

## ZMIANY KONDYCJI FINANSOWEJ MAŁYCH PRZEDSIĘBIORSTW W WOJEWÓDZTWIE LUBELSKIM W LATACH 2000-2006

*Mieczysław Kowerski, Jarosław Bielak, Dawid Długosz  
Wyższa Szkoła Zarządzania i Administracji*

### 1. Wstęp

W grudniu 2007 roku przeprowadzono trzecie badanie kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw z województw lubelskiego i podkarpackiego na podstawie dostarczonych i wstępnie przetworzonych przez Urzędy Statystyczne w Lublinie i Rzeszowie danych za lata 2000 - 2006<sup>1</sup>. Badanie miało na celu oszacowanie logitowych modeli mikro - makro kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw z obu województw. Oszacowane modele zostały zamieszczone na portalu [www.ebarometr.pl](http://www.ebarometr.pl) i służą ocenie (prognozowaniu) sytuacji przedsiębiorstw biorących udział w realizowanym w ramach programu EQUAL projekcie „System przeciwdziałania powstawaniu bezrobocia na terenach słabo zurbanizowanych”. Otrzymane wyniki utwierdziły nas w przekonaniu iż modele logitowe, w których w charakterze zmiennych objaśniających występują zmienne mikroekonomiczne opisujące sytuację ekonomiczno-finansową poszczególnych przedsiębiorstw oraz zmienne makroekonomiczne opisujące ekonomiczne otoczenie funkcjonujących przedsiębiorstw są dobrym narzędziem prognozowania kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw. Hipoteza ta znalazła już szereg po-

twierżeń w poprzednich dwóch badaniach. Jednak wydłużenie danych o kolejny rok zapewniło jeszcze większą stabilność oszacowanych modeli i potwierdziło zwłaszcza duże znaczenie czynników makroekonomicznych i mezoekonomicznych na kondycję małych firm w obu regionach.

Jednocześnie potwierdziła się hipoteza, że w obu regionach na kondycję ekonomiczno-finansową poszczególnych sekcji (działów i grup) statystycznych mają wpływ nieco inne czynniki. Jest to więc uzasadnienie zróżnicowanego podejścia do poszczególnych regionów kraju a także sekcji statystycznych.

W prezentowanym artykule, ze względu na ograniczenia edytorskie, przedstawiamy tylko wyniki modelowania kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw z województwa lubelskiego. Wyniki dla województwa podkarpackiego znajdują się w dokumentacji projektu.

### 2. Metodologia badania

Metodologia modelowania i prognozowania kondycji przedsiębiorstw została wypracowana na etapie badania pilotażowego<sup>2</sup>. W tym miejscu przedstawiamy tylko najważniejsze jej ustalenia.

Za przedsiębiorstwa znajdujące się w złej sytuacji ekonomiczno-finansowej uznano jednostki, które charakteryzowały się ujemnym wynikiem finansowym brutto a także mniejszymi od zera stopami zmian zatrudnienia oraz sprzedaży. Przynajmniej jeden odwrotny znak zależności sprawiał iż uznawano, że kondycja ekonomiczno-finansowa przedsiębiorstwa jest na tyle dobra iż nie jest zagrożona ciągłość jego działalności<sup>3</sup>.

Przyjęcie powyższej definicji pozwoliło opisać kondycję ekonomiczno-finansową przedsiębiorstwa za pomocą zmiennej zerojedynkowej, która przyjmuje wartość:

- 0 jeżeli przedsiębiorstwo jest w złej kondycji ekonomiczno-finansowej,
- 1 jeżeli przedsiębiorstwo jest w dobrej kondycji ekonomiczno-finansowej.

Tak zdefiniowaną kondycję ekonomiczno-finansową ( $Y$ ) obliczono dla przedsiębiorstw zatrudniają-

<sup>1</sup> Poprzednie dwa badania zostały przeprowadzone w 2006 roku i zostały opublikowane w sprawozdaniach z realizacji projektu oraz w pracach: Kowerski M., D. Długosz, J. Bielak, Zastosowanie logitowych modeli mikro - makro do prognozowania kondycji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstw, Barometr Regionalny nr 6, WSZiA, Zamość 2006, s. 56-66 oraz Kowerski M., D. Długosz, J. Bielak, Ocena kondycji małych przedsiębiorstw z województw lubelskiego i podkarpackiego za pomocą logitowych modeli mikro - makro, Zamojskie Studia i Materiały, zeszyt 4(23), WSZiA, Zamość 2007, s. 83 - 98.

<sup>2</sup> Kowerski M., Metodologia budowy modeli logitowych prognozowania kondycji przedsiębiorstw, Opracowanie w ramach projektu „System przeciwdziałania powstawaniu bezrobocia na terenach słabo rozwiniętych”, WSZiA, Zamość 2006

<sup>3</sup> Kowerski M., Metodologia..., op. cit., s. 13.

cych od 10 do 49 osób w obu województwach w latach 2000-2006. Wybrano tylko te przedsiębiorstwa, które składały sprawozdania a więc funkcjonowały w dwóch kolejnych latach, poczynając od 1999 roku. To znaczy iż kondycję ekonomiczno-finansową w 2000 roku określano tylko dla przedsiębiorstw, które złożyły sprawozdania za rok 1999 oraz za rok 2000. Z kolei kondycję ekonomiczno-finansową w 2001 roku określano tylko dla przedsiębiorstw, które złożyły sprawozdania za rok 2000 oraz za rok 2001 itd. Badaniami objęto przedsiębiorstwa wchodzące w skład pięciu sekcji.

Jednocześnie korzystając ze sprawozdań SP dla każdego przedsiębiorstwa obliczano zestaw wskaźników ekonomiczno-finansowych ( $X$ ). Wskaźniki te zawsze, dla każdego przedsiębiorstwa, pochodziły z okresu o rok wcześniejszego niż określona dla tego przedsiębiorstwa kondycja ekonomiczno-finansowa. A więc każdemu przedsiębiorstwu, dla którego określono kondycję ekonomiczno-finansową w 2000 roku przyporządkowano zestaw wskaźników ekonomiczno-finansowych z roku 1999 itd.

Do zestawu zmiennych opisujących indywidualną sytuację przedsiębiorstwa włączono zestaw zmiennych makro i mezoekonomicznych - w każdym roku jednakowy dla wszystkich przedsiębiorstw w regionie ( $Z$ ). Tak więc każde przedsiębiorstwo było charakteryzowane przez wektor liczb, w którym pierwszy element przyjmował wartość 0 lub 1 i określał jego kondycję ekonomiczno-finansową w roku  $t$ , kolejne elementy przyjmowały wartości rzeczywiste i opisywały różne aspekty jego działalności (33 wskaźniki mikroekonomiczne) a także sytuację makroekonomiczną i mezoekonomiczną w roku  $t-1$  (15 zmiennych).

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<sup>4</sup> postaci

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

gdzie:

- $X_{it-1j}$  -  $j$ -ta zmienna objaśniająca, opisująca indywidualne cechy  $i$ -tego przedsiębiorstwa w roku  $t-1$  (zmiennie mikroekonomiczne-idiosynkratyczne),
- $Z_{t-1l}$  -  $l$ -ta zmienna objaśniająca, opisująca zmiany wybranych wskaźników makroekonomicznych w roku  $t-1$  (zmiennie makroekonomiczne),
- $t$  - rok  $t = 1, \dots, n$ ,
- $\varepsilon_{it}$  - składnik losowy.

Doboru zmiennych dokonywano korzystając z idei procedury eliminacji a posteriori<sup>5</sup> uzupełnionej o warunek koincydencji parametrów strukturalnych<sup>6</sup>.

Do szacowania parametrów strukturalnych modeli logitowych zastosowano metodę największej wiarygodności<sup>7</sup>. W niniejszym badaniu do maksymalizacji funkcji wiarygodności zastosowano algorytm Hooke'a-Jeevesa z przemieszczeniami. Ocen istotności poszczególnych parametrów dokonywano wykorzystując statystyki  $t$ -Studenta oraz  $\chi^2$  Walda. Do oceny istotności całego występującego w modelu zestawu parametrów wykorzystywano test ilorazu wiarygodności<sup>8</sup>.

Spośród bardzo wielu miar dopasowania modeli logitowych do danych empirycznych<sup>9</sup> wybrano współczynnik determinacji McFaddena noszący również nazwę pseudo  $R^2$ .

Dodatkowo dopasowanie modelu oceniano za pomocą mierników trafności wnioskowania (prognoz).

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

$$(2) \hat{P} = \frac{\exp(\hat{L})}{1 + \exp(\hat{L})} = \frac{\exp(a_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_j + \sum_{l=1}^m c_l Z_l)}{1 + \exp(a_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_j + \sum_{l=1}^m c_l Z_l)}$$

W związku z tym, że frakcja firm o złej kondycji jest zdecydowanie mniejsza niż firm o dobrej kondycji (a więc mamy do czynienia z próbą niezbilansowaną) do prognozowania zastosowano zasadę prognozowania<sup>10</sup> zgodnie z formułą

<sup>4</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>5</sup> Nowak E., Zarys metod ekonometrii. Zbiór zadań, PWN, Warszawa 2002, s. 139 - 141.

