

Dariusz WĘDZKI*

WIELOWYMIAROWA ANALIZA BANKRUCTWA NA PRZYKŁADZIE BUDOWNICTWA

W artykule zbadano wpływ różnych czynników na zdolność prognostyczną logitowego modelu bankructwa na przykładzie branży budowlanej.

Słowa kluczowe: *prognozowanie upadłości, aplikacja modeli logitowych, wskaźniki finansowe*

Zakres zastosowań modeli służących prognozowaniu upadłości przedsiębiorstwa lub jego przeżycia jest bardzo szeroki. W rachunkowości tradycyjnym obszarem jest potrzeba sformułowania opinii przez biegłego rewidenta na temat tego, czy przedsiębiorstwo będzie kontynuować działalność w kolejnym roku obrotowym, czy nie. Jednakże przydatność takiego modelu dla przedsiębiorstwa jest większa. Może on służyć do weryfikacji kondycji finansowej kontrahenta, któremu udzielony zostanie kredyt kupiecki, bądź sytuacji finansowej partnera przedsiębiorstwa, np. w transakcji fuzji lub w ramach konsorcjum gospodarczego. Szczególne zainteresowanie modelami prognozowania bankructwa wykazują banki w związku z potrzebą weryfikacji sytuacji finansowej przyszłego kredytobiorcy i monitorowaniem spłaty kredytu. Z kolei instytucje finansowe związane z rynkiem kapitałowym, takie jak fundusze emerytalne, ubezpieczeniowe oraz powiernicze, są zainteresowane kondycją przedsiębiorstw, których papiery wartościowe nabywają.

Już ten krótki przegląd podmiotów gospodarczych, które mogą potencjalnie stosować (i często stosują) modele prognozowania upadłości wskazuje na znaczenie problematyki i budowy takich modeli w finansach i rachunkowości. Zajmowało się tym tematem wielu polskich naukowców: E. Mioduchowska-Jaroszewicz [16] wymienia około 30 pozycji literaturowych w języku polskim na ten temat, a wraz z pozycjami znanymi autorowi byłoby ich z pewnością ponad 50. Jest to znaczący, stale powiększający się dorobek. Niniejsze opracowanie ma na celu rozważenie istotnych

* Katedra Rachunkowości, Akademia Ekonomiczna, ul. Rakowicka 27, 31-510 Kraków, wedzki@ae.krakow.pl

kwestii metodologicznych analizy upadłości, które (jak się wydaje) przewijają się od początku statystycznych badań nad upadłościami, tj. badań E. Altmana [2], a także eksplorację wniosków płynących z badań najbardziej aktualnych.

1. Omówienie wybranych problemów metodologii wielowymiarowej analizy upadłości

Każda analiza służąca określeniu zagrożenia upadłością lub też stwierdzająca zdolność do przeżycia kolejnego roku obrotowego wymaga przede wszystkim określenia, czym właściwie jest upadłość, ponieważ kategoria ta jest kryterium dyskryminacji zbioru przedsiębiorstw, które będą istnieć lub nie. Na podstawie literatury przedmiotu można stwierdzić, że dominują tu trzy podejścia:

- prawne, w którym za upadłe uznaje się przedsiębiorstwo spełniające określone wymogi prawne,
- ekonomiczne, gdzie kryterium tym jest sprecyzowana, negatywna sytuacja finansowa,
- mieszane, gdy korzysta się zarówno z pierwszego, jak i drugiego podejścia.

Najstarsza definicja upadłości wywodząca się już od W. Beavera [4] i E. Altmana [2] to spełnienie warunków *Prawa upadłościowego*. Kryterium to jest w światowej literaturze przedmiotu nadal stosowane [17]. W literaturze polskiej jedną z pierwszych osób, która zastosowała to kryterium była D. Hadasik [8, s. 134]. Wykorzystywano je także wielokrotnie w dalszych badaniach (m.in. [9, 27]).

Upadłość w sensie prawnym można rozumieć w węższy lub szerszym ujęciu. W węższym definiuje ją art. 1 oraz 2 *Prawa upadłościowego*, obowiązującego do 1 października 2003 roku. Jej moment to ogłoszenie w *Monitorze Sądowym i Gospodarczym* rozpoczęcia postępowania upadłościowego lub oddalenie wniosku o upadłość z powodu braku masy upadłościowej na pokrycie postępowania upadłościowego. Począwszy od 1 października 2003 roku węższe rozumienie upadłości jest zgodne z art. 10, 11 oraz 13 *Prawa upadłościowego i naprawczego*.

W szerszym znaczeniu „bankructwo” można również rozumieć jako zawarcie układu między wierzycielami a dłużnikiem. Warunek jego zawarcia określał art. 1 *Prawa o postępowaniu układowym*. Obecnie układ nie jest zdefiniowany wprost, ale wynika z art. 269 *Prawa upadłościowego i naprawczego* jako dodatkowy warunek art. 10 i 11. Ogłoszenie o rozpoczęciu postępowania układowego zawiera *Monitor Sądowy i Gospodarczy*.

Definicję upadłości w węższym rozumieniu wykorzystał np. A. Hołda [9]. Analiza literatury wskazuje, że dominuje podejście prawne.

Zaletą prawnej definicji upadłości jest:

- jasno sprecyzowane kryterium uznania przedsiębiorstwa za upadłe,
- możliwość skomputeryzowania procedury budowania modelu prognostycznego, ponieważ ogłoszenie upadłości lub zawarcia układu jest publikowane w ogólnie dostępnych periodykach, które mogą mieć formę elektroniczną,
- brak ingerencji w to, kto jest bankrutem, a kto nim nie jest. Kwestia ta zostanie wyjaśniona dalej.

Do wad definicji prawnej należy zaliczyć:

- wykluczenie innych sytuacji, które skutkują długotrwałym zaprzestaniem regulowania zobowiązań przez przedsiębiorstwo, jednakże niebędących przesłanką upadłości w sensie prawnym,
- w niektórych działach gospodarki, np. bankowości, rzadko dochodzi do formalnego ogłoszenia upadłości mimo trudnej sytuacji finansowej na skutek specyficznych działań ratunkowych [6].

Ekonomiczne kryterium upadłości dotyczy różnych warunków utrudniających lub uniemożliwiających wypełnienie zobowiązań finansowych. W literaturze światowej stosuje się następujące kryteria upadłości [11, 7, 19]:

- zaprzestanie płacenia zobowiązań z tytułu papierów wartościowych, w tym dywidendy uprzywilejowanej, ogłoszone przez odpowiednie instytucje np. agencje ratingowe,
- niski rating akcji,
- zaprzestanie spłaty kredytów, pożyczek lub zobowiązań z tytułu dostaw i usług,
- restrukturyzacja wynikająca z trudności w obsłudze zadłużenia.

W części badań postuluje się dodatkowo sprawdzenie, czy dane przedsiębiorstw w próbie nie są zafałszowane [3] lub też nie odbiegają znacząco od specyfiki branżowej określonej przez eksperta [19].

Dylematy metodologiczne obecne w światowej literaturze mają również odzwierciedlenie w pracach polskich naukowców. Szczególną uwagę tej kwestii poświęcili P. Stępień i T. Strąk [26]. Zwracają oni uwagę, że ogłoszenie postępowania układowego wymaga dalszej analizy merytorycznej. Mianowicie musi ono dotyczyć redukcji zadłużenia, przy czym brak możliwości spłaty jest uwierzytelniony przez badanie biegłego. Faktycznym bankructwem według tych autorów jest stan ujemnego kapitału własnego, który powinien skutkować formalnym ogłoszeniem upadłości. Niekoniecznie jednak tak jest w rzeczywistości. Badanie D. Wędzkiego [30] wskazuje, że w pobranych próbach były przypadki przedsiębiorstw o ujemnym kapitale własnym, ale do końca 2003 roku w *Monitorze Sądowym i Gospodarczym* nie ukazało się ogłoszenie o upadłości, oddaleniu wniosku o upadłość lub też otwarciu postępowania układowego.

„Czyste” kryterium ekonomiczne jest stosowane rzadko. Przykładem może tu być wykorzystanie jako kryterium braku spłaty kredytu wobec banku w modelu J. Marca [15].

Zalety definicji ekonomicznej upadłości to:

- odwołanie się do faktycznych trudności przedsiębiorstwa w regulowaniu zobowiązań, co rozszerza możliwość zastosowania modelu upadłości np. na decyzje związane z udzieleniem kredytu kupieckiego,
- poszerzenie kryterium upadłości zwiększa liczbę podmiotów, które mogą wejść do próby badawczej jako bankruci.

