

*Anna Szymańska**

**PROBLEM DOBORU POCZĄTKOWEGO ROZKŁADU
PRAWDOPODOBIENSTWA PRZY SZACOWANIU REZERW
NA NIWYPLĄCONE ODSZKODOWANIA I ŚWIADCZENIA**

1. WPROWADZENIE

Rezerwy techniczno-ubezpieczeniowe są istotnym elementem gospodarki finansowej zakładów ubezpieczeń, a ich wyznaczenie jest jednym z podstawowych zadań ubezpieczyciela. Obecne przepisy prawne zobowiązują zakłady ubezpieczeniowe do tworzenia i ujmowania w bilansie ośmiu rodzajów rezerw techniczno-ubezpieczeniowych¹.

W ubezpieczeniach majątkowych rezerwy techniczno-ubezpieczeniowe dzieli się na trzy grupy w zależności od ich pochodzenia:

- 1) rezerwy składek,
- 2) rezerwy na niewypłacone odszkodowania i świadczenia zwane rezerwami szkód,
- 3) rezerwy mieszane i inne.

W zakresie rezerw na niewypłacone odszkodowania i świadczenia, czyli rezerw szkód, wyodrębnia się trzy rezerwy:

- 1) rezerwę na niewypłacone odszkodowania i świadczenia za szkody i wypadki zaistniałe i zgłoszone,
- 2) rezerwę na szkody i wypadki zaistniałe i niezgłoszone,
- 3) rezerwę na koszty likwidacji szkód.

Rezerwa szkód jest obliczana na koniec każdego okresu sprawozdawczego i jest podawana z podziałem na rok powstania szkody².

Celem pracy jest poznanie uwarunkowań doboru początkowego rozkładu prawdopodobieństw w metodzie mnożnikowej szacowania rezerw szkód. Dobór ten powinien uwzględniać rozkład prawdopodobieństw jak najmniej różniący się od rozkładu wyznaczonego na podstawie danych historycznych. Przyjmuje się

* Dr, Katedra Metod Statystycznych UŁ.

¹ J. M o n k i e w i c z (red.), *Zarządzanie finansami ubezpieczeń*, Poltext, Warszawa 1999.

² *Ibidem*.

bowiem założenie o względnej stabilności rozkładu prawdopodobieństw wypłat w czasie.

1. METODA MNOŻNIKOWA SZACOWANIA REZERWY SZKÓD (THE MULTIPLICATIVE METHODS)

Przedstawiona w pracy metoda wyznaczania rezerwy na niewypłacone odszkodowania i świadczenia opiera się na budowie trójkąta szkód zaprezentowanego w tab. 1.

Tabela 1

Trójkąt skumulowanych płatności

Rok powstania lub zgłoszenia szkody (i)	Rok wypłaty odszkodowania (j)					
	1	2	3	...	k	...
1	C_{11}	C_{12}	C_{13}	...	C_{1k}	...
2	C_{21}	C_{22}	C_{23}	...		
3	C_{31}	C_{32}	...			
:	...	...				
k	C_{kl}					

Jeśli C_{ij} oznacza łączną (skumulowaną) kwotę odszkodowań wypłaconych do roku j , odpowiadającą szkodom powstałym w roku i , to skumulowane sumy odszkodowań wynoszą

$$C_{ij} = \sum_{h=1}^j c_{ih} \quad (1)$$

gdzie c_{ih} jest kwotą odszkodowania wypłacaną w roku h , odpowiadającą szkodom powstałym w roku i .

W pierwszej kolumnie tab. 1 znajdują się lata powstania szkody (najczęściej jest to rok kalendarzowy), w kolejnych kolumnach mamy skumulowane wypłaty odszkodowań w kolejnych latach od roku powstania szkody. Nad główną przekątną trójkąta szkód są kwoty wypłaconych odszkodowań (na podstawie danych historycznych), wartości wypłat pod główną przekątną są nieznane i należy je oszacować³.