<sup>6</sup> Hellwig Z., Przechodność relacji skorelowania zmiennych losowych i płynące stąd wnioski ekonometryczne, Przegląd Statystyczny, 1976, nr 1.

<sup>7</sup> Gruszczyński M., Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie, Warszawa 2002, s. 62

<sup>8</sup> Gruszczyński M., Modele..., op. cit., s. 64.

<sup>9</sup> Ibidem, s. 64 - 69.

$$(3) \quad \begin{aligned} \hat{y}_i &= 1 && \text{gd}y \hat{P} > P^* \\ \hat{y}_i &= 0 && \text{gd}y \hat{P} \leq P^* \end{aligned}$$

przy czym  $P^*$  to frakcja jedynek w badanej populacji.

W tej sytuacji graniczna wartość logitu, która umożliwia dyskryminację wynosi<sup>11</sup>

$$(4) \quad \hat{L}_0 = \ln\left(\frac{P^*}{1-P^*}\right)$$

Jeżeli teraz do obliczenia prawdopodobieństwa dobrej kondycji zastosujemy formułę

$$(5) \quad \hat{P}^* = \frac{\exp(\hat{L} - \hat{L}_0)}{1 + \exp(\hat{L} - \hat{L}_0)} = \frac{\exp(a_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_j + \sum_{l=1}^m c_l Z_l - \hat{L}_0)}{1 + \exp(a_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_j + \sum_{l=1}^m c_l Z_l - \hat{L}_0)}$$

to powrócimy do rozkładu logistycznego prawdopodobieństwa, przy czym wartością rozgraniczającą firmy o dobrej kondycji od firm o złej kondycji będzie wartość (jak w próbie zbilansowanej). Przyjęcie takiego rozwiązania umożliwia analizę wpływu poszczególnych zmiennych objaśniających na prawdopodobieństwo dobrej kondycji.

Aby wyznaczyć punkt przegięcia logistycznej krzywej prawdopodobieństwa dobrej kondycji ( ) dla wybranej zmiennej  $Z$  (makroekonomicznej lub mezoekonomicznej) przy założeniu, że pozostałe zmienne  $X$  (mikroekonomiczne) przyjmą określoną wartość (np. wszystkie pozostałe zmienne pozostaną na poziomie mediany -  $M$ ) należy rozwiązać równanie

$$(6) \quad 0,5 = \frac{\exp(\hat{L} - \hat{L}_0)}{1 + \exp(\hat{L} - \hat{L}_0)} = \frac{\exp(a_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_j^M + cZ - \hat{L}_0)}{1 + \exp(a_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_j^M + cZ - \hat{L}_0)}$$

względem  $Z$ ,  
gdzie:

$X_j^M$  - wartość mediany  $j$  - tej zmiennej mikroekonomicznej

$c$  - oszacowana wartość parametru przy zmiennej  $Z$

Dokonując podstawienia

$$(7) \quad a_0 + \sum_{j=1}^k b_j X_j^M - \hat{L}_0 = d$$

otrzymujemy

$$(8) \quad 0,5 = \frac{\exp(d + cZ)}{1 + \exp(d + cZ)}$$

a stąd

$$(9) \quad \exp(d + cZ) = 1$$

a więc:

$$(10) \quad d + cZ = 0$$

w końcu:

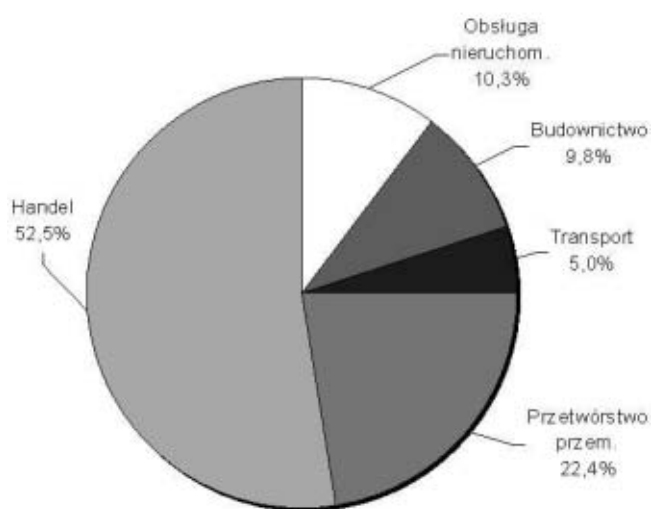
$$(11) \quad Z = -\frac{d}{c}$$

### 3. Zmiany kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw w województwie lubelskim w latach 2000-2006

Badaniami objęto 5714 przedsiębiorstw należących do pięciu sekcji (przetwórstwo przemysłowe, budownictwo, handel, transport, obsługa nieruchomości), które w latach 1999-2006 składały w dwóch kolejnych latach sprawozdania i nie były w tym czasie w stanie likwidacji lub upadłości.

Najbardziej liczebną sekcją jest handel, który reprezentuje ponad połowa badanych przedsiębiorstw, najmniej liczną sekcją jest transport.

Począwszy od 2001 roku obserwuje się wśród badanych przedsiębiorstw spadek udziału firm o złej kondycji ekonomiczno-finansowej. O ile w 2001 roku



Rys. 1. Struktura badanych w latach 2000 - 2006 przedsiębiorstw województwa lubelskiego według sekcji

<sup>10</sup> Ibidem, s. 80 - 81

<sup>11</sup> W przypadku gdy  $P^*=0,5$  a więc mamy do czynienia z próbą zbilansowaną  $\hat{L}_0=0$ .

Tablica 1. Zmiany udziałów przedsiębiorstw o złej kondycji ekonomiczno-finansowej według sekcji w województwie lubelskim

Sekcja	Wyszczególnienie	Rok							Razem
		2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
Przetwórstwo przemysłowe	Liczba sprawozdań	177	173	180	180	183	187	201	1281
	% przedsiębiorstw o złej kondycji	11,3	18,1	16,1	12,8	9,3	10,7	6,0	11,9
Budownictwo	Liczba sprawozdań	47	112	98	81	73	67	81	559
	% przedsiębiorstw o złej kondycji	12,8	17,0	15,3	13,8	11,0	7,5	3,7	12,0
Handel	Liczba sprawozdań	252	470	448	449	404	478	497	2998
	% przedsiębiorstw o złej kondycji	8,8	23,8	13,6	13,6	7,4	8,0	6,0	11,8
Transport	Liczba sprawozdań	22	41	43	38	41	46	54	285
	% przedsiębiorstw o złej kondycji	13,6	19,5	16,3	18,4	9,8	8,7	7,4	13,0
Obsługa nieruchomości	Liczba sprawozdań	49	95	93	90	91	83	90	591
	% przedsiębiorstw o złej kondycji	6,1	6,3	9,7	5,6	3,3	0,0	1,1	4,6
Ogółem	Liczba sprawozdań	547	891	862	838	792	861	923	5714
	% przedsiębiorstw o złej kondycji	9,9	19,8	14,0	12,8	7,8	7,8	5,4	11,1

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych US w Lublinie

takie firmy stanowiły 19,8% ogółu to w 2006 roku było ich tylko 5,4% - najmniejszy odsetek w czasie badań. Jest to niewątpliwie rezultat systematycznie poprawiającej się koniunktury gospodarczej zarówno w Polsce jak i nieco wolniej w województwie lubelskim. W całym okresie badania przedsiębiorstwa o złej kondycji ekonomiczno-finansowej stanowiły średnio 11,1%.

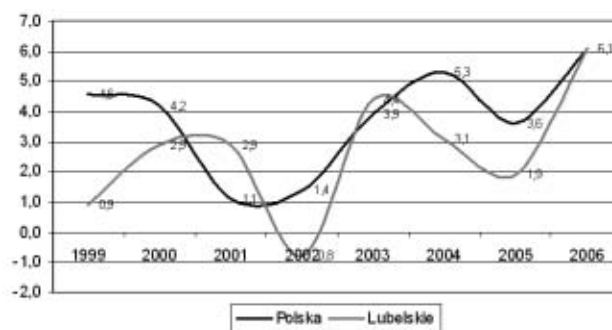
Zdecydowanie najmniejszy odsetek firm o złej kondycji ekonomiczno-finansowej w całym badanym okresie wystąpił w transporcie. Z kolei wyższy od średniej odsetek firm o złej kondycji wystąpił w transporcie.

