

## Zastosowanie logitowych modeli mikro–makro do modelowania i prognozowania kondycji przedsiębiorstw

M. Kowerski, J. Bielak, D. Długosz<sup>1</sup>

### 1. Koncepcja logitowych modeli mikro–makro

W większości prowadzonych współcześnie badań ekonomicznych dominuje wyraźny podział na badania makroekonomiczne i mikroekonomiczne. W konsekwencji większość dostępnych modeli ekonomicznych ma wyraźny charakter makroekonomiczny bądź mikroekonomiczny [6, s. 1]. Natomiast rzeczywistość gospodarcza jest bardziej skomplikowana i w każdej kategorii ekonomicznej wzajemnie przenikają się procesy mikro i makroekonomiczne. Do opisu wielu zjawisk ekonomicznych najwłaściwsza jest więc kombinacja modeli mikro i makro [10, s. 341–353]. Modele mikro–makro, opisujące jednocześnie oddziaływanie na badane zjawisko czynników mikroekonomicznych i makroekonomicznych znajdują coraz szersze zastosowanie w analizach gospodarczych. W literaturze można znaleźć zastosowania takich modeli do analizy przyczyn upadłości firm [8], do oceny czynników determinujących nastoje gospodarcze konsumentów [14][9], do oceny sytuacji zawodowo czynnych na rynku pracy [2][6] a także do analizy wpływu pomocy zagranicznej na reformy w Europie środkowo-wschodniej [5].

Takim zjawiskiem jest również kondycja przedsiębiorstwa, która zależy zarówno od indywidualnych charakterystyk przedsiębiorstwa ale także od czynników makroekonomicznych – zewnętrznych w jakich przychodzi funkcjonować przedsiębiorstwu. Idea połączenia modeli mikro i makro może być realizowana z różną szczegółowością w zależności od rodzaju zależności, które chcemy badać [2 s.1]. Generalnie możemy mówić o przepływie informacji w dwóch kierunkach: od mikro do makro oraz od makro do mikro.

Informacje mikro mogą być wprowadzane do modeli makro na dwa sposoby:

1. jako zagregowane dane mikro,
2. jako charakterystyki rozkładów takich jak średnia, wariancja i momenty wyższych rzędów.

Wyniki otrzymane z mikromodeli mogą być również wprowadzane do makromodeli w postaci parametrów takich jak elastyczności czy stopy substytucji.

Dużo częstszym podejściem jest jednak wykorzystywanie informacji makroekonomicznych (wyników estymacji modeli makroekonomicznych) w modelowaniu zjawisk na poziomie mikro [2, s.2]. W tym przypadku można również mówić o dwóch sposobach wprowadzania danych:

1. poprzez dopasowywanie danych makro do modeli mikro,
2. poprzez wprowadzanie zmiennych makroekonomicznych do modeli mikroekonomicznych.

W prowadzonych badaniach zastosowane zostanie podejście polegające na włączaniu zmiennych makroekonomicznych do mikroekonomicznych modeli funkcjonowania przedsiębiorstw.

Do oceny kondycji przedsiębiorstw zastosowano zmienną zerojedynkową ( $Y_{it}$ ) – przyjmującą wartość 0 (przedsiębiorstwo charakteryzuje się złą kondycją) jeżeli jednocześnie trzy wskaźniki: wynik finansowy brutto, stopa zmian sprzedaży, stopa zmian zatrudnienia przyjęły wartości mniejsze od 0 oraz wartość 1 (przedsiębiorstwo charakteryzuje się dobrą kondycją) w przeciwnym przypadku (nie zajdzie przynajmniej jedna z trzech powyższych nierówności).

Zależności pomiędzy kondycją przedsiębiorstwa w roku  $t$  (wartości zmiennych  $Y_{it}$ ) a zmiennymi idiosynkratycznymi oraz makroekonomicznymi w roku  $t-1$  modelowano za pomocą logitowego modelu mikro-makro postaci<sup>2,3</sup>

(1)

$$\text{Logit}Y_{it} = \ln \frac{P}{1-P} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{it-1j} + \sum_{l=1}^m \gamma_l Z_{t-1l} + \varepsilon_{it}$$

gdzie:

$X_{it-1j}$  –  $j$ -ta zmienna objaśniająca, opisująca indywidualne cechy  $i$ -tego przedsiębiorstwa w roku  $t-1$  (zmienne mikroekonomiczne – idiosynkratyczne)

$Z_{t-1l}$  –  $l$ -ta zmienna objaśniająca, opisująca zmiany wybranych wskaźników makroekonomicznych w roku  $t-1$  (zmienne makroekonomiczne)

$t$  – rok  $t = 1, \dots, n$

$\varepsilon_{it}$  – składnik losowy

Zastosowanie modeli logitowych do oceny kondycji przedsiębiorstwa (prognozowania upadłości przedsiębiorstw) ma bardzo długą historię sięgającą pracy D. Martina z 1977 roku [11, s. 249–276].

Koncepcję transformacji logitowej zaproponowali w tablicach statystycznych z 1938 roku Ronald A. Fischer (1890–1962) oraz Frank Yates. W 1944 roku fizyk i statystyk Joseph Berkson wprowadził termin logit. Berkson pokazał również, że model logitowy daje podobne wyniki jak model probitowy. W następnych latach J. Berkson był największym popularyzatorem tej koncepcji.

<sup>1</sup> Wyższa Szkoła Zarządzania i Administracji, Katedra Informatyki i Inżynierii Wiedzy.

<sup>2</sup> Wprowadzenie opóźnionych o jednostkę w stosunku do zmiennej objaśnianej (kondycji przedsiębiorstwa) zmiennych objaśniających wynikało z założenia iż zaproponowany model służyć będzie prognozowaniu i symulacji przyszłej kondycji przedsiębiorstw.

<sup>3</sup> Wyjątkiem kiedy można by zastosować KMNK jest sytuacja gdy wszystkie zmienne objaśniające są dyskretne i ortogonalne względem siebie. W praktyce o taką sytuację jest bardzo trudno o ile w ogóle występuje.

Logit jest więc logarytmem ilorazu szans przyjęcia oraz nie przyjęcia wartości 1 przez zmienną  $Y_i$  [4, s.19].

Dobór zmiennych według tej procedury rozpoczyna się od estymacji modelu opartego na wszystkich potencjalnych zmiennych objaśniających i sprawdzeniu koincydencji [7, nr 1] oraz istotności ich parametrów. Jeżeli wszystkie parametry strukturalne okażą się koincydencjne i istotne, procedurę uznaje się za zakończoną a występujące w tym modelu zmienne za optymalny zbiór zmiennych objaśniających.