Ekonomiczna definicja upadłości ma również wady:

- weryfikacja stanu faktycznego przedsiębiorstw sklasyfikowanych jako bankruci jest bardzo pracochłonna. Ponadto rzetelność badania wymaga poddania takiej samej analizie przedsiębiorstwa uznane za niebankrutów. Praktyczna aplikacja powstałego modelu wymaga powtarzania całej procedury sprawdzającej, co może być kłopotliwe i kosztowne,
- rozszerzenie kryterium upadłości może grozić „rozmyciem” granic uznania przedsiębiorstwa za bankruta lub nie. Jeśli, przykładowo, „bankrutem” jest przedsiębiorstwo, które ma przeterminowane zobowiązanie z tytułu dostaw i usług na 90 dni, czy wobec tego za niebankruta należy uznać takie, którego przeterminowanie wynosi 89 dni? Rodzi to problem „szarej strefy”, tzn. powiększania się liczby przedsiębiorstw, których nie można sklasyfikować ani jako upadłe, ani jako nieupadłe.

W praktyce ekonomiczne kryterium upadłości jest dodatkowym kryterium obok prawnego [26]. Główną zaletą podejścia mieszanego jest możliwość rozszerzenia zbioru przedsiębiorstw upadłych.

Sposób zdefiniowania upadłości może wpływać na zdolności prognostyczne modelu. Badanie J. Grice’a i M. Dugana [7] przeprowadzone na wybranych modelach prezentowanych w literaturze przedmiotu wskazuje, że wraz z upływem czasu od momentu estymowania modelu zdolność prognostyczna w grupie przedsiębiorstw zdefiniowanej jako upadłe pogarsza się bardziej niż w grupie przedsiębiorstw zdefiniowanych jako będące w trudnej sytuacji, ale nie upadłe.

Zdolność klasyfikacyjna i prognostyczna modelu upadłości jest uzależniona od wielu czynników, którymi są:

- charakter metody statystycznej wykorzystanej w badaniu,
- charakter branżowy badanej populacji,
- charakter terytorialny populacji,
- stabilność parametrów modelu w czasie.

Charakter metody statystycznej wykorzystanej w badaniu, na przykład w analizie logitowej, jest związany:

- ze strukturą próby analitycznej i walidacyjnej w porównaniu do struktury populacji generalnej,
- ze sposobem wyboru wskaźników do modelu,
- z występowaniem współliniowości i obserwacji nietypowych.

W modelowaniu upadłości stosuje się technikę parowania bankrutów i niebankrutów. Ponieważ jednak struktura takiej próby odbiega znacząco od struktury całej

populacji, pojawia się więc problem obciążenia estymatorów [32, 19]. W modelu logitowym można odpowiednio skorygować wyraz wolny już po estymacji parametrów modelu [14]. Jednakże badanie D. Wędzkiego [30] wskazuje, że korekta ta pogarsza zdolność klasyfikacyjną i prognostyczną modelu.

Do najpopularniejszych metod redukcji zbioru zmiennych objaśniających należą analiza głównych składowych oraz regresja krokowa [10], możliwe jest jednak wykorzystanie również innych metod, np. analizy taksonomicznej [23]. Badanie przeprowadzone przez D. Wędzkiego [30] wskazuje, że regresja krokowa dostarcza modeli o lepszej zdolności klasyfikacyjnej i prognostycznej.

Kolejny problem związany z analizą logitową dotyczy współliniowości oraz skutków obserwacji nietypowych. Z badań D. Wędzkiego [30] wynika zaskakujący wniosek, że eliminacja współliniowości prowadzi do pogorszenia zdolności klasyfikacyjnej i prognostycznej modelu, jeśli nie towarzyszy temu usunięcie obserwacji nietypowych. W takim przypadku zdolność klasyfikacyjna i prognostyczna rośnie. Problemem jest kryterium usunięcia obserwacji nietypowych. Kwestia ta wiąże się z omawianym już problemem definicji upadłości.

Charakter branżowy jest związany ze strukturą przedsiębiorstw w próbie, które mogą pochodzić z wielu branż lub z jednej branży. W podejściu wielobranżowym estymacja parametrów modelu odbywa się na podstawie wskaźników finansowych, obliczonych dla przedsiębiorstw z różnych branż. Jest to najstarsze i najpopularniejsze postępowanie, praktykowane do dziś [2, 7]. W Polsce jest to podejście zdecydowanie dominujące, a nawet być może jedyne (zob. m.in. [8, 9, 26]). Wynika to, jak się wydaje, ze zbyt małej liczebności próby przedsiębiorstw z jednej branży.

Uważa się, że im bardziej badana populacja jest jednorodna, tym lepsza powinna być zdolność klasyfikacyjna otrzymanego modelu [9, 23]. Dlatego też podejmowane są próby branżowego ujednoczenia próby. Na przykład E. Altman i inni [3], J. Ohlson [18] jak też E. Kahya [11] skupili się jedynie na przedsiębiorstwach przemysłowych. Z kolei Ch. Mossman i inni [17] ograniczyli się do przedsiębiorstw tworzących grupę klasyfikacji rodzajowej (określonej pierwszą cyfrą kodu działalności). Badania na próbie przedsiębiorstw z jednej branży, ze względu na wspomniane ograniczenia, są rzadkie, a przez to szczególnie cenne. Jest to związane z problemem weryfikacji zdolności prognostycznej, zwłaszcza w kontekście zastosowań praktycznych. Teoretycznie możliwe są cztery kombinacje, a mianowicie zastosowanie modelu estymowanego na próbie:

- wielobranżowej również do próby wielobranżowej,
- wielobranżowej do próby jednobranżowej,
- jednobranżowej do próby jednobranżowej,
- jednobranżowej do wielobranżowej.

Wybór jednej z opcji jest istotny, ponieważ najłatwiejsze do aplikacji są, jak się wydaje, modele estymowane na próbie wielobranżowej. Z kolei modele jednobranżowe powinny dostarczać dokładniejszych prognoz, gdyż przedsiębiorstwa w próbie

są bardziej jednorodne. Zachowanie tej jednorodności jest trudne. Wykorzystanie modelu bazującego na innej strukturze próby niż próba walidacyjna zwiększa zatem możliwości aplikacyjne.

Weryfikacja na próbie wielobranżowej modelu estymowanego także na próbie wielobranżowej jest najstarszym [2] i stosowanym do dziś sposobem [17]. W Polsce tego typu podejście reprezentuje badanie np. D. Stosa i J. Gajdki [27]. Zdolność prognostyczna tego rodzaju modeli kształtuje się na poziomie około 95%. Jednakże z badania J. Grice'a i M. Dugana wynika, że zdolność ta dla modeli prezentowanych w literaturze gwałtownie spada w przypadku ich weryfikacji na innej próbie wielobranżowej, zwłaszcza jeśli czas od estymacji modelu do jego weryfikacji wydłuża się.

Przykładem zastosowania modelu dla próby wielobranżowej do analizy próby jednobranżowej jest badanie M. Zdyba [31]. Wykorzystał on model Altmana do prognozowania kondycji finansowej branży budowlanej spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Cenna jest próba weryfikacji modelu upadłości przy takiej strukturze prób, niemniej jednak badanie to jest, jak się wydaje, dyskusyjne od strony metodologicznej. M. Zdyb nie przedstawił macierzy klasyfikacji zawierającej błędy I i II rodzaju, ograniczył się jedynie do charakterystyki kierunku zmiany indeksu Altmana na skali jego modelu. Ponadto przenoszenie w postaci niezmienionej modeli opracowanych dla innych gospodarek niż rozpatrywana w literaturze przedmiotu jest krytykowane [13, 25, 9]. Zdaniem autora gospodarka amerykańska jest tak strukturalnie różna od polskiej, że mało prawdopodobne wydaje się uzyskanie oczekiwanych rezultatów zastosowania modelu.

Przykładem modelu ściśle branżowego, tj. opracowanego i weryfikowanego na próbie z jednej branży, jest model H. Platta i M. Platta [19] dla amerykańskiej branży samochodowej. Niestety autorzy skupili się na badaniach wpływu struktury próby w porównaniu do struktury populacji generalnej na zdolność prognostyczną modelu, a nie na porównaniu tej zdolności z modelem wielobranżowym.

Przykładem wykorzystania modelu dla próby jednobranżowej do badania próby wielobranżowej może być model D. Stosa i J. Gajdki [27]. Z ich artykułu wynika, że prawdopodobnie model opracowany dla branży lekkiej został zweryfikowany na próbie przedsiębiorstw z branż lekkiej, chemicznej, metalowej, usługowej i transportowej. Uzyskał on ponad 90-procentową efektywność.

Na zdolność prognostyczną modelu wpływa także charakter terytorialny próby. Ze względu na istnienie wyspecjalizowanych baz danych w rozwiniętych gospodarkach zarówno próby analityczne jak i walidacyjne dotyczą przedsiębiorstw całego terytorium danego kraju [28, 11]. Badania wskazują, że modele opracowane dla danej gospodarki powinny być stosowane w ramach tej gospodarki.

W badaniach polskich, ze względu na trudności z pozyskaniem danych do próby, dominują, jak się wydaje, modele regionalne. Na przykład D. Hadasik [9] korzystała z danych z okolic Poznania, zaś P. Stępień i T. Strąk [26] dysponowali danymi z re-

gionu Polski Północnej oraz Północno-Zachodniej. Należy zatem postawić pytanie, czy modele opracowane dla jednego regionu mogą być stosowane w innym, ponieważ sytuacja finansowa przedsiębiorstw jest, jak wiadomo, silnie zróżnicowana regionalnie. Kwestia ta wymaga dalszych badań.