³ S. Wieteska, *Rezerwy techniczno-ubezpieczeniowe zakładów ubezpieczeń majątkowo-osobowych*, Branta, Bydgoszcz–Łódź 2004.

Oznaczmy przez R_i rezerwę na niewypłacone odszkodowania i świadczenia za szkody powstałe w roku i oraz przez $C_{i\infty}$ łączną, nieznaną kwotę odszkodowań za szkody powstałe w roku i . Wówczas cała rezerwa na koniec roku k wynosi

$$R = \sum_{i=1}^k R_i = \sum_{i=1}^k (C_{i\infty} - C_{i,k-i+1}) \quad (2)$$

Głównym celem przedstawianych metod jest oszacowanie $C_{i\infty}$, $i = 1, 2, \dots, k$, oraz rezerwy R . Niech $\hat{C}_{i\infty}$ będzie estymatorem $C_{i\infty}$, $\hat{R}_i$ estymatorem R_i oraz $\hat{R}$ estymatorem R .

Zakładamy, że wartość $\hat{C}_{1\infty}$ jest dana lub w przybliżeniu równa C_{1k} .

Niech c_{ij} oznacza kwotę odszkodowań wypłacaną w roku j za szkody powstałe w roku i , x_i całą kwotę odszkodowań za szkody powstałe w roku i , oraz p_j oznacza odsetek całej kwoty odszkodowań x_i wypłacanych w roku j ($j = 1, \dots, k$). Zakładamy, że zmienne losowe c_{ij} są niezależne oraz rozkład $\{p_j : j = 1, \dots, k\}$ jest stabilny w czasie. Wówczas

$$c_{ij} = x_i p_j \quad (3)$$

Estymatory $\hat{x}_i$, $\hat{p}_j$ wyznacza się jako minimum funkcji Lagrange'a⁴

$$L(\lambda, \hat{x}_i, \hat{p}_j) = \sum_{(i,j)} (\hat{x}_i \hat{p}_j - c_{ij})^2 + \lambda \left(\sum_{j=1}^k \hat{p}_j - 1 \right) \quad (4)$$

Otrzymujemy układ równań

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial \hat{x}_i} = 2 \sum_{j=1}^k (\hat{x}_i \hat{p}_j - c_{ij}) \hat{p}_j = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial \hat{p}_j} = 2 \sum_{i=1}^k (\hat{x}_i \hat{p}_j - c_{ij}) \hat{x}_i + \lambda = 0 \\ \sum_{j=1}^k \hat{p}_j - 1 = 0 \end{cases} \quad (5)$$

Rozwiązując układ (5) otrzymujemy

⁴ J. Lemaire, *Automobil Insurance, Actuarial Models*, Kluwer Academic Publishers, Boston 1985.

$$\hat{x}_i = \frac{\sum_{j=1}^k c_{ij} \hat{p}_j}{\sum_{j=1}^k \hat{p}_j^2}, \quad i = 1, \dots, k \quad (6)$$

$$\hat{p}_j = \frac{\sum_{i=1}^k c_{ij} \hat{x}_i}{\sum_{i=1}^k \hat{x}_i^2}, \quad j = 1, \dots, k \quad (7)$$

$$\sum_{j=1}^k \hat{p}_j \cong 1 \quad (8)$$

$$\hat{C}_{i\infty} = C_{ih} + \sum_{j=h+1}^{\infty} \hat{c}_{ij} \quad (9)$$

3. WYBÓR ROZKŁADU PRAWDOPODOBIEŃSTWA WYPŁAT W POSZCZEGÓLNYCH LATACH

Przyjmijmy, że rozkład skumulowanych wypłat przedstawiono w tab. 2 oraz załóżmy, że estymowana dla kolejnego roku skumulowana wypłata wynosi 154 j.p. Wyznamy rezerwę szkód.