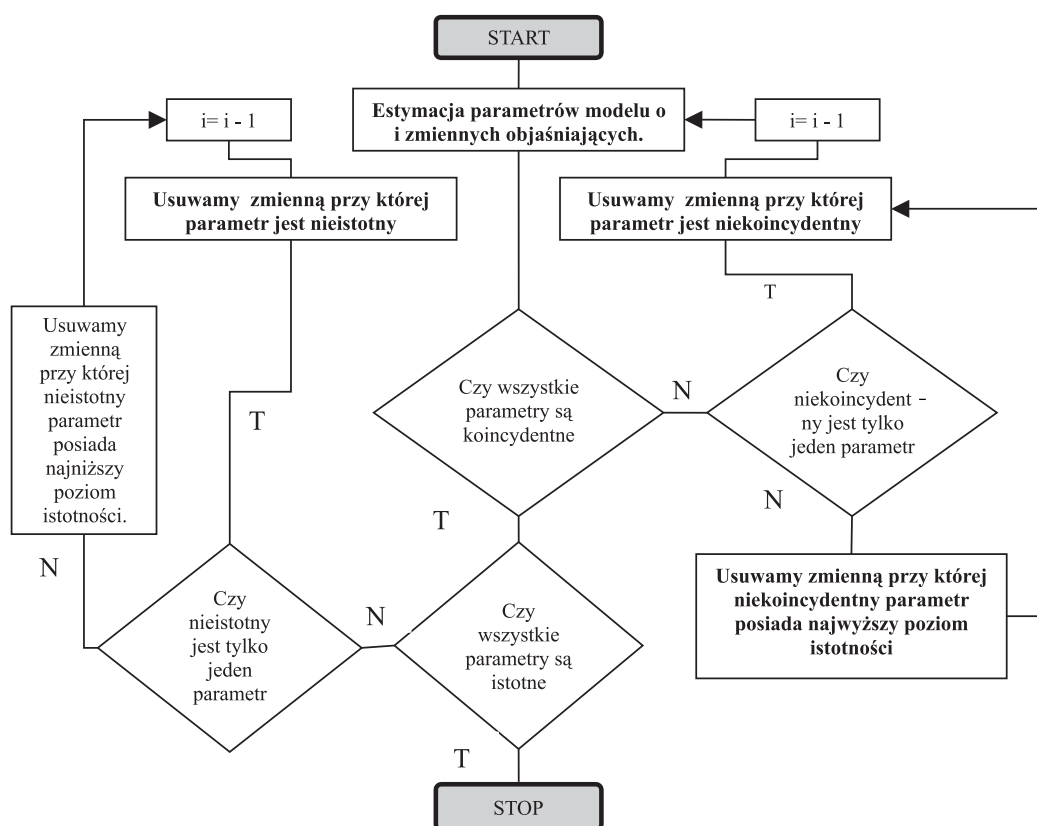


Diagram 1. Schemat badania wyboru zmiennych do modelu logitowego

<sup>4</sup> Bardzo złożony opis modelowania od ogólnego do szczególnego można znaleźć w pracach Hendry'ego: Hendry D.F., *Econometric Modelling: the „Consumption Function” in Retrospect*, *Scottish Journal of Political Economy*, 30/1983, s. 193–220 oraz Hendry D.F., *Econometric Methodology: a Personal Perspective*, w: Bewley T.F., (red.) *Advances in Econometrics: Fifth World Congress*, Vol. 2, Cambridge University Press, Cambridge 1987, prostsze opisy można znaleźć np. w: Pagan A.R., *Three Econometric Methodologies: a Critical Appraisal*, *Journal of Economic Surveys* 1/1987, s. 3 – 24.

Jeżeli któryś z parametrów okaże się niekoincydentny lub nieistotny to stojącą przy nim zmienną usuwa się z modelu i ponownie się go szacuje. Przy czym procedurę usuwania zawsze zaczynamy od zmiennych niekoincydentnych. W przypadku kilku niekoincydentnych parametrów jako pierwszą usuwa się tę zmienną dla której najwyższa jest bezwzględna wartość statystyki  $t$  natomiast w przypadku większej liczby nieistotnych parametrów z modelu usuwa się tę zmienną parametr przy której charakteryzuje się najniższą bezwzględną wartością statystyki  $t$ -Studenta. Postępowanie kontynuuje się do chwili otrzymania modelu ze wszystkimi parametrami koincydentnymi i istotnymi statystycznie.

### 3. Estymacja parametrów strukturalnych logitowych modeli mikro–makro

Do szacowania parametrów strukturalnych modeli logitowych gdy mamy do czynienia z mikrodanymi tzn. danymi indywidualnymi o jednostkach, w naszym przypadku przedsiębiorstwach stosuje się najczęściej metodę największej wiarygodności [4, s. 62]. W niniejszym badaniu do maksymalizacji funkcji wiarygodności zastosowano algorytm Hooke'a–Jeevesa z przemieszczeniami.

Ocen istotności poszczególnych parametrów dokonujemy wykorzystując statystyki  $t$ -Studenta oraz  $\chi^2$  Walda. Do oceny istotności całego występującego w modelu zestawu parametrów wykorzystywano test ilorazu wiarygodności [4, s. 64]. Test ten dotyczy weryfikacji hipotezy mówiącej, że wszystkie parametry modelu – poza wyrazem wolnym – są równe zero. Statystyka testu ma postać:

$$(3) \quad IW = 2 \cdot (\ln L_{UR} - \ln L_R)$$

gdzie:

$L_R$  – wartość funkcji wiarygodności dla modelu zawierającego jedynie wyraz wolny,

$L_{UR}$  – wartość funkcji wiarygodności dla pełnego modelu.

Statystyka  $IW$  ma rozkład  $\chi^2$  z liczbą stopni swobody równą liczbie zmiennych objaśniających modelu pełnego. Jeżeli więc obliczona wartość statystyki  $IW$  będzie większa od wartości krytycznej odczytanej dla odpowiedniej liczby stopni swobody i poziomu istotności z tablic  $\chi^2$  to znajdujący się w modelu zestaw zmiennych objaśniających jest istotny statystycznie.

Spośród bardzo wielu miar dopasowania modeli logitowych do danych empirycznych [4, s.64-69] wybrano współczynnik determinacji McFaddena

$$(4) \quad R_{McF}^2 = 1 - \frac{\ln L_{UR}}{\ln L_R}$$

$R^2$  McFaddena nosi również nazwę pseudo  $R^2$ .

Przewidywany (teoretyczny) obliczony na podstawie oszacowanego modelu poziom prawdopodobieństwa, że  $Y = 1$  wynosi

$$(5) \quad \hat{p} = \frac{\exp(\hat{L})}{1 + \exp(\hat{L})} = \frac{\exp(a_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_j + \sum_{l=1}^m c_l Z_l)}{1 + \exp(a_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_j + \sum_{l=1}^m c_l Z_l)}$$

Dodatkowo dopasowanie modelu oceniano za pomocą mierników trafności wnioskowania (prognoz). Przy czym w sytuacji stosunkowo małej liczby przedsiębiorstw o złej kondycji (małej liczbie zer) w ogólnej liczbie przedsiębiorstw oprócz zasady standardowej polegającej na tym, że zmienna  $Y$  przyjmuje wartość 1 gdy obliczone z modelu prawdopodobieństwo teoretyczne jest większe od 0,5, zaleca się stosować również zasadę prognozowania, według której zmienna  $Y$  przyjmuje wartość 1 gdy obliczone z modelu prawdopodobieństwo teoretyczne jest większe od częstości jedynek w ogólnej liczbie obserwacji [4, s.80-81].

Tablica 1. Pomiar trafności wnioskowania (prognoz) na podstawie modelu logitowego

Wartości obserwowane	Wartości teoretyczne (prognozowane) otrzymane z modelu		Łączne liczebności
	$Y = 0$	$Y = 1$	
$Y = 0$	$n_{00}$	$n_{01}$	$n_{0.}$
$Y = 1$	$n_{10}$	$n_{11}$	$n_{1.}$

Procent trafnych wskazań zer przez oszacowany model  $TW(0)$  obliczamy

$$(6) \quad TW(0) = \frac{n_{00}}{n_{0.}} \cdot 100\%$$

Procent trafnych wskazań jedynek przez oszacowany model  $TW(1)$  obliczamy

$$(7) \quad TW(1) = \frac{n_{11}}{n_{1.}} \cdot 100\%$$

Łączny procent trafnych wskazań zer i jedynek przez oszacowany model obliczamy

$$(8) \quad TW(0;1) = \frac{n_{00} + n_{11}}{n} \cdot 100\%$$

Iloraz szans obliczamy

$$(9) \quad IS = \frac{n_{00} \cdot n_{11}}{n_{01} \cdot n_{10}}$$

Wartość  $IS$  większa od jedynki oznacza, że klasyfikacja na podstawie modelu jest lepsza od tej, której można oczekiwać przy całkowicie przypadkowej klasyfikacji.

