

Jednowymiarowe predyktory upadłości przedsiębiorstw – metodyka badań empirycznych

Wstęp

Zdecydowana większość zjawisk w życiu społeczno-gospodarczym powiązana jest siecią określonych zależności. Interakcje te zachodzą również pomiędzy zjawiskami ekonomicznymi. Często dopiero na drodze wnikliwej analizy szeregu - wydawałoby się niezwiązanych bezpośrednio z danym zjawiskiem zmiennych, uzyskać można mapę determinant kształtujących określoną rzeczywistość. Budując wielowymiarowe modele, pozwalające określić przyszłą wypłacalność podmiotów gospodarczych, autorzy szukają odpowiedzi na pytanie, co *de facto* istotnie stanowi „kalkę” (odwzorowanie) sytuacji ekonomiczno-finansowej, w jakiej znajduje się przedsiębiorstwo. Badacze poszukują z jednej strony takich czynników (zmiennych), które w możliwie holistyczny sposób pozwalają odróżnić przedsiębiorstwa wiarygodne finansowo, od tych jednostek, które ostatecznie w wyniku utraty płynności finansowej stają się dłużnikami niewypłacalnymi. Ich obecność na rynku jest bowiem niepożądana, gdyż burzy to wiarygodność, zaufanie i płynność przepływu usług, produktów i w końcu kapitału w życiu gospodarczym. Z drugiej strony poszukuje się takich zmiennych, które będą pozwalały stworzyć obiektywną konstrukcję, umożliwiającą kwantyfikację dla badanego przedsiębiorstwa wystąpienia w najbliższej przyszłości (zazwyczaj w perspektywie jednego roku) ryzyka utraty wypłacalności. Tu pojawiają się jednak dwa bardzo istotne problemy związane z funkcjonującymi w teorii i praktyce tzw. modelami predykcji upadłości przedsiębiorstw.

Pierwszy problem dotyczy mianowicie holistycznego podejścia w konstrukcji tych modeli, co przejawia się brakiem podziału budowanych modeli dla różnych typów przedsiębiorstw. I nie dotyczy to wyłącznie różnic, jakie występują pomiędzy jednostkami produkcyjnymi, handlowymi czy usługowymi. Równie, jak nie bardziej istotnie różnice występują pomiędzy firmami różnych sektorów. Nie wspominając już o różnicach występujących w strukturze finansowania, produktywności majątku, rentowności sprzedaży i innych obszarach,

* Dr, adiunkt w Katedrze Ekonomiki Przedsiębiorstw, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Gdański, adres e-mail: antonowicz@wzr.ug.edu.pl

Praca naukowa współfinansowana ze środków Europejskiego Funduszu Społecznego, w ramach Programu Operacyjnego Kapitał Ludzki, Priorytetu IV, projekt pt. „Program wdrożenia nowoczesnych elementów kształcenia w Uniwersytecie Gdańskim”, Zadanie „Stypendia naukowe dla doktorantów szansą na rozwój gospodarki”. Publikacja odzwierciedla stanowisko autora i projektodawca nie ponosi odpowiedzialności za umieszczoną w niej zawartość merytoryczną.



jakie występują w przedsiębiorstwach będących na różnym etapie rozwoju w cyklu ich życia. We wprowadzanych na rynek działalnościach gospodarczych często w pierwszych latach nie dochodzi bowiem do zwrotu kapitału, dokonane inwestycje nie pozwalają osiągnąć firmie zadowalającego progu rentowności, czy produktywności majątku. Zastosowanie holistycznego modelu dyskryminacyjnego, w celu określenia ryzyka upadłości takiego podmiotu, bez odniesienia się do fazy inwestycyjnej, w jakiej znajduje się badana jednostka, często może prowadzić do mylnych wniosków.

Drugi z postawionych problemów związany jest z budowaniem możliwie obiektywnych (nie obarczonych uznaniowym osądem analityka) modeli, które mają doprowadzić do kwantyfikacji szans przetrwania przedsiębiorstwa w okresie prognostycznym. W związku z tym w modelach wykorzystywane są wyłącznie zmienne ilościowe, co często literaturze przedmiotu poddawane jest krytyce. W zastępstwie zmiennej jakościowej można uznać, iż przywykło się w sposób nienazwany przyjmować ostateczną interpretację i ocenę przeprowadzonego badania przez analityka, który powinien raczej uzyskanym wynikiem posiłkować się (posiadając wiedzę na temat specyfiki funkcjonowania badanego podmiotu, konkurencji i sektora) a nie traktować go w sposób literalny. Ponadto autorzy modeli wprowadzając do estymowanych funkcji wyłącznie zmienne ilościowe bardzo często posługują się jawnie określaną szarą strefą, stanowiącą określony przedział zmienności funkcji (bezpośrednio graniczący z punktem odcięcia cut-off), w którym podkreślają, iż sprawność predykcyjna modelu jest zdecydowanie niższa.

Dlaczego zatem nie spotykamy w literaturze związanej z finansami przedsiębiorstw, rachunkowością zarządczą, czy w końcu analizą wskaźnikową opracowań zawierających wyniki badań nad estymacją funkcji umożliwiających dyskryminację przedsiębiorstw wybranych sektorów, czy znajdujących się w określonych cyklach życia? Odpowiedź na to pytanie związana jest z rozpiętością populacji przedsiębiorstw upadłych, ich wewnętrzną strukturą i możliwościami doboru próby, a także co się z tym wiąże – ograniczoną dostępnością do danych finansowych. Pewne ograniczenia można jednak pokonać. Autor niniejszego artykułu zebrał informacje na temat wszystkich postawionych w Polsce w stan upadłości w latach 2007-2010 przedsiębiorstw, dokonał ich wielowymiarowej analizy strukturalnej, a także w celu estymacji nowych modeli dyskryminacyjnych – zebrał i opracował materiał statystyczny w postaci sprawozdań finansowych. Dane te ponadto zestawił z analogicznymi badaniami wskaźnikowymi prowadzonymi równoległe na próbie jednostek „zdrowych”, które zostały dobrane parami przy zastosowaniu kryterium: 1) podstawowego profilu prowadzonej działalności gospodarczej (PKD 2007); 2) formy organizacyjno-prawnej; 3) średniej wartości generowanych przychodów ze sprzedaży w okresie 2 lat poprzedzających upadłości; 4) wielkości majątku (wartości sumy bilansowej). Po zebraniu oraz wstępnym opracowaniu materiału w postaci sprawozdań finansowych (dane bilansowe oraz dane z rachunku zysków i strat), a także obliczeniu 31 wybranych relacji wskaźnikowych rozpoczął się I etap właściwych

badania analitycznych, mający na celu wybór zmiennych (w postaci wskaźników), które istotnie różnicują przedsiębiorstwa upadłe i jednostki wypłacalne.