Tabela 2

Trójkąt skumulowanych płatności C_{ij}

i	j			
	1	2	3	4
1	30	80	120	140
2	44	110	165	
3	65	156		
4	65			

Źródło: J. Lemaire, *Automobil Insurance, Actuarial Models*, Kluwer Academic Publishers, Boston 1985.

W celu oszacowania rezerw szkód dla poszczególnych lat przedstawioną metodą należy dobrać początkowy rozkład prawdopodobieństwa $\{p_j : j = 1, \dots, k\}$ wypłat. Jednak należy zadać pytanie, czy wybór początkowych prawdopodobieństw może być dowolny.

W pracy rozważono cztery warianty początkowych rozkładów prawdopodobieństw wypłat:

- (wariant 1) początkowe prawdopodobieństwa wypłat są równe procentom wypłat za szkody powstałe w pierwszym okresie tab. 2;
- (wariant 2) początkowe prawdopodobieństwa wypłat są dowolne, malejące;
- (wariant 3) początkowe prawdopodobieństwa wypłat są dowolne, rosnące;
- (wariant 4) początkowe prawdopodobieństwa wypłat są dowolne.

Wariant 1. Przyjmijmy, że procent wypłat w poszczególnych latach ma następujący rozkład początkowy (wariant 1 – przyjęte prawdopodobieństwa są równe procentom wypłat za szkody powstałe w 1. roku, tj. $p_1 = 30/154 = 0,19$ itd.): $p_1 = 0,19$, $p_2 = 0,32$, $p_3 = 0,26$, $p_4 = 0,13$, $p_5 = 0,1$. W tab. 4 przedstawiono szacowane za pomocą wzorów (6) i (7) wartości x_i oraz p_j .

Tabela 3

Wartości c_{ij} wypłat w roku j za szkody powstałe w roku i

Rok powstania szkody (i)	Rok wypłaty (j)				
	1	2	3	4	∞
1	30	50	40	20	14
2	44	66	55		
3	65	91			
4	65				

Źródło: jak do tab. 2.

Tabela 4

Estymowane wartości $\hat{x}_i$ oraz $\hat{p}_j$ ($p_1 = 0,19$, $p_2 = 0,32$, $p_3 = 0,26$, $p_4 = 0,13$, $p_5 = 0,1$)

Zmienna	Numer iteracji									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
p_1	0,19	0,201 9	0,205 9	0,207 1	0,207 5	0,207 6	0,207 6	0,207 6	0,207 6	0,207 6
p_2	0,32	0,308 7	0,305 4	0,304 5	0,304 3	0,304 2	0,304 2	0,304 2	0,304 2	0,304 2
p_3	0,26	0,258 7	0,256 2	0,255 2	0,254 8	0,254 7	0,254 6	0,254 6	0,254 6	0,254 6
p_4	0,13	0,129 1	0,127 7	0,127 1	0,126 9	0,126 8	0,126 8	0,126 8	0,126 8	0,126 8
p_5	0,1	0,090 4	0,089 4	0,089 0	0,088 8	0,088 8	0,088 8	0,088 8	0,088 8	0,088 8

Tab. 4 (cd.)

x_1		154,94	156,66	157,35	157,61	157,70	157,72	157,73	157,73	157,73
x_2		212,42	214,24	215,11	215,42	215,52	215,55	215,56	215,56	215,56
x_3		299,42	302,92	303,49	303,55	303,55	303,55	303,55	303,55	303,55
x_4		342,11	321,90	315,65	313,80	313,26	313,10	313,05	313,05	313,05
$\sum_{i=1}^5 p_i$	1	0,988 7	0,984 6	0,982 9	0,982 3	0,982 1	0,982 0	0,982 0	0,982 0	0,982 0

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5

Estymowane wartości $\hat{C}_{ij}$ wypłat w roku j za szkody powstałe w roku i (wariant 1)

Rok powstania szkody (i)	Rok wypłaty (j)				
	1	2	3	4	∞
1	32,74	47,98	40,16	20,00	14,00
2	44,75	65,57	54,88	27,33	19,14
3	63,00	92,34	77,28	38,49	26,96
4	64,99	95,23	79,70	39,69	27,80

Źródło: obliczenia własne.

