

Mariusz Mazurkiewicz, Piotr Wawrzynowski

Politechnika Wrocławska

RYZIKO UPADŁOŚCI PRZEDSIĘBIORSTWA – ZASTOSOWANIE METOD ANALIZY CZASU PRZEŻYCIA

1. Wstęp

Celem pracy jest adaptacja metod analizy czasu przeżycia przedsiębiorstw do badania ryzyka upadłości na przykładzie firm polskich zakwalifikowanych do sektora budowlanego. Dodatkowo zrealizowano badania porównawcze trafności prognoz otrzymanych w wyniku stosowania różnych modeli probabilistycznych.

Działalność każdego przedsiębiorstwa poddawana jest systematycznej analizie, w której główną rolę odgrywają relacje finansowe. Należy zwrócić uwagę, iż klasyczna analiza wskaźnikowa zazwyczaj nie daje jednoznacznych wyników, gdyż częste są przypadki, gdy wyznaczone wielkości stoją z sobą w sprzeczności i odmiennie świadczą o sytuacji firmy. Pojawia się zatem potrzeba oceny syntetycznej, uwzględniającej wiele informacji finansowo-ekonomicznych jednocześnie. Metody oceny kondycji przedsiębiorstwa uwzględniające powyższą potrzebę stosowane są z powodzeniem od lat sześćdziesiątych XX wieku¹. Najbardziej rozpowszechnioną metodą jest wielowymiarowa analiza dyskryminacyjna [Aczel 2000], która umożliwia syntetyczną ocenę kondycji przedsiębiorstwa opartą na dostępnych sprawozdaniach finansowych. Metoda zakłada zastosowanie funkcji dyskryminacyjnej, która umożliwi zakwalifikowanie badanego podmiotu do grup wyznaczonych wcześniej, podobnych ze względu na sytuację ekonomiczno-finansową [Altman 1994].

Stosunkowo nowym podejściem jest wykorzystanie metod, w których przedsiębiorstwo jest potraktowane jako żywy organizm. Metody takie umożliwiają określenie, na podstawie odpowiednich przesłanek, czasu życia i prawdopodobieństwa przetrwania lub śmierci (upadłości).

Zagadnienie modelowania czasu przeżycia w biostatystyce stanowi jeden z ważniejszych obszarów zastosowań metod statystycznych [Stanisz 2005]. Metody,

¹ Pierwszy model Altmana wykorzystujący wielowymiarową analizę dyskryminacyjną powstał w 1968 r. w USA.

które się w tym obszarze wykorzystuje, są skoncentrowane wokół analizy czasu przeżycia pod kątem modelowania ryzyka zgonu jako funkcji charakterystyk osobowych pacjenta. Wśród najczęściej spotykanych technik wymienić należy metodę analizy czasu przeżycia Kaplana-Meiera czy też model proporcjonalnego hazardu Coxa [Cox, Oakes 1984; Kaplan, Meier 1958].

Jak już wspomniano, przedsiębiorstwo jest traktowane jako żywy organizm, zatem można przyjąć, że czas funkcjonowania przedsiębiorstwa można utożsamiać z czasem przeżycia. Odpowiednikiem upadłości przedsiębiorstwa jest zakończenie życia. Autorzy przyjęli, iż firma „umarła”, kiedy został zgłoszony wniosek o upadłość przedsiębiorstwa. Obserwacje dotyczące czasu przeżycia przedsiębiorstw mają charakter danych cenzurowanych (obciętych w momencie obserwacji) w odniesieniu do funkcjonujących przedsiębiorstw. Te proste analogie oznaczają, że podejście biostatystyczne do analizy ryzyka upadłości przedsiębiorstw jest właściwe.