Zdolność prognostyczna modelu zależy również od stabilności parametrów modelu w czasie. Uważa się, że estymowany model można stosować tak długo, jak długo istnieje pewność, że wskaźniki finansowe nie zmieniły się w czasie [23]. Opinię tę potwierdzają badania J. Grice'a i M. Dugana [7]. Stwierdzili oni gwałtowne pogorszenie się zdolności prognostycznej modeli prezentowanych w literaturze przedmiotu wraz z upływem czasu od momentu ich estymacji. Procedura badawcza polegała na porównaniu zdolności klasyfikacyjnej i prognostycznej w kolejnych latach. Można zatem wnioskować, że w zastosowaniach praktycznych parametry modelu wymagają okresowej, a być może nawet ciągłej aktualizacji.

Powstaje problem, jeżeli nie ma możliwości weryfikacji stabilności parametrów modelu na próbach z kolejnych lat. Można tu rozważyć inną procedurę testową: parametry modelu logitowego zależą od wartości wskaźników finansowych, zatem zmiana wartości tych wskaźników w czasie musi się wiązać ze zmianą parametrów modelu. Należy więc stwierdzić, czy wartości wskaźników finansowych obliczone dla próby analitycznej są identyczne, a przynajmniej podobne, do ich wartości dla próby walidacyjnej. Można tu wykorzystać test statystyczny; sprawdzający, czy próba analityczna i walidacyjna pochodzą z tej samej populacji generalnej. Jeśli populacja jest identyczna, to rozkłady wskaźników finansowych próby analitycznej i walidacyjnej będą identyczne lub zbliżone. Różne rozkłady wskaźników będą oznaczać, że populacja generalna jest inna, a zatem nastąpiła istotna zmiana parametrów modeli logitowych, a w konsekwencji ich zdolności prognostycznej.

Przeprowadzona analiza i krytyka literatury przedmiotu służy precyzyjnemu sformułowaniu celu badania.

2. Cel i metoda badania oraz prezentacja jego wyników

Głównym celem badania było stwierdzenie wpływu różnych czynników na zdolność prognostyczną modelu upadłości. Czynnikami tymi były:

- 1) sposób zdefiniowania „upadłości”,
- 2) przydatność modelu wielowymiarowego opracowanego dla próby wielobranżowej i jednobranżowej,
- 3) eliminacja lub nie współliniowości występującej w modelu wielowymiarowym,
- 4) stabilność wskaźników finansowych w czasie jako determinant stabilności modelu.

Hipotezy badawcze są następujące:

Hipoteza H1: *Model opracowany zarówno na próbie wielobranżowej, jak i jedno-branżowej, w którym nie wyeliminowano współliniowości ma wyższą zdolność prognostyczną od analogicznego modelu, w którym wyeliminowano współliniowość.* Z przeprowadzonego na populacji wielobranżowej badania wynika, że – odmiennie niż to stwierdza teoria ekonometrii – eliminacja współliniowości prowadzi do pogorszenia zdolności prognostycznej. Rodzi się więc pytanie, czy sytuacja taka powtórzy się dla populacji jednobranżowej?

Hipoteza H2: *Model opracowany dla populacji o wyższej jednorodności ma lepszą zdolność prognostyczną od modelu opracowanego dla populacji mniej jednorodnej.* Jednorodny charakter populacji zostanie osiągnięty przez:

- jednobranżowość populacji,
- wyodrębnienie grupy przedsiębiorstw, wobec których ogłoszono upadłość lub oddalono ją z powodu braku masy upadłościowej oraz grupy, wobec której otwarto postępowanie układowe.

Celem jest stwierdzenie, czy zwiększenie jednorodności populacji zwiększa zdolność prognostyczną modelu.

Hipoteza H3: *Model opracowany na próbie wielobranżowej, a zastosowany do prognozy upadłości na próbie jednobranżowej ma niższą zdolność prognostyczną od modelu opracowanego na próbie jednobranżowej, a zastosowanego do prognozy upadłości także na próbie jednobranżowej.* Hipoteza ta służy odpowiedzi na pytanie, czy model opracowany dla zróżnicowanej populacji, który ze względu na problemy z danymi i koszty badania jest w praktyce częściej estymowany, może dostarczyć wiarygodnych prognoz, jeśli zostanie zastosowany do badania próby branżowej?

Hipoteza H4: *Model jednobranżowy opracowany na próbie, dla której „upadłość” zdefiniowano w szerszym ujęciu ma niższą zdolność prognostyczną niż odpowiedni model, w którym upadłość tą zdefiniowano w węższym ujęciu.* Celem jest stwierdzenie, czy sposób zdefiniowania bankructwa wpływa na zdolność prognostyczną modelu.

Hipoteza H5: *Wskaźniki finansowe w rocznym okresie czasu ulegają na tyle istotnej zmianie, że zmienia się zdolność prognostyczna modelu.* Weryfikacja tej hipotezy powinna dać odpowiedź na pytanie, czy ponowna estymacja modelu jest w warunkach polskich konieczna, co roku, czy też musi być dokonywana częściej?

W badaniu wykorzystano wielobranżowy model logitowy dla całej gospodarki polskiej, opracowany przez autora [30]. Ponieważ niniejsze badanie przeprowadzono przed 1 października 2003 roku, tj. wejściem w życie *Prawa upadłościowego i naprawczego*, upadłość w modelu zdefiniowano zgodnie z art. 1 i 2 *Prawa upadłościowego*, zaś za jej moment przyjęto ogłoszenie w *Monitorze Sądowym i Gospodarczym* upadłości przedsiębiorstwa lub oddalenie wniosku z powodu braku masy upadłościowej. Zgodnie z tym co napisano w niniejszym opracowaniu jest to definicja prawna w węższym ujęciu.

Wielobranżowy model logitowy opracowano dla przedsiębiorstw, które upadły w 2002 r., zweryfikowano go natomiast na przedsiębiorstwach upadłych w 2003 r.

Źródłem sprawozdań finansowych był *Monitor Polski B*. W przypadku bankrutów z 2002 r. były to sprawozdania otwarcia i zamknięcia roku 2000, zaś w przypadku bankrutów z 2003 – sprawozdania otwarcia i zamknięcia 2001 roku. Przedsiębiorstwa w próbach nie były selekcjonowane pod względem oszustw, typowości itd.

W próbie analitycznej znalazło się 40 bankrutów i 40 niebankrutów z branż o numerach EKD od 1561 do 6527, dobranych w pary branżowo. Do próby walidacyjnej włączono także 40 firm upadłych i 40 nieupadłych pochodzących tym razem z dowolnych branż, tj. zarówno innych niż w próbie analitycznej, jak i innych w grupie bankrutów. Populacja generalna dla obu prób obejmowała po około 2300 przedsiębiorstw.

Przedsiębiorstwa w próbie analitycznej i walidacyjnej były jednorodne zarówno pod względem terytorialnym, ponieważ pochodziły z terytorium całej Polski, jak i formy własności, gdyż były to wyłącznie spółki akcyjne. W próbie niebankrutów znalazły się tylko te przedsiębiorstwa, które aż do momentu przeprowadzenia badania, tj. III kwartału 2003 roku nie upadły.

Spośród estymowanych modeli najwyższą, bo 77,5% zdolność prognostyczną uzyskał model M8, w którym wyeliminowano współliniowość i przypadki nietypowe. Ponieważ eliminacja tych przypadków jest wysoce subiektywna, w niniejszym badaniu wykorzystano model M5 a nie M8. Jest on modelem bez współliniowości oraz bez korekty wyrazu wolnego w związku z próbą zbilansowaną (68,8% zdolności prognostycznej). Drugim testowanym modelem był model M3 odznaczający się współliniowością. Uzyskał on 76,3% zdolność prognostyczną. Należy zwrócić uwagę, że z aplikacyjnego punktu widzenia należałoby raczej kierować się zdolnością klasyfikacyjną, gdyż tylko ona jest znana na etapie estymacji modeli jednobranżowych. W takim przypadku najskuteczniejszy (93,5%) był model M7 ze współliniowością, ale za to bez przypadków nietypowych, a następnie model M8 (89%). Ponieważ jednak przypadki nietypowe nie były usuwane, właściwe są modele M3 i M5 o zdolności klasyfikacyjnej, odpowiednio, 82,5% oraz 70%.

Jednobranżowy model wielowymiarowy estymowano w sposób zbliżony do modelu wielobranżowego, zgodnie jednak z założeniami celu badania. Przedmiotem badania była branża budowlana, ponieważ jest ona bardzo dobrze reprezentowana w *Monitorze Polski B*, który był źródłem sprawozdań finansowych. Aby maksymalnie zwiększyć liczebność bankrutów w próbie, badaniem objęto wszystkie działy o numerach początkowych EKD 45, a więc od 4511 do 4550.