Na podstawie danych z tablicy 2 i 5 oraz wzoru (9) wyznaczamy wartości estymatorów $\hat{C}_{i\infty}$ oraz rezerw:

$$\hat{C}_{1\infty} = 140 + 14 = 154,$$

$$\hat{R}_1 = 14,$$

$$\hat{C}_{2\infty} = 165 + 27,33 + 19,14 = 211,47,$$

$$\hat{R}_2 = 46,47,$$

$$\hat{C}_{3\infty} = 156 + 77,28 + 38,49 + 26,96 = 298,73,$$

$$\hat{R}_3 = 142,73,$$

$$\hat{C}_{4\infty} = 65 + 95,23 + 79,70 + 39,69 + 27,80 = 307,42,$$

$$\hat{R}_4 = 242,42.$$

Rezerwa na niewypłacone odszkodowania i świadczenia wyznaczona dla wariantu 1 wynosi $\hat{R} = 445,62$.

Wariant 2. Przyjmijmy, że procent wypłat ma następujący rozkład początkowy (wariant 2 – dowolne, malejące prawdopodobieństwa): $p_1 = 0,3$, $p_2 = 0,27$, $p_3 = 0,23$, $p_4 = 0,15$, $p_5 = 0,05$. W tab. 6 przedstawiono szacowane za pomocą wzorów (6) i (7) wartości x_i oraz p_j .

Tabela 6

 Estymowane wartości $\hat{x}_i$ oraz $\hat{p}_j$ ($p_1 = 0,3, p_2 = 0,27, p_3 = 0,23, p_4 = 0,15, p_5 = 0,05$)

Zmienna	Numer iteracji									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
p_1	0,300 0	0,246 2	0,237 0	0,234 6	0,233 9	0,233 7	0,233 6	0,233 6	0,233 6	0,233 6
p_2	0,270 0	0,333 9	0,340 2	0,341 6	0,342 0	0,342 2	0,342 2	0,342 2	0,342 2	0,342 2
p_3	0,230 0	0,271 9	0,282 1	0,285 1	0,286 0	0,286 3	0,286 3	0,286 4	0,286 4	0,286 4
p_4	0,150 0	0,136 0	0,140 3	0,141 9	0,142 4	0,142 6	0,142 6	0,142 6	0,142 6	0,142 6
p_5	0,050 0	0,095 2	0,098 2	0,099 3	0,099 7	0,099 8	0,099 8	0,099 8	0,099 8	0,099 8
x_1		147,01	142,58	140,97	140,46	140,30	140,25	140,24	140,23	140,23
x_2		202,36	194,39	192,44	191,88	191,71	191,66	191,65	191,64	191,64
x_3		270,53	269,54	269,70	269,80	269,84	269,85	269,86	269,86	269,86
x_4		216,67	264,00	274,26	277,11	277,94	278,19	278,26	278,29	278,29
$\sum_{i=1}^5 p_i$	1	1,083 3	1,097 8	1,102 5	1,104 0	1,104 4	1,104 5	1,104 6	1,104 6	1,104 6

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 7

 Estymowane wartości $\hat{c}_{ij}$ wypłat w roku j za szkody powstałe w roku i (wariant 2)

Rok powstania szkody (i)	Rok wypłaty (j)				
	1	2	3	4	∞
1	32,76	47,99	40,16	20,00	14,00
2	44,77	65,58	54,89	27,33	19,13
3	63,04	92,35	77,29	38,48	26,93
4	65,00	95,23	79,70	39,68	27,77

Źródło: obliczenia własne.