Kondycję przedsiębiorstwa opisują zazwyczaj mierzalne wskaźniki finansowe. Badanie związków pomiędzy tymi wskaźnikami a szansami upadłości nie przedstawia większego problemu. Warto zauważyć, że kondycja przedsiębiorstwa jest również funkcją struktury organizacyjnej, innowacyjności, kultury zarządzania i podobnych, trudno mierzalnych czynników. Podejście biostatystyczne umożliwia analizę tych czynników jako potencjalnych czynników ryzyka. Metody biostatystyki zastosowane w odniesieniu do analizy czasu przetrwania przedsiębiorstwa przede wszystkim wskazują najbardziej znaczące czynniki podwyższające ryzyko upadłości. Badania przeprowadzone przy użyciu modelu proporcjonalnego ryzyka Coxa dodatkowo umożliwiają wyznaczenie prawdopodobieństwa upadłości w zadanym okresie, co oznacza prognozę upadłości.

Przykład empiryczny dotyczy analizy czasu funkcjonowania przedsiębiorstw założonych i działających na terenie Polski. Analizę przeprowadzono na podstawie materiału empirycznego zawierającego informacje o kondycji finansowej oraz podstawowych parametrach charakteryzujących badaną firmę. Efektem tej analizy jest określenie czynników ryzyka upadłości. Wyniki otrzymane przy użyciu modelu proporcjonalnego hazardu Coxa porównano z podejściem opartym na analizie logitowej oraz dyskryminacyjnej.

2. Model Coxa w odniesieniu do prognozowania upadłości firm

Model proporcjonalnego hazardu Coxa [1972] to model opisujący funkcję hazardu poprzez równanie postaci

$$h(t/X) = h_0(t) e^{b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_n X_n},$$

gdzie: $b_1, b_2, \dots, b_n$ są parametrami strukturalnymi dla zmiennych objaśniających $X_1, X_2, \dots, X_n$,

$h_0(t)$ – oznacza bazową funkcję hazardu (zależność wyłącznie od czasu).

Funkcja hazardu w tym modelu jest rozumiana jako gęstość warunkowa rozkładu prawdopodobieństwa czasu przeżycia pod warunkiem, że czas bezawaryjnej

pracy przekracza czas t . Innymi słowy, jest to funkcja o wartościach proporcjonalnych do prawdopodobieństwa awarii (zgonu) w określonym odcinku czasu. Wektor X oznacza tutaj wektor charakterystyk ilościowych i schematycznie kodowanych charakterystyk jakościowych opisujących badany model.

Estymacja parametrów w semiparametrycznym modelu Coxa jest realizowana metodą największej wiarygodności. Maksymalizacja funkcji wiarygodności w modelu Coxa sprowadza się do maksymalizacji funkcji częściowej wiarygodności [Cox 1975]. Obliczenia tą metodą wykonano w pakiecie SPSS.

3. Badania empiryczne

Badania przeprowadzono, wykorzystując materiał statystyczny dostępny w bazie danych ISI Emerging Markets. W pierwszej fazie użyto danych dla 250 upadłych i 250 nie upadłych firm, które były przypisane do różnych sektorów gospodarki. Wyniki badań opartych na powyższych danych wskazywały na brak zależności między zmienną opisywaną, jaką była „śmierć przedsiębiorstwa”, a wykorzystanymi w analizie zmiennymi objaśniającymi. Nie było możliwe zbudowanie modelu, który charakteryzowałby się statystyczną istotnością jakichkolwiek parametrów, nie wspominając o właściwym poziomie miar dopasowania. W następnym kroku zawężono badane firmy do przedsiębiorstw z sektora budowlanego, które w swoich deklaracjach podały kod PKD wynoszący 4521. Kierowano się w tym momencie liczebnością próbki, tj. największą możliwą liczbą firm, które przypisane są do konkretnego sektora gospodarki (problem stanowiły dane dla firm upadłych). Udało się zgromadzić dane w sumie dla 125 firm z sektora budowlanego, przy czym 46 z nich stanowiły firmy „niebankruty”. Kompletnie informacje dotyczące stanu finansów uzyskano w 63 przypadkach, w tym w 19 przypadkach takie informacje dotyczyły firm nie będących w stanie upadłości. Dla tak wyselekcjonowanych przedsiębiorstw proces konstrukcji modelu proporcjonalnego hazardu Coxa został uwieńczony sukcesem, wyrażonym uzyskaniem modeli satysfakcjonujących pod względem dopasowania z istotnymi statystycznie parametrami strukturalnymi.