#### 4. Wartości potencjalnych zmiennych objaśniających kondycję ekonomiczno-finansową przedsiębiorstw województwa lubelskiego na poziomie makro w badanym okresie

W badanym okresie gospodarka polska podlegała dość znacznym wahaniom koniunkturalnym będących zarówno wynikiem wewnętrznych przemian jak też zmian na rynkach światowych<sup>12</sup>. Ważnym czynnikiem determinującym zmiany koniunktury gospodarczej było również przystąpienie Polski do

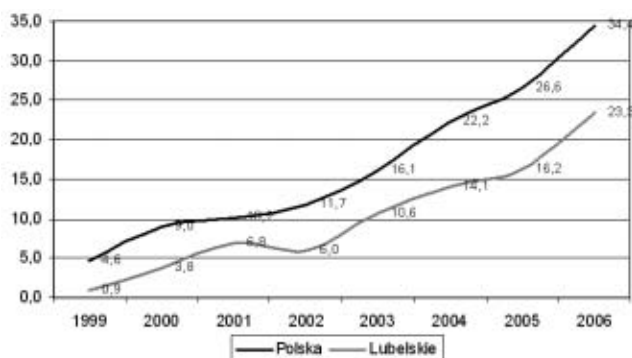
Unii Europejskiej. Najbardziej ogólnym miernikiem tych zmian były wahania dynamiki produktu krajowego brutto, która po względnie wysokim poziomie w latach 1999-2000 uległa drastycznemu obniżeniu w dwóch kolejnych latach by ponownie wejść na ścieżkę wzrostową w 2003 roku z rekordowo wysoką wartością w 2006 roku. Zbliżonym kierunkom zmian podlegała również dynamika produktu krajowego brutto w województwie lubelskim. Najniższe (ujemne) tempo zmian zanotowano tutaj w 2002 roku. Tylko w roku 2001 oraz 2003 dynamika PKB w województwie lubelskim była nieznacznie wyższa niż dynamika PKB w kraju.

W konsekwencji pogłębiał się dystans pomiędzy województwem lubelskim a średnią krajową. Jeże-



Rys. 2. Dynamika PKB w województwie lubelskim na tle kraju. Rok poprzedni = 100. Ceny stałe (%)

<sup>12</sup> Na przykład recesja wywołana „pęknięciem bańki internetowej” na czołowych giełdach światowych.

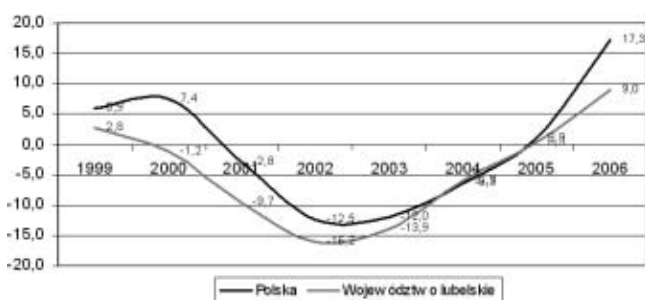


Rys. 3. Dynamika PKB w województwie lubelskim na tle kraju. Rok 1998 = 100. Ceny stałe (%)

li przyjmiemy jako bazę rok 1998 to w roku 2006 produkt krajowy brutto (w cenach stałych) w Polsce był o 34,4% wyższy, podczas gdy w województwie lubelskim wzrost ten wyniósł o ponad 11 punktów mniej (23,3%).

Jeszcze głębsze zmiany nastąpiły w zakresie inwestycji. Tutaj recesja była jeszcze większa. W Polsce 2002 roku w porównaniu z rokiem 2000 nakłady inwestycyjne zmniejszyły się aż o 18,5%. Znaczący wzrost inwestycji nastąpił w 2004 roku ale dwucyfrowe tempo wzrostu zanotowano dopiero w 2006 roku. W rezultacie nakłady inwestycyjne w Polsce w 2006 roku były o 17,3% wyższe (w cenach stałych) niż w 1998 roku. W województwie załamanie procesów inwestycyjnych nastąpiło rok wcześniej niż w Polsce i w 2002 roku w porównaniu z rokiem 1999 zainwestowano o 18,5% mniej. W latach 2004 - 2005 dynamika inwestowania w województwie była zbliżona do średniej w kraju ale w 2006 roku tempo wzrostu nakładów inwestycyjnych w województwie było o połowę niższe od średniej dla Polski. W konsekwencji nakłady inwestycyjne w województwie lubelskim w 2006 roku były tylko o 9% wyższe niż w 1998 roku.

Począwszy od 2003 roku obserwuje się wyraźną poprawę sytuacji na rynku pracy województwa lu-



Rys. 4. Dynamika nakładów inwestycyjnych w województwie lubelskim na tle kraju. Rok 1998 = 100. Ceny stałe (%)

belskiego, czego wyrazem jest wzrost przeciętnego realnego wynagrodzenia (szczególnie wysoki w 2006 roku) oraz spadek liczby zarejestrowanych bezrobotnych, również szczególnie widoczny w 2006 roku.

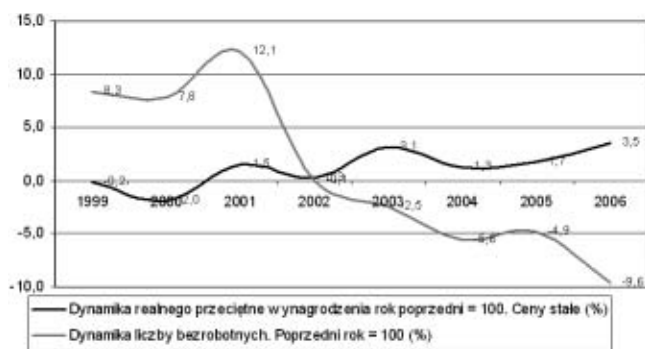
Jeżeli za podstawę weźmiemy rok 1998 to wiadać, że do 2001 r. liczba bezrobotnych bardzo szybko rosła przewyższając poziom wyjściowy o 30,8%. Począwszy od 2002 roku liczba bezrobotnych, początkowo wolno a następnie szybciej zaczęła spadać. W końcu 2006 roku liczba bezrobotnych była tylko o 3,7% wyższa niż w chwili powstania województwa. W latach 1999-2002 przeciętne realne wynagrodzenia brutto w sektorze przedsiębiorstw było niższe niż w 1998 roku. Dopiero w 2003 roku przeciętne wynagrodzenia przekroczyły poziom 1998 roku by w kolejnych latach systematycznie wzrastać. W 2006 roku realne przeciętne wynagrodzenia brutto były o 9,4% wyższe niż w roku 1998. Jednakże jeżeli dynamikę przeciętnych wynagrodzeń brutto w latach 1999-2006 porównamy z dynamiką wytwarzanego w tym samym czasie produktu krajowego brutto w województwie (23,3%) to okaże się, że jednoprocenowy przyrost PKB wymagał wzrostu realnych wynagrodzeń tylko o 0,4%. A to oznacza, że spadł udział kosztów pracy w tworzeniu PKB.

Zmiany kondycji ekonomiczno-finansowej małych firm w województwie lubelskim były silnie powiązane ze zmianami sytuacji społeczno - gospodarczej w kraju i w regionie. Przy czym poprawa tej sytuacji powodowała spadek udziału firm o złej kondycji ekonomiczno-finansowej.

Zwraca uwagę, że kondycja małych firm jest nieco lepiej skorelowana ze zmianami produkcji, popytu i inwestycji w kraju niż w regionie. W przypadku czynników mezoekonomicznych kondycja firm jest silnie (istotnie na poziomie 0,05) skorelowana z dynamiką produkcji przemysłowej, inwestycji a także bezrobocia. Szczególnie silnie skorelowana ze zmiennymi makroekonomicznymi jest kondycja małych firm przetwórstwa przemysłowego.

## 5. Zróznicowanie populacji małych przedsiębiorstw w województwie lubelskim

Zastosowany test *t*-Studenta różnic średnich pokazuje, że przyjęte w badaniu potencjalne zmienne objaśniające dobrze różnicują populacje małych przedsiębiorstw ze względu na ich kondycję ekonomiczno-finansową. W przypadku handlu aż 70,7%



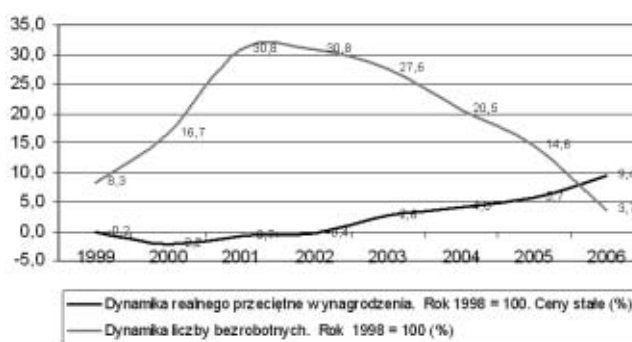
Rys. 5. Dynamiki realnego przeciętnego wynagrodzenia oraz liczby bezrobotnych w województwie lubelskim. Poprzedni rok = 100 (%)

rozpatrywanych zmiennych jest istotnie, na poziomie istotności 0,05, skorelowana z kondycją ekonomiczno finansową małych firm handlowych. W pozostałych czterech sekcjach takie zmienne stanowią mniej niż połowę rozpatrywanych zmiennych a najniższy ich udział występuje w transporcie. W handlu 72,0% zmiennych mikroekonomicznych jest istotnie skorelowana z kondycją. W pozostałych sekcjach odsetek takich zmiennych jest mniejszy niż połowa a najniższy jest w transporcie (32,0%). Szczególnie wysoki udział istotnych statystycznie zależności pomiędzy kondycją małych przedsiębiorstw a zmiennymi makroekonomicznymi występuje w obsłudze nieruchomości oraz w handlu (ponad dwie trzecie), w przetwórstwie przemysłowym ponad połowa zmiennych makroekonomicznych jest istotnie skorelowana z kondycją. Z kolei w transporcie tylko co piąta zmienna makroekonomiczna jest istotnie skorelowana z kondycją.

