

## PROBLEMY ROZPOZNAWANIA KONDYCJI FINANSOWEJ PRZEDSIĘBIORSTW

### 1. Wprowadzenie

Stopień zagrożenia finansowego jest determinowany możliwością terminowego regulowania przez firmę zaciągniętych zobowiązań. W określeniu tego stopnia najbardziej są zainteresowani wierzyciele firmy, a przede wszystkim finansujące ją banki.

Banki wykształciły rozmaite systemy ratingu kredytów komercyjnych dla firm, od systemów eksperckich do zautomatyzowanych podejść opartych wyłącznie na metodach statystycznych. Zgodnie z ostatnimi zaleceniami Komitetu Bazylejskiego, banki mogą stosować własne wewnętrzne systemy ratingowe (por. Principles..[2000]; zasada 10). W systemach bankowych określa się zagrożenie (ryzyko) związane z kredytobiorcą lub ryzyko pojedynczej transakcji (kredytu), bądź też oba rodzaje ryzyka. W praktyce spotyka się klasyfikacje na kilka grup ryzyka (od najmniejszego zagrożenia do największego), a także systemy wprowadzające bardziej szczegółową gradację kredytów (kredytobiorców) o satysfakcjonującym poziomie ryzyka dla banku.

Stan zagrożenia finansowego firmy powinien być określony:

- porównawczo, to jest w porównaniu charakterystyk danej firmy z pewnym ustalonym statystycznie standardem (modelem),
- dynamicznie, to jest z wykorzystaniem danych z finansowej przeszłości firmy (np. historii kredytowej).

Dla porównań z innymi, niezbędny jest dostęp do bazy danych o dużej grupie firm, ocenianych na tym samym rynku kapitałowym, reprezentujących podobne branże. Dostępność rzetelnych danych o pojedynczych firmach oraz danych o ich historii finansowej warunkuje jakość oceny zagrożenia finansowego.

O poziomie kondycji finansowej firmy lub o jej zagrożeniu finansowym decyduje wiele czynników. Identyfikacja tych czynników nie zawsze jest możliwa, nie zawsze jest też możliwa ich kwantyfikacja. Podobnie, sama definicja zagrożenia finansowego firmy nie jest precyzyjna ilościowo. W związku z tym, zagrożenie może być reprezentowane przez zmienną jakościową, na przykład zmienną zerojedynkową, gdzie wartość 1 oznacza zagrożenie, a wartość 0 brak zagrożenia finansowego.

## 2. Modele przewidywania zagrożenia finansowego i upadłości

Wybrane modele przewidywania zagrożenia finansowego i upadłości oparte na metodach mikroekonometrii przedstawione są w pracy autora z 2001 roku (por. Gruszczyński [2001, 2002]). W artykule z 2002 roku wymieniono główne predyktory, czynniki zagrożenia finansowego i upadłości firmy wraz z oczekiwanym znakiem lub typem ich wpływu na poziom zagrożenia (por. np. Lennox [1999], Kaiser [2001]). Są to:

- niezyskowność (+ : im większa „niezyskowność” tym większe zagrożenie),
- wysoki poziom zadłużenia (+),
- trudności z płynnością pieniężną (+),
- wiek firmy (zależność w kształcie odwróconej litery U: w pierwszej fazie rozwoju szansa zagrożenia rośnie, później się stabilizuje, a następnie maleje),
- wielkość firmy (zależność w kształcie odwróconej litery U),
- forma prawna (np. spółki z ograniczoną odpowiedzialnością mają większą szansę zagrożenia finansowego w porównaniu z innymi),
- akcjonariusz korporacyjny (– : obecność dużej korporacji jako właściciela spółki zmniejsza zagrożenie finansowe),
- liczba instytucji kredytujących (sprzeczne doniesienia z literatury: nie ustalono kierunku wpływu),
- dywersyfikacja (– : firmy bardziej zdywersyfikowane mają mniejszą szansę zagrożenia finansowego),
- branża firmy (sytuacja w całej branży może decydować o powodzeniu firmy),
- faza cyklu koniunkturalnego (sytuacja w gospodarce odbija się na kondycji finansowej firmy).

Te czynniki zagrożenia są reprezentowane przez zmienne pochodzące ze sprawozdań finansowych firm, częściowo także przez zmienne jakościowe (zerojedynkowe).

Do przewidywania zagrożenia finansowego stosuje się zwykle modele dwumianowe. Ich cechą wspólną jest rozróżnienie wyłącznie dobrych lub złych firm, to jest firm o dobrej lub złej finansowej kondycji. Interesujące możliwości stwarza wykorzystanie modeli wielomianowych, w których zmienna „kondycja finansowa przedsiębiorstwa” przyjmuje więcej niż dwa stany.