Przy użyciu programu SPSS 12.0 zbudowano 4 modele, w których prawdopodobieństwo przeżycia jest uzależnione odpowiednio od zmiennych:

- dla modelu pierwszego: aktywa trwałe,
- dla modelu drugiego: aktywa trwałe, zobowiązania długoterminowe,
- dla modelu trzeciego: aktywa trwałe, zobowiązania długoterminowe, aktywa obrotowe, należności krótkoterminowe,
- dla modelu czwartego: aktywa trwałe, zobowiązania długoterminowe, należności krótkoterminowe.

W tabeli 1 zostały zaprezentowane parametry dla tych 4 modeli.

Kolejne wiersze w powyższej tabeli odzwierciedlają informacje dla właściwego modelu. Informacja zawarta w kolumnie „poziom istotności” to maksymalny dopuszczalny poziom istotności, przy którym nie ma podstaw do odrzucenia testu-

Tabela 1. Test istotności parametrów strukturalnych dla poszczególnych modeli

Model	2 Log L	Ocena		
		chi-kwadrat	stopnie swobody	poziom istotności.
1	282,538	8,155	1	,004
2	277,405	16,589	2	,000
3	274,702	18,088	4	,001
4	274,818	17,994	3	,000

Źródło: opracowanie własne.

wanej hipotezy. W tym przypadku, jeżeli wartość pola jest mniejsza niż 0,05 (przyjęty poziom istotności wykonywanych testów), to właściwy tej wartości parametr strukturalny w modelu jest istotny statystycznie. Tabela 2 zawiera wartości parametrów strukturalnych (B)², dla każdego modelu oraz dla zmiennych użytych w tym modelu, w kolumnie poziom istotności znajduje się maksymalny dopuszczalny poziom istotności, przy którym nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o przydatności danej zmiennej w aktualnie badanym modelu. Informacja o wartości $\text{Exp}(B)$ będzie zamieszczona w dalszej części artykułu.

Tabela 2. Zmienne w modelu

		B	Poziom istotności	$\text{Exp}(B)$
Model 1	Aktywa trwałe	-0,0001516451003955	0,006	0,9998483663971
Model 2	Zobowiązania długoterminowe	7,980511276222e-007	0,018	1,000000798051
	Aktywa trwałe	-0,0001373081218973	0,008	0,9998627013044
Model 3	Zobowiązania długoterminowe	9,710075233114e-007	0,008	1,000000971008
	Aktywa trwałe	-0,0001396189059556	0,014	0,9998603908403
	Aktywa obrotowe	2,178844432866e-007	0,733	1,000000217884
	Należności krótkoterminowe	1,069609588018e-006	0,142	1,00000106961
Model 4	Zobowiązania długoterminowe	9,527950549074e-007	0,008	1,000000952796
	Aktywa trwałe	-0,0001435327747055	0,009	0,9998564775256
	Należności krótkoterminowe	1,138757535783e-006	0,099	1,000001138758

Źródło: opracowanie własne.

Parametry strukturalne dla zmiennych *aktywa obrotowe* oraz *należności krótkoterminowe* nie są istotne statystycznie ($\alpha = 0,05$). Zatem wpływ tych zmiennych na ryzyko upadłości nie jest potwierdzony przez otrzymany model.

² Program SPSS pokazuje wielkości z dokładnością do trzech miejsc po przecinku. Podczas edycji pola możliwe jest otrzymanie danej z dokładnością do 7 miejsc po przecinku.

Istnieje jeszcze inny sposób oceny, w jaki sposób poszczególne zmienne ujęte w modelu wpływają na dopasowanie modelu. Możliwe jest przeprowadzenie analizy mającej na celu sprawdzenie, jak zachowałby się model, gdyby usunięto z niego poszczególne zmienne. W tabeli 3 przedstawiono omawiane podejście. Zasadne jest usunięcie danej zmiennej, jeżeli odpowiadająca wartość w kolumnie „poziom istotności” przekracza poziom 0,10. Zauważamy, iż wszystkie zmienne poza dokładnie tymi samymi, które okazały się wątpliwe w poprzedniej analizie, także i tutaj są wskazane jako te, które niekoniecznie powinny się znaleźć w modelu. W modelu trzecim wartość poziomu istotności dla zmiennej *aktywa obrotowe* znacząco nie przekracza wartość 0,10. Wartości poziomu istotności dla zmiennej *należności krótkoterminowe* w modelu trzecim i czwartym w niewielkim stopniu przekraczają granicę. Ta zmienna i jej wpływ na ryzyko upadłości oraz dopasowanie modelu mogą być poddane dokładniejszej analizie.