 Na podstawie danych z tab. 2 i 7 oraz wzoru (9) wyznaczamy wartości estymatorów $\hat{C}_{i\infty}$ oraz rezerw:

$$\hat{C}_{1\infty} = 140 + 14 = 154,$$

$$\hat{R}_1 = 14,$$

$$\hat{C}_{2\infty} = 165 + 27,33 + 19,13 = 211,46,$$

$$\hat{R}_2 = 46,46,$$

$$\hat{C}_{3\infty} = 156 + 77,29 + 38,48 + 26,93 = 298,7,$$

$$\hat{R}_3 = 142,70,$$

$$\hat{C}_{4\infty} = 65 + 95,23 + 79,7 + 39,68 + 27,77 = 307,38,$$

$$\hat{R}_4 = 242,38.$$

Rezerwa na niewypłacone odszkodowania i świadczenia wyznaczona dla wariantu 2 wynosi $\hat{R} = 445,54$.

Wariant 3. Przyjmijmy, że procent wypłat ma następujący rozkład początkowy (wariant 3 – dowolne, rosnące prawdopodobieństwa): $p_1 = 0,05$, $p_2 = 0,15$, $p_3 = 0,23$, $p_4 = 0,27$, $p_5 = 0,3$. W tab. 8 przedstawiono szacowane za pomocą wzorów (6) i (7) wartości x_i oraz p_j .

Tabela 8

Estymowane wartości $\hat{x}_i$ oraz $\hat{p}_j$ ($p_1 = 0,05$, $p_2 = 0,15$, $p_3 = 0,23$, $p_4 = 0,27$, $p_5 = 0,3$)

Zmienna	Numer iteracji								
	0	1	2	3	4	5	6	7	8
p_1	0,050 0	0,064 5	0,080 6	0,093 0	0,099 3	0,101 7	0,102 5	0,102 7	0,102 7
p_2	0,150 0	0,154 5	0,156 4	0,154 5	0,152 3	0,151 2	0,150 8	0,150 7	0,150 7
p_3	0,230 0	0,193 3	0,162 5	0,140 7	0,131 0	0,127 6	0,126 5	0,126 2	0,126 2
p_4	0,270 0	0,173 2	0,097 6	0,072 9	0,065 8	0,063 7	0,063 1	0,062 9	0,062 9
p_5	0,300 0	0,121 3	0,068 4	0,051 0	0,046 0	0,044 6	0,044 1	0,044 0	0,044 0
x_1		115,45	204,82	274,51	304,03	314,04	317,20	318,16	318,16
x_2		317,72	361,86	397,54	420,94	430,68	433,92	434,93	434,93
x_3		676,00	651,14	628,86	618,05	614,52	613,49	613,18	613,18
x_4		1300,00	1007,53	806,74	698,75	654,31	639,10	634,32	634,32
$\sum_{i=1}^5 p_i$	1	0,706 85	0,565 514	0,512 159	0,494 423	0,488 748	0,486 993	0,487 0	0,487 0

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 9

Estymowane wartości $\hat{c}_{ij}$ wypłat w roku j za szkody powstałe w roku i (wariant 3)

Rok powstania szkody (i)	Rok wypłaty (j)				
	1	2	3	4	∞
1	32,68	47,95	40,15	20,01	14,00
2	44,66	65,54	54,88	27,36	19,14
3	62,97	92,41	77,38	38,57	26,98
4	65,14	95,59	80,05	39,90	27,91

Źródło: obliczenia własne.

Na podstawie danych z tab. 2 i 9 oraz wzoru (9) wyznaczamy wartości estymatorów $\hat{C}_{i\infty}$ oraz rezerw:

$$\begin{aligned}\hat{C}_{1\infty} &= 140 + 14 = 154, & \hat{R}_1 &= 14, \\ \hat{C}_{2\infty} &= 165 + 27,36 + 19,14 = 211,5, & \hat{R}_2 &= 46,5, \\ \hat{C}_{3\infty} &= 156 + 77,38 + 38,57 + 26,98 = 298,93, & \hat{R}_3 &= 142,93, \\ \hat{C}_{4\infty} &= 65 + 95,59 + 80,05 + 39,9 + 27,91 = 308,45, & \hat{R}_4 &= 243,45.\end{aligned}$$

Rezerwa na niewypłacone odszkodowania i świadczenia wyznaczona dla wariantu 2 wynosi $\hat{R} = 446,88$.