#### 4. Interpretacja parametrów modeli logitowych

Model logitowy to liniowy model logitu względem zmiennych objaśniających. Stąd też parametr  $\beta_j$  ( $\gamma_l$ ) jest pochodną logitu względem  $X_j$  ( $Z_l$ ) i jego oszacowanie interpretujemy podobnie jak w liniowym modelu ekonometrycznym. Oszacowane wartości parametrów  $\beta$  informują o kierunku i sile wpływu czynników mikroekonomicznych na kondycję przedsiębiorstw, natomiast oszacowane wartości parametrów  $\gamma$  informują o kierunku i sile wpływu czynników makroekonomicznych. Jednakże zmiany samego logitu są mało użyteczne w interpretowaniu zmian badanego zjawiska. Obliczmy więc pochodną prawdopodobieństwa  $p$  względem jednej ze zmiennych objaśniających  $X_i$

$$(10) \quad \frac{\partial \hat{p}}{\partial X_i} = a_i \frac{\exp(a_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_j + \sum_{l=1}^m c_l Z_l)}{\left[1 + \exp(a_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_j + \sum_{l=1}^m c_l Z_l)\right]^2}$$

Znak oszacowania parametru  $b_i$  stojącego przy zmiennej  $X_j$  w modelu logitowym określa kierunek wpływu zmiennej  $X_j$  na  $Y$ .

O ile kierunek zmian  $Y$  zależy od znaku parametru  $a_j$  to wartość prawdopodobieństwa zmienia się wraz ze zmianą wartości całego wektora realizacji zmiennych objaśniających, co uniemożliwia wyciągnięcie prostych wniosków interpretacyjnych. Dlatego też dość często przy interpretacji oszacowanych modeli logitowych korzysta się z faktu, że [4, s. 60]:

$$(11) \quad \frac{\partial \hat{p}}{\partial X_i} / \frac{\partial \hat{p}}{\partial X_j} = \frac{b_i}{b_j}$$

Wzajemna relacja pochodnych zależy wyłącznie od wartości parametrów modelu. Stosunek wartości parametrów stojących przy zmiennych oraz oznacza ile razy większa jest reakcja na jednostkowy przyrost w porównaniu z reakcją na jednostkowy przyrost.

Do interpretacji modelu logitowego wykorzystuje się również iloraz szans (pomimo zbieżności nazw jest to wielkość inna niż ta prezentowana wcześniej), który jest równy:

$$(12) \quad \text{Iloraz szans} = \frac{\hat{p}}{1 - \hat{p}} = \exp(a_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_j + \sum_{l=1}^m c_l Z_l)$$

Tak więc jeżeli wartość zmiennej  $X_i$  wzrośnie o jednostkę to szansa na to, że zmienna  $Y$  przyjmie wartość 1 zmieni się  $e^{b_i}$  razy. W przypadku gdy  $e^{b_i} < 1$  mamy spadek ilorazu szans, gdy  $e^{b_i} > 1$  jego wzrost.

#### 5. Prognozowanie za pomocą modeli logitowych

Logitowy model mikro-makro jest modelem regresji stąd też prognozowanie na jego podstawie polega na określeniu (zaprognozowaniu) wartości zmiennych objaśniających i obliczeniu logitu teoretycznego a następnie korzystając ze wzoru (5) obliczenie prawdopodobieństwa, że przedsiębiorstwo pozostanie w dobrej kondycji – im obliczone prawdopodobieństwo będzie bliższe zeru tym gorsza jest jego kondycja a tym samym bardziej zagrożona jest ciągłość jego funkcjonowania

$$(13) \quad p_{it+1}^* = \frac{\exp(\hat{L})}{1 + \exp(\hat{L})} = \frac{\exp(a_0 + \sum_{j=1}^k b_j x_{ij} + \sum_{l=1}^m c_l z_{il})}{1 + \exp(a_0 + \sum_{j=1}^k b_j x_{ij} + \sum_{l=1}^m c_l z_{il})}$$

gdzie:

- $p_{it+1}^*$  – prawdopodobieństwo, że  $i$ -te przedsiębiorstwo w roku  $t+1$  będzie w dobrej kondycji
- $x_{ij}$  – wartość  $j$ -tej zmiennej mikroekonomicznej w  $i$ -tym przedsiębiorstwie w roku  $t$
- $z_{il}$  – wartość  $l$ -tej zmiennej makroekonomicznej w roku  $t$

#### 6. Modele kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw w województwie lubelskim

W badaniu przeanalizowano 3926 przypadków małych przedsiębiorstw z województwa lubelskiego, które w latach 1999–2004 składały w dwóch kolejnych latach sprawozdania i nie były w tym czasie w stanie likwidacji lub upadłości. Przedsiębiorstwa te pochodziły z pięciu sekcji

- D – przetwórstwa przemysłowego (891 obserwacji w ciągu 5 lat)
- F – budownictwa (410 obserwacji w ciągu 5 lat)
- G – handel hurtowy i detaliczny (2022 obserwacje w ciągu 5 lat)
- I – transport, gospodarka magazynowa i łączność (185 obserwacji w ciągu 5 lat)
- K – obsługa nieruchomości (418 obserwacji w ciągu 5 lat)

Udział przedsiębiorstw o złej kondycji ekonomiczno-finansowej w czterech pierwszych sekcjach był zbliżony i wahał się od 13,47% w przetwórstwie przemysłowym do 15,68% w transporcie, przy czym w tych sekcjach podobny przebieg miały zmiany udziałów przedsiębiorstw o złej kondycji w poszczególnych latach: po wzroście w latach 2000–2001 w kolejnych latach nastąpił spadek udziału przedsiębiorstw o złej kondycji. Inaczej wyglądała sytuacja w obsłudze nieruchomości, gdzie udział przedsiębiorstw o złej kondycji był dwukrotnie niższy niż w pozostałych sekcjach.

<sup>5</sup> W pozostałych sekcjach przynajmniej w jednym roku liczba przedsiębiorstw spełniających przyjęte w badaniu kryteria była mniejsza od 15.

Zastosowany test *t*-Studenta różnic średnich pokazuje, że szczególnie dobrze różnicują analizowane populacje przedsiębiorstw zmienne mikroekonomiczne. O wiele mniej zmiennych makro i mezoekonomicznych wpływało na kondycję przedsiębiorstw, przy czym w przypadku budownictwa, transportu oraz obsługi nieruchomości żadna zmienna makroekonomiczna (mezoekonomiczna) nie okazała się na poziomie istotności 0,05 dobrą dyskryminantą kondycji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstw.

Oczywiście różne zmienne objaśniające w okresie *t* miały wpływ na kondycję przedsiębiorstw w okresie *t*+1 w poszczególnych sekcjach.

W przetwórstwie przemysłowym lepszą kondycją ekonomiczno-finansową w okresie *t*+1 charakteryzowały się te przedsiębiorstwa, które w okresie *t* posiadały większą płynność bieżącą, wyższą wydajność pracy, większą wartość wskaźnika intelektualnej wartości dodanej oraz wyższą rentowność sprzedaży i majątku. Przedsiębiorstwa przemysłowe charakteryzowały się lepszą kondycją jeżeli rok wcześniej niższy był kurs dolara. Dodatnia zależność pomiędzy kondycją ekonomiczno-finansową a wynikami Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie w roku poprzednim potwierdza tezę o wpływie sytuacji makroekonomicznej na sytuację poszczególnych przedsiębiorstw przemysłowych województwa lubelskiego<sup>6</sup>.