Tabela 3. Jakość modelu po usunięciu zmiennej

Usunięte zmienne w modelach		Straty wartości χ^2	Stopnie swobody	Poziom istotności
Model 1	Aktywa trwałe	12,064	1	,001
Model 2	Zobowiązania długoterminowe	5,133	1	,023
	Aktywa trwałe	11,948	1	,001
Model 3	Zobowiązania długoterminowe	6,756	1	,009
	Aktywa trwałe	10,049	1	,002
	Aktywa obrotowe	,116	1	,733
	Należności krótkoterminowe	2,027	1	,155
Model 4	Zobowiązania długoterminowe	6,605	1	,010
	Aktywa trwałe	11,674	1	,001
	Należności krótkoterminowe	2,596	1	,107

Źródło: opracowanie własne.

Pomiar dopasowania modelu w odniesieniu do modelu Coxa nie jest realizowany w pakiecie SPSS. Dopasowanie modelu jest kwestią na tyle istotną, że podjęto próbę oceny stopnia dopasowania modelu poprzez analizę trafności prognoz upadłości, co pośrednio potwierdza (bądź nie) trafność dobranej modelu.

Dla modelu przeprowadzono badania mające na celu zbadanie trafności prognozy. W pierwszym etapie badań wyznaczono wartość funkcji hazardu dla każdej firmy dla każdego roku i następnie obliczono wartość prognozy prawdopodobieństwa przeżycia dla kolejnych lat, licząc od ostatniego „badania” kondycji finansowej przedsiębiorstwa. Następnie, bazując na danych wejściowych, stworzono „tablicę śmierci” obrazującą w kolejnych latach (od 1 do 7 – wynikające z danych wejściowych) życie (1) lub śmierć (0) przedsiębiorstwa. Następnie wyznaczono liczbę trafnych prognoz przeżycia i śmierci w kolejnych latach w odniesieniu do każdej firmy z osobna (jeżeli prawdopodobieństwo przeżycia dla konkretnej firmy w danym roku wynikające z prognozy jest większe od 0,5 i odpo-

wiadające mu pole w tablicy śmierci wynosi 1, oznacza to trafność prognozy dla przeżycia; analogicznie dla śmierci) oraz dla wszystkich firm jako całości (zliczono wystąpienia prognozy większej niż 0,5 dla wszystkich firm dla kolejnych lat i liczbę firm, które w danym roku w tablicy śmierci miały wartość 1).

W tabeli 4 zaprezentowano zestawienie dla trafności prognoz wyznaczonych z modeli Coxa w kolejnych latach dla wszystkich firm. W pierwszym roku swojej działalności żadna z rozważanych firm nie upadła – nie wyznaczono w pierwszym roku trafności dla firm upadłych liczonej jako stosunek liczby trafionych upadłości do faktycznej liczby firm upadłych. Zestawienie takie ma sens, gdy celem prognozy jest uzyskanie informacji, ile firm z danej grupy upadnie (nie interesuje nas, które firmy zbankrutują).

Tabela 4. Trafność prognozy dla wszystkich firm

COX: trafność prognozy dla przeżycia i upadłości odniesiona do wszystkich firm								
		(1–idealnie, >1– za dużo, <1– za mało trafień)						
		1 rok	2 rok	3 rok	4 rok	5 rok	6 rok	7 rok
Model 1	trafienia przeżycia	1,00	1,07	1,07	0,30	0,23	0,40	1,20
	trafienia upadłości	–	0,00	0,00	11,50	2,94	1,67	1,33
Model 2	trafienia przeżycia	0,94	0,97	0,85	0,19	0,21	0,35	1,00
	trafienia upadłości	–	2,00	4,33	13,00	3,00	1,70	1,35
Model 3	trafienia przeżycia	0,79	0,75	0,39	0,14	0,14	0,30	1,00
	trafienia upadłości	–	6,33	13,33	13,75	3,17	1,73	1,35
Model 4	trafienia przeżycia	0,81	0,85	0,49	0,14	0,14	0,30	1,00
	trafienia upadłości	–	4,33	11,33	13,75	3,17	1,73	1,35

Źródło: opracowanie własne.