1. Charakterystyka i dobór próby badawczej

Badania zostały przeprowadzone na zbiorze 310 jednostek gospodarczych (N=310 j.) Obejmują one w szczególności analizę dwóch grup przedsiębiorstw. Pierwszą z nich (N_U=155 j.) stanowi populacja podmiotów gospodarczych postawionych w stan upadłości w latach 2007-2010, które sporządziły i opublikowały sprawozdania finansowe w MPB za co najmniej 2 lata obrotowe, poprzedzające sądowe ogłoszenie upadłości. Do drugiej grupy (N_Z=155 j.) dobrane zostały w sposób celowy przedsiębiorstwa, przy zastosowaniu techniki doboru parami według następujących cech: tożsamy do jednostek upadłych profil realizowanej działalności gospodarczej, tożsama forma prawna, a także generujące porównywalne przychody i angażujące w działalność gospodarczą zbliżone nakłady finansowe. Zidentyfikowany zbiór upadłych przedsiębiorstw stanowi populację wszystkich podmiotów gospodarczych, które funkcjonując na zasadach pełnej rachunkowości, dopełniły obowiązku publikacji sprawozdań finansowych w co najmniej dwóch latach poprzedzających ich upadłość. Pierwotny zbiór wszystkich zebranych danych o upadłościach z analizowanego 4-letniego okresu obejmował 2.250 podmiotów gospodarczych, których rozkład w kolejnych latach badania był następujący:

- 2007 r. – 447 upadłości;
- 2008 r. – 424 upadłości;
- 2009 r. – 695 upadłości;
- 2010 r. – 684 upadłości.¹

Każde upadłe w latach 2007-2010 przedsiębiorstwo zostało na I etapie pozyskiwania danych sprawdzone w dzienniku urzędowym MPB, w celu określenia, czy dokonało w latach poprzedzających upadłość publikacji sprawozdań finansowych. Równolegle prowadzony był proces budowania charakterystyki wszystkich jednostek gospodarczych (również tych, które nie publikowały sprawozdań finansowych) zgodnie z następującym przyjętym zbiorem kryteriów: 1) data upadłości (dzień, miesiąc, rok); 2) rodzaj postępowania upadłościowego (LM², MZU³); 3) miejsce upadłości (miasto, województwo); 4) data powstania podmiotu (dzień, miesiąc, rok); 5) profil realizowanej działalności gospodarczej opisany podstawowym kodem PKD (z uwzględnieniem zmian klasyfikacji PKD₂₀₀₄ na PKD₂₀₀₇); 6) forma własności (prywatna, różne postacie form mieszanych, państwowa). Ostatecznie okazało się, iż spośród wszystkich

¹ Obliczenia własne na podstawie danych z MSiG (aktualny stan danych pozyskanych w okresie 01.01.2007-14.07.2011 r.). Szerzej na temat bieżącej statystyki upadłościowej: P. Antonowicz: *Procesy upadłościowe w Polsce w I półroczu 2011 r. – raport z badań*, Wyd. KPF w Polsce, Gdańsk - Warszawa, sierpień 2011, s. 1-68.

² Postępowanie upadłościowe obejmujące likwidację majątku niewypłacalnego dłużnika w celu zaspokojenia wierzycieli.

³ Postępowanie upadłościowe uwzględniające możliwość zawarcia układu dłużnika z jego z wierzycielami.

odnotowanych w Polsce w analizowanym okresie upadłości, publikację sprawozdań finansowych dokonało 155 jednostek gospodarczych. Wszystkie sprawozdania tych podmiotów, w postaci ich bilansów oraz rachunków zysków i strat, zostały pozyskane z bazy LEX, a następnie wprowadzone do arkusza kalkulacyjnego za okres czterech lat poprzedzających sądową decyzję o ogłoszeniu upadłości: $t_{(-1)}-t_{(-4)}$.

2. Pierwszy etap badań analitycznych – poszukiwanie zróżnicowania międzygrupowego jednowymiarowych wskaźników analizy finansowej

Autor badań dokonał obliczeń 31 zmiennych ilościowych dla każdego z 310 poddanych badaniom przypadków (przedsiębiorstw). Jako zmienne ilościowe posłużono się wybranymi wskaźnikami analizy finansowej, które stanowią wnętrza różnych polskich modeli dyskryminacyjnych, lub które stanowią zbiór tradycyjnej analizy wskaźnikowej, i które można było zaklasyfikować do wybranej grupy wskaźników:

- wskaźniki płynności finansowej (4 zmienne);
- wskaźniki poziomu i zdolności obsługi zadłużenia (8 zmiennych);
- wskaźniki aktywności i obrotowości (8 zmiennych);
- wskaźniki rentowności sprzedaży (4 zmienne);
- wskaźniki produktywności majątku (7 zmiennych).

Wszystkie wymienione zmienne w postaci wskaźników finansowych zostały oparte na wybranych pozycjach z bilansu oraz rachunku zysków i strat analizowanych jednostek gospodarczych. Przy obliczaniu każdego ze wskaźników opartych na danych bilansowych, każda wprowadzana pozycja bilansowa była ujęta w układzie średniorocznym, co pozwoliło przedstawić relatywnie bardziej obiektywny poziom danego składnika majątku, w przeciwieństwie do jego wartości zaobserwowanej wyłącznie na koniec roku obrotowego. Należy pamiętać o takiej właśnie przyjętej metodyce obliczeniowej, gdyż osiągnięte i przedstawione w dalszej części artykułu obliczenia są istotnie wynikową stosowania zasady uśredniania wartości bilansowych w analizie finansowej, która bezpośrednio wynika ze statycznego charakteru bilansu oraz dynamicznego charakteru rachunku zysków i strat.