Wariant 4. Przyjmijmy, że procent wypłat ma następujący rozkład początkowy (wariant 4 – dowolne prawdopodobieństwa): $p_1 = 0,08$, $p_2 = 0,1$, $p_3 = 0,22$, $p_4 = 0,35$, $p_5 = 0,25$. W tab. 10 przedstawiono szacowane za pomocą wzorów (6) i (7) wartości x_i oraz p_j .

Tabela 10

Estymowane wartości $\hat{x}_i$ oraz $\hat{p}_j$ ($p_1 = 0,08$, $p_2 = 0,1$, $p_3 = 0,22$, $p_4 = 0,35$, $p_5 = 0,25$)

Zmienna	Numer iteracji									
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
p_1	0,080 0	0,082 5	0,088 5	0,093 4	0,095 7	0,096 6	0,097 0	0,097 0	0,097 1	0,097 1
p_2	0,100 0	0,120 7	0,135 0	0,141 2	0,142 4	0,142 4	0,142 3	0,142 3	0,142 3	0,142 3
p_3	0,220 0	0,179 3	0,149 6	0,130 1	0,122 2	0,119 9	0,119 3	0,119 1	0,119 1	0,119 1
p_4	0,350 0	0,187 1	0,099 4	0,068 8	0,061 5	0,059 8	0,059 4	0,059 3	0,059 3	0,059 3
p_5	0,250 0	0,131 0	0,069 6	0,048 2	0,043 1	0,041 9	0,041 6	0,041 5	0,041 5	0,041 5
x_1		106,89	201,12	290,51	325,19	334,22	336,51	337,11	337,27	337,27
x_2		342,90	400,87	434,20	451,64	458,24	460,22	460,78	460,94	460,94
x_3		871,95	764,91	692,23	660,31	651,62	649,70	649,29	649,20	649,20
x_4		812,50	788,17	734,09	696,21	678,93	672,56	670,44	669,77	669,77
$\sum_{i=1}^5 p_i$	1,000 0	0,700 6	0,542 2	0,481 6	0,464 8	0,460 7	0,459 6	0,459 3	0,459 2	0,459 2

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 11

Estymowane wartości $\hat{c}_{ij}$ wypłat w roku j za szkody powstałe w roku i (wariant 4)

Rok powstania szkody (i)	Rok wypłaty (j)				
	1	2	3	4	∞
1	32,75	48,00	40,17	20,00	13,82
2	44,76	65,59	54,90	27,33	19,12
3	63,04	92,38	77,32	38,50	26,94
4	65,03	95,31	79,77	39,72	27,80

Źródło: obliczenia własne.

Na podstawie danych z tab. 2 i 11 oraz wzoru (9) wyznaczamy wartości estymatorów $\hat{C}_{i\infty}$ oraz rezerw:

$$\hat{C}_{1\infty} = 140 + 13,82 = 153,82,$$

$$\hat{R}_1 = 13,82,$$

$$\hat{C}_{2\infty} = 165 + 27,33 + 19,12 = 211,45,$$

$$\hat{R}_2 = 46,45,$$

$$\hat{C}_{3\infty} = 156 + 77,32 + 38,5 + 26,94 = 298,76,$$

$$\hat{R}_3 = 142,76,$$

$$\hat{C}_{4\infty} = 65 + 95,31 + 79,77 + 39,72 + 27,8 = 307,6,$$

$$\hat{R}_4 = 242,60.$$

Rezerwa na niewypłacone odszkodowania i świadczenia wyznaczona dla wariantu 4 wynosi $\hat{R} = 445,63$.