Ze względu na cel badania „upadłość” zdefiniowano następująco:

1. Zgodnie z art. 1 i 2 *Prawa upadłościowego* obowiązującego do 1 października 2003 r. oraz zgodnie z art. 1 *Prawa o postępowaniu układowym*. Za bankrutów uznano więc nie tylko przedsiębiorstwa, których upadłość ogłoszono lub oddalono ze względu na brak masy upadłościowej, ale także przedsiębiorstwa, w stosunku do których ogłoszono otwarcie postępowania układowego w *Monitorze Sądowym i Gospodarczym*. Jest to definicja prawna upadłości w szerszym ujęciu. Są to bankrucci i inne podmioty.

2. Zgodnie z art. 1 i 2 *Prawa upadłościowego* obowiązującego do 1 października 2003 r. W tym rozumieniu są to tylko bankruci.

3. Zgodnie z art. 1 *Prawa o postępowaniu układowym*. W tym rozumieniu są to tylko inne podmioty niż bankruci.

Populację bankrutów dla próby analitycznej tworzyły przedsiębiorstwa, które upadły w 2002 r., zaś dla próby walidacyjnej te, które upadły w 2003 r. W badaniu wykorzystano sprawozdania zamknięcia, odpowiednio, 2000 i 2001 r. Sprawozdania otwarcia roku nie były przedmiotem zainteresowania, ponieważ nieco zmieniono sposób obliczenia niektórych wskaźników.

Liczba bankrutów w próbie analitycznej zawierającej bankrutów i inne podmioty wyniosła 26 i przeciwstawiono im taką samą liczbę niebankrutów, wylosowanych spośród 860 przedsiębiorstw (ogółem 52). Liczba bankrutów w próbie walidacyjnej była równa 36 i taka sama liczba niebankrutów, których pobrano z populacji liczącej 753 przedsiębiorstw (ogółem 72).

Próbę zawierającą tylko bankrutów uzyskano usuwając z próby pełnej inne podmioty oraz odpowiadające im przedsiębiorstwa nieupadłe. Próba analityczna liczyła 26, zaś próba walidacyjna 40 firm. Probę zawierającą tylko inne podmioty uzyskano usuwając z próby pełnej bankrutów oraz odpowiadające im przedsiębiorstwa nieupadłe. Próba analityczna liczyła w tym przypadku 26 przedsiębiorstw, a próba walidacyjna 32.

Przedsiębiorstwa we wszystkich próbach pochodziły z terenu całej Polski oraz reprezentowały wszystkie formy prawne przedsiębiorstw, tj. spółki akcyjne, spółki z o.o. itd. podlegające *Ustawie o rachunkowości* zgodnie z art. 2 ust. 1 pkt 1, 2 i 6 oraz ust. 2 oraz posiadające obowiązek publikowania sprawozdania finansowego zgodnie z art. 64 ust. 1. W próbie niebankrutów znalazły się wszystkie przedsiębiorstwa, które nie upadły do końca 2002 r. (próba analityczna) oraz 2003 (próba walidacyjna). Odstąpiono od eliminacji przedsiębiorstw, które mogły upaść w dalszych okresach, gdyż w momencie pobierania próby nie jest wiadomo, jaka będzie sytuacja finansowa przedsiębiorstw, które aktualnie – tj. w momencie jej pobierania – uważane są za niebankrutów. Oczywiście oznacza to, że w grupie nieupadłych mogą się znaleźć przedsiębiorstwa, które upadną już na przykład w następnym roku obrotowym.

Ze względów metodologicznych w badaniu wykorzystano model logitowy. Z uwagi na liczebność próby bankrutów i innych podmiotów liczba zmiennych objaśniających nie powinna przekroczyć cztery, co wynika ze sposobu wyznaczania minimalnej liczebności próby [24, s. 208]. Jednakże w przypadku próby bankrutów oraz próby innych podmiotów liczba zmiennych nie powinna być wyższa niż dwa. Należy jednakże zwrócić uwagę, że jeśli próba będzie zbyt mała, to uzyskany model nie będzie statystycznie istotny, czyli zostanie odrzucony.

W badaniu wykorzystano sprawdzony zestaw wskaźników finansowych (tabela 1) [30], obejmujący dodatkowo zlogarytmowaną wartość aktywów, która jest miernikiem wielkości przedsiębiorstwa, oraz rentowność netto kapitału własnego.

Tabela 1

Kategorie obliczeniowe i wskaźniki finansowe

| Definicja kategorii obliczeniowych | |
|---|--------------------------------------|
| MO = majątek obrotowy | |
| RMC = czynne rozliczenia międzyokresowe | |
| ZK = zobowiązania krótkoterminowe i fundusze specjalne | |
| RMB = rozliczenia międzyokresowe i przychody przyszłych okresów | |
| Z = zapasy | |
| N = należności krótkoterminowe | |
| PW = papiery wartościowe do obrotu | |
| ŚP = środki pieniężne | |
| S = przychody netto ze sprzedaży | |
| K = kredyty | |
| PD = pożyczki, obligacje i papiery wartościowe | |
| ZW = zobowiązania wekslowe | |
| KDO = koszty działalności operacyjnej w układzie porównawczym lub kalkulacyjnym | |
| A = aktywa ogółem | |
| ZD = zobowiązania długoterminowe | |
| R = rezerwy | |
| O = odsetki do zapłacenia | |
| ZDG = zysk (strata) na działalności gospodarczej | |
| CFO = środki pieniężne netto z działalności operacyjnej | |
| ZN = zysk (strata) netto | |
| KW = kapitał własny | |
| OOWF = obowiązkowe obciążenia wyniku finansowego | |
| ZB = zysk (strata) brutto | |
| PPO = pozostałe przychody operacyjne | |
| PF = przychody finansowe | |
| T = liczba dni w okresie | |
| ZS = zysk (strata) ze sprzedaży | |
| RRR = wymaga stopa zwrotu | |
| Nazwa wskaźnika | Sposób obliczenia |
| 1. bieżący (WB) | $(MO + RMC) / (ZK + RMB)$ |
| 2. szybki (WS) | $(N + PW + ŚP) / (ZK + RMB)$ |
| 3. natychmiastowy (WN) | $(PW + ŚP) / (ZK + RMB)$ |
| 4. cykl konwersji gotówki (CKG) | $CZ + CN - CZB$ |
| 5. udział kapitału obrotowego w aktywach (UKON) | $(MO + RMZ - ZK - RMB) / A$ |
| 6. wskaźnik zadłużenia ogólnego (WZO) | $(R + ZD + ZK + RMB) / A$ |
| 7. wskaźnik udziału odsetek (WUO) | $O / (ZDG + O)$ |
| 8. wskaźnik pokrycia zobowiązań przepływami pieniężnymi (WPCF) | $CFO / (R + ZD + ZK + RMB)$ |
| 9. indeks dźwigni finansowej (IDF) | ZN / KW |
| 10. wskaźnik kosztów operacyjnych (WKO) | $(ZN + O \cdot (1 - OOWF / ZB)) / A$ |
| 11. rotacja aktywów (RA) | KDO / S |
| 12. cykl zapasów (CZ) | $(S + PPO + PF) / A$ |
| 13. cykl należności (CN) | |
| 14. cykl zobowiązań bieżących (CZB) | |

| | |
|--|--|
| 15. rentowność operacyjna (RO) | $Z \cdot T / KDO$ |
| 16. rentowność brutto (RB) | $N \cdot T / S$ |
| 17. rentowność netto (RN) | $(ZK + RMB - PW - K - ZW) \cdot T / KDO$ |
| 18. rentowność netto aktywów (ROA) | ZS / S |
| 19. rentowność netto kapitału własnego (ROE) | $ZB / (S + PPO + PF)$ |
| 20. stopa zysku rezydualnego (RIR) | $ZN / (S + PPO + PF)$ |
| 21. wielkość przedsiębiorstwa (WA) | ZN / A |
| | $ZN / KW $ |
| | $CFO / KW - RRR$ |
| | $\log A$ |

Źródło: Opracowanie własne.

Formuły obliczeniowe wskaźników były dostosowane do sprawozdania finansowego obowiązującego do roku 2002. Zrezygnowano z uśredniania pozycji pochodzących z bilansu we wskaźnikach 8,11–14, 18–20, aby uchwycić najbardziej aktualną sytuację finansową. Jeśli obowiązkowe obciążenia wyniku finansowego były wyższe od zysku brutto, to przyjmowano, że odpowiedni iloraz wynosi jeden. Ponadto dla indeksu dźwigni finansowej, jeśli znak licznika i mianownika był ujemny, przyjmowano, że cały wskaźnik wynosi zero. Ze względu na możliwość wystąpienia ujemnego kapitału własnego rentowność netto kapitału własnego i stopę zysku rezydualnego obliczono dla wartości bezwzględnej tego kapitału. W ten sposób zachowano ekonomiczną treść wskaźnika.

