

Aleksandra Iwanicka

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

WPLYW STOPNIA ZALEŻNOŚCI POMIĘDZY WYSOKOŚCIĄ WYPŁAT NA PRAWDOPODOBIENSTWO RUINY W DWUKLASOWYM MODELU RYZYKA*

Wprowadzenie

W firmie ubezpieczeniowej zarządza się wieloma klasami ryzyka, w których część wpłat może być powodowana przez te same czynniki ryzyka. Czynniki te możemy traktować jako zewnętrzne czynniki ryzyka. Natomiast czynniki ryzyka powodujące wypłaty tylko w jednej klasie ryzyka można traktować jako wewnętrzne czynniki ryzyka. Jednoczesne oddziaływanie zewnętrznych czynników ryzyka na różne klasy ryzyka może skutkować jednoczesnym pojawianiem się wpłat w tych klasach, których wysokość może być zależna od siebie. Do tej pory w literaturze zależność ta nie była uwzględniana w modelach ryzyka dla kilku klas ryzyka, tzw. wieloklasowych modelach ryzyka. Celem niniejszej pracy jest przedstawienie wyników numerycznej analizy wpływu stopnia zależności pomiędzy jednocześnie pojawiającymi się wypłatami na prawdopodobieństwo ruiny w skończonym horyzoncie czasowym w modelu ryzyka dla dwóch klas ubezpieczeń.

Na początku zdefiniujmy model ryzyka dla jednej klasy ubezpieczeń w chwili t jako [2]:

$$R(t) = u + ct - S(t) \tag{1}$$

gdzie:

u – kapitał początkowy,

* Praca naukowa finansowana ze środków na naukę w latach 2010-2012 jako projekt badawczy nr 3361/B/H03/2010/38.

c – stała w jednostce czasu intensywność napływu składki z jednej klasy ryzyka,
 $S(t)$ – suma zagregowanych wypłat do moment t włącznie, tj. $S(t) = \sum_{i=1}^{N(t)} X_i$,

gdzie $\{X_i\}_{i=1}^{\infty}$ jest ciągiem kolejnych niezależnych od siebie wypłat o tym samym rozkładzie,

$\{N(t)\}_{t \geq 0}$ – punktowy proces zliczający wypłaty.

Ponadto przyjmuje się założenie, że $\{X_i\}_{i=1}^{\infty}$ i $\{N(t)\}_{t \geq 0}$ są niezależne od siebie. Jeśli o procesie $\{N(t)\}_{t \geq 0}$ założymy, że jest jednorodnym procesem Poissona, to wówczas model ryzyka (1) nazywamy klasycznym modelem ryzyka. Aby zapewnić wypłacalność ubezpieczyciela o stałej c zakłada się, że musi spełniać warunek:

$$c > E(S(1))$$

który można zapisać w postaci:

$$c = (1 + \theta) E(S(1))$$

gdzie:

θ – stała dodatnia wartość, którą nazywa się względnym współczynnikiem narzutu na bezpieczeństwo.

Przez ruinę w jednej klasie ryzyka rozumiemy spadek po raz pierwszy procesu ryzyka (1) poniżej zera w pewnej chwili t . W celu zdefiniowania prawdopodobieństwa ruiny oznaczmy czas ruiny jako:

$$T(u) = \inf \{t \geq 0 : R(t) < 0\}$$

Wówczas prawdopodobieństwo ruiny w skończonym horyzoncie czasowym H definiujemy następująco:

$$\Psi(u, H) = P(T(u) \leq H)$$

Konstrukcja modeli ryzyka dla kilku klas ryzyka jest uzależniona od pojęcia „ruiny” dla kilku klas ryzyka. W literaturze spotykane są dwa różne pojęcia „ruiny” dla kilku klas ubezpieczeń. Załóżmy, że mamy n klas ryzyka. Niech $\{R_i(t)\}_{t \geq 0}$ oznacza proces ryzyka dla i -tej klasy ryzyka, gdzie $i = 1, \dots, n$. Wówczas przez ruinę możemy rozumieć spadek po raz pierwszy procesu ryzyka w co najmniej jednej z klas ryzyka, tj. $R_i(t) < 0$ po raz pierwszy w chwili t dla co najmniej jednego $i \in \{1, \dots, n\}$. Wówczas model ryzyka dla n klas ryzyka definiuje się poprzez wielowymiarowy model ryzyka postaci:

$$\mathbf{R}(t) = \begin{pmatrix} R_1(t) \\ R_2(t) \\ \vdots \\ R_n(t) \end{pmatrix}$$