Przytoczymy tutaj wyniki uzyskane ostatnio z wykorzystaniem modeli wielomianowych dla zmiennej jakościowej.

## 2.1. Podejście Kaisera

Kaiser [2001] wykorzystał dane o 15 583 firmach niemieckich, ocenianych przez agencję Creditreform w odstępach półrocznych w okresie 1994–1999. Wyniki tej oceny klasyfikowały firmę w jednej z trzech kategorii zdolności spłaty długów:

- a) bez problemów – firma terminowo reguluje zobowiązania,
- b) średni poziom zagrożenia – firma nie reguluje zobowiązań w ustalonych terminach,
- c) zagrożenie poważne – ściąganiem długów od firmy zajmują się agencje windykacji bądź rozpoczęto odpowiednie procedury sądowe.

W badaniu wykorzystano 90 302 obserwacje przekrojowo-czasowe. W tym zbiorze 80,5% obserwacji klasyfikowało się do kategorii pierwszej, 9,8% - do kategorii drugiej oraz 9,7% - do kategorii trzeciej.

W badaniu Kaisera [2001] zmienna endogeniczna przyjmuje trzy wyżej wymienione stany, a zastosowany model to wielomianowy model logitowy – w połączeniu z modelem łańcucha Markowa. Przedmiotem modelowania były prawdopodobieństwa przejścia pomiędzy trzema stanami kondycji finansowej firmy. Obserwowane liczby przypadków i prawdopodobieństwa empiryczne były następujące:

Stan początkowy	Stan końcowy			Liczby ogółem
	bez problemów	średnie zagrożenie	poważne zagrożenie	
bez problemów	70 256 96,9%	1 714 2,4%	762 1,1%	72 732 80,5%
średnie zagrożenie	591 6,7%	7 372 83,5%	865 9,8%	8 828 9,8%
poważne zagrożenie	21 0,2%	198 2,3%	8 523 97,5%	8 742 9,7%
Liczby ogółem	70 868 78,5%	9 284 10,3%	10 150 11,2%	90 302 100,0%

Jak widać, najczęściej występuje sytuacja, zgodnie z którą firma w danej kondycji na początku okresu próby (1994) jest w tym samym stanie także na końcu okresu (1999). Kaiser (2001) zbudował dwa rodzaje modeli. Pierwszy opisuje wszystkie prawdopodobieństwa przejścia z tabeli (3 x 3), a właściwie (2 x 3) – po wyłączeniu ostatniego wiersza, ze względu na małą liczbę przypadków przechodzenia ze stanu poważnego zagrożenia do innych stanów. Drugi rodzaj modeli opisuje te same prawdopodobieństwa, lecz z uwzględnieniem metodologii ekonometrii panelowej. Jest to

wielomianowy model logitowy z efektami losowymi dla każdej firmy i każdego rodzaju przejścia ze stanu do stanu. Okazało się, że model panelowy nie wykazał obecności istotnych efektów losowych. Stąd oba podejścia uznano za tożsame.

W modelach wykorzystano rozmaite zmienne objaśniające, z zestawu wymienionego wyżej. Okazało się, że zarówno wiek firmy, jak i wielkość firmy istotnie wpływają na prawdopodobieństwa przejścia, lecz kierunek tej relacji zależy od stanu początkowego firmy (w próbie). Z kolei, spółki z ograniczoną odpowiedzialnością niezagrożone finansowo, mają tendencję do przechodzenia do gorszych stanów częściej niż spółki akcyjne. Inny wniosek, to taki, że obecność akcjonariusza korporacyjnego w firmie zwiększa prawdopodobieństwo przejścia do lepszego stanu kondycji finansowej.

Trafność prognoz okazała się bardzo wysoka. Przedstawia to poniższa tablica prognoz *ex post* prawdopodobieństw przejścia:

Stan początkowy	Stan końcowy		
	bez problemów	średnie zagrożenie	poważne zagrożenie
bez problemów	96,7%	2,2%	1,0%
średnie zagrożenie	6,4%	84,1%	9,5%

W podobnym zastosowaniu, Kaiser i Szczesny [2000] wykorzystali uporządkowany model probitowy do modelowania ryzyka kredytowego.

## 2.2. Model Barniva, Agarwala i Leacha

Modele niewydolności finansowej (*financial distress*) i upadłości zajmują się zazwyczaj prognozowaniem każdego z tych stanów w sytuacji, gdy mamy do czynienia z firmą normalnie funkcjonującą. Model Barniva, Agarwala i Leacha prognozuje rozwój sytuacji firm, wobec których złożono wniosek o upadłość (*post-bankruptcy resolution*).