Analiza wszystkich 31 wskaźników w obu grupach jednostek gospodarczych ($N_U=155$ j.g.; $N_Z=155$ j.g.) wykazała, iż z uwagi na występowanie istotnie różnicujących zbiorowość odstających wartości wskaźników (z ang. tzw. *outlier values*) podstawowe statystyki dla zbioru kolejnych zmiennych powinny być analizowane w określonym i relatywnie zawężonym przedziale zmienności. To bowiem pozwoli odzwierciedlić kształtowanie się danej zmiennej bez uwzględniania sporadycznych, wyjątkowych i istotnie zniekształcających obraz danej zmiennej wartości. Dlatego też autor badań przyjął, iż analiza zmienności poszczególnych wskaźników w obu grupach przedsiębiorstw (upadłych i zdrowych) będzie prowadzona oddzielnie w trzech następujących przedziałach zmienności:

- **Międzygrupowy Rozstęp Medianowy, MRMe** = $|RMe_{U(t-1)} - RMe_Z|$, stanowiący wartość bezwzględną rozstępu zaobserwowanego pomiędzy medianą wskaźnika w próbie przedsiębiorstw na 1 rok przed upadłością oraz w próbie jednostek zdrowych, wskazująca na odległość pomiędzy środkowymi wartościami analizowanej zmiennej w obu próbach;
- **Międzygrupowy Rozstęp Kwartyłowy**, zaobserwowany pomiędzy skrajnymi wartościami brzegowymi 50% środkowych <QI-QIII> analizowanych jednostek upadłych i zdrowych. Miara ta została obliczona w zależności od zakładanego przez autora, pożądanego charakteru zmiennej Xi (przyjęto, iż zmienne przyjmują postać: stymulanty, destymulanty, bądź nominanty).
 - **MRQ = QI_Z - QIII_{U(t-1)}, dla Xi o charakterze stymulanty.** Jeżeli $MRQ > 0$ dla zmiennej o charakterze stymulanty, to oznacza, że przedziały zmienności wykluczają się i Xi jest zmienną klasyfikującą się do wprowadzenia do równania funkcji dyskryminacyjnej. W przypadku uzyskania wartości $MRQ < 0$ - otrzymany zakres zmienności pokrywa się w obu próbach jednostek upadłych i zdrowych, co wskazuje na osłabienie zdolności dyskryminacyjnych danej zmiennej Xi.
 - **Dla zmiennych o charakterze nominanty**, z uwagi na to, iż w określonym (brzegowym) przedziale zmienności przyjęte do badań zmienne wykazują charakter stymulanty, obliczona została wartość MRQ w sposób tożsamy do MRQ dla stymulanty.
 - **MRQ = QI_{U(t-1)} - QIII_Z, dla Xi o charakterze destymulanty.** Jeżeli $MRQ > 0$ dla zmiennej o charakterze destymulanty, to oznacza, że przedziały zmienności wykluczają się i Xi jest zmienną klasyfikującą się do wprowadzenia do równania funkcji dyskryminacyjnej. W odwrotnej sytuacji interpretacja osiągniętej wartości MRQ jest analogiczna do powyższego opisu.
- **Międzygrupowy Rozstęp Decylowy (MRDe)**, zaobserwowany pomiędzy skrajnymi wartościami przedziałów brzegowych 80% badanych przedsiębiorstw z próby jednostek upadłych i zdrowych (po eliminacji wartości mniejszych niż DeI oraz większych niż DeIX). Wartość MRDe jest obliczana analogicznie do MRQ – tj. w zależności od charakteru analizowanej zmiennej Xi. Analogicznie do MRQ pożądanym jest, aby MRDe przyjął wartość dodatnią (im wyższa jest jego wartość, tym większa jest dysproporcja obserwowana pomiędzy przedziałami zmienności, typowymi dla 80% środkowych obserwacji jednostek upadłych i zdrowych). W takiej sytuacji przedziały zmienności wykluczają się i Xi jest zmienną klasyfikującą się do wprowadzenia do równania funkcji dyskryminacyjnej. MRDe, z uwagi na objęcie analizą 80% zbiorowości (środkowych), posiada większą siłę przy doborze zmiennych do modelu dyskryminacyjnego niż MRQ (który opisuje kształtowanie się zmiennej tylko w środkowych 50% przypadków).
Z uwagi na bardzo szeroki zakres przeprowadzonych badań, w niniejszym artykule przedstawione zostały wyniki i charakterystyka tylko jednej wybranej

zmiennej. Jako przykład posłużono się tu charakterystyką podstawowego wskaźnika płynności finansowej ($PWP = AO/ZKT$)⁴, który jako jedna z niewielu zmiennych jest bardzo częstą składową polskich modeli dyskryminacyjnych.

Tabela 1. Podstawowe statystyki zmienności wskaźnika płynności finansowej $PWP = AO/ZKT$ w okresie trzech lat przed ogłoszeniem upadłości przedsiębiorstw ($NU_{(t-1)-(t-3)} = 155$ j.g.) oraz w grupie jednostek „zdrowych” ($NZ = 155$ j.g.)

Podstawowe statystyki dla zmiennej:	Podmioty upadłe w latach 2007-2010 (N=155)			(N=155)
	1. AO/ZKT Wskaźnik płynności ogólnej			
	ujęcie średnioroczne			Jednostki zdrowe
	t-3	t-2	t-1	
n ważnych obserwacji	135	150	40	155
liczba b.d.	20	5	115	0
MIN - minimum	0,10	0,04	0,14	0,43
MAX - maximum	8,40	21,14	4,54	243,04
średnia (dla wszystkich zmiennych)	1,23	1,30	1,07	4,00
odchylenie standardowe	1,08	1,86	0,76	19,64
średnia (dla zmiennych z obszaru QI-QIII)	1,04	1,00	0,93	1,68
- n ważnych zmiennych w obszarze QI-QIII	67	74	20	77
średnia (dla zmiennych z obszaru DeI-DeIX)	1,07	1,03	0,98	1,88
- n ważnych zmiennych w obszarze DeI-DeIX	107	120	32	123
QI - kwartył I	0,78	0,76	0,64	1,20
Me - mediana	1,00	0,98	0,90	1,62
QIII - kwartył III	1,36	1,33	1,32	2,61
DeI - decyl I	0,50	0,42	0,45	0,84
DeIX - decyl IX	1,95	1,93	1,81	4,33
Typowe obszary zmienności analizowanego wskaźnika, charakterystyczne dla:				
- 50% zbiorowości <QI - QIII>	0,78 - 1,36	0,76 - 1,33	0,64 - 1,32	1,2 - 2,61
- 80% zbiorowości <DeI - DeIX>	0,5 - 1,95	0,42 - 1,93	0,45 - 1,81	0,84 - 4,33

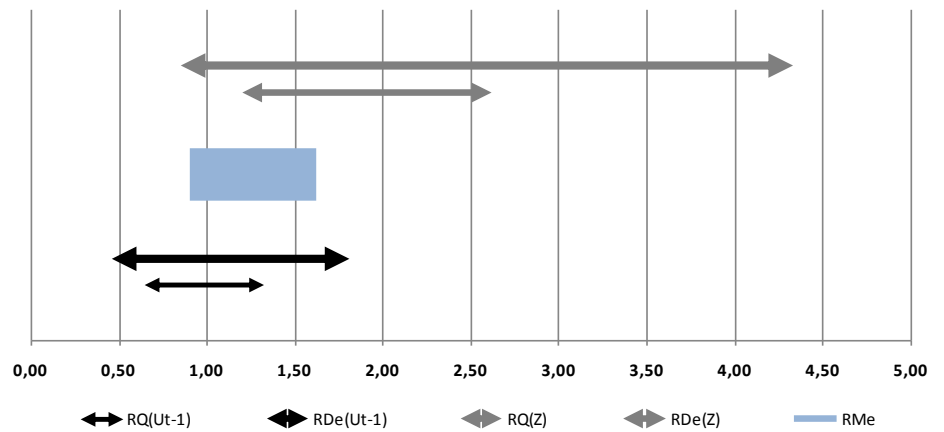
Zródło: obliczenia własne na podstawie sprawozdań finansowych 310 przedsiębiorstw.