Poprzez ruinę można również rozumieć spadek po raz pierwszy w pewnej chwili t agregacji procesów ryzyka dla wszystkich klas ryzyka, tj. $R_1(t) + \dots + R_n(t) < 0$. Wówczas proces ryzyka dla n klas ryzyka definiujemy poprzez agregację procesów ryzyka dla tych klas, którą krótko nazywamy agregacją kilku klas ryzyka i która w chwili t ma postać:

$$R(t) = R_1(t) + R_2(t) + \dots + R_n(t)$$

1. Analiza w dwuwymiarowym modelu ryzyka

Dwuwymiarowy model ryzyka uwzględniający zależność pomiędzy jednocześnie pojawiającymi wypłatami definiujemy w następujący sposób*:

$$\begin{aligned} \mathbf{R}(t) &= \begin{pmatrix} R_1(t) \\ R_2(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} t - \begin{pmatrix} S_1(t) \\ S_2(t) \end{pmatrix} = \\ &= \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \end{pmatrix} t - \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^{M_1(t)} X_{1i} + \sum_{i=1}^{M'(t)} X'_{1i} \\ \sum_{i=1}^{M_2(t)} X_{2i} + \sum_{i=1}^{M'(t)} X'_{2i} \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (2)$$

gdzie:

u_i ($i = 1, 2$) – kapitał początkowy dla i -tej klasy ryzyka,

c_i ($i = 1, 2$) – stała dodatnia intensywność napływu składki w jednostce czasu dla i -tej klasy ryzyka,

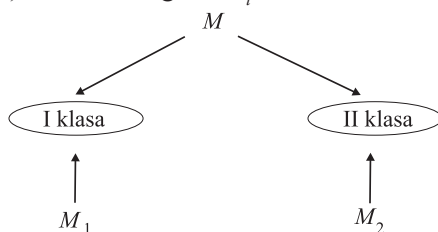
$S_1(t) = \sum_{i=1}^{M_1(t)} X_{1i} + \sum_{i=1}^{M'(t)} X'_{1i}$ – suma zagregowanych wypłat do momentu t włącznie z pierwszej klasy ryzyka,

$S_2(t) = \sum_{i=1}^{M_2(t)} X_{2i} + \sum_{i=1}^{M'(t)} X'_{2i}$ – suma zagregowanych wypłat do momentu t włącznie z drugiej klasy ryzyka, gdzie $\{X_{li}\}_{i=1}^{\infty}$ i $\{X'_{li}\}_{i=1}^{\infty}$ są ciągami niezależnych od siebie wypłat (dodatnich zmiennych losowych) w pierwszej klasie ryzyka o tym samym rozkładzie z gęstością $f_1(x)$ i dystrybuantą $F_1(x)$,

* Podobny dwuwymiarowy model ryzyka jednak bez uwzględnienia zależności pomiędzy jednocześnie pojawiającymi się wypłatami został wprowadzony przez K.C. Yuen, J. Guo, X. Wu w [8].

$\{X_{2i}\}_{i=1}^{\infty}$ i $\{X'_{2i}\}_{i=1}^{\infty}$ – ciągi niezależnych wypłat (dodatnich zmiennych losowych) w drugiej klasie ryzyka o tym samym rozkładzie z gęstością $f_2(x)$ i dystrybuantą $F_2(x)$.