W modelu Barniva, Agarwala i Leacha [2002] przedmiotem opisu jest zmienna jakościowa z trzema stanami (wartościami), które można uporządkować. Chodzi o dalsze losy firm, względem których zgłoszono wniosek o upadłość. Zgodnie z prawem upadłościowym USA z 1978 roku każda z takich firm może:

- (a) zostać przejęta przez inną firmę,
- (b) wyodrębnić się jako nowa niezależna jednostka, bądź
- (c) podlegać likwidacji.

Według badań, średnio po 17 miesiącach od złożenia wniosku o upadłość, losy firmy opisuje rozwiązanie (a) lub (b) lub (c).

Barniv, Agarwal i Leach zaproponowali model, którego zadaniem jest prognozowanie każdego z tych rozwiązań, jeśli nastąpiło złożenie wniosku o upadłość. Przy tym wymienione trzy rozwiązania można uporządkować w takiej właśnie kolejności: najlepsze dla właścicieli lub inwestorów jest rozwiązanie (a), średnio dobre jest (b), a najgorsze (c). To uporządkowanie wynika z obserwowanych ponadprzeciętnych stóp zwrotu z akcji dla prób spółek znajdujących się w każdej z wymienionych sytuacji.

Baza danych obejmowała 237 spółki publiczne w USA z lat 1980-1992, które złożyły wnioski o upadłość. Z tej liczby 49 (21%) zostało przejęte przez inne firmy, 119 (50%) wykształciło się w nowe jednostki gospodarcze oraz 69 (29%) zostało zlikwidowanych.

Oszacowano trójmianowy uporządkowany model logitowy z 10 zmiennymi, z których 5 to zmienne oparte na danych finansowych a pozostałe 5 mają innych charakter. Zmienne finansowe są następujące:

NI/TA = zysk netto/ aktywa ogółem; spodziewany znak (-); oznacza to, że im większa wartość tej zmiennej, tym mniejsze prawdopodobieństwo likwidacji firmy,

LNTA = logarytm naturalny wskaźnika: aktywa ogółem/ deflator PKB; znak (-),

INTA/S = aktywa niematerialne/ sprzedaż netto; znak (-),

TD/TL = zadłużenie oprocentowane/ pasywa ogółem; znak (+),

SED/TL = zadłużenie oprocentowane zabezpieczone/ pasywa ogółem (+).

Pozostałe zmienne (niefinansowe) to:

FRAUD = zmienna zerojedynkowa: 1 oznacza doniesienie o defraudacji, 0 w przeciwnym wypadku; spodziewany znak (+),

RESN = zmienna zerojedynkowa: 1 oznacza rezygnację głównych osób zarządzających, 0 w przeciwnym wypadku; znak (-),

C-DEBT = liczba głównych klas właścicieli obligacji firmy; znak (-), tj. im więcej klas, tym niższe prawdopodobieństwo likwidacji,

H-H INDX = wartość indeksu Herfindahla-Hirchmana mierzącego konkurencję w branży; znak (+): im większa konkurencja, tym większa szansa likwidacji firmy,

PLOSS = wartość skumulowanych ponadprzeciętnych zwrotów w okresie 60 dni przed złożeniem wniosku o upadłość do dnia następnego po złożeniu wniosku (ważona indeksem cenowym Mikkelsona-Rubacka); znak (-).

Po oszacowaniu modelu okazało się, że nie wszystkie z hipotez odnośnie znaków sprawdziły się. Należy przypuszczać, że jest to wynikiem współliniowości zmiennych. Autorzy nie wykorzystali żadnej statystycznej metody rozsądnego doboru zmiennych.

Dla całej próby, oszacowany model ma trafność klasyfikacji równą 62%, natomiast dla próby odłożonej (*holdout sample*) trafność wynosi jedynie 48%.

Zaletą badania Barniva, Agarwala i Leacha jest nowe spojrzenie na losy firm upadających i próba ustalenia prawdopodobieństwa określonego rozwiązania prawnego. Dla analizy fundamentalnej badanie to daje metodę oszacowania prawdopodobnego przyszłego stanu firmy, jeśli planowany jest wniosek o upadłość.