Do redukcji zbioru wskaźników finansowych zastosowano regresję krokową do przodu. W przypadku modeli, w których eliminowano współliniowość zastosowano współczynniki korelacji Pearsona oraz przyrostową statystykę χ^2 . Nie korygowano wyrazu wolnego modeli w związku z próbą zbilansowaną.

Do badania istotności otrzymanych modeli jednobranżowych wykorzystano test ilorazu wiarygodności, którego statystyka D ma rozkład χ^2 dla określonego poziomu istotności β oraz k -tej liczby stopni swobody równej liczbie zmiennych objaśniających. Testowanie hipotez wygląda następująco [12, s. 650; 24, s. 157]:

- parametry modelu logitowego są równe zero dla $D < a_{k,\beta}$, gdzie $a_{k,\beta}$ jest wartością statystyki χ^2 dla poziomu istotności β oraz k -tej liczby stopni swobody. Jest to równoważne z tym, że prawdopodobieństwo testowe (p) tj. ex post jest wyższe od prawdopodobieństwa (\hat{p}) dla przyjętego poziomu istotności, tj. ex ante, czyli $p > \hat{p}$,
- parametry modelu logitowego są różne od zera dla $D > a_{k,\beta}$, czyli $p < \hat{p}$.

Ponieważ estymowane modele zawierały maksymalnie trzy zmienne objaśniające, zatem dla standardowego poziomu istotności $\beta = 0,05$ i $k = 3$ statystyka χ^2 ma wartość $a_{k,\beta} = 7,814$. Parametry modeli, wartości statystyki χ^2 oraz prawdopodobieństwa p zawiera tabela 2. W przypadku modelu M_{BU} , tj. modelu na próbie ban-

krutów i innych podmiotów, oraz modelu M_B , tj. na próbie tylko bankrutów zastosowana procedura eliminacji współliniowości doprowadziła do uzyskania takich samych modeli jak ze współliniowością. W przypadku próby tylko innych podmiotów otrzymano nieco odmienny model niewspółliniowy M_U oraz współliniowy M'_U . Z tabeli 2 widać, że otrzymane modele jednobranżowe są istotne, czyli mogą zostać odniesione na całą populację generalną, z której pochodzi próba. Modele wielobranżowe były istotne dla całej populacji spółek akcyjnych innych niż banki i ubezpieczyciele.

Tabela 2

Estymowane modele logitowe

| Charakterystyka modelu | Postać modelu (logitu) | Statystyka χ^2 | Prawdopodobieństwo p |
|--|--|---------------------|----------------------|
| wielobranżowy współliniowy (M3) | $1,0 - 5,0WB + 4,721UKON + 3,598WZO - 0,334WUO + 0,0481IDF + 0,021CN + 0,061RIR$ | 32,155 | 0,00004 |
| | $2,0 - 2,0WB - 0,323WUO$ | 15,968 | 0,00034 |
| wielobranżowy niewspółliniowy (M5) | $1,083 - 1,94WS + 0,827WZO - 0,603WUO$ | 9,977 | 0,01860 |
| jednobranżowy dla bankrutów i innych podmiotów (M_{BU}) (współliniowy = niewspółliniowemu) | $4,236 - 3,537WS - 0,614IDF + 0,47ROE$ | 11,114 | 0,01113 |
| jednobranżowy dla bankrutów (M_B) (współliniowy = niewspółliniowemu) | $8,366 - 9,9WB + 0,032CN$ | 15,092 | 0,00053 |
| jednobranżowy, niewspółliniowy dla innych podmiotów (M_U) | | | |
| jednobranżowy, współliniowy dla innych podmiotów (M'_U) | $-12,138 - 4,086WB + 17,488WZO + 0,045CN$ | 20,434 | 0,00014 |

Źródło: Opracowanie własne.

Zdolność klasyfikacyjną modeli podano w tabeli 3. Standardowo przyjęto, że wartość funkcji logitowej nie mniejsza niż 0,5 określa przedsiębiorstwa zbankrutowane, a wartość poniżej 0,5 te, które przeżyją. Kolumna % poprawnej klasyfikacji oznacza efektywność klasyfikacji w grupie upadłych (U) i nieupadłych (NU). Z kolei % klasyfikacji ogółem oznacza, jaka jest trafność wskazań modelu dla upadłych i nieupadłych.

Tabela 3

Zdolność klasyfikacyjna modeli logitowych

| Model | M3 | | | | M5 | | | |
|-------|-----------------|------|--------------------------|-----------------------|----------------|------|--------------------------|-----------------------|
| | NU | U | % poprawnej klasyfikacji | % klasyfikacji ogółem | NU | U | % poprawnej klasyfikacji | % klasyfikacji ogółem |
| NU | 33,0 | 7,0 | 82,5 | 82,5 | 29,0 | 11,0 | 72,5 | 70,0 |
| U | 7,0 | 33,0 | 82,5 | | 13,0 | 27,0 | 67,5 | |
| | M _{BU} | | | | M _B | | | |
| | NU | U | % poprawnej klasyfikacji | % klasyfikacji ogółem | NU | U | % poprawnej klasyfikacji | % klasyfikacji ogółem |
| NU | 20,0 | 6,0 | 76,9 | 78,8 | 11,0 | 2,0 | 84,6 | 80,8 |
| U | 5,0 | 21,0 | 80,7 | | 3,0 | 10,0 | 76,9 | |
| | M _U | | | | M _U | | | |
| | NU | U | % poprawnej klasyfikacji | % klasyfikacji ogółem | NU | U | % poprawnej klasyfikacji | % klasyfikacji ogółem |
| NU | 9,0 | 3,0 | 75,0 | 84,0 | 10,0 | 2,0 | 83,3 | 88,0 |
| U | 1,0 | 12,0 | 92,3 | | 1,0 | 12,0 | 92,3 | |

Źródło: Opracowanie własne.

W tabeli 4 scharakteryzowano, które modele testowane były na jakich próbach. Na przykład model sformalizowany, wielobranżowy, opracowany dla próby zawierającej bankrutów i inne podmioty był także weryfikowany na próbie zawierającej bankrutów i inne podmioty.

Tabela 4

Charakterystyka modeli i prób, na których były weryfikowane

| Model | Charakterystyka próby walidacyjnej |
|---|------------------------------------|
| Wielobranżowy dla bankrutów i innych podmiotów (współliniowy i niewspółliniowy) | bankruci i inne podmioty |
| Wielobranżowy dla bankrutów i innych podmiotów (współliniowy i niewspółliniowy) | tylko bankruci |
| Wielobranżowy dla bankrutów i innych podmiotów (współliniowy i niewspółliniowy) | tylko inne podmioty |
| Jednobranżowy dla bankrutów i innych podmiotów (współliniowy i niewspółliniowy) | bankruci i inne podmioty |
| sformalizowany, jednobranżowy dla bankrutów (współliniowy i niewspółliniowy) | tylko bankruci |
| Jednobranżowy dla innych podmiotów (współliniowy i niewspółliniowy) | tylko inne podmioty |

Źródło: Opracowanie własne.

Zgodnie z hipotezami badawczymi dokonano prognozy upadłości w branży budowlanej, korzystając z modelu M3 (współliniowy) oraz M5 (niewspółliniowy) na

próbie walidacyjnej bankrutów i innych podmiotów, na próbie tylko bankrutów i na próbie tylko innych podmiotów. W tabeli 5 podano zdolności prognostyczne modeli, w tym weryfikacje modeli M3 i M5 na próbie wielobranżowej.

Tabela 5

Zdolność prognostyczna modeli M3 i M5 na poszczególnych próbach walidacyjnych

| Model M3 | Na próbie wielobranżowej | | | | Na próbie bankrutów i innych podmiotów | | | |
|----------|--------------------------|------|----------------------|-------------------|--|------|----------------------|-------------------|
| | NU | U | % poprawnej prognozy | % prognozy ogółem | NU | U | % poprawnej prognozy | % prognozy ogółem |
| NU | 26,0 | 14,0 | 65,0 | 76,3 | 22,0 | 14,0 | 61,1 | 65,3 |
| U | 5,0 | 35,0 | 87,5 | | 11,0 | 25,0 | 69,4 | |
| | na próbie bankrutów | | | | na próbie innych podmiotów | | | |
| | NU | U | % poprawnej prognozy | % prognozy ogółem | NU | U | % poprawnej prognozy | % prognozy ogółem |
| NU | 12,0 | 8,0 | 60,0 | 60,0 | 10,0 | 6,0 | 62,5 | 71,9 |
| U | 8,0 | 12,0 | 60,0 | | 3,0 | 13,0 | 81,3 | |
| Model M5 | na próbie wielobranżowej | | | | na próbie bankrutów i innych podmiotów | | | |
| | NU | U | % poprawnej prognozy | % prognozy ogółem | NU | U | % poprawnej prognozy | % prognozy ogółem |
| NU | 26,0 | 14,0 | 65,0 | 68,8 | 26,0 | 10,0 | 66,7 | 62,5 |
| U | 11,0 | 29,0 | 72,5 | | 17,0 | 19,0 | 52,8 | |
| | na próbie bankrutów | | | | na próbie innych podmiotów | | | |
| | NU | U | % poprawnej prognozy | % prognozy ogółem | NU | U | % poprawnej prognozy | % prognozy ogółem |
| NU | 13,0 | 7,0 | 65,0 | 60,0 | 13,0 | 3,0 | 81,3 | 65,6 |
| U | 9,0 | 11,0 | 55,0 | | 8,0 | 8,0 | 50,0 | |

Źródło: Opracowanie własne.