Ponadto zakładamy, że $\{X_{1i}\}_{i=1}^{\infty}$ i $\{X_{2i}\}_{i=1}^{\infty}$ są niezależnymi od siebie ciągami i niezależnymi od ciągów $\{X'_{1i}\}_{i=1}^{\infty}$ i $\{X'_{2i}\}_{i=1}^{\infty}$. Natomiast ciągi $\{X'_{1i}\}_{i=1}^{\infty}$ i $\{X'_{2i}\}_{i=1}^{\infty}$ są zależne od siebie w taki sposób, że tylko jednocześnie pojawiające się wypłaty w obu klasach są zależne od siebie, tzn. dla dowolnie wybranego $i \in N$ wypłaty X'_i i Y'_i są zależne od siebie, a struktura zależności pomiędzy nimi opisana jest funkcją łączącą $C(u, v)$, tj. dystrybuantę $F(x, y)$ łącznego rozkładu pary tych zmiennych losowych (X'_{1i}, X'_{2i}) można zapisać jako $F(x, y) = C(F_1(x), F_2(y))$. Funkcje łączące są doskonałym narzędziem do modelowania struktury zależności pomiędzy zmiennymi losowymi [3]. Ponadto $\{M_1(t)\}_{t \geq 0}$ ($\{M_2(t)\}_{t \geq 0}$) jest procesem punktowym zliczającym wypłaty powodowane przez wewnętrzne czynniki ryzyka w pierwszej (drugiej) klasie ryzyka, tj. wypłaty X_{1i} (X_{2i}), które są niezależne od wypłat z drugiej (pierwszej) klasy ryzyka (zob. rys. 1). Natomiast proces $\{M'(t)\}_{t \geq 0}$ jest procesem punktowym zliczającym zależne wypłaty X'_{1i} i X'_{2i} osobno w pierwszej i drugiej klasie ryzyka, które powodowane są przez zewnętrzne czynniki ryzyka, tj. czynniki ryzyka oddziałujące jednocześnie na obie klasy ryzyka (zob. rys. 1). Wszystkie procesy zliczające wypłaty są niezależne od siebie oraz od wszystkich ciągów wypłat. Poza tym, aby zapewnić wypłacalność ubezpieczyciela, stałe dodatnie intensywności napływu składki w obu klasach ryzyka muszą spełniać warunek: $c_i > ES_i(1)$ dla $i = 1, 2$, który można zapisać w postaci: $c_i = (1 + \theta_i)ES_i(1)$ dla $i = 1, 2$, gdzie $\theta_i > 0$.



Rys. 1. Oddziaływanie zewnętrznych i wewnętrznych czynników ryzyka na dwie klasy ryzyka

W celu formalnego zdefiniowania prawdopodobieństwa ruiny w modelu ryzyka (2) oznaczmy czas ruiny jako:

$$T(u_1, u_2) = \inf \{t : R_1(t) < 0 \vee R_2(t) < 0\}$$

Wówczas prawdopodobieństwo ruiny w nieskończonym horyzoncie czasowym H definiujemy następująco:

$$\Psi(u_1, u_2; H) = P(T(u_1, u_2) < H) \tag{3}$$

Zajmijmy się teraz numeryczną analizą wpływu stopnia zależności pomiędzy wpłatami powodowanymi przez zewnętrzne czynniki ryzyka w obu klasach na prawdopodobieństwo ruiny na przykładzie wybranego modelu ryzyka (2). Przyjmijmy zatem model ryzyka (2), w którym o procesach zliczających wypłaty $\{M_1(t)\}_{t \geq 0}$, $\{M_2(t)\}_{t \geq 0}$ i $\{M'(t)\}_{t \geq 0}$ klasycznie zakładamy, że są jednorodnymi procesami Poissona z tą samą intensywnością równą 1. Niech $\theta_1 = \theta_2 = 0,05$ i $u_1 = u_2 = u$. Przyjmijmy, że funkcja łącząca opisująca strukturę zależności par (X'_{1i}, X'_{2i}) jest funkcją Clayтона, która dobrze modeluje dodatnią zależność pomiędzy wypłatami. Analiza jest przeprowadzona osobno w dwóch przypadkach rozkładów wypłat: lekko-ogonowych i ciężko-ogonowych. W tab. 1 i 2 zawarte są wyniki symulacji prawdopodobieństwa ruiny (3) metodą Monte Carlo na podstawie 100 000 trajektorii przyjętego procesu ryzyka dla różnych horyzontów czasowych H i różnych wartości kapitału początkowego u i różnego stopnia zależności pomiędzy wpłatami X'_{1i} i X'_{2i} , wyrażonego współczynnikiem τ -Kendalla. Wyniki zawarte w tab. 1 otrzymano w przypadku, gdy wypłaty mają lekko-ogonowe rozkłady wypłat: w pierwszej klasie mają rozkład wykładniczy z parametrem równym 1, a w drugiej klasie mają rozkład Weibulla z parametrem skali równym 1 i z parametrem kształtu równym 10. Wyniki zestawione w tab. 2 otrzymano w przypadku, gdy wypłaty mają rozkłady ciężko-ogonowe: w pierwszej klasie mają rozkład logarytmiczno-normalny z parametrem log-skali równym 0,25 i z parametrem kształtu równym 0,125, natomiast w drugiej klasie mają rozkład Weibulla z parametrem skali równym 1 i z parametrem kształtu równym 0,8.