Przedstawione w tabeli 1 statystyki dla zmiennej PWP wskazują, iż rozstępy pomiędzy wartościami skrajnymi (MIN-MAX) wskaźnika, zaobserwowanymi w obu grupach jednostek gospodarczych są bardzo duże i nieadekwatne do kształtowania się pożądanych i szeroko opisywanych w literaturze przedmiotu jego wartości optymalnych. Jest to zrozumiała konsekwencja występowania w obu próbach takich przedsiębiorstw, które przyjmują specyficzny i odstający od najczęściej spotykanego w praktyce, poziom wskaźnika płynności finansowej. Aby w lepszy sposób zobrazować zróżnicowanie przedziałów zmienności tego wskaźnika dla obu grup przedsiębiorstw, jego typowe przedziały zmienności w postaci MRMe, RQ, RDe, zostały przedstawione na wykresach 1 i 2. Na pierwszym z nich zostało przedstawione zróżnicowanie wskaźnika na 1 rok przed upadłością (t_1), na drugim natomiast na 2 lata przed upadłością (t_2). W obu przypadkach płaszczyzna odniesienia była ta sama – odpowiednie rozstępy obliczone dla grupy jednostek „zdrowych”.

⁴ PWP – podstawowy wskaźnik płynności finansowej; AO – średnioroczna wartość aktywów obrotowych; ZKT – średnioroczna wartość zobowiązań krótkoterminowych.

Autor postanowił o wyodrębnieniu w badaniach analizy zmienności wskaźnika na rok i dwa lata przed upadłością ze względu na założoną na kolejnym etapie badań próbę estymacji funkcji dyskryminacyjnej z 2-letnim wyprzedzeniem czasowym. Takie działanie z punktu widzenia przyszłych możliwości aplikacyjnych przygotowywanego modelu wydaje się być wyjątkowo cenne. Jest to spowodowane m.in. faktem, iż jednostka gospodarcza upadająca np. w I kwartale danego roku, w tym samym okresie zobligowana jest do upublicznienia sprawozdania finansowego (za okres t_{-1}), co *de facto* nie wymaga już stosowania modeli predykcji upadłości, o której interesariusze (przede wszystkim wierzyciele) dowiadują się zbyt późno. Stworzenie wiarygodnego modelu dla prognozy t_{-2} , umożliwiłoby im w praktyce zaobserwowanie niekorzystnych zmian w sprawozdaniach finansowych danego podmiotu rzeczywiście na 1 rok (w badaniach teoretycznych określane właśnie jako t_{-2} , czyli na 2 lata obrotowe) przed faktyczną datą upadłości, a nie w momencie jej wystąpienia (ogłoszenia sądowego).

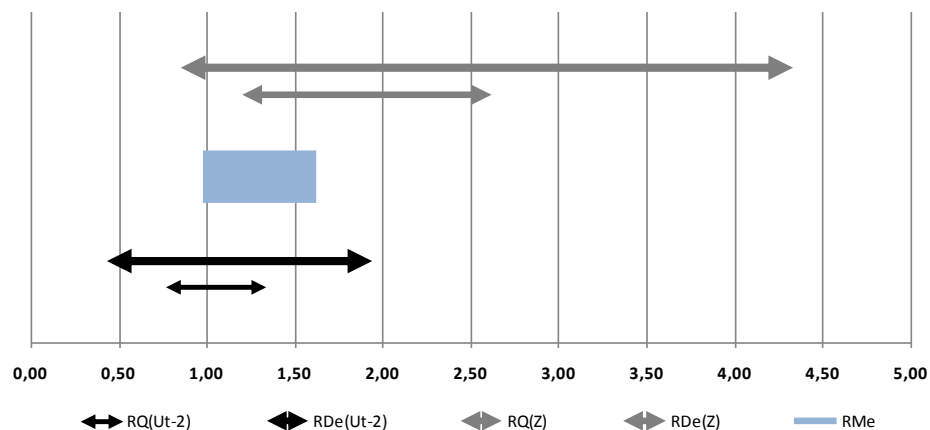
Wykres 1. Rozstęp decylowy, kwartylowy oraz międzygrupowy rozstęp medianowy podstawowego wskaźnika płynności finansowej dla podmiotów zdrowych ($N_Z=155$ j.g.) oraz przedsiębiorstw na 1 rok przed ogłoszeniem upadłości ($N_{U-t-1}=40$ j.g.)



Wskaźnik	Charakter wskaźnika	Zróżnicowanie przedziałów zmienności wskaźników dla podmiotów $U(t-1)$ i Z		
		MRMe	MRQ	MRDe
AO/ZKT Wskaźnik płynności ogólnej	N	0,72	-0,12	-0,96

Źródło: obliczenia własne na podstawie sprawozdań finansowych 310 przedsiębiorstw.

Wykres 2. Rozstęp decylowy, kwartylowy oraz międzygrupowy rozstęp medianowy podstawowego wskaźnika płynności finansowej dla podmiotów zdrowych ($N_Z=155$ j.g.) oraz przedsiębiorstw na 2 lata przed ogłoszeniem upadłości ($N_{U(t-2)}=150$ j.g.)



Wskaźnik	Charakter wskaźnika	Zróżnicowanie przedziałów zmienności wskaźników dla podmiotów U(t-2) i Z		
		MRMe	MRQ	MRDe
AO/ZKT Wskaźnik płynności ogólnej	N	0,64	-0,13	-1,09

Źródło: obliczenia własne na podstawie sprawozdań finansowych 310 przedsiębiorstw.