Kolejny test przeprowadzono dokonując prognozy upadłości na podstawie modeli jednobranżowych, estymowanych na próbie bankrutów i innych podmiotów (współliniowy = niewspółliniowemu), tylko bankrutów (współliniowy = niewspółliniowemu) oraz tylko innych podmiotów (współliniowy oraz niewspółliniowy) (tabela 6).

W celu weryfikacji hipotezy o stabilności wskaźników finansowych wykorzystywanych w modelu logitowym zastosowano test sprawdzający, czy wskaźniki finansowe wyliczone dla próby analitycznej oraz walidacyjnej pochodzą z tej samej populacji generalnej. Ze względu na odmienność stosowanych testów parametrycznych i nieparametrycznych najpierw sprawdzono, czy rozkłady wskaźników finansowych są normalne. Wykorzystano test Shapiro–Wilka, weryfikując nim próby bankrutów i innych

podmiotów, tylko bankrutów oraz tylko innych podmiotów z lat 2000 i 2001. Hipotezę H_0 o normalnym rozkładzie wskaźników finansowych należy odrzucić na poziomie istotności β , jeśli dla wartości krytycznej W_β tego testu oraz statystyki testowej W spełniony jest warunek $W \leq W_\beta$ [5, s. 174]. Wartości statystyki W ze względu na zróżnicowanie liczebności próby są odmienne (tabela 7). Pogrubiono wartości wskazujące na rozkład normalny.

Tabela 6

Zdolność prognostyczna modeli M_{BU} , M_B , M_U , M'_U na poszczególnych próbach walidacyjnych

| | Model M_{BU} na próbie bankrutów i innych podmiotów (współliniowy = niewspółliniowemu) | | | | Model M_B na próbie bankrutów (współliniowy = niewspółliniowemu) | | | |
|--|--|------|----------------------|--|--|------|----------------------|-------------------|
| | NU | U | % poprawnej prognozy | % prognozy ogółem | NU | U | % poprawnej prognozy | % prognozy ogółem |
| NU | 24,0 | 12,0 | 66,7 | 70,8 | 9,0 | 11,0 | 45,0 | 57,5 |
| U | 9,0 | 27,0 | 75,0 | | 6,0 | 14,0 | 70,0 | |
| model M_U na próbie innych podmiotów (niewspółliniowy) | | | | model M'_U na próbie innych podmiotów (współliniowy) | | | | |
| | NU | U | % poprawnej prognozy | % prognozy ogółem | NU | U | % poprawnej prognozy | % prognozy ogółem |
| NU | 11,0 | 5,0 | 68,8 | 65,6 | 11,0 | 5,0 | 68,8 | 65,6 |
| U | 6,0 | 10,0 | 62,5 | | 6,0 | 10,0 | 62,5 | |

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 7

Wartości krytyczne oraz statystyki testowe testu normalności Shapiro–Wilka

| Rok | 2000 | | | 2001 | | |
|--------------|--|----------------|---------------------|--------------------------|----------------|---------------------|
| Rodzaj próby | Bankruci i inne podmioty | Tylko bankruci | Tylko inne podmioty | Bankruci i inne podmioty | Tylko bankruci | Tylko inne podmioty |
| W_β | 0,94977 | 0,92000 | 0,92000 | 0,95800 | 0,94000 | 0,93000 |
| Wskaźnik | Statystyki testowe Shapiro–Wilka (W) | | | | | |
| WB | 0,322 | 0,956 | 0,332 | 0,590 | 0,913 | 0,642 |
| WS | 0,375 | 0,947 | 0,378 | 0,547 | 0,954 | 0,565 |
| WN | 0,258 | 0,662 | 0,298 | 0,372 | 0,682 | 0,471 |
| CKG | 0,131 | 0,509 | 0,207 | 0,461 | 0,504 | 0,871 |
| UKON | 0,499 | 0,469 | 0,737 | 0,862 | 0,890 | 0,794 |
| WZO | 0,597 | 0,544 | 0,748 | 0,952 | 0,904 | 0,972 |
| WUO | 0,930 | 0,875 | 0,909 | 0,716 | 0,704 | 0,705 |
| WPCF | 0,731 | 0,752 | 0,698 | 0,577 | 0,814 | 0,483 |

| | | | | | | |
|-----|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| IDF | 0,750 | 0,752 | 0,803 | 0,596 | 0,557 | 0,764 |
| WKO | 0,620 | 0,868 | 0,433 | 0,544 | 0,518 | 0,839 |
| RA | 0,979 | 0,957 | 0,978 | 0,968 | 0,986 | 0,882 |
| CZ | 0,129 | 0,810 | 0,206 | 0,110 | 0,157 | 0,495 |
| CN | 0,503 | 0,559 | 0,952 | 0,693 | 0,675 | 0,911 |
| CZB | 0,144 | 0,532 | 0,225 | 0,139 | 0,195 | 0,870 |
| RO | 0,620 | 0,868 | 0,433 | 0,544 | 0,518 | 0,839 |
| RB | 0,147 | 0,936 | 0,211 | 0,784 | 0,776 | 0,824 |
| RN | 0,143 | 0,924 | 0,209 | 0,735 | 0,724 | 0,863 |
| ROA | 0,730 | 0,783 | 0,744 | 0,889 | 0,897 | 0,846 |
| ROE | 0,445 | 0,512 | 0,587 | 0,457 | 0,506 | 0,859 |
| RI | 0,629 | 0,606 | 0,697 | 0,582 | 0,607 | 0,768 |
| Akt | 0,948 | 0,949 | 0,927 | 0,953 | 0,909 | 0,979 |

Źródło: Opracowanie własne.

Z tabeli 7 widać, że jedynie wskaźnik rotacji aktywów ma prawie we wszystkich próbach rozkład normalny. Niektóre wskaźniki, takie jak aktywa ogółem, cykl należności itd., mają sporadycznie rozkład normalny. Zdecydowana większość wskaźników nie ma rozkładu normalnego, dlatego konieczne jest zastosowanie testu nieparametrycznego.

Popularnym testem nieparametrycznym jest test U-Manna–Whitney’a, który jest testem na równość średnich lub median w dwóch populacjach. Hipoteza zerowa H_0 mówi, że rozkłady dwóch populacji są identyczne, a hipoteza alternatywna H_1 , że są różne. Jeśli liczebność każdej z prób jest wyższa niż 10, to wówczas wartości krytyczne mają rozkład normalny [1, s. 718]. Dla standardowego poziomu istotności $\beta = 0,05$ wartości krytyczne są następujące:

- rozkłady są identyczne (H_0), gdy statystyka testowa Z spełnia warunek $Z \in \langle -1,96; 1,96 \rangle$, co oznacza, że prawdopodobieństwa ex ante (\hat{p}) i ex post (p) są w relacji $p > \hat{p}$,

- rozkłady są różne (H_1), gdy $Z \in (-\infty; -1,96) \cup (1,96; +\infty)$, czyli $p < \hat{p}$.

Wartości statystyk testowych U-Manna–Whitney’a oraz odpowiadające im prawdopodobieństwa p zawiera tabela 8. Pogrubiono wartości wskaźników w przypadku, których próba analityczna i walidacyjna pochodzą z różnych populacji.

Z tabeli 8 widać, że jedynie w stosunku do indeksu dźwigni finansowej oraz aktywów można wnioskować, że rozkład próby analitycznej i walidacyjnej jest różny. Sporadycznie sytuacja taka miała miejsce w przypadku wskaźnika natychmiastowego oraz wskaźnika udziału odsetek. Wszystkie inne wskaźniki pochodzą z jednej populacji generalnej.