4. PODSUMOWANIE

W tab. 12 przedstawiono wartości rezerw wyznaczone metodą mnożnikową dla czterech wariantów początkowych rozkładów prawdopodobieństw wypłat.

Tabela 12

Wartości rezerw na niewypłacone odszkodowania i świadczenia za szkody powstałe w okresach:
1,2,3 i 4

Rezerwy	Metoda mnożnikowa			
	wariant 1	wariant 2	wariant 3	wariant 4
$\hat{R}_1$	14,00	14,00	14,00	13,82
$\hat{R}_2$	46,47	46,40	46,5	46,45
$\hat{R}_3$	142,73	142,70	142,93	142,76
$\hat{R}_4$	242,42	242,38	243,45	242,60
$\hat{R}$	445,62	445,54	446,88	445,63

Źródło: obliczenia własne.

Oszacowane rezerwy mają podobne wartości. W tab. 13 przedstawiono bezwzględny błąd szacunku, przyjmując za poprawny wariant 1.

Tabela 13

Bezwzględny błąd szacunku

Rezerwy	Wariant 2	Wariant 3	Wariant 4
$\hat{R}_1$	0,00	0,18	0,00
$\hat{R}_2$	0,07	0,03	0,02
$\hat{R}_3$	0,03	0,20	0,03
$\hat{R}_4$	0,04	1,03	0,18
$\hat{R}$	0,08	1,26	0,01

Źródło: obliczenia własne.

Błędy szacunku są niewielkie dla wszystkich wariantów. Jednak największe dla wariantu 3. Jest to związane z tym, że w tym wariantcie rozkład prawdopodobieństw różni się najwyraźniej od rozkładu wyznaczonego na podstawie danych historycznych. Nie jest więc spełnione założenie o względnej stabilności rozkładu prawdopodobieństw wypłat w czasie. Przeprowadzone badanie wskazuje na dowolność doboru prawdopodobieństw, biorąc pod uwagę wysokości szacowanych rezerw. Jednak w wariantach 3 i 4 suma prawdopodobieństw wypłat znacznie różni się od jedności. Najlepiej wypada tu wariant 1 i taki należałoby przyjąć.

W tab. 14 przedstawiono błędy szacunku dla czterech wariantów obliczone na podstawie wzoru

$$S = \sqrt{\frac{\sum (c_{ij} - \hat{c}_{ij})^2}{k}} \quad (10)$$

gdzie k jest liczbą szacowanych wielkości rezerw. W tym przypadku $k = 11$.

Tabela 14

Błąd szacunku, wyznaczony na podstawie wzoru (10)

Wariant 1	Wariant 2	Wariant 3	Wariant 4
1,283	1,284	1,286	1,284

Źródło: obliczenia własne.

Błąd jest największy w przypadku wariantu 3, najmniejszy w przypadku wariantu 1.

Problem oszacowania rezerwy na niewypłacone odszkodowania i świadczenia jest ciągle aktualny i bardzo ważny dla towarzystw ubezpieczeniowych. Wysokość ustalonej rezerwy ma bowiem duży wpływ na wyniki finansowe. Dlatego poprawność metody jest szczególnie istotna. W Polsce rozporządzenie ministra finansów nie precyzuje metody obliczania rezerwy na szkody powstałe, ale nie wypłacone.

Anna Szymańska

THE PROBLEM OF THE INITIAL SELECTION OF THE PROBABILITY DISTRIBUTIONS BY ESTIMATING PROVISIONS FOR OUTSTANDING CLAIMS

Technical-insurance reserves are essential elements of insurance companies' financial economy and their defining is one of basics insurer's tasks. Every insurance company at the end of a given term is obligated to determine and announce the amount of provisions for outstanding claims. The amount and what follows the correctness of determining the provisions influences substantially the presented financial result.

The purpose of the paper is selection of the probability distributions in the multiplicative method the estimating provisions for outstanding claims. This selection should include the probability distribution possibly most fitting to the distribution defined by historical data.