Tablica 2. Zmiany udziałów przedsiębiorstw o złej kondycji ekonomiczno-finansowej według sekcji w województwie lubelskim

Zmienna	Wskaźnik	Sposób kalkulacji
X <sub>1</sub>	Udział rzeczowych składników majątku w aktywach ogółem	Rzeczowe aktywa trwałe/ aktywa ogółem*100%
X <sub>2</sub>	Udział zapasów w aktywach ogółem	Zapasy/aktywa ogółem*100%
X <sub>3</sub>	Udział należności w aktywach ogółem	Należności krótkoterminowe/aktywa ogółem*100%
X <sub>4</sub>	Udział środków pieniężnych w aktywach ogółem	Środki pieniężne/aktywa ogółem*100%
X <sub>5</sub>	Udział inwestycji krótkoterminowych w aktywach ogółem	Inwestycje krótkoterminowe/aktywa ogółem*100%
X <sub>6</sub>	Obciążenie zobowiązaniami długoterminowymi	Zobowiązania długoterminowe/pasywa ogółem*100%
X <sub>7</sub>	Obciążenie zobowiązaniami bieżącymi	Zobowiązania krótkoterminowe/pasywa ogółem*100%
X <sub>8</sub>	Wskaźnik pokrycia majątku trwałego kapitałem własnym (Stopień pokrycia I)	Kapitał własny/ aktywa trwałe *100%
X <sub>9</sub>	Stopień pokrycia III	(Kapitał własny + zobowiązania długoterminowe)/(aktywa trwałe + zapasy)*100%
X <sub>10</sub>	Udział kapitału obrotowego w finansowaniu majątku ogółem	(Kapitał własny + zobowiązania długoterminowe - aktywa trwałe) /aktywa ogółem*100%
X <sub>11</sub>	Udział kapitału obrotowego w finansowaniu majątku obrotowego	(Kapitał własny + zobowiązania długoterminowe - aktywa trwałe) / aktywa obrotowe *100%
X <sub>12</sub>	Wskaźnik płynności bieżącej (płynność III stopnia)	Aktywa obrotowe/(zobowiązania krótkoterminowe + rozliczenia międzyokresowe bierne)
X <sub>13</sub>	Zapotrzebowanie na kapitał obrotowy	(Zapasy + należności krótkoterminowe)/2
X <sub>14</sub>	Niedobór kapitału obrotowego netto	(Zapasy + należności)/2 - (Kapitał własny + zobowiązania długoterminowe - aktywa trwałe)
X <sub>15</sub>	Wskaźnik zadłużenia kapitału własnego	Zobowiązania ogółem/ kapitał własny*100%
X <sub>16</sub>	Wskaźnik pokrycia zobowiązań odsetkowych	(Wynik finansowy brutto + odsetki)/odsetki*100%

Tablica 3. Zmienne istotnie statystycznie różniące populację małych przedsiębiorstw na firmy o dobrej i złej kondycji ekonomiczno-finansowej

Zmienna	Wskaźnik	Sposób kalkulacji
X <sub>19</sub>	Wydajność pracy	Przychody netto ze sprzedaży /przeciętna liczba zatrudnionych*100%
X <sub>20</sub>	Wskaźnik intelektualnej wartości dodanej (VAIC)	(wynik finansowy netto + wynagrodzenia z narzutami ogółem)/aktywa ogółem + (wynik finansowy netto + wynagrodzenia z narzutami ogółem)/wynagrodzenia z narzutami ogółem
X <sub>21</sub>	Produktywność środków trwałych	Przychody netto ze sprzedaży /średni stan aktywów trwałych*100%
X <sub>22</sub>	Wskaźnik zużycia środków trwałych	Umorzenie ogółem/aktywa trwałe*100%
X <sub>23</sub>	Wynik finansowy brutto	Wynik finansowy brutto
X <sub>24</sub>	Wskaźnik rentowności sprzedaży brutto	Wynik finansowy brutto/ przychody netto ze sprzedaży *100%
X <sub>25</sub>	Stopa zmian wyniku finansowego brutto	(Wynik finansowy brutto w roku 1 - wynik finansowy brutto w roku 0)/ wynik finansowy brutto w roku 0* 100%
X <sub>26</sub>	Wskaźnik rentowności majątku	Wynik finansowy netto /aktywa ogółem*100%
X <sub>27</sub>	Stopa zmian wyniku finansowego netto	Wynik finansowy netto w roku 1 - wynik finansowy netto w roku 0)/ wynik finansowy netto w roku 0* 100%
X <sub>28</sub>	Stopa zmian sprzedaży	(Przychody netto ze sprzedaży w roku 1 - Przychody netto ze sprzedaży w roku 0)/ przychody netto ze sprzedaży w roku 0*100%
X <sub>29</sub>	Stopa zmian aktywów ogółem	(Aktywa ogółem w roku 1 - aktywa ogółem w roku 0) / aktywa ogółem w roku 0*100%
X <sub>30</sub>	Stopa zmian wynagrodzeń	(Wynagrodzenia w roku 1 - wynagrodzenia w roku 0) / wynagrodzenia w roku 0*100%
X <sub>31</sub>	Stopa zmian zatrudnienia	(Zatrudnienie ogółem w roku 1 zatrudnienie ogółem w roku 0)/ zatrudnienie ogółem w roku 0*100%
X <sub>32</sub>	Udział sprzedaży na eksport w sprzedaży ogółem	Sprzedaż na eksport ogółem/ przychody netto ze sprzedaży*100%
X <sub>33</sub>	EBITDA (tylko dla 2004 roku)	Zysk/strata z działalności operacyjnej + amortyzacja

Uwaga: W nawiasach podano kierunek zależności pomiędzy daną wzrostem wartości danej zmiennej a kondycją ekonomiczno-finansową, przy czym znak (+) oznacza poprawę kondycji a znak (-) pogorszenie.

Źródło: Obliczenia własne w programie Statistica 7.0

<sup>6</sup> Dobra koniunktura giełdowa zazwyczaj poprzedza dobre wyniki w gospodarce mierzone na przykład wysoką dynamiką produktu krajowego brutto: Fundowicz J., Koniunktura giełdowa a koniunktura makroekonomiczna, w: [13, s. 149].



W budownictwie lepszą kondycją ekonomiczno-finansową charakteryzowały się małe przedsiębiorstwa o większym udziale środków pieniężnych i inwestycji krótkoterminowych w ogólnej wartości aktywów, wyższym udziale kapitału obrotowego w majątku, wyższej płynności bieżącej, większej wartości wskaźnika intelektualnej wartości dodanej oraz wyższej rentowności majątku. Z kolei wyższy niedobór kapitału i większe zadłużenie kapitału własnego to powody złej kondycji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstw budowlanych województwa lubelskiego. W tym miejscu należy zwrócić uwagę na niezgodny z oczekiwaniami znak (ujemny) zależności kondycji przedsiębiorstw z produktywnością środków trwałych. Wynika to prawdopodobnie z niewykorzystywania mocy produkcyjnych w budownictwie województwa lubelskiego. Podkreślić należy również fakt iż zmiany sytuacji makroekonomicznej i mezoekonomicznej nie miały istotnego wpływu na kondycję ekonomiczno-finansową przedsiębiorstw budowlanych województwa lubelskiego.