Przedsiębiorstwa przemysłowe województwa lubelskiego charakteryzowały się lepszą kondycją jeżeli rok wcześniej wyższa była dynamika nakładów inwestycyjnych w Polsce oraz niższy był kurs dolara. Dodatnia zależność pomiędzy kondycją eko-

Tablica 2. Liczba istotnych statystycznie na poziomie istotności 0,05 potencjalnych zmiennych objaśniających opisującą kondycję ekonomiczno-finansową małych przedsiębiorstw województwa lubelskiego w latach 2000-2006

Wyszczególnienie	Zmienne mikroekonomiczne		Zmienne makroekonomiczne i mezoekonomiczne		Ogółem	
	liczba	(%)	liczba	(%)	liczba	(%)
Przetwórstwo przemysłowe	10	40,0	8	53,3	19	46,3
Budownictwo	10	40,0	7	46,7	18	43,9
Handel	18	72,0	10	66,7	29	70,7
Transport	11	44,0	3	20,0	13	31,7
Obsługa nieruchomości	8	32,0	11	73,3	20	48,8



Rys. 6. Dynamiki realnego przeciętnego wynagrodzenia oraz liczby bezrobotnych w województwie lubelskim. Rok 1998 = 100 (%)

nomiczno-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>13</sup>. Na kondycję ekonomiczno-finansową małych przedsiębiorstw przemysłowych ma również wpływ sytuacja społeczno - gospodarcza w województwie. Wyższe dynamiki produkcji przemysłowej, wynagrodzeń zarówno w ujęciu bieżącym jak i w cenach stałych a także nakładów inwestycyjnych w województwie w poprzednim roku wpływały na poprawę kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw przetwórstwa przemysłowego z tego regionu.

W budownictwie lepszą kondycją ekonomiczno-finansową charakteryzowały się małe przedsiębiorstwa budowlane 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 ekonomicz-

<sup>13</sup> Dobra koniunktura giełdowa zazwyczaj wyprzedza dobre wyniki w gospodarce mierzone na przykład wysoką dynamiką produktu krajowego brutto: Fundowicz J., Koniunktura giełdowa a koniunktura makroekonomiczna, w: Piech K, S. Pangsy - Kania, Diagnozowanie koniunktury gospodarczej w Polsce, Dom Wydawniczy ELIPSA, Warszawa 2003, s. 149

no-finansowej przedsiębiorstw budowlanych województwa lubelskiego. Podkreślić należy natomiast dużą liczbę zmiennych makro i mezoekonomicznych wpływających na kondycję przedsiębiorstw. Poza dynamiką realnego wynagrodzenia brutto są to te same zmienne, które dyskryminują populację małych przedsiębiorstw przetwórstwa przemysłowego województwa lubelskiego.

Na kondycję ekonomiczno-finansową przedsiębiorstw handlowych w okresie  $t+1$  miały wpływ wartości 72% 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>14</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 szerokim zakresie zależała od występującej w roku poprzednim koniunktury w gospodarce Polski oraz regionu. Lepsza kondycja małych przedsiębiorstw handlowych występuje jeżeli rok wcześniej była wyższa dynamika popytu krajowego oraz nakładów inwestycyjnych w Polsce, niższy kurs dolara, mniejsza dynamika eksportu oraz lepsza koniunktura gospodarcza, której odzwierciedleniem jest wyższa dynamika indeksów giełdowych. Również lepsza sytuacja w gospodarce województwa (wyższa dynamika wynagrodzeń zarówno w ujęciu bieżącym jak i realnym, wyższa dynamika produkcji sprzedanej w przemyśle oraz inwestycji) sprzyja poprawie kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw. Tak duża liczba istotnych statystycznie zależności świadczy o dużej czułości kondycji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstw handlowych zarówno na zmiany ich wewnętrznej sytuacji ekonomiczno-finansowej jak też na zmiany otoczenia gospodarczego.

Lepszą kondycją w bieżącym roku wykazują się firmy transportowe, które w poprzednim roku charakteryzowały się większym udziałem środków obrotowych, wyższą wydajnością pracy i kapitałem inte-

lektualnym a także większą rentownością sprzedaży, rentownością majątku i mniejszymi zobowiązaniami bieżącymi oraz długoterminowymi. Wśród zmiennych dyskryminujących jest także jedna zmienna makroekonomiczna ( $Z_7$ ) oraz dwie mezoekonomiczne ( $Z_{11}$ ,  $Z_{15}$ ). Przedsiębiorstwa transportowe charakteryzowały się lepszą kondycją jeżeli rok wcześniej niższy był kurs dolara w Polsce oraz wyższa była dynamika produkcji przemysłowej i nakładów inwestycyjnych w województwie.

Wśród czynników mikroekonomicznych o lepszej kondycji firm obsługi nieruchomości decydują wyższe kapitały własne w tym obrotowe oraz rentowność majątku. Na lepszą kondycję w bieżącym roku miały wpływ także zanotowane w Polsce rok wcześniej wyższe dynamiki produktu krajowego brutto, wartości dodanej brutto, popytu krajowego, nakładów inwestycyjnych, niższy kurs dolara oraz poprawa sytuacji na giełdzie w Warszawie. Na poziomie regionalnym lepszą kondycję w bieżącym roku stymulowała zanotowana w roku poprzednim wyższa dynamika produkcji przemysłowej, przeciętnych wynagrodzeń brutto oraz nakładów inwestycyjnych w województwie lubelskim. Jednocześnie obserwuje się istotną poprawę kondycji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstw obsługi nieruchomości w czasie.

Podkreślić należy, że tylko trzy zmienna mikroekonomiczne:  $X_7$  - obciążenie bieżącymi zobowiązaniami,  $X_{10}$  - udział kapitału obrotowego w finansowaniu majątku ogółem oraz  $X_{26}$  - wskaźnik rentowności majątku dyskryminowały w sposób istotny kondycję ekonomiczno-finansową małych przedsiębiorstw z wszystkich sekcji. Jedna zmienna makroekonomiczna ( $Z_7$  - średnioroczny kurs dolara) oraz dwie zmienne mezoekonomiczne ( $Z_{11}$  - dynamika produkcji przemysłowej,  $Z_{15}$  - dynamika nakładów inwestycyjnych) mają istotny wpływ na kondycję ekonomiczno-finansową małych firm we wszystkich sekcjach.

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

Na podstawie danych pochodzących ze sprawozdań przedsiębiorstw za lata 2000-2006 oraz danych dotyczących sytuacji gospodarczej w Polsce i w województwie lubelskim oszacowano logitowe modele mikro-makro<sup>15</sup> kondycji ekonomiczno-finansowej

<sup>14</sup> Jedynie zależność (ujemna) pomiędzy kondycją a udziałem rzeczowych składników majątku w aktywach jest niezgodna z oczekiwaniami.