Tabela 8

Statystyki testowe U-Manna-Whitney'a oraz prawdopodobieństwa p

| Wskaźnik | Bankruci i inne podmioty | | Tylko bankruci | | Tylko inne podmioty | |
|----------|--------------------------|--------------|----------------|--------------|---------------------|--------------|
| | Z | p | Z | p | Z | p |
| WB | -0,086 | 0,931 | 0,472 | 0,636 | -0,656 | 0,511 |
| WS | 0,278 | 0,780 | 1,141 | 0,253 | -0,734 | 0,462 |
| WN | -1,382 | 0,166 | 0,236 | 0,813 | -2,282 | 0,022 |
| CKG | 0,323 | 0,746 | -0,026 | 0,979 | 0,627 | 0,530 |
| UKON | -0,415 | 0,677 | 0,223 | 0,823 | -0,844 | 0,398 |
| WZO | 1,802 | 0,071 | 1,036 | 0,299 | 1,579 | 0,114 |
| WUO | 1,742 | 0,081 | 0,478 | 0,631 | 1,970 | 0,048 |
| WPCF | 0,374 | 0,707 | -0,039 | 0,968 | 0,594 | 0,552 |
| IDF | -2,364 | 0,018 | -0,059 | 0,952 | -3,267 | 0,001 |
| WKO | -1,899 | 0,057 | -0,800 | 0,423 | -1,897 | 0,057 |
| RA | 1,711 | 0,086 | 1,456 | 0,145 | 1,031 | 0,302 |
| CZ | 0,111 | 0,911 | -1,351 | 0,176 | 1,508 | 0,131 |
| CN | -0,682 | 0,494 | -0,223 | 0,823 | -0,980 | 0,326 |
| CZB | -0,653 | 0,513 | -0,866 | 0,386 | -0,04 | 0,962 |
| RO | 1,899 | 0,057 | 0,800 | 0,423 | 1,897 | 0,057 |
| RB | 1,179 | 0,238 | 1,614 | 0,106 | -0,06 | 0,950 |
| RN | 1,063 | 0,287 | 1,272 | 0,203 | 0,171 | 0,863 |
| ROA | 1,007 | 0,313 | 0,957 | 0,338 | 0,328 | 0,742 |
| ROE | 1,519 | 0,128 | 1,351 | 0,176 | 0,844 | 0,398 |
| RI | 1,615 | 0,106 | 0,419 | 0,674 | 1,688 | 0,091 |
| Akt | -2,607 | 0,009 | -2,545 | 0,010 | -1,282 | 0,199 |

Źródło: Opracowanie własne.

3. Wnioski z badania

Z przeprowadzonego badania wynikają wnioski odnośnie do sformułowanych hipotez oraz inne konkluzje związane z całym jego tokiem.

W tabeli 9 zamieszczono dane ilustrujące hipotezę H1: *Model opracowany zarówno na próbie wielobranżowej jak i jednobranżowej, w którym nie wyeliminowano współliniowości ma wyższą zdolność prognostyczną od analogicznego modelu, w którym wyeliminowano współliniowość.*

Tabela 9

Porównanie zdolności prognostycznej sformalizowanego modelu współliniowego i niewspółliniowego

| Model | Bankruci i inne podmioty | Bankruci | Inne podmioty |
|-----------------|--------------------------|--------------|---------------|
| współliniowy | $M_{BU} = 70,8$ | $M_B = 57,5$ | $M_U = 65,6$ |
| niewspółliniowy | $M_{BU} = 70,8$ | $M_B = 57,5$ | $M_U = 65,6$ |

Źródło: Opracowanie własne.

Z tabeli 9 wynika, że eliminacja współliniowości, zalecana w ekonometrii, nie zwiększa zdolności prognostycznej modeli, a zatem nie jest potrzebna. Umożliwia to rezygnację z metod wykrywania współliniowości. Warto zwrócić uwagę, że inny zestaw wskaźników finansowych w modelu dla próby zawierającej inne podmioty prowadzi do identycznej zdolności prognostycznej.

W tabeli 10 zamieszczono dane dotyczące hipotezy H2: *Model opracowany dla populacji o wyższej jednorodności ma lepszą zdolność prognostyczną od modelu opracowanego dla populacji mniej jednorodnej.*

Tabela 10

Porównanie zdolności prognostycznej modeli przy niejednorodnej i jednorodnej populacji

| Model | Populacja niejednorodna | | Populacja jednorodna | |
|----------------|------------------------------|--------------------------|----------------------|-------------------------------|
| | Wielobranżowa | Bankruci i inne podmioty | Bankruci | Inne podmioty |
| sformalizowany | $M_3 = 76,3$ $M_5 = 68,8$ | $M_{BU} = 70,8$ | $M_B = 57,5$ | $M_U = 65,6$ $M'_U = 65,6$ |

Źródło: Opracowanie własne.

Z tabeli 10 wynika, że dla populacji wielobranżowej, a więc o najwyższej niejednorodności zdolność prognostyczna jest, paradoksalnie, wyższa zarówno od populacji niejednorodnej pod względem zdefiniowania upadłości (populacja bankrutów i innych podmiotów), jak i jednorodnej (populacja bankrutów oraz innych podmiotów) pod warunkiem jednak, że model jest współliniowy. Zdolność prognostyczna jest także wyższa, gdy istnieje jednorodność co do branży, ale populacja zawiera zarówno bankrutów jak i inne podmioty w porównaniu do populacji tworzonej tylko przez bankrutów lub tylko przed inne podmioty.

Generalnie więc większa niejednorodność populacji w zakresie branżowości oraz zdefiniowania upadłości prowadzi, paradoksalnie, do lepszych prognoz dla modeli logitowych. W przypadku niejednorodności w zakresie definicji upadłości trudno o jednoznaczną konkluzję.

W tabeli 11 przedstawiono dane związane z hipotezą H3: *Model opracowany na próbie wielobranżowej a zastosowany do prognozy upadłości na próbie jednobranżowej ma niższą zdolność prognostyczną od modelu opracowanego na próbie jednobranżowej a zastosowanego do prognozy upadłości także na próbie jednobranżowej.*

Tabela 11

Porównanie zdolności prognostycznej
w przypadku wykorzystania modeli wielo i jednobranżowych

| Model | Wielobranżowy | Jednobranżowy |
|--------------------------|------------------------|--|
| Bankruci i inne podmioty | M3 = 65,3 M5 = 62,5 | M _{BU} = 70,8 |
| Bankruci | M3 = 60,0 M5 = 60,0 | M _B = 57,6 |
| Inne podmioty | M3 = 71,9 M5 = 65,6 | M _U = 65,6 M _U = 65,6 |

Źródło: Opracowanie własne.

Z tabeli 11 widać, że wnioski nie są jednoznaczne. Model estymowany na próbie jednobranżowej dostarcza prognoz lepszych o kilka punktów procentowych w porównaniu do modelu dla bankrutów i innych podmiotów. W pozostałych przypadkach model wielobranżowy jest nie gorszy, a nawet lepszy o kilka punktów od modelu jednobranżowego. Zaskakujące jest to, że modele opracowane dla różnych branż dostarczają lepszych prognoz od modeli jednobranżowych. Problem polega jednakże na tym, że trudno wskazać, dlaczego dotyczy to za każdym razem innych populacji.

W tabeli 12 znajdują się zestawienia charakteryzujące hipotezę H4: *Model jednobranżowy opracowany na próbie, dla której „upadłość” zdefiniowano w szerszym ujęciu ma niższą zdolność prognostyczną niż odpowiedni model, w którym upadłość tą zdefiniowano w węższym ujęciu.*

Tabela 12

Porównanie zdolności prognostycznej przy różnym zdefiniowaniu upadłości

| Model | Bankruci i inne podmioty | Bankruci | Inne podmioty |
|----------------|--------------------------|-----------------------|--|
| sformalizowany | M _{BU} = 70,8 | M _B = 57,5 | M _U = 65,6 M _U = 65,6 |

Źródło: Opracowanie własne.

Z tabeli 12 wynika, że model w którym upadłość zdefiniowano szeroko dostarcza lepszych prognoz niż model opracowany osobno dla bankrutów i dla innych podmiotów.

W tabeli 13 zamieszczono porównanie zmiany zdolności klasyfikacyjnej i progностycznej modeli ilustrujące hipotezę H5: *Wskaźniki finansowe w rocznym okresie czasu ulegają na tyle istotnej zmianie, że zmienia się zdolność progностyczna modelu.*

Tabela 13

Porównanie zdolności klasyfikacyjnej i progностycznej modeli

| Model | Próba walidacyjna | Próba analityczna | Zmiana w punktach procentowych |
|----------------|-------------------|-------------------|--------------------------------|
| sformalizowany | $M_{BU} = 70,8$ | $M_{BU} = 78,8$ | -8,0 |
| | $M_B = 57,5$ | $M_B = 80,8$ | -23,3 |
| | $M'_U = 65,6$ | $M'_U = 84,0$ | -18,4 |
| | $M_U = 65,6$ | $M_U = 88,0$ | -22,4 |

Źródło: Opracowanie własne.

Z tabeli 13 wynika, że zdolność progностyczna modeli ulega dość znaczącemu pogorszeniu, przy czym w najwyższym stopniu jest to związane z bankrutami oraz z innymi podmiotami. Aby odpowiedzieć na pytanie, czy źródłem tych zmian była zmiana wartości wskaźników finansowych, przeanalizowano wyniki testu U-Manna-Whitney'a (tabela 8). Jednoznacznie można wyciągnąć wniosek, że wszystkie wskaźniki finansowe pochodzą z tej samej populacji, zatem nieistotnie się między sobą różnią. Jedynym wyjątkiem jest wskaźnik szybki dla próby innych podmiotów. Źródłem zmian nie jest więc najprawdopodobniej zmiana średniej wartości wskaźników. Powstaje pytanie, jaka jest przyczyna odmiennej zdolności progностycznej modeli?