Analiza porównawcza typowych obszarów zmienności wskaźnika PWP, przedstawionych na wykresach 1 i 2 dla obu prób przedsiębiorstw pozwala wyciągnąć następujące wnioski:

- $MRMe_{PWP(t-2)} < MRMe_{PWP(t-1)}$ – międzygrupowy rozstęp medianowy wskaźnika PWP jest mniejszy na 2 lata przed upadłością niż na 1 rok przed upadłością, co jest logiczną konsekwencją zwiększającej się dysproporcji pomiędzy medianami PWP wraz ze zbliżaniem się przedsiębiorstw do upadłości w odniesieniu do jednostek „zdrowych”. W przypadku oceny przydatności zmiennej (na tym etapie badań) do wykorzystania jej do modelu dyskryminacyjnego kryterium oceny powinna stanowić max względna wartość MRMe, obserwowana wśród wszystkich analizowanych zmiennych.
- Konsekwencją stopniowo zacierających się różnic między przedsiębiorstwami upadającymi, a jednostkami „zdrowymi” jest zmniejszenie się międzygrupowych rozstępów kwartylowych i decylowych dla wskaźnika PWP, przyjmującego charakter stymulanty w określonym przedziale zmienności, wraz z oddalaniem się od momentu ogłoszenia upadłości. Jak zostało wcześniej zauważone, im niższa ujemna wartość MRQ i MRDe w przypadku zmiennej o charakterze stymulanty, tym większy (niepożądany) zakres typowego obszaru zmienności wskaźnika, zaobserwowanego odpowiednio w 50% lub 80% przypadków z próby jednostek upadłych i „zdrowych”.

który pokrywa się w obu grupach przedsiębiorstw. W przypadku oceny przydatności zmiennej (na tym etapie badań) do wykorzystania jej do modelu dyskryminacyjnego kryterium oceny powinna być dla wskaźnika o charakterze stymulanta możliwie duża, dodatnia wartość MRQ i MRDe. W prowadzonych badaniach wśród 31 analizowanych zmiennych tylko w 5 zmiennych został zaobserwowany dodatni MRQ w okresie t_1 . Natomiast na dwa lata przed upadłością (t_2) $MRQ > 0$ miał miejsce w przypadku 1 zmiennej. Ponadto należy podkreślić, iż żadna z badanych zmiennych nie wykazała zarówno na rok, jak i na dwa lata przed upadłością $MRDe > 0$. Oznacza to, iż niezwykle trudno jest znaleźć wskaźnik, który w większości typowych przedsiębiorstw (80%) jest istotnie różny w grupie jednostek upadłych i „zdrowych”. Niemal zawsze bowiem mogą znaleźć się w takich badaniach podmioty, które przyjmują odstające od większości charakterystycznych dla jednostek upadłych / zdrowych wartości analizowanego wskaźnika, uniemożliwiając tym samym pełną dyskryminację obu prób w oparciu o tę zmienną.

3. Drugi etap badań analitycznych – ocena rozkładu gęstości wybranej zmiennej w przedsiębiorstwach upadłych i „zdrowych”

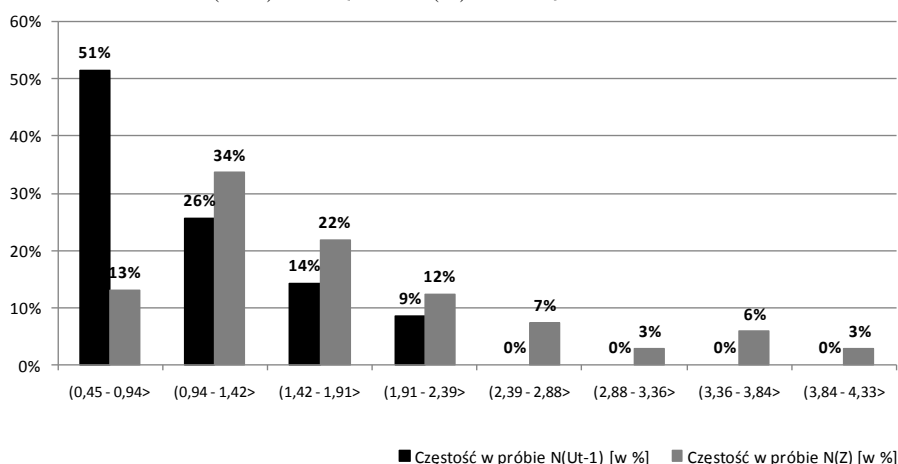
Po przeprowadzeniu i wnikliwej ocenie opisanych wyżej badań analitycznych I etapu (dla wszystkich 31 zmiennych oddzielnie) okazało się, iż decydując się na wybór jednowymiarowego predyktora upadłości, który mógłby posiadać wysokie zdolności dyskryminacyjne dla jednostek upadłych i „zdrowych”, nie można bazować wyłącznie na rozstępach międzygrupowych. Równie ważne mogą okazać się bowiem liczebności występowania przypadków w danym przedziale zmienności wskaźnika. W celu precyzyjniejszej obserwacji takich rozkładów częstości zostały utworzone histogramy, oddzielnie dla każdej z 31 zmiennych, a także oddzielnie dla okresu t_1 i t_2 . Wykresy te umożliwiają obserwację faktycznej skali zróżnicowania poziomu danego wskaźnika w obu grupach przedsiębiorstw (upadłych i „zdrowych”) w szczególności poprzez ocenę częstości przyjmowania przez badaną zmienną tożsamy wartości znajdujących się we wspólnym dla obu grup przedsiębiorstw przedziale.

Na wykresie 3 przedstawiony został histogram kształtowania się zmiennej PWP w przedsiębiorstwach „zdrowych” oraz w próbie bankrutów na 1 rok przed ogłoszeniem upadłości. Wykres 4 natomiast przedstawia analizę tego wskaźnika z uwzględnieniem uzyskanych wyników dla przedsiębiorstw na 2 lata przed ogłoszeniem upadłości. Oba histogramy, z uwagi na zróżnicowaną liczbę pozyskanych danych finansowych w obu latach badania ($N_U=155$ j.g.; $N_{U(t-1)}=40$ j.g.; $N_{U(t-2)}=150$ j.g.) zostały przedstawione w ujęciu procentowym.

Wartości brzegowe klas 1-8, widoczne w tabeli 2 (dla t_1) i 3 (dla t_2) zostały wyznaczone odpowiednio jako: $Min_{(klasa1)} = \min\{DeI_{U(t-1)}; DeI_Z\}$, natomiast $Max_{(klasa8)} = \max\{DeIX_{U(t-1)}; DeIX_Z\}$. Rozpiętość całkowitą klas 1-8 wyznaczyły wartości brzegowe 80% typowych wartości analizowanego wskaźnika dla przedsiębiorstw obu grup (U i Z). Skrajne rozpiętości pozostałych dwóch przedziałów (poniżej $Min_{(klasa1)}$ oraz $Max_{(klasa8)}$) zostały wyznaczone bez usuwania

OV (outlier values) odpowiednio jako wartości min i max, jakie przyjął w obu analizowanych grupach przedsiębiorstw badany wskaźnik.