### 2.3. Model dwumianowy Theodossiou i innych

Model Theodossiou, Kahya, Saidi i Philippatos [1996] jest logitowym modelem sekwencyjnym, obejmującym w istocie dwa modele. Pierwszy model rozpoznaje firmę jako zagrożoną bądź zdrową finansowo. Drugi model rozpoznaje firmę zagrożoną jako cel przejęcia (bądź nie). Interesujący dla nas jest pierwszy z modeli. Jest to model logitowy, w którym prawdopodobieństwo zagrożenia finansowego firmy jest funkcją wskaźników finansowych przedstawionych w tablicy 1.

**Tablica 1.** Wyniki estymacji dwumianowego logitowego modelu zagrożenia finansowego

Zmienna	ocena parametru	statystyka <i>t</i>
W. wolny	-1,5084	-1,45
Dźwignia finansowa: <i>Zadłużenie / aktywa ogółem</i>	4,8133	3,95 *
Zyskowność: <i>Zysk operacyjny / aktywa ogółem</i>	-5,1431	-2,18 *
<i>Nieefektywność zarządzania:</i> <i>Zapasy / sprzedaż</i>	3,6199	1,53
<i>Wielkość firmy:</i> <i>Logarytm sprzedaży ogółem</i>	-0,2152	-1,72
<i>Wzrost firmy:</i> <i>Wzrost zatrudnienia</i>	-6,1228	-3,09 *
Pseudo-R-kwadrat	0,3216	
Chi2	69,35 *	

\* Istotność na poziomie < 0,05.

Źródło: Theodossiou, Kahya, Saidi i Philippatos [1996] oraz opracowanie własne.

Do próby firm zagrożonych finansowo zaliczono te, które charakteryzują się przynajmniej jednym z następujących czynników niewydolności finansowej: 1) zaprzestanie spłaty zadłużenia, 2) podejmowanie prób renegotjacji zadłużenia z wierzycielami i instytucjami finansowymi, 3) niespłacanie zadłużenia z tytułu emitowania

wanych obligacji. Wybrano firmy z USA z okresu 1981–1989 (dane finansowe z bazy Compustat). Uzyskano ostatecznie dane o 37 firmach zagrożonych finansowo i przejętych, 49 firmach zagrożonych i nie przejętych oraz 95 firmach nie zagrożonych finansowo.

W tabelicy 1 przedstawiono wyniki estymacji modelu. Zdaniem autorów, znaki oszacowań parametrów są zgodne z hipotezami dotyczącymi predyktorów zagrożenia finansowego firmy. Na przykład, im większa rentowność, tym mniejsze zagrożenie finansowe. Mimo stosunkowo dużej próby część zmiennych nie jest istotna w modelu. Autorzy pozostawiają je w modelu uznając w ten sposób ich rolę predykcyjną. Model był poddany weryfikacji prognostycznej, jednakże wyłącznie typu *ex post* (bez próby odłożonej).

#### 2.4. Modele wielomianowe Johnsen-Melichera

Johnsen i Melicher [1994] klasyfikują firmę do trzech stanów: a) bankrut, b) niebankrut, c) firma słaba finansowo (*financially weak*). Wzięli oni pod uwagę firmy z USA, które w okresie 1970–1983 złożyły wniosek o upadłość, i których co najmniej 5-letnia historia finansowa jest dostępna w bazie danych Compustat. Okazało się, że jest to 157 firm. Do tej grupy firm wylosowano 300 firm „zdrowych finansowo” oraz 300 firm „słabych finansowo”. Te ostatnie dobrano po prostu według ratingu ich akcji przez Standard & Poor’s. Wylosowano 300 firm spośród tych z ratingami B, B– oraz C. Uzyskano dane o 112 bankrutach, 293 o niebankrutach oraz 255 o firmach słabych finansowo.

Dla tych danych oszacowano między innymi wielomianowe modele logitowe, w których zmiennymi objaśniającymi były wskaźniki Beavera [1966] lub wskaźniki ZETA Altmana (por. Altman, Haldeman i Narayanan [1977]). W tabelicy 2 zostały przedstawione wyniki estymacji modelu dla wskaźników Beavera. Stany zmiennej zależnej są równe  $J = 0, 1, 2$ , gdzie  $J = 0$  oznacza upadłość,  $J = 1$  firmę „zdrową” oraz  $J = 2$  firmę o słabej kondycji finansowej. Indeks  $i$  oznacza numer firmy. Wskaźniki finansowe z modelu to:

- $B1$  łączne pokrycie zadłużenia = strumień gotówki z działalności operacyjnej/zobowiązania,
- $B2$  rentowność aktywów ( $ROA$ ) = zysk netto/aktywa ogółem,
- $B3$  wskaźnik ogólnego zadłużenia = zadłużenie ogółem/aktywa ogółem,
- $B4$  kapitał obrotowy/aktywa ogółem,

- $B5$  aktywa bieżące/zobowiązania krótkoterminowe,
- $B6$  (kapitał obrotowy – zobowiązania krótkoterminowe)/(koszty – amortyzacja).