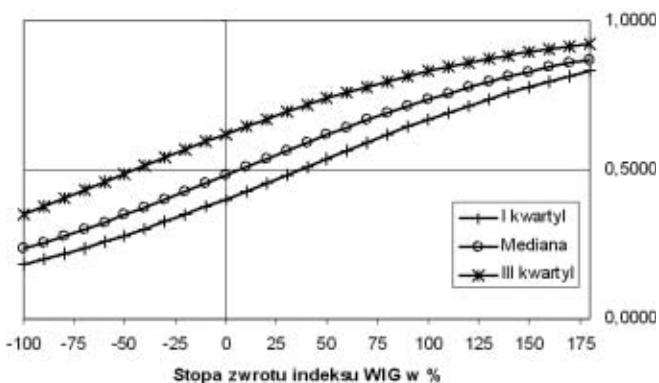
Tablica 3. Optymalne modele kondycji małych przedsiębiorstw województwa lubelskiego

Wyszczególnienie	Przetwórstwo przemysłowe	Budownictwo	Handel	Transport	Obsługa nieruchomości
Wyraz wolny	1,129***	0,698**	1,139***	0,911***	1,852***
Parametry strukturalne przy zmiennych	X <sub>1</sub>				0,020***
	X <sub>4</sub>			0,056**	
	X <sub>7</sub>				-0,484**
	X <sub>12</sub>		0,612***		
	X <sub>14</sub>	-0,239***			
	X <sub>19</sub>	3,695***		1,865***	4,284**
	X <sub>20</sub>	3,695**			
	X <sub>26</sub>	1,193***	1,760**	2,664***	2,970***
	Z <sub>8</sub>	0,011***			
	Z <sub>11</sub>		0,036**		
Z <sub>14</sub>			0,275***		
$\chi^2$	115,113***	34,811***	254,056***	37,082***	31,593***
Pseudo R <sup>2</sup>	0,123	0,085	0,117	0,169	0,144
Trafność w %	66,12	59,39	63,61	70,18	72,25

Uwaga: \* istotny na poziomie 0,1; \*\* istotny na poziomie 0,05; \*\*\* istotny na poziomie 0,01

sowej małych przedsiębiorstw regionu lubelskiego z wybranych sekcji.

Jak należało się spodziewać duża część zarówno zmiennych mikroekonomicznych, mezoekonomicznych 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, mezoekonomicznymi



Rys. 7. Zmiany kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw przetwórstwa przemysłowego w województwie lubelskim w zależności od wartości zmiennych mikroekonomicznych oraz stopy zwrotu indeksu WIG<sup>17</sup>

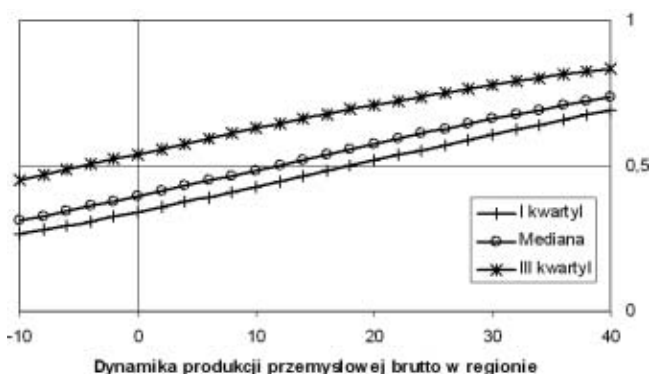
i makroekonomicznymi a kondycją ekonomiczno-finansową przedsiębiorstw.

Tablica 4. Symulacja prawdopodobieństw dobrej kondycji małych przedsiębiorstw przemysłowych województwa lubelskiego w zależności od wartości zmiennych objaśniających

Prawdopodobieństwo dobrej kondycji jeżeli pozostałe zmienne objaśniające uzyskują wartości na poziomie mediany natomiast wartość danej zmiennej jest:			
	Minimum	Maksimum	Przyrost prawdopodobieństwa
X <sub>14</sub>	0,0016	0,7916	0,7899
X <sub>19</sub>	0,4160	1,0000	0,5840
X <sub>20</sub>	0,1097	1,0000	0,8903
X <sub>26</sub>	0,0067	0,8805	0,8738
Z <sub>8</sub>	0,4208	0,6027	0,1819
Prawdopodobieństwo dobrej kondycji jeżeli pozostałe zmienne objaśniające uzyskują wartości na poziomie mediany natomiast wartość danej zmiennej jest:			
	I kwartyl	III kwartyl	Przyrost prawdopodobieństwa
X <sub>14</sub>	0,5238	0,5607	0,0369
X <sub>19</sub>	0,4841	0,6619	0,1778
X <sub>20</sub>	0,5329	0,5706	0,0377
X <sub>26</sub>	0,5353	0,5719	0,0366
Z <sub>8</sub>	0,4732	0,5774	0,1042

<sup>15</sup> Do obliczeń wykorzystano programy Statistica 7.0 oraz STATA





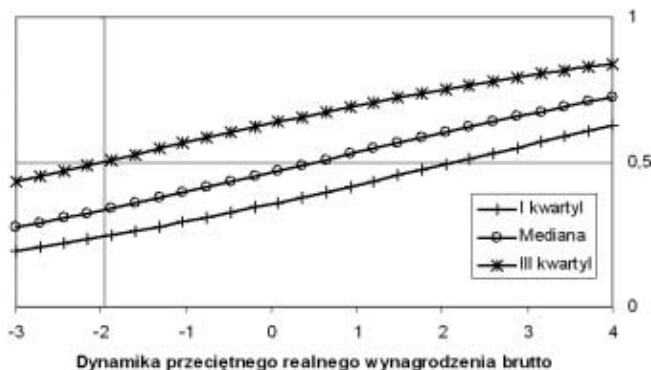
Rys. 8. Zmiany kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw budowlanych w województwie lubelskim w zależności od wartości zmiennych mikroekonomicznych oraz dynamiki produkcji sprzedanej przemysłu w regionie

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

- $X_{14}$  - niedobór kapitału obrotowego netto,
- $X_{19}$  - wydajność pracy,
- $X_{20}$  - wskaźnik intelektualnej wartości dodanej,
- $X_{26}$  - wskaźnik rentowności majątku

oraz zmienna makroekonomiczna:  $Z_8$  - dynamika indeksu giełdowego WIG.

Prawdopodobieństwo uzyskania lepszej kondycji przez przedsiębiorstwa przemysłowe w przyszłym roku jest tym wyższe im w bieżącym roku firma charakteryzowała się mniejszym niedoborem kapitału obrotowego, lepszą wydajnością pracy, wyższym wskaźnikiem intelektualnej wartości dodanej, wyższą rentownością majątku a także im lepsza była ko-



Rys. 9. Zmiany kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw handlowych w województwie lubelskim w zależności od wartości zmiennych mikroekonomicznych oraz dynamiki przeciętnego realnego wynagrodzenia w regionie

Tablica 5. Symulacja prawdopodobieństw dobrej kondycji małych przedsiębiorstw budowlanych województwa lubelskiego w zależności od wartości zmiennych objaśniających

Prawdopodobieństwo dobrej kondycji jeżeli pozostałe zmienne objaśniające uzyskują wartości na poziomie mediany natomiast wartość danej zmiennej jest:			
	Minimum	Maksimum	Przyrost prawdopodobieństwa
$X_{12}$	0,29434	0,99977	0,70544
$X_{26}$	0,13199	0,78186	0,64987
$Z_{11}$	0,24610	0,65770	0,41159
Prawdopodobieństwo dobrej kondycji jeżeli pozostałe zmienne objaśniające uzyskują wartości na poziomie mediany natomiast wartość danej zmiennej jest:			
	I kwartył	III kwartył	Przyrost prawdopodobieństwa
$X_{12}$	0,42080	0,56679	0,14599
$X_{26}$	0,44645	0,50337	0,05692
$Z_{11}$	0,39886	0,61889	0,22003

niunktura giełdowa a w konsekwencji i koniunktura gospodarcza w kraju.

Należy jednak zauważyć, że najlepszy oszacowany model kondycji przedsiębiorstw przemysłowych charakteryzuje się stosunkowo niskim dopasowaniem do danych empirycznych. Trafność

Tablica 6. Symulacja prawdopodobieństw dobrej kondycji małych firm handlowych województwa lubelskiego w zależności od wartości zmiennych objaśniających

Prawdopodobieństwo dobrej kondycji jeżeli pozostałe zmienne objaśniające uzyskują wartości na poziomie mediany natomiast wartość danej zmiennej jest:			
	Minimum	Maksimum	Przyrost prawdopodobieństwa
$X_{19}$	0,39585	1,00000	0,60415
$X_{26}$	0,00000	0,97437	0,97437
$Z_{14}$	0,13964	0,66985	0,53021
Prawdopodobieństwo dobrej kondycji jeżeli pozostałe zmienne objaśniające uzyskują wartości na poziomie mediany natomiast wartość danej zmiennej jest:			
	I kwartył	III kwartył	Przyrost prawdopodobieństwa
$X_{19}$	0,46637	0,66853	0,20216
$X_{26}$	0,52840	0,60283	0,07442
$Z_{14}$	0,48451	0,58110	0,09659

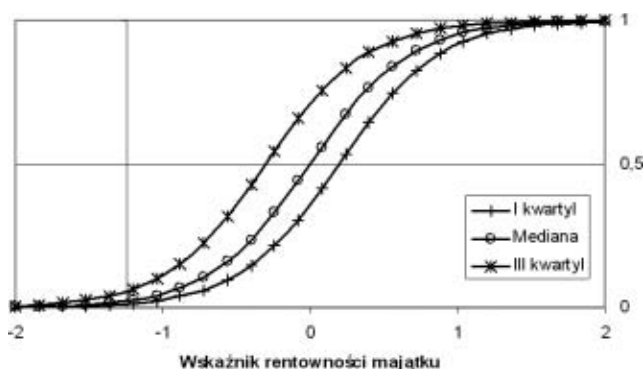
Tablica 7. Symulacja prawdopodobieństw dobrej kondycji małych firm transportowych województwa lubelskiego w zależności od wartości zmiennych objaśniających