Niestety autorowi nie udało się znaleźć przekonującej odpowiedzi na powyższe pytanie. Być może test U-Manna-Whitney'a pomija kwestię wariancji wskaźników, gdyż jest testem równości średnich. Gdyby zatem rzeczywiście wariancje były różne, wówczas nawet dla takich samych wskaźników finansowych parametry modelu estymowanego na próbie walidacyjnej byłyby różne od parametrów modelu analitycznego, co musiałoby oznaczać zmianę zdolności progностycznej pierwotnego modelu. W modelu logitowym relacja między wskaźnikami jest bardzo „sztywna”, przez co niewielkie zmiany wariancji pojedynczych wskaźników mogą skutkować istotną zmianą zdolności progностycznej całego modelu. Być może inna metoda statystyczna byłaby bardziej adekwatna.

Przyjęcie hipotezy o istotności wariancji wskaźników finansowych ma znaczenie praktyczne. W przypadku bowiem modelu logitowego estymacja jego parametrów powinna odbywać się nie okresowo, ale stale, tj. po pozyskaniu aktualnych sprawozdań finansowych bankrutów i niebankrutów.

Można sformułować kilka uogólniających wniosków:

- ponownie stwierdzono, że eliminacja współliniowości w modelu logitowym nie polepsza zdolności progностycznej, jest za to kłopotliwa,
- zalecana jednorodność badanej populacji ma wpływ na zdolność progностyczną modelu logitowego, niemniej jednak kierunek tego wpływu jest trudny do uchwycenia,

- model opracowany dla populacji wielobranżowej może dostarczać porównywalnych, a nawet lepszych prognoz od modelu jednobranżowego. Niestety trudno wskazać zasadę, kiedy można, a kiedy nie należy tego robić,

- szerokie zdefiniowanie upadłości polepsza prognozę,

- zmiana zdolności prognostycznej modeli nie jest najprawdopodobniej spowodowana zmianą średnich wartości wskaźników finansowych.

Pomimo zastosowania wielu technik zalecanych w literaturze przedmiotu dla poprawy zdolności prognostycznej, efektywność modeli należy ocenić jako relatywnie niską (około 70%). Można sformułować dwie hipotezy wyjaśniające taki stan rzeczy:

- w okresie od ogłoszenia sprawozdań do upadłości, tj. w ciągu około 18 miesięcy, u blisko 30% badanych przedsiębiorstw wystąpiły zdarzenia szokowe, drastycznie zmieniające ich sytuację finansową; gdyby tak było, aplikacja modeli prognozowania upadłości w Polsce byłaby bardzo utrudniona,

- wysoki poziom błędów I i II rodzaju może wskazywać na to, że sprawozdania finansowe w Polsce mogą nie odzwierciedlać zasady „wiernego obrazu” sytuacji finansowej przedsiębiorstwa, a zatem pomijają lub przeszacowują skutki finansowe zdarzeń. Być może zmiany w prawie upadłościowym w 2003 roku oraz w rachunkowości od 2002 roku zmieniają ten stan rzeczy.

Bibliografia

- [1] ACZEL A., *Statystyka w zarządzaniu*, WN PWN, Warszawa 2000.
- [2] ALTMAN E., *Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy*, Journal of Finance, 1968, nr 4.
- [3] ALTMAN E., HALDEMAN R., NARYANAN P., *Zeta Analysis. A New Model to Identify Bankruptcy Risk of Corporations*, Journal of Banking and Finance, 1977, nr 1.
- [4] BEAVER W., *Alternative Accounting Measures as Predictors of Failure*, Accounting Review, 1968, nr 1.
- [5] DOMAŃSKI Cz., PRUSKA K., *Nieklasyczne metody statystyczne*, PWE, Warszawa 2000.
- [6] GOC R., *Systemy wczesnego ostrzegania dla banków komercyjnych*, Bank i kredyt, 1994, nr 12.
- [7] GRICE J., DUGAN M., *The Limitations of Bankruptcy Prediction Models: Some Cautions for the Researcher*, Review of Quantitative Finance and Accounting, 2001, wrzesień.
- [8] HADASIK D., *Upadłość przedsiębiorstw w Polsce i metody jej prognozowania*, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, seria II, 1998, nr 153.
- [9] HOLDA A., *Prognozowanie bankructwa jednostki w warunkach gospodarki polskiej z wykorzystaniem funkcji dyskryminacyjnej Z_H* , Rachunkowość, 2001, nr 5.
- [10] JONES F., *Current Techniques in Bankruptcy Prediction*, Journal of Accounting Literature, 1987, nr 6.
- [11] KAHYA E., *Prediction of Business Failure: A Funds Flow Approach*, Managerial Finance, 1997, nr 3.
- [12] KLEINBAUM D., KUPPER L., MULLER K., NIZAM A., *Applied Regression Analysis and Other Multivariable Methods*, Duxbury Press, Pacific Grove, 1998.
- [13] LESZCZYŃSKI Z., *Analiza dyskryminacyjna w przewidywaniu bankructwa firmy*, Ekspert, 1994, nr 3.
- [14] MADDALA G., *A Perspective on the Use of Limited-Dependent and Qualitative Variables Models in Accounting Research*, Accounting Review, 1991, nr 4.

- [15] MARZEC J., *Badanie niewypłacalności kredytobiorcy na podstawie modeli logitowych i probitowych*, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Krakowie, 2003, nr 628.
- [16] MIODUCHOWSKA-JAROSZEWICZ E., *Analiza dyskryminacyjna jako przykład podejścia syntetycznego do wskaźnikowej oceny wypłacalności*, Konferencja w Międzyzdrojach pt. *Zarządzanie finansami – Finansowanie przedsiębiorstw w UE*, tom I, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2004.
- [17] MOSSMAN Ch., BELL G., SWARTZ M., TURTLE H., *An Empirical Comparison of Bankruptcy Models*, Financial Review, 1998, maj.
- [18] OHLSON J., *Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy*, Journal of Accounting Research, 1980, nr 1.
- [19] PLATT H., PLATT M., *Predicting Corporate Financial Distress: Reflections on Choice-Based Sample Bias*, Journal of Economics and Finance, 2002, nr 2.
- [20] Prawo upadłościowe, tekst jednolity, Dz.U. z 1991 r., Nr 118, Poz. 512, ze zmianami.
- [21] Prawo upadłościowe i naprawcze z dnia 28 lutego 2003, Dz.U. z 2003 r. Nr 60, Poz. 535.
- [22] ROGOWSKI W., *Możliwości wczesnego rozpoznania symptomów zagrożenia zdolności płatniczej przedsiębiorstwa*, Bank i kredyt, 1999, nr 6.
- [23] SOJAK S., STAWICKI J., *Wykorzystanie metod taksonomicznych do oceny kondycji ekonomicznej przedsiębiorstw*, Zeszyty Teoretyczne Rachunkowości, 2001, nr 3 (59).
- [24] STANISZ A., *Przystępny kurs statystyki*. Tom I i II, StatSoft, Kraków 2000.
- [25] STASIEWSKI T., *Z-score – indeks przewidywanego upadku przedsiębiorstwa*, Rachunkowość, 1996, nr 12.
- [26] STĘPIEŃ P., STRĄK T., *Wielowymiarowe modele logitowe oceny zagrożenia bankructwem polskich przedsiębiorstw*, Konferencja w Międzyzdrojach pt. *Zarządzanie finansami – Finansowanie przedsiębiorstw w UE*, tom I, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2004.
- [27] STOS D., GAJDKA J., *Ocena kondycji finansowej polskich spółek publicznych w okresie 1998–2001*, Konferencja w Międzyzdrojach pt. *Zarządzanie finansami – Mierzenie wyników i wycena przedsiębiorstw*, tom I, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2003.
- [28] TAFFLER R., *The Assessment of Company Solvency and Performance Using a Statistical Model*, Accounting and Business Research, 1983, jesień.
- [29] Ustawa o rachunkowości z 29 września 1994 r., Dz.U. Nr 121, Poz. 591, ze zmianami.
- [30] WĘDZKI D., *Bankruptcy Logit Model for Polish Economic Conditions*, Argumenta Oeconomica Cracoviensia, 2004a, w druku.
- [31] ZDYB M., *Ocena zagrożenia przedsiębiorstwa upadłością przy zastosowaniu finansowych wskaźników syntetycznych*, Controlling i Rachunkowość Zarządcza, 2001, nr 5.
- [32] ŻMIJEWSKI M., *Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models*, Journal of Accounting Research, 1984, suppl.

Multivariate analysis of bankruptcy on the example of building industry

The main purpose of this research is to examine the different factors affecting the predictive power of bankruptcy models as for example: the way of defining “bankruptcy”, the elimination, or not of the multicollinearity appearing in formalized model, the stability of time-related financial ratios as a stability determinant of formalized and non-formalized models and so on. Some general conclusions were formulated about: effectiveness of formalized and non-formalized model, population homogeneity factor, a model worked out for a multi-industry population and used in single-industry population and so on.

Keywords: *bankruptcy prognosing, logit models application, financial factors*