Na kondycję ekonomiczno-finansową przedsiębiorstw handlowych w okresie  $t+1$  miały wpływ wartości z okresu  $t$  ponad połowy wyspecyfikowanych zmiennych mikroekonomicznych. Zdecydowana większość istotnych statystycznie zależności jest zgodna z teorią ekonomiczną i oczekiwaniami. A więc lepszą kondycją ekonomiczno-finansową charakteryzowały się przedsiębiorstwa handlowe, które rok wcześniej posiadały większy poziom zapasów i należności, wyższe kapitały własne i płynność, mniejsze zobowiązania bieżące i niedobór kapitału własnego, większą wydajność pracy i produktywność majątku, wyższy kapitał intelektualny oraz wyższą rentowność<sup>7</sup>. Istotna statystycznie dodatnia zależność kondycji ekonomiczno-finansowej z czasem świadczy o tym, że w analizowanym okresie kondycja małych przedsiębiorstw handlowych w województwie lubelskim systematycznie poprawiała się. Kondycja przedsiębiorstw handlowych w znacznie szerszym zakresie niż przedsiębiorstw innych branż zależała od występującej w roku poprzednim koniunktury w gospodarce Polski oraz regionu. Lepsza kondycja małych przedsiębiorstw handlowych występuje jeżeli rok wcześniej niższy był kurs dolara oraz mniejsza dynamika obrotów w handlu zagranicznym jak również lepsza sytuacja w gospodarce województwa (wyższa dynamika wynagrodzeń, inwestycji, liczby pracujących oraz niższa dynamika rejestrowanych bezrobotnych). Tezy tej nie potwierdza natomiast ujemna zależność pomiędzy kondycją przedsiębiorstw handlowych a zanotowaną rok wcześniej dynamiką produktu krajowego brutto. Tak duża liczba istotnych statystycznie zależności świadczy o dużej czułości kondycji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstw budowlanych zarówno na zmiany ich wewnętrznej sytuacji ekonomiczno-finansowej jak też na zmiany otoczenia gospodarczego.

O kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw transportowych decydują tylko czynniki mikroekonomiczne. Lepszą kondycją w przyszłym roku wykażą się firmy transportowe, które w bieżącym roku charakteryzowały się większym udziałem środków obrotowych, wyższą wydajnością pracy i kapitałem intelektualnym a także większą rentownością sprzedaży i majątku.

Również przyszła kondycja poszczególnych przedsiębiorstw obsługi nieruchomości nie zależy w sposób istotny od obecnej sytuacji makroekonomicznej i mezoekonomicznej. Decydują tutaj czynniki mikroekonomiczne świadczące o wyższych kapitałach własnych w tym obrotowych oraz rentowności majątku.

Podkreślić należy, że tylko jedna zmienna mikroekonomiczna:  $X_{26}$  – wskaźnik rentowności majątku istotnie dyskryminował kondycję ekonomiczno-finansową małych przedsiębiorstw ze wszystkich sekcji.

Korzystając z opisanej wcześniej metodologii na podstawie danych pochodzących ze sprawozdań przedsiębiorstw za lata 1999-2004 oszacowano logitowe modele mikro-makro<sup>8</sup> kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw województwa lubelskiego z wybranych sekcji.

Jak należało się spodziewać duża część zarówno zmiennych mikroekonomicznych jak i makroekonomicznych była ze sobą silnie skorelowana. Stąd też nie mogły one znaleźć się w jednym modelu. Dlatego też liczby tworzących optymalne modele zmiennych objaśniających były znacznie mniejsze niż to wynika z zaprezentowanej wyżej analizy istotności zależności pomiędzy zmiennymi mikroekonomicznymi i mezoekonomicznymi a kondycją ekonomiczno-finansową przedsiębiorstw.

W skład optymalnego modelu opisującego kondycję ekonomiczno-finansową przedsiębiorstw przetwórstwa przemysłowego weszły trzy zmienne mikroekonomiczne:

- $X_{19}$  – wydajność pracy,
  - $X_{20}$  – wskaźnik intelektualnej wartości dodanej,
  - $X_{26}$  – wskaźnik rentowności majątku
- oraz zmienna makroekonomiczna  $Z_7$  – średnioroczny kurs dolara.

Prawdopodobieństwo tego iż kondycja ekonomiczno-finansowa przedsiębiorstwa przetwórstwa przemysłowego w województwie lubelskim w kolejnym roku ( $t+1$ ) będzie dobra wynosi

$$p_{t+1}^* = \frac{\exp(7,777 + 2,842X_{19t} + 0,151X_{20t} + 1,545X_{26t} - 1,600Z_{7t})}{1 + \exp(7,777 + 2,842X_{19t} + 0,151X_{20t} + 1,545X_{26t} - 1,600Z_{7t})}$$

A to oznacza, iż prawdopodobieństwo uzyskania lepszej kondycji w przyszłym roku będzie tym wyższe im w bieżącym roku firma charakteryzowała się lepszą wydajnością pracy, wyższym wskaźnikiem intelektualnej wartości dodanej, wyższą rentownością majątku a także im w bieżącym roku niższy był przeciętny kurs dolara w Polsce.

<sup>7</sup> Jedynie zależność (ujemna) pomiędzy kondycją a udziałem rzeczowych składników majątku w aktywach jest niezgodna z oczekiwaniami.

<sup>8</sup> Wszystkie obliczenia wykonano za pomocą programu Statistica 7.0.

Tablica 4. Optymalne modele kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw w województwie lubelskim

Zakres danych	Nazwa zmiennej	Oznaczenie	Rok					
			1999	2000	2001	2002	2003	2004
POLSKA	Dynamika PKB	Z <sub>1</sub>	4,1	4,0	1,0	1,4	3,8	5,4
	Dynamika wartości dodanej brutto	Z <sub>2</sub>	4,3	3,9	1,2	1,3	3,6	5,1
	Dynamika wartości popytu krajowego	Z <sub>3</sub>	5,1	3,0	-1,7	0,8	2,6	5,0
	Dynamika nakładów inwestycyjnych	Z <sub>4</sub>	5,9	1,4	-9,5	-10,0	0,6	5,1
	Dynamika importu	Z <sub>5</sub>	4,4	10,8	3,2	7,3	8,2	17,3
	Dynamika eksportu	Z <sub>6</sub>	2,0	25,3	11,8	8,3	18,7	18,2
	Średnioroczny kurs dolara	Z <sub>7</sub>	3,97	4,35	4,09	4,08	3,89	3,65
	Dynamika indeksu WIG	Z <sub>8</sub>	41,3	-1,3	-22,0	3,2	44,9	27,9
	Dynamika indeksu WIG20	Z <sub>9</sub>	43,8	1,5	-33,5	-2,7	33,9	24,6
WOJEWÓDZTWO PODKARPACKIE	Dynamika PKB	Z <sub>10</sub>	1,4	7,5	2,4	-0,4	5,5	
	Dynamika produkcji sprzedanej w przemyśle 1999=0	Z <sub>11</sub>	0,0	11,9	16,0	12,8	22,6	34,1
	Dynamika liczby bezrobotnych 1999=0	Z <sub>12</sub>	0,0	10,6	18,8	13,9	10,8	3,4
	Dynamika przeciętnego wynagrodzenia 1999=0	Z <sub>13</sub>	0,0	12,5	20,5	22,8	28,9	33,2
	Dynamika realnego przeciętnego wynagrodzenia rok poprzedni=100	Z <sub>14</sub>	-0,2	1,9	1,5	0,1	3,8	-0,9
	Dynamika nakładów inwestycyjnych	Z <sub>15</sub>	-15,7	-12,1	-7,3	10,9	9,7	5,5
	Dynamika PKB	Z <sub>16</sub>	0,9	10,9	3,0	-0,7	4,6	
	Dynamika produkcji sprzedanej w przemyśle 1999=0	Z <sub>17</sub>	0,0	7,4	0,3	3,9	17,5	25,6
	Dynamika liczby bezrobotnych 1999=0	Z <sub>18</sub>	0,0	7,9	20,9	20,8	17,7	11,2
WOJEWÓDZTWO LUBELSKIE	Dynamika przeciętnego wynagrodzenia 1999=0	Z <sub>19</sub>	0,0	12,3	20,2	22,9	27,7	33,8
	Dynamika realnego przeciętnego wynagrodzenia rok poprzedni=100	Z <sub>20</sub>	-0,2	1,9	1,5	0,1	3,8	-0,9
	Dynamika nakładów inwestycyjnych	Z <sub>21</sub>	2,8	-3,9	-8,6	-7,2	2,7	9,4
	Dynamika produkcji sprzedanej w przemyśle. Rok poprzedni = 100	Z <sub>22</sub>	0,0	7,4	-6,8	1,5	9,5	4,1
	Pracujący w sektorze przedsiębiorstw w końcu roku. Rok poprzedni = 100	Z <sub>23</sub>	-4,5	-8,3	-5,5	-3,4	-6,3	0,9
	Bezrobotni w końcu roku. Rok poprzedni = 100	Z <sub>24</sub>	8,3	7,8	12,1	-0,1	-2,5	-5,6