Tabela 1

Wyniki symulacji prawdopodobieństwa ruiny w przypadku lekko-ogonowych rozkładów wypłat

u/H	5	10	15	20
5				
$\tau = 0,1$	0,2595	0,4215	0,5091	0,5709
$\tau = 0,5$	0,2570	0,4214	0,5083	0,5698
$\tau = 0,9$	0,2556	0,4188	0,5072	0,5662
10				
$\tau = 0,1$	0,0387	0,1111	0,1781	0,2349
$\tau = 0,5$	0,0384	0,1108	0,1770	0,2339
$\tau = 0,9$	0,0384	0,1093	0,1761	0,2325
15				
$\tau = 0,1$	0,0052	0,0238	0,0520	0,0814
$\tau = 0,5$	0,0050	0,0237	0,0515	0,0797
$\tau = 0,9$	0,0051	0,0239	0,0507	0,0791

Tabela 2

Wyniki symulacji prawdopodobieństwa ruiny w przypadku ciężko-ogonowych rozkładów wypłat

u/H	5	10	15	20
5				
$\tau = 0,1$	0,3822	0,5438	0,6314	0,6814
$\tau = 0,5$	0,3816	0,5443	0,6275	0,6801
$\tau = 0,9$	0,3777	0,5436	0,6217	0,6750
10				
$\tau = 0,1$	0,1003	0,2199	0,3076	0,3762
$\tau = 0,5$	0,0989	0,2177	0,3058	0,3727
$\tau = 0,9$	0,0988	0,2169	0,3042	0,3698
15				
$\tau = 0,1$	0,0239	0,0748	0,1272	0,1813
$\tau = 0,5$	0,0238	0,0751	0,1274	0,1787
$\tau = 0,9$	0,0241	0,0747	0,1281	0,1777

Na podstawie analizy wyników zestawionych w tab. 1 i 2 można zauważyć, że przy ustalonym kapitale początkowym u i przy ustalonym horyzoncie czasowym H w większości przypadków obserwujemy niewielki spadek prawdopodobieństwa ruiny (3) wraz ze wzrostem stopnia zależności pomiędzy wypłatami X'_{1i} i X'_{2i} , jednak różnice te są nieznaczne.

2. Analiza w agregacji dwóch klas ryzyka

Agregację dwóch klas ryzyka uwzględniającą zależność pomiędzy jednocześnie pojawiającymi się wypłatami definiujemy w następujący sposób*:

$$\begin{aligned}
 R(t) &= R_1(t) + R_2(t) = u + ct - S_1(t) - S_2(t) = \\
 &= u + ct - \left(\sum_{i=1}^{M_1(t)} X_{1i} + \sum_{i=1}^{M(t)} X'_{1i} \right) - \left(\sum_{i=1}^{M_2(t)} X_{2i} + \sum_{i=1}^{M(t)} X'_{2i} \right) \quad (4)
 \end{aligned}$$

gdzie:

u – kapitał początkowy wspólny dla obu klas ryzyka,

c – stała dodatnia intensywność napływu składki w jednostce czasu z obu klas ryzyka, która w celu zapewnienia wypłacalności ubezpieczyciela musi spełnić warunek:

* Podobny model ryzyka, jednak bez uwzględnienia zależności pomiędzy jednocześnie pojawiającymi się wypłatami był rozpatrywany m.in. przez S. Li i J. Garrido [7].

$c > E(S_1(1) + (1) + S_2(1))$, który można zapisać w postaci $c = (1 + \theta) E(S_1(1) + (1) + S_2(1))$, gdzie θ jest dodatnią stałą.

Pozostałe oznaczenia i założenia pozostają takie same, jak w modelu ryzyka (2).