**Tablica 2.** Wyniki estymacji wielomianowego modelu logitowego upadłości

Zmienna objaśniana $\log \frac{P(i,1)}{P(i,0)}$			Zmienna objaśniana $\log \frac{P(i,2)}{P(i,0)}$		
zmienna	ocena parametru	statystyka $t$	zmienna	ocena parametru	statystyka $t$
W. wolny	-3,259	-4,39 *	W. wolny	-0,213	0,41
$B1$	-5,978	-4,28*	$B1$	-5,719	-4,17 *
$B2$	-1,454	-3,29	$B2$	-0,873	-2,11*
$B3$	5,179	5,96 *	$B3$	0,626	1,43
$B4$	-2,538	1,80	$B4$	-3,424	-2,55 *
$B5$	0,363	1,20	$B5$	0,084	0,28
$B6$	-1,791	-2,34 *	$B6$	-2,171	-2,87 *
Chi2 = 1043,319 *					

\* Istotność na poziomie 0,01.

Źródło: Johnsen, Melicher [1994] oraz opracowanie własne.

Badania Johnsen i Melichera pokazały, iż prognozy *ex post* wynikające z modelu wielomianowego są trafniejsze od prognoz dla klasyfikacji dwumianowej. O ile dla zmiennych Beavera w modelu dychotomicznym błędnie sklasyfikowano 300 spośród 660 firm, o tyle dla tych samych zmiennych w modelu wielomianowym (trójmianowym) sklasyfikowano błędnie 257 firm.

Warto odnotować regułę prognozowania stanu (kategorii) zmiennej zależnej w modelu wielomianowym. Na podstawie oszacowanego modelu określa się dla każdej firmy prawdopodobieństwa  $P(i,0)$ ,  $P(i,1)$ ,  $P(i,2)$  i jako prognozę stanu  $J$  ustala się ten stan, dla którego  $P(i,J)$  jest największe ( $J = 0,1,2$ ). Johnsen i Melicher zajmują się szczegółowo różnymi możliwymi błędami prognoz i potencjalną redukcją tych błędów. Jeśli w modelu dwumianowym mamy do czynienia jedynie z dwoma rodzajami błędów klasyfikacji, to w modelu wielomianowym liczba rodzajów błędów klasyfikacji jest znakomicie większa. Na przykład przy trzech stanach zmiennej zależnej mamy  $3(3-1) = 6$  rodzajów błędów klasyfikacji.

### 3. Modele dla polskich firm

W tej części opracowania prezentowane są modele zagrożenia finansowego dla polskich przedsiębiorstw, oparte na bazie danych Instytutu Nauk Ekonomicznych

Polskiej Akademii Nauk. Część z tych wyników przedstawiono wcześniej w opracowaniu Gruszczyński [2001a] oraz w artykule Gruszczyński [2002].

### 3.1. Baza danych INE PAN

Bazę danych stanowią zebrane w ramach projektów badawczych KBN sprawozdania finansowe z około 200 przedsiębiorstw. Między innymi, baza zawiera w miarę pełne sprawozdania finansowe tych przedsiębiorstw za lata 1995-1997.

Na podstawie sprawozdań finansowych za 1997 rok ustalono metodą ekspercką listę 23 przedsiębiorstw w złej sytuacji finansowej, a także listę 23 przedsiębiorstw w zdecydowanie dobrej sytuacji finansowej. Te 46 przedsiębiorstw posłużyło za podstawową próbę, dla której szacowano dwumianowe modele logitowe.

Z kolei, spośród przedsiębiorstw spoza grupy wyróżnionych 46 firm, wylosowano 25 jednostek, które uznano za firmy o nieokreślonej sytuacji finansowej. Te przedsiębiorstwa stanowiły trzecią klasę firm, którą wykorzystano dla specyfikacji i estymacji uporządkowanego modelu logitowego.

### 3.2. Zmienna objaśniana

W badaniu szacowano:

- 1) modele logitowe dwumianowe (MLD), w których zmienna objaśniana jest  $Y$  zdefiniowana następująco:
  - $y_i = 0$  firma w złej sytuacji finansowej,
  - $y_i = 1$  firma w dobrej sytuacji finansowej,
- 2) wielomianowe modele logitowe uporządkowane (WMLU), dla których zmienna objaśniana  $Y$  jest zdefiniowana jako:
  - $y_i = 1$  firma w złej sytuacji finansowej,
  - $y_i = 2$  firma o nieustalonej sytuacji finansowej,
  - $y_i = 3$  firma w dobrej sytuacji finansowej.