Należy jednak zauważyć, że najlepszy, oszacowany, model kondycji przedsiębiorstw przemysłowych charakteryzuje się stosunkowo niskim dopasowaniem do danych empirycznych. Trafność wnioskowania na podstawie tego modelu wynosi 64,6%<sup>9</sup>.

W budownictwie najlepszy okazał się model z tylko jedną zmienną objaśniającą  $X_{12t}$  - wskaźnik płynności bieżącej. Na lepszą kondycję w przyszłym roku liczyć mogą firmy budowlane o wyższej płynności bieżącej. Odpowiednie równanie prawdopodobieństwa poprawy kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw budowlanych w województwie lubelskim ma postać

$$p_{t+1}^* = \frac{\exp(0,573 + 0,874X_{12t})}{1 + \exp(0,573 + 0,874X_{12t})}$$

Model kondycji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstw budowlanych charakteryzuje się najniższą spośród wszystkich sekcji trafnością wnioskowania bo zaledwie 48,8%.

Z kolei najwyższą trafnością (67,8%) charakteryzuje się model kondycji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstw handlowych. Model ten składa się też z największej liczby zmiennych objaśniających: czterech zmiennych mikroekonomicznych:

- $X_2$  - udział zapasów w aktywach ogółem,
- $X_{19}$  - wydajność pracy,
- $X_{20}$  - wskaźnik intelektualnej wartości dodanej,
- $X_{26}$  - wskaźnik rentowności majątku

oraz dwóch zmiennych charakteryzujących sytuację makroekonomiczną  $Z_9$  - dynamika indeksu WIG20 oraz mezoekonomiczną  $Z_{13}$  - dynamikę przeciętnego wynagrodzenia w województwie lubelskim. Równanie prawdopodobieństwa poprawy kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw handlowych w województwie lubelskim ma postać

$$p_{t+1}^* = \frac{\exp(-0,377 + 0,010X_{2t} + 1,700X_{19t} + 0,533X_{20t} + 0,828X_{26t} + 0,010Z_{9t} + 0,028Z_{13t})}{1 + \exp(-0,377 + 0,010X_{2t} + 1,700X_{19t} + 0,533X_{20t} + 0,828X_{26t} + 0,010Z_{9t} + 0,028Z_{13t})}$$

Wśród zmiennych mikroekonomicznych znalazły się wszystkie, które wystąpiły również w modelu kondycji małych przedsiębiorstw przemysłowych i dodatkowo zmienna opisująca poziom zapasów. Model ten najlepiej potwierdza, że na dobrą kondycję ekonomiczno-finansową przedsiębiorstw wpływa też dobra sytuacja całej gospodarki jak również czynniki regionalne. Bezpośredni wpływ na dobrą kondycję małych przedsiębiorstw handlowych województwa lubelskiego w roku bieżącym ma wysoka dynamika wynagrodzeń w tym województwie w roku poprzednim, co zapewne wiąże się z większym popytem.

Kondycja ekonomiczno-finansowa małych przedsiębiorstw transportowych zależała tylko od dwóch zmiennych makroekonomicznych, które pojawiły się również w modelach przemysłu i handlu

- $X_{19}$  - wydajność pracy,
- $X_{26}$  - wskaźnik rentowności majątku.

Równanie prawdopodobieństwa poprawy kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw transportowych w województwie lubelskim ma postać

$$p_{t+1}^* = \frac{\exp(0,996 + 5,203X_{19t} + 3,204X_{26t})}{1 + \exp(0,996 + 5,203X_{19t} + 3,204X_{26t})}$$

Trafność najlepszego modelu kondycji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstw transportowych jest tylko nieznacznie mniejsza niż przedsiębiorstw handlowych i wynosi 67,0%.

Natomiast znacznie niższa jest trafność najlepszego modelu kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw obsługi nieruchomości z województwa lubelskiego. Wynosi ona 58,4%. A model ten składa się z dwóch zmiennych, które nie wystąpiły w żadnym z poprzednich modeli co może świadczyć o odmiennych

<sup>9</sup> Do oceny trafności zastosowano zasadę prognozowania.

czynnikach determinujących rozwój małych przedsiębiorstw obsługi nieruchomości. Zmiennymi objaśniającymi są

- $X_{1t}$  – udział rzeczowych składników majątku w aktywach ogółem,
- $X_{14t}$  – niedobór kapitału obrotowego netto.

Pierwsza ze zmiennych jest stymulantą, a więc im większy jest udział rzeczowych składników majątku w roku bieżącym tym większe jest prawdopodobieństwo dobrej kondycji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstwa obsługi nieruchomości w roku następnym. Z kolei druga zmienna jest destymulantą, a więc im większy niedobór kapitału obrotowego netto w roku bieżącym tym większe jest prawdopodobieństwo złej kondycji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstwa obsługi nieruchomości w roku następnym.

Równanie prawdopodobieństwa poprawy kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw obsługi nieruchomości w województwie lubelskim ma postać

$$p_{it+1}^* = \frac{\exp(1,905 + 0,023X_{1it} - 0,073X_{14it})}{1 + \exp(1,905 + 0,023X_{1it} - 0,073X_{14it})}$$

## 7. Modele kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw w województwie podkarpackim

W badaniu przeanalizowano 3638 przypadków małych przedsiębiorstw z województwa podkarpackiego, które w okresie 1999–2004<sup>10</sup> składały w dwóch kolejnych latach sprawozdania i nie były w tym czasie w stanie likwidacji lub upadłości. Przedsiębiorstwa te pochodziły z pięciu sekcji<sup>11</sup>

D – przetwórstwa przemysłowego (999 obserwacji w ciągu 5 lat),

F – budownictwa (358 obserwacji w ciągu 5 lat),

G – handel hurtowy i detaliczny (1892 obserwacje w ciągu 5 lat),

I – transport, gospodarka magazynowa i łączność (112 obserwacji w ciągu 4 lat),

K – obsługa nieruchomości (277 obserwacji w ciągu 4 lat).