Prawdopodobieństwo dobrej kondycji jeżeli pozostałe zmienne objaśniające uzyskują wartości na poziomie mediany natomiast wartość danej zmiennej jest:			
	Minimum	Maksimum	Przyrost prawdopodobieństwa
$X_4$	0,45010	0,99201	0,54191
$X_{19}$	0,36694	0,99535	0,62840
$X_{26}$	0,01013	0,84616	0,83603
Prawdopodobieństwo dobrej kondycji jeżeli pozostałe zmienne objaśniające uzyskują wartości na poziomie mediany natomiast wartość danej zmiennej jest:			
	I kwartył	III kwartył	Przyrost prawdopodobieństwa
$X_4$	0,46897	0,63123	0,16226
$X_{19}$	0,43161	0,63209	0,20048
$X_{26}$	0,47830	0,57764	0,09933

wnioskowania na podstawie tego modelu wynosi 66,1% (o 0,2 punktu procentowego mniej niż w poprzednim badaniu)<sup>16</sup>.

Przyjmując iż zmienna  $Z_8$  jest miarą aktywności gospodarczej w kraju, przeprowadzono za pomocą oszacowanego modelu symulację kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw przetwórstwa przemysłowego o wartościach zmiennych mikro-ekonomicznych na poziomie pierwszego kwartyła, mediany oraz trzeciego kwartyła wszystkich przedsiębiorstw przemysłowych w zależności od zmian dynamiki indeksu WIG.

Przy dynamice WIG wynoszącej 7% przedsiębiorstwa w bieżącym roku notujące wyniki mikroekonomiczne na poziomie mediany będą charakteryzowały się w przyszłym roku dobrą kondycją ekonomiczną. Jeżeli dynamika WIG będąca miarą wyprzedzającą koniunktury gospodarczej będzie niższa przedsiębiorstwa o wskaźnikach na poziomie mediany mogą oczekiwać złej kondycji ekonomiczno-finansowej. W przypadku przedsiębiorstwa o wartościach zmiennych mikroekonomicznych na poziomie pierwszego kwartyła prognozy dobrej kondycji można się spodziewać przy dynamice WIG



Rys. 10. Zmiany kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw handlowych w województwie lubelskim w zależności od wartości zmiennych mikroekonomicznych oraz wskaźnika rentowności majątku

wynoszącej co najmniej 36%. Dla przedsiębiorstw o wartościach mikroekonomicznych na poziomie trzeciego kwartyła złą kondycję ekonomiczno-finansową można prognozować dopiero przy spadku indeksu WIG o 55%.

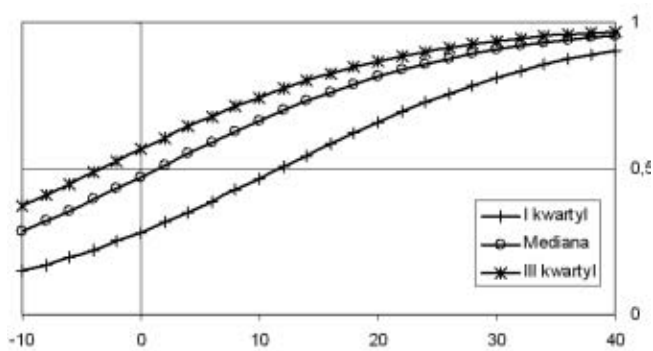
Z przeprowadzonych symulacji widać wyraźnie, że zmienna makroekonomiczna ( $Z_8$ ) ma znacznie większy wpływ na wzrost prawdopodobieństwa poprawy kondycji ekonomiczno-finansowej małych firm przemysłowych notujących przeciętne wyniki wskaźników mikroekonomicznych (pomiędzy I a III kwartyłem) niż firm o skrajnych wartościach zmiennych makroekonomicznych. Innymi słowy na kondycję ekonomiczno-finansową firm najgorszych jak i zdecydowanie najlepszych sytuacja społeczno-gospodarcza kraju ma bardzo niewielki wpływ. A więc firmom przemysłowym o bardzo złych wynikach wewnętrznych niewiele pomoże dobra sytuacja gospodarcza kraju a firmom o bardzo dobrych wynikach wewnętrznych niewiele zaszkodzi zła sytuacja gospodarcza kraju.

W budownictwie najlepszy okazał się model z dwiema zmiennymi mikroekonomicznymi:  $X_{12}$  - wskaźnik płynności bieżącej oraz  $X_{26}$  - rentowność brutto oraz zmienną mezoekonomiczną  $Z_{11}$  - dynamiką produkcji przemysłowej brutto w regionie. Na lepszą kondycję w przyszłym roku liczyć mogą firmy budowlane które w roku bieżącym wykazały się wyższą płynnością bieżącą oraz były bardziej rentowne, przy czym kondycja ta jest lepsza gdy w regionie jest wyższa dynamika produkcji przemysłowej. Ta ostatnia zmienna nie ma raczej charakteru przyczynowego lecz symptomatyczny<sup>18</sup> i informuje iż popyt

<sup>16</sup> Do oceny trafności zastosowano zasadę prognozowania.

<sup>17</sup> W analizowanym okresie minimalna wartość dynamiki indeksu WIG wyniosła -22,0%, natomiast maksymalna wyniosła 44,9%. Na wykresie przedstawiono dużo większy zakres aby pokazać logistyczny „kształt” zmian prawdopodobieństwa dobrej kondycji. W praktyce stopa zwrotu nie może być mniejsza od -100%

<sup>18</sup> Nowak E., Zarys metod ekonometrii. Zbiór zadań, PWN, Warszawa 2002, s. 9



Rys. 11. Zmiany kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw obsługi nieruchomości w województwie lubelskim w zależności od wartości zmiennych mikroekonomicznych oraz dynamiki produkcji sprzedanej przemysłu w regionie

na usługi budowlane rośnie a więc i poprawia się sytuacja ekonomiczno-finansowa tych firm w okresie dobrej koniunktury gospodarczej, której symptomem jest rozwój przemysłu.

Dopasowanie optymalnego modelu kondycji małych przedsiębiorstw budowlanych jest jeszcze gorsze niż przedsiębiorstw przemysłowych, a trafność wynosi tylko 59,4%.

Kondycję małych przedsiębiorstw handlowych najlepiej charakteryzuje model składający się z dwóch zmiennych mikroekonomicznych:

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

oraz zmiennej mezoekonomicznej  $Z_{14}$  - dynamika przeciętnego realnego wynagrodzenia brutto w województwie lubelskim. Wszystkie zmienne są stymulantami a więc im większą wartość osiągają tym większe prawdopodobieństwo poprawy kondycji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstwa.

Wejście do optymalnego zestawu zmiennej opisującej zmiany wynagrodzeń w regionie wydaje się

Tablica 8. Symulacja prawdopodobieństw dobrej kondycji małych firm obsługi nieruchomości województwa lubelskiego w zależności od wartości zmiennych objaśniających

Prawdopodobieństwo dobrej kondycji jeżeli pozostałe zmienne objaśniające uzyskują wartości na poziomie mediana natomiast wartość danej zmiennej jest:			
	Minimum	Maksimum	Przyrost prawdopodobieństwa
$X_1$	0,34209	0,78915	0,44706
$X_7$	0,63086	0,08960	-0,54126
$Z_{11}$	0,12303	0,90396	0,78093
Prawdopodobieństwo dobrej kondycji jeżeli pozostałe zmienne objaśniające uzyskują wartości na poziomie mediana natomiast wartość danej zmiennej jest:			
	I kwartył	III kwartył	Przyrost prawdopodobieństwa
$X_1$	0,40464	0,73662	0,33198
$X_7$	0,62781	0,57691	-0,05089
$Z_{11}$	0,55029	0,86689	0,31660

Uwaga: Zmienna  $X_7$  jest destymulantą, stąd też jeżeli jej wartość wzrasta z minimalnej do maksymalnej to prawdopodobieństwo spada.

w pełni uzasadnione. Sytuacja przedsiębiorstw handlowych ściśle zależy od możliwości popytowych ludności.

Kondycja ekonomiczno-finansowa małych przedsiębiorstw transportowych, zależała tylko od trzech zmiennych mikroekonomicznych:

- $X_4$  - udział środków pieniężnych w aktywach,
- $X_{19}$  - wydajność pracy,
- $X_{26}$  - wskaźnik rentowności majątku,

przy czym im wyższe wartości tych zmiennych tym wyższe prawdopodobieństwo poprawy kondycji. Tak więc sytuacja małych firm transportowych zależy od ich sytuacji wewnętrznej.