### 3.3. Wskaźniki finansowe jako potencjalne zmienne objaśniające

Za podstawową grupę wskaźników uznano następujące:

Wskaźnik	Licznik	Mianownik
P1 stopa bieżąca płynności	majątek obrotowy	zobow. krótkoterminowe
P2 stopa wysokiej płynności	majątek obrot.- zapasy	zobow. krótkoterminowe
P3 stopa podwyższ. płynności	maj.obrot.-zapasy-należn.	zobow. krótkoterminowe
ROA rentowność aktywów	zysk netto	aktywa
ROA1 rentowność aktywów	zysk operacyjny	aktywa
ROE rent.kapitału własnego	zysk netto	kapitał własny
R1 marża zysku brutto	zysk brutto	przychody ze sprzed. netto
R2 marża zysku netto	zysk netto	przychody ze sprzed. netto
A1 obrót należnościami	przychody ze sprzed. netto	należności
A2 obrót zobowiązaniami	koszty prod. sprzedanej	zobowiązania krótkoterminowe
A3 obrót zapasami	koszty prod. sprzedanej	zapasy
A4 obrót aktywami	przychody ze sprzed. netto	aktywa
Z1 Stopa zadłuż. majątku	zobowiązania ogółem	aktywa
Z2 Zadłuż. kapit. własnego	zobowiązania ogółem	kapitał własny
Z3 Dźwignia finansowa	aktywa	kapitał własny

Do tej grupy dodano dwa wskaźniki, które były wykorzystywane we wcześniejszych badaniach i okazały się dobrymi predyktorami zagrożenia finansowego:

Wskaźnik	Licznik	Mianownik
W19	zapasy	przychody ze sprzed. netto
W26	kapitał obcy- śr. pieniężne	przychody ze sprzed. netto

Nie wzięto pod uwagę wskaźników obrazujących dynamikę pojedynczych kategorii finansowych firmy. Wszystkie 17 wskaźników obliczono dla sprawozdań finansowych każdej firmy, oddzielnie dla każdego z lat 1995-1997.

### 3.4. Kryteria doboru zmiennych objaśniających

Zmiennymi objaśniającymi w modelach logitowych są wskaźniki finansowe obliczone na podstawie sprawozdań finansowych firm wybranych do próby. Przyjęto założenie, że sytuację firmy w 1997 roku można przewidzieć na podstawie wyników osiąganych w 1995 roku oraz w 1996 roku. Innymi słowy, model zagrożenia finansowego ma w założeniu pewne wyprzedzenie czasowe, w naszym przypadku jedno- lub dwuletnie. Długość wyprzedzenia czasowego wynika z dostępności danych. Nie możemy bowiem sięgać do informacji sprzed 1995 roku, z uwagi na zasadnicze zmiany w ustawie o rachunkowości, które zaczęły obowiązywać właśnie od 1995 roku.

Przeprowadzono czynności doboru zmiennych i estymacji modeli odrębnie dla danych z 1995 roku oraz dla danych z 1996 roku. Szacowano zarówno model logitowy dwumianowy (MLD), jak i wielomianowy model logitowy uporządkowany (WMLU). W sumie zajmowano się czterema rodzajami modeli: MLD 1995, MLD 1996, WMLU 1995 oraz WMLU 1996.

W każdej klasie modeli dobierano zmienne objaśniające  $X$ , to jest wskaźniki finansowe, zgodnie z pewną procedurą, której podstawowe zasady są następujące:

1. Wskaźnik wybrany do objaśniania zmiennej  $Y$  jest istotnie skorelowany z tą zmienną. Pojęcie korelacji dla  $Y$  jako zmiennej zerojedynkowej (model dwumianowy) jest w pełni uprawnione (por. Gruszczyński [2001, 2002]). W modelach wielomianowych uporządkowanych skorelowanie zastąpiono testem niezależności chi-kwadrat: do modelu mogły dostać się tylko te wskaźniki  $X$ , dla których odrzucono hipotezę o niezależności z  $Y$ .
2. Wskaźniki przyjęte jako objaśniające w jednym modelu są – w miarę możliwości – słabo ze sobą skorelowane. W celu selekcji posługiwano się macierzą korelacji wskaźników.
3. Zmienne objaśniające w modelach logitowych są dobrane zgodnie z zasadą koincydencji, która jest w tym przypadku szczególnie uzasadniona (por. Gruszczyński [2001, 2002]). Dla modeli dwumianowych sprawdzenie koincydencji jest proste. W modelach wielomianowych uporządkowanych dla sprawdzenia koincydencji modelu wzięto pod uwagę znak współczynnika korelacji danej zmiennej objaśniającej  $X$  ze zmienną objaśnianą  $Y$  wyrażoną jako zmienna dychotomiczna – bez obserwacji dla wartości  $y_i = 2$ .