Na potrzeby przeprowadzenia analizy wpływu stopnia zależności pomiędzy jednocześnie pojawiającymi się wypłatami na prawdopodobieństwo ruiny w modelu ryzyka (4) przyjmujemy założenie z klasycznej teorii ruiny, że procesy $\{M_1(t)\}_{t \geq 0}$, $\{M_2(t)\}_{t \geq 0}$ i $\{M'(t)\}_{t \geq 0}$ są jednorodnymi procesami Poissona z intensywnościami odpowiednio λ_1 , λ_2 i λ . Wówczas proces ryzyka (4) można przekształcić do klasycznego modelu ryzyka postaci [1]:

$$R'(t) = u + ct - \sum_{i=1}^{N(t)} Z_i$$

gdzie:

$\{N(t)\}_{t \geq 0}$ – jednorodny proces Poissona z intensywnością $\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda$,
 $\{Z_i\}_{i=1}^{\infty}$ – ciąg kolejnych dodatnich i niezależnych zmiennych losowych o tym samym rozkładzie z gęstością:

$$f_Z(x) = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda} f_1(x) + \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda} f_2(x) + \frac{\lambda}{\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda} f_3(x) \quad (5)$$

gdzie $f_3(x)$ jest gęstością zmiennej losowej $X'_{1i} + X'_{2i}$, pozostałe oznaczenia są takie same, jak w modelu (4).

Wówczas można próbować wykorzystać znane metody wyznaczania prawdopodobieństwa ruiny w klasycznym modelu ryzyka, które znajdują się w wielu pozycjach dotyczących klasycznej teorii ruiny*, jednak problem może stanowić wyznaczenie w (6) gęstości $f_3(x)$ sumy zależnych zmiennych losowych $X'_{1i} + X'_{2i}$.

Założmy, że wszystkie intensywności procesów Poissona $\{M_1(t)\}_{t \geq 0}$, $\{M_2(t)\}_{t \geq 0}$ i $\{M'(t)\}_{t \geq 0}$ są równe 1. Niech ponadto $\theta = 0,05$. W tab. 3 i 4 zawarte są wyniki symulacji prawdopodobieństwa ruiny otrzymane metodą Monte Carlo na podstawie 100 000 trajektorii procesu ryzyka (4) dla różnych wartości kapitału początkowego u i dla różnych horyzontów czasowych H , przy różnym stopniu zależności pomiędzy jednocześnie pojawiającymi się wypłatami X'_{1i} i X'_{2i} w obu klasach ryzyka, który mierzony jest współczynnikiem τ -Kendalla. W tab. 3 wyniki symulacji otrzymane są przy założeniu lekko-ogonowych rozkładów wypłat, natomiast w tab. 4 przy założeniu ciężko-ogonowych rozkładów wypłat. Przyjęte są takie same rozkłady, jak w analizie przeprowadzonej w drugim punkcie pracy.

* Na przykład w monografii S. Asmussena [2].

Tabela 3

Wyniki symulacji prawdopodobieństwa ruiny w przypadku lekko-ogonowych rozkładów wypłat

u/H	5	10	15	20
5				
$\tau = 0,1$	0,3231	0,4511	0,5129	0,5526
$\tau = 0,5$	0,3296	0,4531	0,5134	0,5536
$\tau = 0,9$	0,3311	0,4558	0,5141	0,5547
10				
$\tau = 0,1$	0,0964	0,1912	0,2605	0,3068
$\tau = 0,5$	0,0970	0,1950	0,2610	0,3073
$\tau = 0,9$	0,0976	0,1973	0,2617	0,3079
15				
$\tau = 0,1$	0,0214	0,0721	0,1165	0,1549
$\tau = 0,5$	0,0226	0,0724	0,1186	0,1570
$\tau = 0,9$	0,0231	0,0738	0,1215	0,1577

Tabela 4

Wyniki symulacji prawdopodobieństwa ruiny w przypadku ciężko-ogonowych rozkładów wypłat

u/H	5	10	15	20
5				
$\tau = 0,1$	0,4106	0,5233	0,5827	0,6170
$\tau = 0,5$	0,4102	0,5280	0,5826	0,6210
$\tau = 0,9$	0,4107	0,5284	0,5848	0,6198
10				
$\tau = 0,1$	0,1695	0,2835	0,3552	0,4015
$\tau = 0,5$	0,1725	0,2883	0,3615	0,4076
$\tau = 0,9$	0,1760	0,2903	0,3580	0,4072
15				
$\tau = 0,1$	0,0630	0,1420	0,2018	0,2509
$\tau = 0,5$	0,0645	0,1456	0,2078	0,2531
$\tau = 0,9$	0,0659	0,1485	0,2097	0,2575

Analizując wyniki zawarte w tab. 3 i 4 można zauważyć, że w większości przypadków przy ustalonym kapitale początkowym u i jednocześnie przy ustalonym horyzoncie czasowym H wraz ze wzrostem stopnia zależności pomiędzy wypłatami X'_{1i} i X'_{2i} następuje nieznaczny wzrost prawdopodobieństwa ruiny. Różnice te jednak są nieznaczne.