Tablica 9. Modele opisujące wpływ zmian kursu dolara na kondycję przedsiębiorstw

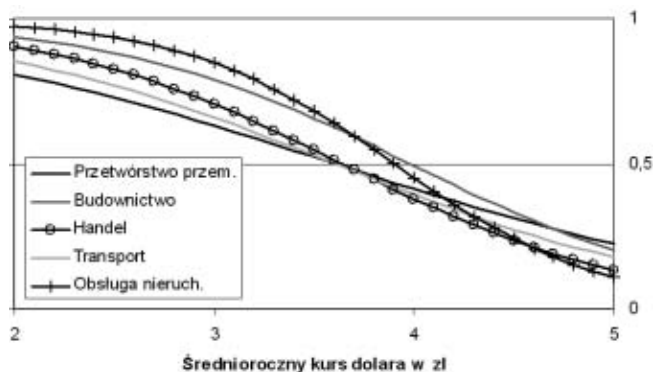
Sekcja	Wartości oszacowanych parametrów przy zmiennych				$\chi^2$	Pseudo $R^2$	Trafność w %
	wyraz wolny	$X_{19}$	$X_{26}$	$Z_7$			
Przetwórstwo przemysłowe	4,977***	3,206***	1,429***	-0,977***	85,07	0,091	61,20
Budownictwo	7,371***	-0,449	2,610***	-1,347***	24,24	0,059	58,50
Handel	6,684***	1,840***	2,426***	-1,360***	251,7	0,116	65,61
Transport	5,623**	3,937**	3,230***	-1,090*	34,38	0,156	67,02
Obsługa nieruchomości	10,307***	2,469	2,166*	-1,899**	13,89	0,063	59,22

Kondycję małych przedsiębiorstw obsługi nieruchomości najlepiej opisuje model składający się ze zmiennych mikroekonomicznych  $X_1$  - udział rzeczowych składników aktywów w majątku oraz  $X_7$  - obciążenie bieżącymi zobowiązaniami oraz zmiennej mezoekonomicznej  $Z_{11}$  - dynamika produkcji przemysłowej w województwie lubelskim. Zmienna  $X_7$  jest destymulacją natomiast pozostałe dwie zmienne to stymulanty. A więc i w tym przypadku oprócz czynników wewnętrznych na kondycję firmy wpływ ma sytuacja gospodarcza regionu.

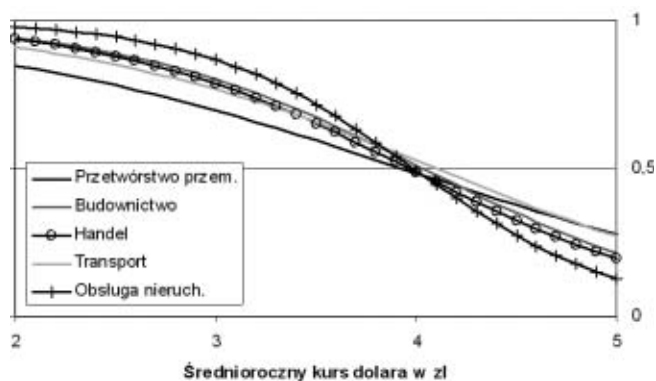
## 7. Wpływ sytuacji społeczno-ekonomicznej w kraju i regionie na kondycję ekonomiczno-finansową małych przedsiębiorstw

Zarówno analiza zależności pomiędzy kondycją ekonomiczno-finansową małych firm a sytuacją społeczno-ekonomiczną województwa mierzoną za pomocą zmiennych mezoekonomicznych jak również postać optymalnych modeli wskazują na silne zależności pomiędzy obydwoma zjawiskami. Jednakże w każdym optymalnym modelu występują inne zmienne mezoekonomiczne (a w transporcie nie ma ich w ogóle). Dlatego też aby stwierdzić np. kondycję przedsiębiorstw z której sekcji jest bardziej podatna na sytuację regionu a której mniej należy zastosować modele z tymi samymi zmiennymi. Nie będą to modele optymalne ale jest to pewien kompromis, który należy uczynić aby dokonać takich porównań.

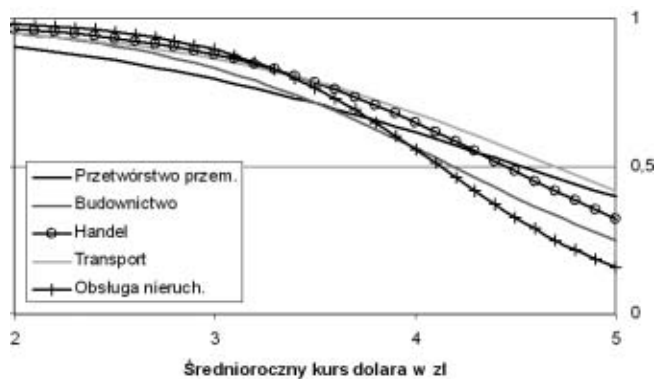
Analiza optymalnych modeli a także wartości współczynników korelacji pomiędzy kondycją przedsiębiorstw a potencjalnymi zmiennymi obja-



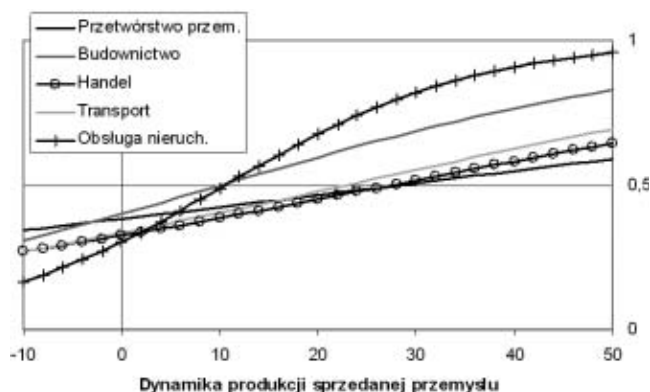
Rys. 12. Zmiany prawdopodobieństwa dobrej kondycji w zależności od kursu dolara przy założeniu, że zmienne mikroekonomiczne przyjmują wartości równe I kwartyłowi dla danej sekcji



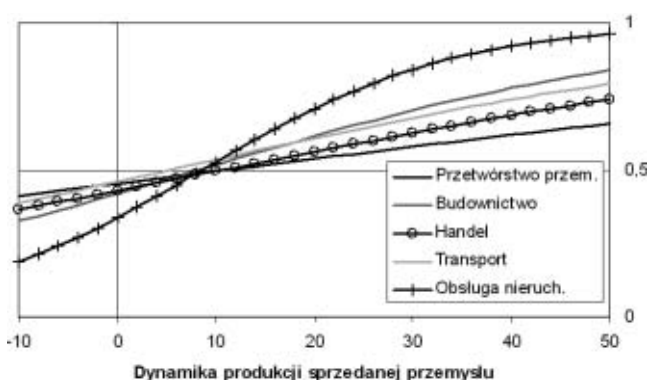
Rys. 13. Zmiany prawdopodobieństwa dobrej kondycji w zależności od kursu dolara przy założeniu, że zmienne mikroekonomiczne przyjmują wartości równe medianie dla danej sekcji



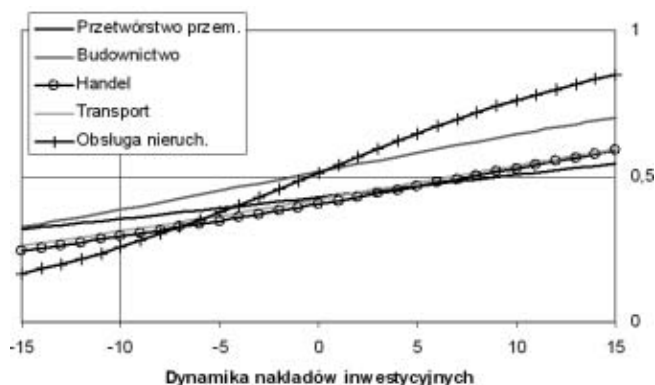
Rys. 14. Zmiany prawdopodobieństwa dobrej kondycji w zależności od kursu dolara przy założeniu, że zmienne mikroekonomiczne przyjmują wartości równe III kwartyłowi dla danej sekcji