Ze względu na poprawność wskaźnika trafienia dla liczby firm, które przeżyły, na uwagę zasługują dwa modele: pierwszy i drugi. Pierwszy z nich w pierwszych trzech latach był najbliższy danym rzeczywistym, podawał prognozy średnio przeszacowane o około 4,5 punktu procentowego. Drugi charakteryzuje się niedomiarem prognozy wynoszącym około 8,6 punktu procentowego. W kolejnych latach odchylenia od danych rzeczywistych znacznie odbiegają od zaobserwowanych odchyleń w okresie trzech pierwszych lat.

Odsetek trafnych prognoz firm upadłych (100% jest sytuacją idealną, w której liczba prognozowanych upadłości pokrywa się z liczbą faktycznie zarejestrowa-

nych) dla każdego ze zbudowanych modeli znacznie przekracza granice dopuszczalne dla prognozy.

W tabeli 5 przedstawiono trafność prognozy liczonej dla każdej firmy osobno, tj. liczbę trafień osobno dla przeżycia i osobno dla bankrutów dla każdej firmy w każdym roku (osobno). Pozytywne trafienia, tj. zgodne z rzeczywistością, zostały zliczone. W tabeli 5 zaprezentowano stosunek liczby trafień bankrutów (niebankrutów) do rzeczywistej liczby bankrutów (niebankrutów). Za prognozę wskazującą, że firma przetrwa, uznano prognozę, w której prawdopodobieństwo przeżycia jest większe od 0,5.

Tabela 5. Trafienia prognozy dla każdej firmy z osobna

COX trafność prognozy dla przeżycia i upadłości odniesione do każdej firmy z osobna 1 – idealnie, 0 – brak pozytywnych trafień								
		1 rok	2 rok	3 rok	4 rok	5 rok	6 rok	7 rok
Model 1	trafienia przeżycia	1,00	1,00	1,00	0,23	0,12	0,10	0,20
	trafienia upadłości	–	0,00	0,00	0,25	0,78	0,88	0,91
Model 2	trafienia przeżycia	0,94	0,90	0,78	0,12	0,09	0,10	0,20
	trafienia upadłości	–	0,00	0,00	0,25	0,78	0,91	0,93
Model 3	trafienia przeżycia	0,79	0,68	0,32	0,07	0,05	0,10	0,20
	trafienia upadłości	–	0,00	0,00	0,25	0,83	0,91	0,93
Model 4	trafienia przeżycia	0,81	0,78	0,42	0,07	0,05	0,10	0,20
	trafienia upadłości	–	0,00	0,00	0,25	0,83	0,91	0,93

Źródło: opracowanie własne.

Podobnie jak w poprzednim przypadku, na szczególną uwagę zasługują dwa pierwsze modele, które wykazują największą skuteczność prognozy w pierwszych trzech latach dla firm, które przetrwały. Wyjątkiem jest model pierwszy, który w rozważanym okresie wskazywał firmy ze stuprocentową pewnością. Należy jednak zauważyć, iż jest to model, który wskazał więcej firm niebankrutów niż to faktycznie miało miejsce. Zatem, jeżeli bardziej adekwatny jest model z niedomiar, należy wybrać model drugi. Pozostałe modele znacznie odbiegają od dwóch omówionych.

Żaden z modeli nie sprawdza się przy prognozowaniu upadłości. Błędy prognoz są zbyt duże, aby można było je zaakceptować.

Dwa pierwsze modele najlepiej odzwierciedlają rzeczywistość, jednak mogą być wykorzystane jedynie do prognozowania przeżycia. Model Coxa zupełnie się nie sprawdził w przypadku przewidywania upadłości firm.