Podsumowanie

W pracy pokazane jest, że konstrukcja wieloklasowych modeli ryzyka jest ściśle uzależniona od pojmowania ruiny w kilku klasach ryzyka. W związku z tym przede wszystkim wyróżnia się wielowymiarowe modele ryzyka i agregacje kilku klas ryzyka. W obu tych rodzajach modeli przy ograniczeniu do dwóch klas ryzyka przeprowadzana jest numeryczna analiza wpływu stopnia zależności pomiędzy jednocześnie pojawiającymi się wpłatami w obu klasach ryzyka na prawdopodobieństwo ruiny.

W większości przypadków wyborów ustalonych kapitałów początkowych i horyzontów czasowych wraz ze wzrostem stopnia zależności pomiędzy jednocześnie pojawiającymi się wpłatami w obu klasach ryzyka po przyjęciu dwuwymiarowego modelu ryzyka można obserwować nieznaczny spadek prawdopodobieństwa ruiny, natomiast przy założeniu agregacji dwóch klas ryzyka można obserwować nieznaczny wzrost prawdopodobieństwa ruiny, jednak rząd tych różnic osobno w obu modelach jest praktycznie nieistotny. Wyniki tej krótkiej analizy mogłyby zatem wskazywać, że w praktyce można pomijać ten rodzaj zależności, co będzie przedmiotem dalszych badań.

Nie zawsze można pomijać fakt oddziaływania zewnętrznych czynników ryzyka, które mogą powodować pojawianie się różnorodnych szkód skutkujących jednoczesnym pojawianiem się wypłat w różnych klasach ryzyka. Przy klasycznym założeniu o procesach zaliczających wypłaty, tj. przyjmując, że są one jednorodnymi procesami Poissona, wyniki numerycznych analiz pokazują, że wzrost siły oddziaływania zewnętrznych czynników ryzyka, przy jednoczesnym proporcjonalnym zmniejszaniu siły oddziaływania wewnętrznych czynników ryzyka, powoduje wyraźny wzrost prawdopodobieństwa ruiny w przypadku agregacji kilku klas ryzyka [4; 5] i dość wyraźny spadek prawdopodobieństwa ruiny w przypadku dwuwymiarowego modelu ryzyka [6].

Literatura

1. Ambagaspitiya R.S., On the distribution of a sum of correlated aggregate claims, "Insurance: Mathematics and Economics" 1998, No. 23.
2. Asmussen S., Ruin Probabilities, "Advanced Series on Statistical Science & Applied Probability" 2000.
3. Heilpern S., Funkcje łączące, AE, Wrocław 2007.

4. Iwanicka A., Wpływ zewnętrznych czynników ryzyka na prawdopodobieństwo ruiny w nieskończonym horyzoncie czasowym w wieloklasowym modelu ryzyka, Zeszyt Naukowy „Ekonometria” XXIII, AE, Wrocław 2009.
5. Iwanicka A., Wpływ zewnętrznych czynników ryzyka na prawdopodobieństwo ruiny w skończonym horyzoncie czasowym w wieloklasowym modelu ryzyka, Zeszyt Naukowy „Ekonometria” XXVI, AE, Wrocław 2009.
6. Iwanicka A., Oddziaływanie zewnętrznych czynników ryzyka na prawdopodobieństwo ruiny w dwuwymiarowym modelu ryzyka, Zeszyt Naukowy „Statystyka aktuarialna – teoria i praktyka”, UE, Wrocław (w druku).
7. Li S., Garrido J., Ruin probabilities for two classes of risk processes, “Astin Bulletin” 2005, No. 35.
8. Yuen K.C., Guo J., Wu X., On the first time of ruin in the bivariate compound Poisson model, “Insurance: Mathematics and Economics” 2006, No. 38.

THE IMPACT OF DEPENDENCE OF CLAIMS SIZES ON RUIN PROBABILITY IN TWO CLASSES RISK MODEL

Summary

These paper considers a risk model for two dependant classes of insurance business. The dependence between these classes is caused by appearing of some claims at the same time in both classes and additionally the sizes of these claims are dependant. The structure of the dependence between these claims sizes is described by copulas. The main aim of the paper is to investigate the impact of the level of dependence between these claims sizes on the finite-time ruin probability in considered risk model. short numerical analysis.