Udział przedsiębiorstw o złej kondycji ekonomiczno-finansowej w trzech pierwszych sekcjach był zbliżony i wahał się od 11,73% w handlu do 15,92% w budownictwie, przy czym w tych sekcjach podobny przebieg miały zmiany udziałów przedsiębiorstw o złej kondycji w poszczególnych latach: po wzroście w latach 2000–2001 w kolejnych latach nastąpił spadek udziału przed-

Tablica 5. Zmiany udziałów przedsiębiorstw o złej kondycji ekonomiczno-finansowej według sekcji

Seksja		Rok					Razem lata 2000-2004
		2000	2001	2002	2003	2004	
Przetwórstwo przemysłowe	Liczba sprawozdań	186	191	192	201	229	999
	% przedsiębiorstw o złej kondycji	9,14	18,85	10,94	12,94	15,28	13,51
Budownictwo	Liczba sprawozdań	36	87	81	75	79	358
	% przedsiębiorstw o złej kondycji	11,11	19,54	17,28	17,33	11,39	15,92
Handel	Liczba sprawozdań	233	405	405	426	423	1892
	% przedsiębiorstw o złej kondycji	9,01	16,79	13,09	10,56	8,27	11,73
Transport	Liczba sprawozdań	-	27	26	30	29	112
	% przedsiębiorstw o złej kondycji	-	25,93	34,62	13,33	17,24	22,32
Obsługa nieruchomości	Liczba sprawozdań	-	70	69	70	68	277
	% przedsiębiorstw o złej kondycji	-	11,43	11,59	4,29	1,47	7,22
Ogółem	Liczba sprawozdań	455	780	773	802	828	3638

<sup>10</sup> Wyjątkiem są sekcje I oraz K, dla których nie pozyskano danych dla 1999 roku.

<sup>11</sup> W pozostałych sekcjach przynajmniej w jednym roku liczba przedsiębiorstw spełniających przyjęte w badaniu kryteria była mniejsza od 15.



siębiorstw o złej kondycji. Inaczej wyglądała sytuacja w dwóch pozostałych branżach. W obsłudze nieruchomości udział przedsiębiorstw o złej kondycji był dwukrotnie niższy niż w pozostałych sekcjach, zaś w transporcie jego poziom był wyjątkowo wysoki (trzykrotnie wyższy od najniższego poziomu notowanego w obsłudze nieruchomości).

Zastosowany test *t*-Studenta różnic średnich pokazuje, że podobnie jak w województwie lubelskim zmienne mikroekonomiczne dobrze różnicują analizowane populacje przedsiębiorstw ze względu na ich przyszłą kondycję ekonomiczno-finansową. Również w przypadku województwa podkarpackiego o wiele mniej zmiennych makro i mezoekonomicznych wpływało na kondycję przedsiębiorstw, przy czym w budownictwie i transporcie żadna zmienna makroekonomiczna (mezoekonomiczna) nie okazała się na poziomie istotności 0,05 dobrą dyskryminantą kondycji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstw.

rakteryzowały się te małe przedsiębiorstwa budowlane, które rok wcześniej posiadały więcej środków obrotowych i mniej zobowiązań bieżących jak również notowały wyższą wydajność pracy, wyższą intelektualną wartość dodaną oraz wyższą rentowność sprzedaży brutto i majątku.

Podobnie jak w województwie lubelskim również w województwie podkarpackim kondycja małych przedsiębiorstw handlowych zależała w istotny sposób od największej liczby zmiennych mikroekonomicznych. Przy czym poza zmienną  $X_1$  kierunek oddziaływania tych zmiennych był zgodny z oczekiwaniami. Lepszą kondycją charakteryzowały się te przedsiębiorstwa handlowe, które rok wcześniej posiadały większe zapasy, wyższy poziom kapitałów własnych i środków obrotowych, wyższą wydajność pracy i rentowność. Małe przedsiębiorstwa handlowe reagują również na zmiany ich otoczenia gospodarczego a zwłaszcza kursów walut (zależność ujemna) oraz koniunktury giełdowej. Małe przedsiębiorstwa han-

Tablica 6. Zmienne istotnie statystycznie różniące populację małych przedsiębiorstw na firmy o dobrej i złej kondycji ekonomiczno-finansowej

Sekcja	Zmienne
<b>Przetwórstwo przemysłowe</b>	$X_7(-), X_8(+), X_9(+), X_{10}(+), X_{14}(-), X_{19}(+), X_{20}(+), X_{26}(+), Z_5(-), Z_6(-), Z_{10}(-)$
<b>Budownictwo</b>	$X_4(+), X_5(+), X_7(-), X_{10}(+), X_{11}(+), X_{14}(-), X_{16}(+), X_{19}(+), X_{20}(+), X_{24}(+), X_{26}(+)$
<b>Handel</b>	$X_1(-), X_2(+), X_3(+), X_6(-), X_{10}(+), X_{11}(+), X_{12}(+), X_{13}(+), X_{16}(+), X_{18}(+), X_{19}(+), X_{20}(+), X_{24}(+), X_{26}(+), T(+), Z_6(-), Z_7(-), Z_8(+), Z_9(+), Z_{15}(+)$
<b>Transport</b>	$X_{11}(+), X_{17}(+), X_{19}(+), X_{24}(+), X_{26}(+), X_{32}(+)$
<b>Obsługa nieruchomości</b>	$X_1(+), X_3(-), X_4(-), X_5(-), X_6(+), X_7(-), X_{21}(-), X_{24}(+), X_{26}(+), X_{32}(-), T(+), Z_7(-), Z_8(+), Z_9(+), Z_{13}(+), Z_{15}(+)$

Uwaga: W nawiasach podano kierunek zależności pomiędzy daną wzrostem wartości danej zmiennej a kondycją ekonomiczno-finansową, przy czym znak (+) oznacza poprawę kondycji a znak (-) pogorszenie.

Źródło: Obliczenia własne w programie Statistica 7.0

W województwie podkarpackim lepszą kondycją ekonomiczno-finansową charakteryzowały się te przedsiębiorstwa przemysłowe, które w poprzednim roku posiadały mniejsze zobowiązania bieżące, większe pokrycie majątku kapitałami własnymi, duże kapitały obrotowe netto, dużą wydajność pracy, wysoki wskaźnik intelektualnej wartości dodanej oraz wysoką rentowność majątku. Przedsiębiorstwa przemysłowe województwa podkarpackiego wykazywały się lepszą kondycją jeżeli rok wcześniej niższe były obroty polskiego handlu zagranicznego.

O kondycji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstw budowlanych w bieżącym roku decydowała tylko ich sytuacja wewnętrzna w roku poprzednim, natomiast nie wpływała istotnie sytuacja zewnętrzna (makroekonomiczna i mezoekonomiczna). W województwie podkarpackim lepszą kondycją ekonomiczno-finansową cha-

dlowe znajdują się w lepszej sytuacji jeżeli rok wcześniej gospodarka województwa podkarpackiego charakteryzowała się wyższą dynamiką inwestycji.

Również kondycja małych przedsiębiorstw obsługi nieruchomości zależy od sytuacji gospodarczej województwa podkarpackiego a zwłaszcza dynamiki wynagrodzeń oraz dynamiki inwestycji.

Optymalny model kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw przetwórstwa przemysłowego w województwie podkarpackim składa się z trzech zmiennych mikroekonomicznych

$X_7$  – obciążenie zobowiązaniami bieżącymi,

$X_{19}$  – wydajność pracy,

$X_{26}$  – wskaźnik rentowności majątku,

oraz zmiennej makroekonomicznej  $Z_6$  – dynamika eksportu.