4. Trafność prognozy modelu Coxa w porównaniu z innymi modelami

Bazując na zebranych danych, celem porównania skuteczności prognozy upadłości firm, zbudowano model logitowy oraz wykorzystano model oparty na analizie dyskryminacyjnej.

W modelu logitowym rolę zmiennej objaśnianej pełni prawdopodobieństwo przeżycia/upadłości. Konstrukcja takiego modelu wymaga przyjęcia upraszczającego założenia dotyczącego stabilności prawdopodobieństwa upadłości w czasie. Czas przeżycia do chwili, w której prowadzono obserwacje, nie jest uwzględniany w modelu typu logit [Chow 1995; Gruszczyński 2002].

Dane dla firm z branży budowlanej posłużyły do zbudowania jednego modelu logitowego, którego dopasowanie do danych rzeczywistych mierzone współczynnikiem pseudo R^2 mieści się w granicach 63%-89%, gdzie 100% oznacza całkowitą zgodność modelu z danymi rzeczywistymi. Dokładne informacje zostały zebrane w tab. 6.

Tabela 6. Model logitowy

Model	-2 Log L	Cox & Snell R^2	Nagelkerke R^2
1	14,141(a)	,632	,895

Źródło: opracowanie własne.

Do modelu weszła tylko jedna zmienna objaśniająca – *zobowiązania długoterminowe*. Podobnie jak w przypadku modelu Coxa, sprawdzono istotność statystyczną parametru strukturalnego powiązanego ze zmienną objaśnianą. W tabeli 7 zestawiono informacje mówiące o przydatności zmiennej objaśniającej i stałej w modelu. Obydwie wartości w kolumnie poziom istotności są mniejsze od wartości granicznej 0,05, co oznacza, że oba parametry są istotne statystycznie.

Tabela 7. Model logitowy – zmienne w modelu

		B	Poziom istotności	Exp(B)
Model 1	Zobowiązania długoterminowe	-0,0001163522620729	,023	1,0000000005066
	Stała	3,038	,004	20,865

Źródło: opracowanie własne.

Porównano również model ze zmienną objaśniającą *zobowiązania długoterminowe* i model skonstruowany z pominięciem tej zmiennej. Zasadne jest wyeliminowanie zmiennej w przypadku, gdy wartość poziomu istotności zmiany jest większa niż 0,10. W tabeli 8 znajdują się szczegółowe informacje dotyczące omawianego testu.

Tabela 8. Model logitowy – jakość modelu przy usunięciu zmiennej

Zmienna	Log L	Zmiana wartości –2Log L	df	Poziom istotności – zmiany
Model 1 Zobowiązania_długoterminowe	–38,569	62,996	1	0,000

Źródło: opracowanie własne.

W końcowej fazie sprawdzono faktyczną skuteczność prognozy otrzymanej na bazie modelu logitowego na danych rzeczywistych. W tabeli 9 zestawiono wyniki sprawdzające trafność prognozy. W tabeli dla wartości zmiennej objaśnianej *czy żyje* wartość 0 oznacza, iż dana firma zbankrutowała; 1 oznacza niebankruta. Wyniki w kolumnie *procent poprawnie* to częstość sytuacji, w których prawdopodobieństwo teoretyczne (wyznaczone z modelu logitowego) przekracza poziom 0,5 i jednocześnie wiadomo, że przedsiębiorstwo upadło (pierwszy wiersz); podobnie w drugim wierszu tabeli występuje częstość sytuacji, w których wartość teoretyczna prawdopodobieństwa upadłości nie przekracza 0,5 i przedsiębiorstwo funkcjonuje – nie upadło.

Tabela 9. Model logitowy – trafność prognozy

Obserwowane		Prognoza		
		czy_żyje		Procent poprawnych
		0	1	
Model 1	czy_żyje	41	3	93,2
		2	17	89,5
Całkowity procent				92,1

Źródło: opracowanie własne.

Zauważamy, że model szacuje z niedomiarem, podobnie jak model drugi hazardu Coxa, i trafność prognozy przeżycia jest zbliżona do trafności wspomnianego modelu drugiego. Jednakże skuteczność prognozy bankrutów jest znacznie lepsza niż w przypadku modelu Coxa. Tutaj wynosi aż 93,2% co jest wynikiem, który można określić jako bardzo dobry.

