodkové, zdravotné a nemocenské poistenie*. Bratislava: Vydavateľstvo EKONÓM, 2010.

[7] ŠOLTÉS, V. – ŠOLTÉS, M.: Application of the Economic Value Added Model on Determination of the Value of the business. In: *Theory Methodology Practice*, 2002, roč. 1, č. 1, s. 47-50.

[8] www.zdravotnictvo.sk