Wykres 3. Histogram zmienności [w %] podstawowego wskaźnika płynności finansowej dla podmiotów zdrowych ($N_Z=155j.g.$) i przedsiębiorstw na 1 rok przed ogłoszeniem upadłości ($N_{U(t-1)}=40j.g.$) w przedziale zmienności: $\text{Min}_{(klasa1)}=\min\{\text{DeI}_{U(t-1)};\text{DeI}_Z\}$; $\text{Max}_{(klasa8)}=\max\{\text{DeIX}_{U(t-2)};\text{DeIX}_Z\}$



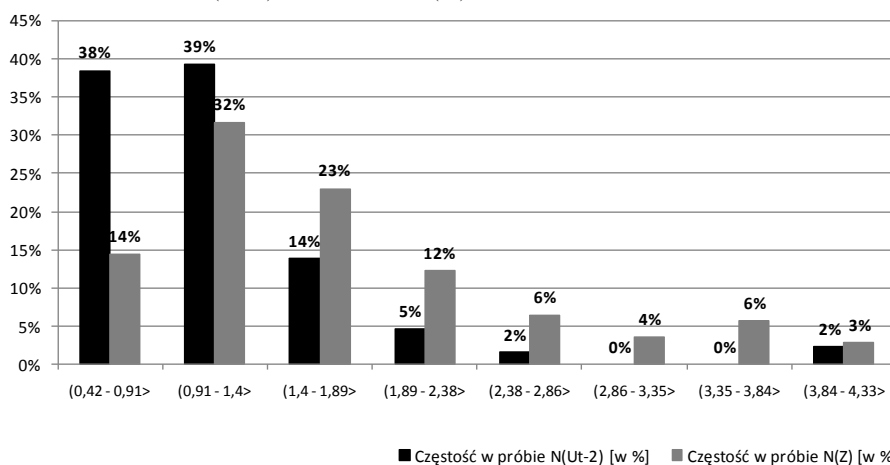
Źródło: obliczenia własne na podstawie sprawozdań finansowych 310 przedsiębiorstw.

Tabela 2. Tablica częstości podstawowego wskaźnika płynności finansowej dla podmiotów zdrowych ($N_Z=155j.g.$) i przedsiębiorstw na 1 rok przed ogłoszeniem upadłości ($N_{U(t-1)}=40j.g.$) w przedziale zmienności: $\text{Min}_{(klasa1)}=\min\{\text{DeI}_{U(t-1)};\text{DeI}_Z\}$; $\text{Max}_{(klasa8)}=\max\{\text{DeIX}_{U(t-1)};\text{DeIX}_Z\}$

Przedziały klas zmienności danego wskaźnika	Wartości brzegowe dla klas	Rozpiętość przedziałów bez eliminacji OV	Częstość w próbie N(Ut-1)	Częstość w próbie N(Z)	Częstość w próbie N(Ut-1) [w %]	Częstość w próbie N(Z) [w %]
poniżej 0,45>	0,45	0,31	4	2	-	-
1. (0,45 - 0,94>	0,94	0,48	18	18	51,43%	13,14%
2. (0,94 - 1,42>	1,42	0,48	9	46	25,71%	33,58%
3. (1,42 - 1,91>	1,91	0,48	5	30	14,29%	21,90%
4. (1,91 - 2,39>	2,39	0,48	3	17	8,57%	12,41%
5. (2,39 - 2,88>	2,88	0,48	0	10	0,00%	7,30%
6. (2,88 - 3,36>	3,36	0,48	0	4	0,00%	2,92%
7. (3,36 - 3,84>	3,84	0,48	0	8	0,00%	5,84%
8. (3,84 - 4,33>	4,33	0,48	0	4	0,00%	2,92%
powyżej 4,33	-	238,71	1	16	-	-
Liczebność próby N(Ut-1) oraz N(Z)			40	155	-	-
Liczebność $\text{DeI}<N(Ut-1)<\text{DeIX}$ oraz $\text{DeI}<N(Z)<\text{DeIX}$			35	137	100,00%	100,00%
Liczba przypadków zaklasyfikowanych jako outlier values			5	18	12,50%	11,61%
Procentowy udział $\text{DeI}<N(Ut-1)<\text{DeIX}$ w $N(Ut-1)$ oraz $\text{DeI}<N(Z)<\text{DeIX}$ w $N(Z)$					87,50%	88,39%
Procentowy udział $\text{DeI}<N(Ut-1)<\text{DeIX}$ w $N(U)=155 j.$ oraz $\text{DeI}<N(Z)<\text{DeIX}$ w $N(Z)=155 j.$					22,58%	88,39%

Źródło: obliczenia własne na podstawie sprawozdań finansowych 310 przedsiębiorstw.

Wykres 4. Histogram zmienności [w %] podstawowego wskaźnika płynności dla podmiotów zdrowych ($N_Z=155j.g.$) i przedsiębiorstw na 2 lata przed upadłością ($N_{U(t-2)}=150j.g.$) w przedziale zmienności:
 $\text{Min}_{(klasa1)}=\min\{\text{DeI}_{U(t-2)};\text{DeI}_Z\};$
 $\text{Max}_{(klasa8)}=\max\{\text{DeIX}_{U(t-2)};\text{DeIX}_Z\}$



Źródło: obliczenia własne na podstawie sprawozdań finansowych 310 przedsiębiorstw.