5. Wnioski

W omówionym modelu hazardu Coxa w dwóch najskuteczniejszych jego postaciach, dla:

- aktywów trwałych,
- aktywów trwałych i zobowiązań długoterminowych

udział zmiennych objaśniających wykorzystanych w modelach łatwo można zinterpretować. Poziom aktywów trwałych dla firm z większym stażem dotyczący okre-

su działania na rynku jest większy i świadczy to na korzyść firmy, tj. dobrze rokuje o dalszym trwaniu przedsiębiorstwa. Zobowiązania długoterminowe, wraz z ich wzrostem (po przekroczeniu pewnej granicy), działają niekorzystnie na kondycję finansową przedsiębiorstwa, co podwyższa ryzyko upadłości.

Zgodnie z modelem wartość dla aktywów trwałych pola $\text{Exp}(B)$, interpretowanego jako przewidywany wzrost ryzyka przy wzroście wartości rozważanej zmiennej o jednostkę, wynosi 0,9998483663971 (w tablicy jest wartość zaokrąglona – 1,000). Oznacza to, iż wraz ze wzrostem wartości aktywów trwałych o jednostkę ryzyko upadłości zmniejsza się o $100\% - (100\% \cdot (99,98483663971\%)) \approx 0,0152\%^3$. Odwrotnie rzecz się ma dla zobowiązań długoterminowych. Tutaj wraz ze wzrostem zobowiązań długoterminowych o 1000 zł, zgodnie z modelem, ryzyko upadłości wzrasta, co wyliczono z równania $100\% - (100\% \cdot (100,0000798051\%^{1000})) \approx -0,0798\%$ (znak minus oznacza, że prawdopodobieństwo przeżycia jest ujemne, tzn. zwiększyły się szanse porażki).

Porównując skuteczność modelu Coxa i logitowego, zauważono, iż lepszym modelem w aspekcie prognozowania sytuacji firm, które przeżyją, jest model Coxa. Model logitowy wykazywał większą skuteczność w oszacowaniu prawdopodobieństwa upadłości. Jest on bardziej uniwersalny w przypadku analizy obu wariantów: upadłość i jej brak.

Praca stanowi raport z pierwszego etapu prac poświęconych analizie probabilistycznej upadłości przedsiębiorstwa. Przedstawiono porównanie skuteczności dwóch, uznawanych za klasyczne, metod prognozowania upadłości. Kolejne etapy badań zostaną poświęcone poszukiwaniom modelu probabilistycznego opisującego w sposób efektywny bądź zbliżony do efektywnego prawdopodobieństwo upadłości przedsiębiorstwa. Rozważane jest zastosowanie sztucznych sieci neuronowych.

Literatura

- Aczel D.A., *Statystyka w zarządzaniu*, PWN, Warszawa 2000.
- Altman D.G., *Practical Problems in Fitting a Proportional Hazards Model to Data with Updated Measurements of the Covariates*, „Statistics in Medicine” 1994 vol. 13, s. 301-341.
- Chow C.G., *Ekonometria*, PWN, Warszawa 1995.
- Cox D.R., *Regression Models and Life Tables* (with discussion), „Journal of Royal Statistical Society” Seria B 1972 vol. 34, s. 187-220.
- Cox D.R., *Partial Likelihood*, „Biometrika” 1975 vol. 62, s. 269-276.
- Cox D.R., Oakes D., *Analysis of Survival Data*, Chapman and Hall, London 1984.
- Gruszyński M., *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*, Warszawa 2002.

³ Zgodnie z: Pomoc do programu SPSS 12.0.

Kaplan E.L., Meier P., *Nonparametric Estimation from Incomplete Observations*, „Journal of American Statistical Association” 1958, vol. 53, s. 457-481.

Stanisz A., *Biostatystyka*, Wyd. Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków 2005.

THE RISK OF COMPANY’S BANKRUPTCY – USAGE OF THE SURVIVAL MODELS

Summary

The article shows the use of Cox hazard model over the real data. The authors compared the efficiency of prediction of Cox model with the results from logit model and discrimination analysis.