4. W modelu występuje co najwyżej jeden lub dwa wskaźniki z danej grupy wskaźników. Ta zasada wynika z potrzeby dywersyfikacji informacji predyktywnych w sprawie finansowego zagrożenia firmy. Wynika także z konieczności: wskaźniki z jednej grupy, na przykład wskaźniki rentowności, są wysoce skorelowane wzajemnie. Wybór jednego z nich z reguły wystarcza do przekazania informacji także o pozostałych wskaźnikach z tej grupy.
5. W miarę możliwości, zmienne objaśniające w każdym modelu są istotne statystycznie. Za wieloma przykładami z literatury ekonometrycznej, warunek ten nie był stosowany bezwzględnie, przede wszystkim z uwagi na stosunkowo małą próbę.
6. Model ma dobrą zdolność predykcyjną *ex post*, to znaczy prognozy wartości zmiennej  $Y$  dla przedsiębiorstw w próbie są trafne, przy czym dokładność prognoz mierzona jest jako udział trafnych prognoz w łącznej liczbie wszystkich prognoz.

### 3.5. Wybrane modele

Oszacowania wybranego modelu z każdej grupy są następujące (C oznacza stałą):

#### Model MLD1995

Model 7	Ocena parametru	Błąd szacunku	Statystyka $t$	Prawdopodobieństwo
C	0,3133	0,8286	0,3781	0,7053
ROA15	8,7592	3,2861	2,6656	0,0077
W19_95	-8,0069	4,5512	-1,7593	0,0785
Kryterium Akaike	1,1276	Kryt. Hannana-Quinna		1,1723
Kryterium Schwarza	1,2469	Pseudo-R-kwadrat		0,2807

#### Trafność prognoz z modelu 7

Wartość $y_i$	Liczba firm w próbie	Liczba firm prognozowana	Trafność prognozy (%)
0	23	19	82,61
1	23	20	86,96

## Modele MLD1996

Model 15	Ocena parametru	Błąd szacunku	Statystyka $t$	Prawdopodobieństwo
C	-4,7238	1,5925	-2,9663	0,0030
R16	16,1075	6,5392	2,4632	0,0138
A26	0,5761	0,2025	2,8447	0,0044
Kryterium Akaike	0,6134	Kryt. Hannana-Quinna		0,6580
Kryterium Schwarza	0,7326	Pseudo-R-kwadrat		0,6516

## Trafność prognoz z modelu 15

Wartość $y_i$	Liczba firm w próbie	Liczba firm prognozowana	Trafność prognozy (%)
0	23	20	86,96
1	23	20	86,96

## Model WMLU1995

P25	1,2654	0,4804	2,6340	0,0084
ROA5	1,4402	1,6272	0,8851	0,3761
Z15	-2,6851	1,4980	-1,7925	0,0731
Punkty graniczne				
$\tau_1$	-0,6002	0,9092	-0,6602	0,5091
$\tau_2$	1,5527	0,9198	1,6880	0,0914
Kryterium Akaike	1,8490	Kryt. Hannana-Quinna		1,9124
Kryterium Schwarza	2,0084	Pseudo-R-kwadrat		0,2220

## Trafność prognoz z modelu 8

Wartość $y_i$	Liczba firm w próbie	Liczba firm prognozowana	Suma prawdopodobieństw	Błąd
1	23	25	23,4263	-0,4263
2	25	25	24,5721	0,4279
3	23	21	23,0015	-0,0015

## Modele WMLU1996

Model 12	Ocena parametru	Błąd szacunku	Statystyka $t$	Prawdopodobieństwo
P36	1,5917	0,7087	2,2459	0,0247
R26	4,0927	2,0412	2,0051	0,0450
A26	0,1747	0,0606	2,8848	0,0039
Punkty graniczne				
$\tau_1$	0,6926	0,4229	1,6376	0,1015
$\tau_2$	2,9942	0,5825	5,1402	0,0000
Kryterium Akaike	1,7635	Kryt. Hannana-Quinna		1,8269
Kryterium Schwarza	1,9228	Pseudo-R-kwadrat		0,2610