Tabela 3. Tablica częstości podstawowego wskaźnika płynności finansowej dla podmiotów zdrowych ($N_Z=155j.g.$) i przedsiębiorstw na 2 lata przed ogłoszeniem upadłości ($N_{U(t-1)}=150j.g.$) w przedziale zmienności:
 $\text{Min}_{(klasa1)}=\min\{\text{DeI}_{U(t-2)};\text{DeI}_Z\}; \text{Max}_{(klasa8)}=\max\{\text{DeIX}_{U(t-2)};\text{DeIX}_Z\}$

Przedziały klas zmienności danego wskaźnika	Wartości brzegowe dla klas	Rozpiętość przedziałów bez eliminacji OV	Częstość w próbie $N_{U(t-2)}$	Częstość w próbie N_Z	Częstość w próbie $N_{U(t-2)}$ [w %]	Częstość w próbie N_Z [w %]
poniżej 0,42>	0,42	0,38	15	0	-	-
1. (0,42 - 0,91>	0,91	0,49	50	20	38,46%	14,39%
2. (0,91 - 1,4>	1,40	0,49	51	44	39,23%	31,65%
3. (1,4 - 1,89>	1,89	0,49	18	32	13,85%	23,02%
4. (1,89 - 2,38>	2,38	0,49	6	17	4,62%	12,23%
5. (2,38 - 2,86>	2,86	0,49	2	9	1,54%	6,47%
6. (2,86 - 3,35>	3,35	0,49	0	5	0,00%	3,60%
7. (3,35 - 3,84>	3,84	0,49	0	8	0,00%	5,76%
8. (3,84 - 4,33>	4,33	0,49	3	4	2,31%	2,88%
powyżej 4,33	-	238,71	5	16	-	-
Liczebność próby $N_{U(t-2)}$ oraz N_Z			150	155	-	-
Liczebność $\text{DeI}<N_{U(t-2)}<\text{DeIX}$ oraz $\text{DeI}<N_Z<\text{DeIX}$			130	139	100,00%	100,00%
Liczba przypadków zaklasyfikowanych jako outlier values			20	16	13,33%	10,32%
Procentowy udział $\text{DeI}<N_{U(t-2)}<\text{DeIX}$ w $N_{U(t-2)}$ oraz $\text{DeI}<N_Z<\text{DeIX}$ w N_Z					86,67%	89,68%
Procentowy udział $\text{DeI}<N_{U(t-2)}<\text{DeIX}$ w $N_{U(t-2)}=155 j.$ oraz $\text{DeI}<N_Z<\text{DeIX}$ w $N_Z=155 j.$					83,87%	89,68%

Źródło: obliczenia własne na podstawie sprawozdań finansowych 310 przedsiębiorstw.

Przedstawione wykresy częstości (wykres 3,4) oraz obliczenia szczegółowe (tabela 2,3) wskazują, iż PWP na rok przed upadłością najczęściej, bo aż w 51,43% przypadków przyjmował wartości w I klasie, mieszczące się w przedziale $(0,45;0,94>$. W kolejnych, wyższych klasach, wraz ze wzrostem wartości wskaźnika malał jego udział w rozkładzie częstości. Niemal połowa (46,72%) poddanych badaniom jednostek „zdrowych” z typowego przedziału zmienności⁵ przyjmowała natomiast wartości wskaźnika mieszczące się w dwóch kolejnych klasach, tj. w łącznym przedziale zawartym pomiędzy $(0,45;1,42>$ j. Niemniej jednak aż 9 z 35 (25,71% próby badawczej tego etapu $N_{U(t-1)}$) upadłych przedsiębiorstw oraz 46 podmiotów ze 137 typowych jednostek zdrowych (13,14% próby N_Z tego etapu badań), mieściło się w tym samym przedziale zmienności, tj. w klasie 2 o granicach: $(0,94; 1,42>$ j. Z uwagi na, podkreślone wcześniej rozmywanie się różnic w zdolnościach dyskryminacyjnych analizowanego wskaźnika, jakie ma miejsce wraz z wydłużaniem okresu badawczego poprzedzającego upadłość (do t_2) wyraźnie widać (wykres 4 i tabela 3), iż na dwa lata przed upadłością PWP mieszczący się w przedziale klasy 2 $(0,91;1,40>$, pokrywa się aż w 38,46% (51 na 130 badanych jednostek upadłych) oraz w 31,65% w przypadku 44 na 139 jednostek „zdrowych”.

Podsumowanie

Dla wyboru analizowanej zmiennej do funkcji dyskryminacyjnej o możliwie wysokiej zdolności aplikacyjnej przedstawiony w niniejszym artykule histogram rozkładu częstości uzyskiwania PWP, jako wskaźnika przyjmującego w określonych wartościach brzegowych charakter stymulacyjny, dla jednostek upadłych powinien mieć rozkład lewostronnie asymetryczny. Oznaczałoby to bowiem, iż większość obserwacji w przedsiębiorstwach upadłych znajduje się bliżej początku szeregu, czyli przyjmuje stosunkowo niskie wartości, natomiast mało jest obserwacji o wysokich wartościach. Jednocześnie jednak rozkład analizowanej zmiennej w przedsiębiorstwach „zdrowych” powinien wykazywać prawostronną asymetrię, co przejawiałoby się występowaniem niewielkiej liczby obserwacji o niskich wartościach, zaś relatywnie dużego odsetka obserwacji przyjmujących wartości mieszczące się w ostatnich klasach. Jak zostało przedstawione w artykule, wyniki badań wskazują na relatywnie niski poziom spełnienia tak określonych warunków, które powinny charakteryzować dobry jednowymiarowy predyktor upadłości. Ponadto z przedstawionych na wykresie 5 danych, idealnie byłoby natomiast móc obserwować:

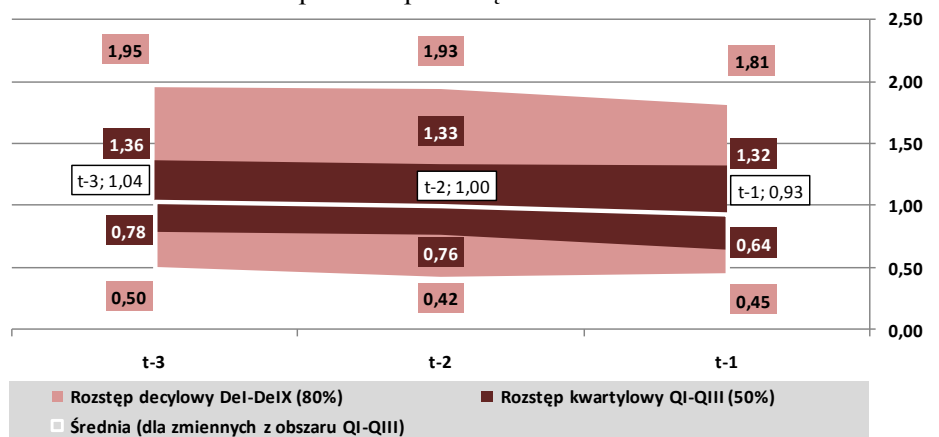
- malejącą wraz ze zbliżaniem się do upadłości tendencję średniej wartości wskaźnika PWP, który jako stymulanta w jednostkach upadłych powinien przyjmować niższe wartości w okresie bezpośrednio poprzedzającym upadłość, niż w poprzednich latach analizy. Tendencja ta, jak przedstawia wykres 5 istotnie występuje, bowiem średnia wartość PWP obliczona dla 50% jednostek upadłych z przedziału $<QI;QIII>$ obniża się z 1,04 j. w okresie na

⁵ Typowy obszar zmienności stanowi w prezentowanych na tym etapie badań obliczeniach przedział składający się ze 137 podmiotów „zdrowych”, stanowiących 88,39% próby N_Z .