Tablica 7. Optymalne modele kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw w województwie lubelskim

Wyszczególnienie	Przetwórstwo przemysłowe	Budownictwo	Handel	Transport	Obsługa nieruchomości
Zmienne objaśniające	$X_7(-), X_{19}(+), X_{26}(+), Z_6(-)$	$X_{19}(+), X_{20}(+)$	$X_{18}(+), X_{19}(+), X_{20}(+), Z_7(-)$	$X_{26}(+)$	$X_1(+), X_{24}(+), Z_{15}(+)$
$\chi^2(k)$	64,19	20,37	131,89	29,77	42,95
Pseudo $R^2$	0,0820	0,0649	0,0964	0,2503	0,2990
Zliczeniowy $R^2$ (%)	67,5	55,3	63,4	83,0	78,0

Prawdopodobieństwo tego iż kondycja ekonomiczno-finansowa przedsiębiorstwa przetwórstwa przemysłowego w województwie podkarpackim w kolejnym roku ( $t+1$ ) będzie dobra wynosi

$$p_{t+1}^* = \frac{\exp(2,320 - 0,375X_{7t} + 2,578X_{19t} + 0,993X_{26t} - 0,036Z_{6t})}{1 + \exp(2,320 - 0,375X_{7t} + 2,578X_{19t} + 0,993X_{26t} - 0,036Z_{6t})}$$

A to oznacza, iż prawdopodobieństwo uzyskania lepszej kondycji w przyszłym roku będzie tym wyższe im w bieżącym roku firma charakteryzowała się mniejszym obciążeniem zobowiązaniami bieżącymi, lepszą wydajnością pracy oraz wyższą rentownością majątku a także im w bieżącym roku niższa była dynamika eksportu w Polsce. Model ten charakteryzuje się trafnością wnioskowania na poziomie 67,5%.

Optymalny model kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw budowlanych składa się tylko z dwóch zmiennych mikroekonomicznych:

$X_{19}$  – wydajność pracy

$X_{20}$  – wskaźnik intelektualnej wartości dodanej

Obie zmienne są stymulantami a więc ich większe wartości w roku bieżącym to wyższe prawdopodobieństwo dobrej kondycji ekonomiczno-finansowej w roku następnym. Prawdopodobieństwo tego iż kondycja ekonomiczno-finansowa przedsiębiorstwa budowlanego w województwie podkarpackim w kolejnym roku ( $t+1$ ) będzie dobra wynosi:

$$p_{t+1}^* = \frac{\exp(0,261 + 7,322X_{19t} + 0,401X_{20t})}{1 + \exp(0,261 + 7,322X_{19t} + 0,401X_{20t})}$$

Podobnie jak w województwie lubelskim najlepszy model kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw budowlanych w województwie podkarpackim charakteryzuje się najniższą dokładnością spośród modeli wszystkich sekcji w tym województwie (55,3%).

Optymalny model kondycji ekonomiczno-finansowych małych przedsiębiorstw handlowych w województwie podkarpackim składa się z trzech zmiennych mikroekonomicznych:

$X_{18}$  – produktywność majątku

$X_{19}$  – wydajność pracy

$X_{20}$  – wskaźnik intelektualnej wartości dodanej

oraz jednej zmiennej makroekonomicznej  $Z_7$  – średnioroczny kurs dolara

Zmienne mikroekonomiczne są stymulantami natomiast zmienna makroekonomiczna jest destymulantą. Prawdopodobieństwo tego iż kondycja ekonomiczno-finansowa przedsiębiorstwa handlowego w województwie podkarpackim w kolejnym roku ( $t+1$ ) będzie dobra wynosi

$$p_{t+1}^* = \frac{\exp(6,956 + 0,067X_{18t} + 1,414X_{19t} + 0,453X_{20t} - 1,560Z_{7t})}{1 + \exp(6,956 + 0,067X_{18t} + 1,414X_{19t} + 0,453X_{20t} - 1,560Z_{7t})}$$

Trafność wnioskowania na podstawie powyższego modelu wynosi 63,4%.

Optymalny model kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw obsługi nieruchomości w województwie podkarpackim składa się z dwóch zmiennych mikroekonomicznych:

$X_1$  – udział rzeczowych składników majątku w aktywach ogółem

$X_{24}$  – wskaźnik rentowności sprzedaży brutto oraz zmiennej mezoekonomicznej  $Z_{15}$  – dynamika nakładów inwestycyjnych w województwie podkarpackim.

W następnym roku na dobrą kondycję ekonomiczno-finansową mogą liczyć te przedsiębiorstwa obsługi nieruchomości, które w roku bieżącym w swoich aktywach mają większy udział rzeczowych składników oraz osiągały wyższą rentowność sprzedaży. Dodatkowo prognozy na przyszły rok będą tym lepsze im w roku bieżącym wyższa będzie dynamika inwestycji w województwie podkarpackim. Równanie prawdopodobieństwa poprawy kondycji ma postać

$$p_{t+1}^* = \frac{\exp(1,548 + 0,041X_{1t} + 9,203X_{24t} + 0,078Z_{15t})}{1 + \exp(1,548 + 0,041X_{1t} + 9,203X_{24t} + 0,078Z_{15t})}$$

Optymalny model kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw transportowych w województwie podkarpackim składa się z jednej zmiennej mikroekonomicznej:

$X_{26}$  – wskaźnik rentowności majątku

Równanie prawdopodobieństwa poprawy kondycji ma postać

$$p_{t+1}^* = \frac{\exp(1,363 + 12,433X_{26t})}{1 + \exp(1,363 + 12,433X_{26t})}$$

Model kondycji ekonomiczno–finansowej małych firm transportowych w województwie podkarpackim charakteryzuje się najlepszą spośród wszystkich szacowanych w tym badaniu trafnością (83,0%).

#### Literatura:

1. Agresti A., *An Introduction to Categorical Data Analysis*, John Wiley & Sons, New York, Chester, Brisbane, Toronto, Singapore, 1996
2. Baekgaard H., *Integrating Micro and Macro Models: Mutual Benefits*, Conference Paper CP 1995\_10, National Centre for Social and Economic Modelling, University of Canberra, 1995
3. Charemza W., D. F. Deadman, *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa, 1997
4. Gruszczyński M., *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej, Warszawa 2002
5. Hayo B., *Micro and Macro Determinants of Public Support for Market Reforms in Eastern Europe*, Working Paper B25, Zentrum für Europäische Integrationsforschung, Rheinische Friedrich–Wilhelms–Universität Bonn, 1999
6. Herault N., *A Micro – Macro Model for South Africa: Building and Linking a Microsimulation to a CGE Model*, Melbourne Institute Working Paper Series, Working Paper No. 16, Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research, 2005
7. Hellwig Z., *Przechodniość relacji skorelowania zmiennych losowych i płynące stąd wnioski ekonometryczne*, Przegląd Statystyczny, 1976
8. Jacobson K.C.T., J.L.K Roszbach, *Exploring relationships between Firms' Balance Sheets and the Macro Economy*, research Department, Sveriges Riksbank, 10337 Stockholm, May 2004, [www.atlres.com/financeconference/jacobson.pdf](http://www.atlres.com/financeconference/jacobson.pdf)
9. Kowerski M., *An influence of idiosyncratic and macroeconomic factors on consumer economic sentiment of lubelskie region (Poland)*, referat na 28th CIRET Conference, Rzym 20–23 września 2006
10. Kowerski M., *Zastosowanie modeli mikro–makro do oceny wpływu czynników makroekonomicznych na nastroje gospodarcze konsumentów województwa lubelskiego*, w: Lisiecki M., H. Ponikowski (red.), *Od zmian globalnych do rozwoju lokalnego*, Wydawnictwo KUL, Lublin 2006
11. Martin D., *Early Warning of Bank Failure: A Logit Regression Approach*, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 1, 1977
12. Nowak E., *Zarys metod ekonometrii. Zbiór zadań*, PWN, Warszawa 2002
13. Piech K, S. Pangsy–Kania, *Diagnozowanie koniunktury gospodarczej w Polsce*, Dom Wydawniczy ELIPSA, Warszawa 2003
14. Souleles N. S., *Consumer Sentiment: Its rationality and Usefulness in Forecasting Expenditure. Evidence from the Michigan Micro Data*, NBER Working Paper 8410/ 2001