## Trafność prognoz z modelu 12

Wartość $y_i$	Liczba firm w próbie	Liczba firm prognozowana	Suma prawdopodobieństw	Błąd
1	23	20	23,3184	-0,3184
2	25	32	25,3139	-0,3139
3	23	19	22,3677	0,6323

## 3.6. Wnioski

1. Próba zastosowania logitowych modeli wskaźników finansowych do prognozowania zagrożenia finansowego w Polsce na podstawie dość mało licznego zbioru danych dała zadowalające wyniki.
2. Mimo ograniczonej liczby obserwacji (50 lub 75), proponowane modele dwu- i trójmianowe mogły zostać prawidłowo wyspecyfikowane i oszacowane z zachowaniem własności koincydencji.
3. Trafność prognozowania zagrożenia finansowego na podstawie oszacowanych modeli (w próbie) jest akceptowalna – na poziomie 80-90%. Mała liczba obserwacji nie pozwoliła na odłożenie próby kontrolnej dla testowania modeli.
4. Najlepszymi predyktorami zagrożenia finansowego w polskich przedsiębiorstwach w drugiej połowie lat 90-tych okazały się:
  - utrata płynności,
  - zmniejszenie rentowności aktywów lub marży zysku,
  - wzrost stopy zadłużenia.

5. Słabością badania jest mało precyzyjna metoda określania wartości zmiennej objaśnianej, to jest klasyfikacji firm do grupy zagrożonych finansowo oraz grupy zdecydowanie dobrych firm. Tego rodzaju kłopotu nie ma wtedy, gdy modeluje się upadłość firmy. Wówczas podział jest precyzyjny: na przykład 1) firma upadła, 2) firma w stanie upadłości, 3) firma nie-upadła. W naszym przypadku, wstępna klasyfikacja była wykonana przez ekspertów zewnętrznych (z rachunkowości).
6. Dokładniejsze zbadanie predyktorów zagrożenia finansowego dla polskich firm jest możliwe tylko wtedy, gdy dostępny jest liczny reprezentatywny zbiór firm wraz z danymi finansowymi z kilku ostatnich lat. Takie zbiory ma do dyspozycji Główny Urząd Statystyczny, a także banki komercyjne. Teoretycznie, dane te powinny również być dostępne w sądach gospodarczych w całym kraju.

## Literatura

Barniv R., Agarwal A., Leach R. [2002] Predicting bankruptcy resolution, *Journal of Business Finance and Accounting*, 29 (3&4), 497-520.

Gruszczyński M. [2001, 2002] *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*, „Monografie i Opracowania” nr 490, Of. Wyd. SGH, Warszawa.

Gruszczyński M. [2001a] Modele mikroekonometrii w analizie i prognozowaniu zagrożenia finansowego przedsiębiorstw, opracowanie w ramach tematu: *Systemy wczesnego ostrzegania przed bankructwem przedsiębiorstw. Wskaźniki wczesnego ostrzegania*, projekt badawczy KBN nr I H02C 029 18, kierownik prof. dr hab. Elżbieta Mączyńska, Instytut Nauk Ekonomicznych PAN.

Gruszczyński M. [2002] Kondycja finansowa przedsiębiorstw. Prognozy ekonometryczne, w: *Zarządzanie finansami*, Uniwersytet Szczeciński, 2002, s. 101-111.

Johnsen T., Melicher R.W. [1994] Predicting corporate bankruptcy and financial distress: information value added by multinomial logit models, *Journal of Economics and Business*, 46, s. 269-286.

Kaiser U. [2001] Moving in and out of financial distress: evidence for newly founded services sector firms, *ZEW Discussion Paper* Nr 01-09, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim.

Kaiser U., Szczesny A. [2000] Einfache Ökonometrische Verfahren für die Kreditrisikomessung: Logit- und Probit-Modelle, *Working Paper Series: Finance and Accounting* Nr 61, grudzień 2000, Universität Frankfurt am Main.

Lennox C. [1999] Identifying failing companies: a reevaluation of the logit, probit and DA approaches, *Journal of Economics and Business*, **51**, s. 347–364.

Nickell P., Perraudin W., Varotto S. [2000] Stability of rating transitions, *Journal of Banking and Finance*, **24**, s. 203–227.

Principles for the management of credit risk [2000], *Basel Committee Publications* Nr 75, wrzesień 2000; [www.bis.org/publ/bcbs75.htm](http://www.bis.org/publ/bcbs75.htm).

Theodossiou P., Kahya E., Saidi R., Philippatos G. [1996] Financial distress and corporate acquisitions: further empirical evidence, *Journal of Business Finance and Accounting*, **23**, s. 699–719.