3 lata przed upadłością, do 1,00 j. w t_2 oraz ostatecznie do 0,93 j. na rok przed ogłoszeniem upadłości.

- możliwie niewielką zmienność wskaźnika, która na wykresie 5 przedstawiona jest w odniesieniu do 50% analizowanych przedsiębiorstw upadłych jako RQ_U , a także jako RDe_U – stanowiący zakres rozstępu decylogowego, zachodzącego pomiędzy DeI_U i $DeIX_U$. Zmienność ta na wykresie 5 zobrażona jest w postaci szerokości (zakresu) pasów biegnących w płaszczyźnie poziomej w latach t_3 - t_1 . Jak przedstawia wykres 5, PWP w analizowanych obu rozstępach przyjmuje stosunkowo zróżnicowane zakresy, co z punktu widzenia zdolności predykcyjnych analizowanej zmiennej, nie można ocenić jako zjawiska korzystnego. Przykładowo na 2 lata przed upadłością 80% analizowanych jednostek upadłych wykazywała płynność finansową na poziomie mieszczącym się w stosunkowo szeroko określonym przedziale: $\langle 0,42-1,93 \rangle$ j., natomiast typowy obszar zmienności analizowanego wskaźnika, charakterystyczny dla 50% środkowych obserwacji tego samego okresu (dla jednostek upadłych) mieści się w przedziale $\langle 0,76-1,33 \rangle$ j.

Wykres 5. Analiza typowych obszarów zmienności RDe_U , RQ_U i zmian średniej w obszarze $\langle QI-QIII \rangle$ PWP w okresie 3 lat przed ogłoszeniem upadłości przedsiębiorstw



Źródło: obliczenia własne na podstawie sprawozdań finansowych 155 przedsiębiorstw.

Jak wykazały wyniki badań, przedstawione w tabelach 2 i 3, podstawowy wskaźnik płynności finansowej nie w pełni spełnia oczekiwane założenia dla „idealnego” jednowymiarowego predyktora upadłości. Szersze badania prowadzone przez autora w tym zakresie (bazujące na analogicznej ocenie pozostałych 30 innych relacji wskaźnikowych) wskazują jednak, iż zmienna omawiana w niniejszym artykule w postaci PWP nie posiada jednak wcale najgorszych zdolności dyskryminacyjnych. Istnieje bowiem szereg wskaźników, które w żaden sposób nie różnicują obu grup przedsiębiorstw (upadłych od „zdrowych”), co w szczególności jest widoczne na histogramach i nakładających się

na siebie rozstępach kwartylowych, a jeszcze wyraźniej – decylowych. Konkludując, wniosek ten potwierdza sens podjęcia prac nad budową modeli wielowymiarowych, które przy odpowiednim doborze zmiennych, będą w stanie uzyskać wyższy stopień zdolności dyskryminacyjnych niż pojedyncze predyktory. Agregacja najlepszych zmiennych, których wybór może być dokonany w oparciu o przedstawioną w artykule metodykę, mógłby bowiem doprowadzić do estymacji postaci funkcji dyskryminacyjnej o możliwie wysokich zdolnościach predykcyjnych. Jednak, jak już zauważono wcześniej, z pewnością model taki nie może składać się ze zbyt dużej liczby zmiennych. Większość wskaźników, analizowanych jako potencjalne jednowymiarowe predyktory, nie spełnia opisywanych w artykule założeń, które weryfikowane są na kolejnych etapach prac analitycznych. Należy jednak jeszcze raz podkreślić, iż według autora prace te jednak powinny być ukierunkowane na budowę modelu (bądź grupy modeli) dla wybranych przedsiębiorstw z wyprzedzeniem czasowym t_2 . To w istocie zdecydowanie mogłoby zwiększyć użyteczność tego typu analiz w praktyce gospodarczej.

Literatura

1. Antonowicz P.: *Procesy upadłościowe w Polsce w I półroczu 2011 r. – raport z badań*, Wyd. KPF w Polsce, Gdańsk - Warszawa, sierpień 2011.
2. Monitor Polski B (2005-2009)
3. Monitor Sądowy i Gospodarczy (2007-2011)

Streszczenie

W artykule przedstawione zostały wyniki autorskich badań związanych z poszukiwaniem zmiennych ilościowych, które stanowią najlepsze jednowymiarowe predyktory upadłości przedsiębiorstw. Autor poddał badaniom 31 relacji wskaźnikowych w okresie 3 lat poprzedzających upadłości 155 przedsiębiorstw, które miały miejsce w latach 2007-2010. Wszystkie zidentyfikowane zmienne zostały również opisane w analogicznej grupie jednostek „zdrowych”, które zostały dobrane parami przy zastosowaniu kryterium: profilu prowadzonej działalności gospodarczej, formy organizacyjno-prawnej, a także średniej wartości generowanych przychodów ze sprzedaży oraz wielkości majątku. Artykuł przedstawia zastosowaną przez autora metodykę identyfikacji najlepszych predyktorów, która składa się w szczególności z następujących etapów analitycznych: (1) poszukiwanie zróżnicowania międzygrupowego jednowymiarowych wskaźników analizy finansowej, (2) ocenę rozkładu gęstości wybranej zmiennej w określonych przedziałach zmienności dla przedsiębiorstw upadłych i „zdrowych”, (3) analizę dynamiki i zakresu zmian typowych obszarów zmienności RDe_U , RQ_U i zmian średniej z obszaru $\langle QI-QIII \rangle$ w okresie 3 lat przed ogłoszeniem upadłości przedsiębiorstw.

One-dimensional predictors insolvency of enterprise - research methods

The article describes the methodology of research on the predictive abilities of one-dimensional indicators of financial analysis. The author looked for quantitative variables enabling enterprises bankruptcy forecasting. For this purpose, he analyzed 310 companies. The research sample consisted of 155 failed companies and also 155 solvent companies. Testing variables described on the example of the basic rate of liquidity (current ratio).

The publication is financed from European Social Fund in as a part of the project “Educators for the elite - integrated training program for PhD students, post-docs and professors as academic teachers at University of Gdansk” within the framework of Human Capital Operational Programme, Action 4.1.1, Improving the quality of educational offer of tertiary education institutions. This publication reflects the views only of the author, and the funder cannot be held responsible for any use which may be made of the information contained therein.