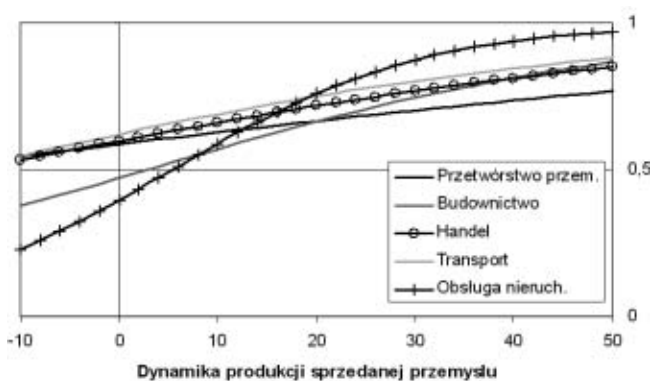
Rys. 15. Wpływ zmian dynamiki produkcji sprzedanej przemysłu województwa na zmiany kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw poszczególnych sekcji w województwie lubelskim przy założeniu, że zmienne mikroekonomiczne przyjmują wartości równe I kwartyłowi dla danej sekcji



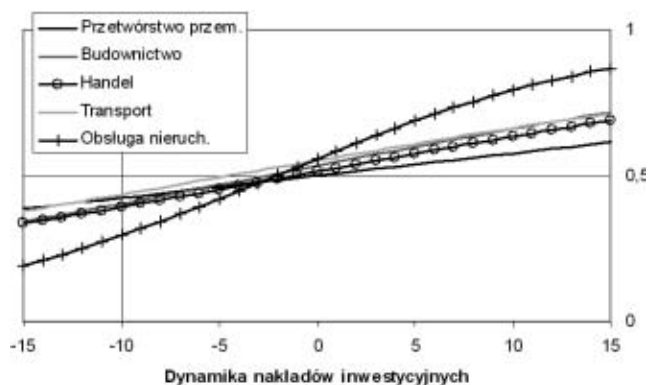
Rys. 16. Wpływ zmian dynamiki produkcji sprzedanej przemysłu województwa na zmiany kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw poszczególnych sekcji w województwie lubelskim przy założeniu, że zmienne mikroekonomiczne przyjmują wartości równe medianie dla danej sekcji.



Rys. 18. Wpływ zmian dynamiki nakładów inwestycyjnych województwa na zmiany kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw poszczególnych sekcji w województwie lubelskim przy założeniu, że zmienne mikroekonomiczne przyjmują wartości równe I kwartylowi dla danej sekcji.



Rys. 17. Wpływ zmian dynamiki produkcji sprzedanej przemysłu województwa na zmiany kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw poszczególnych sekcji w województwie lubelskim przy założeniu, że zmienne mikroekonomiczne przyjmują wartości równe III kwartylowi dla danej sekcji.



Rys. 19. Wpływ zmian dynamiki nakładów inwestycyjnych województwa na zmiany kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw poszczególnych sekcji w województwie lubelskim przy założeniu, że zmienne mikroekonomiczne przyjmują wartości równe medianie dla danej sekcji.

Tablica 10. Modele opisujące wpływ zmian dynamiki produkcji przemysłowej w województwie na kondycję przedsiębiorstw

Sekcja	Wartości oszacowanych parametrów przy zmiennych				$\chi^2$	Pseudo $R^2$	Trafność w %
	wyraz wolny	$X_{19}$	$X_{26}$	$Z_{11}$			
Przetwórstwo przemysłowe	1,302***	3,252***	1,426***	0,017**	79,68	0,085	61,75
Budownictwo	1,606***	-0,440	2,694***	0,040***	22,85	0,056	56,53
Handel	1,003***	1,852***	2,561***	0,027***	221,42	0,102	65,08
Transport	1,003***	3,927**	3,198***	0,030*	33,62	0,153	69,12
Obsługa nieruchomości	2,087***	2,251	2,187*	0,078***	18,05	0,082	55,33

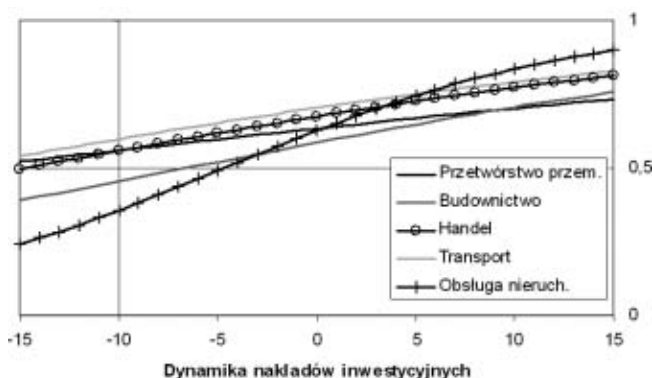
Tablica 11. Modele opisujące wpływ zmian dynamiki nakładów inwestycyjnych w województwie na kondycję przedsiębiorstw

Sekcja	Wartości oszacowanych parametrów przy zmiennych				$\chi^2$	Pseudo $R^2$	Trafność w %
	wyraz wolny	$X_{19}$	$X_{26}$	$Z_{15}$			
Przetwórstwo przemysłowe	1,480***	3,327***	1,402***	0,031**	80,46	0,086	61,28
Budownictwo	2,067***	-0,357	2,593***	0,053**	20,49	0,050	58,14
Handel	1,350***	1,831***	2,542***	0,049***	227,87	0,105	65,54
Transport	1,356***	4,034**	3,113***	0,047	33,28	0,151	68,42
Obsługa nieruchomości	2,931***	2,839	2,190*	0,111***	17,01	0,078	59,56

śniącajymi skłoniła do przyjęcia jako mikroekonomicznych zmiennych objaśniających:

- $X_{19}$  - wydajność pracy,
- $X_{26}$  - wskaźnik rentowności majątku,
- Do tych dwóch zmiennych dodawano jedną z trzech zmiennych:
- $Z_7$  - średnioroczny kurs dolara (zmienna makroekonomiczna)
- $Z_{11}$  - dynamika produkcji sprzedanej w przemyśle województwa lubelskiego (zmienna mezoekonomiczna)
- $Z_{15}$  - dynamika nakładów inwestycyjnych w województwie lubelskim (zmienna mezoekonomiczna)

We wszystkich sekcjach spadek kursu dolara wpływał na poprawę kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw, chociaż o ile w modelach kondycji przedsiębiorstw przetwórstwa przemysłowego, budownictwa i handlu parametr przy



Rys. 20. Wpływ zmian dynamiki nakładów inwestycyjnych województwa na zmiany kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw poszczególnych sekcji w województwie lubelskim przy założeniu, że zmienne mikroekonomiczne przyjmują wartości równe III kwartyłowi dla danej sekcji.

zmiennej  $Z_7$  jest istotny na poziomie co najmniej 0,01 to w obsłudze nieruchomości na poziomie 0,05 a w transporcie tylko na poziomie 0,1.

Wzrost dynamiki produkcji sprzedanej przemysłu rok wcześniej sprzyjał poprawie kondycji ekonomiczno-finansowej małych przedsiębiorstw we wszystkich sekcjach. Jednakże parametr  $w$  przy zmiennej  $Z_{11}$  był istotny statystycznie na poziomie istotności co najmniej 0,01 w modelach kondycji małych przedsiębiorstw z sekcji budownictwo, handel oraz obsługa nieruchomości, na poziomie istotności 0,05 w modelu przetwórstwa przemysłowego i na poziomie 0,1 w modelu kondycji małych firm transportowych.

Poprawa dynamiki nakładów inwestycyjnych w poprzednim roku sprzyjała poprawie kondycji ekonomiczno-finansowej małych firm we wszystkich sekcjach, chociaż nieistotność parametru przy zmiennej  $Z_{15}$  w modelu kondycji małych firm transportowych oznacza, że w tym przypadku wpływ inwestycji na poprawę kondycji był znikomy.

## Literatura

1. Agresti A., An Introduction to Categorical Data Analysis, John Wiley & Sons, New York, Chichester, Brisbane, Toronto, Singapore, 1996.
2. Andreasik J., A. Salej, Klasyfikacja zmiennych modeli prognozowania stanu zagrożenia upadłością przedsiębiorstw, Barometr Regionalny nr 1 (4) 2005, WSZiA w Zamościu.
3. Baekgaard H., Integrating Micro and Macro Models: Mutual Benefits, National Centre for Social and Economic Modelling, University of Canberra, 2005.

4. Bień W., Zarządzanie finansami przedsiębiorstwa, Difin, Warszawa 2002, s. 23.
5. Charemza W. W., D. F. Deadman, Nowa ekonometria, PWE, Warszawa, 1997.
6. Gruszczynski M., Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości, Monografie i Opracowania, SGH, Warszawa 2001.
7. 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.
8. Hellwig Z., Przechodność relacji skorelowania zmiennych losowych i płynące stąd wnioski ekonometryczne, Przegląd Statystyczny, 1976, nr 1
9. 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.
10. 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.
11. 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, Journal of Financial Stability, Vol. 1, Issue 3, April 2005, s. 308-341.
12. 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.
13. Kowerski M., D. Długosz, J. Bielak, Zastosowanie logitowych modeli mikro - makro do prognozowania kondycji ekonomiczno-finansowej przedsiębiorstw, Barometr Regionalny nr 6, WSZiA, Zamość 2006, s. 56 - 66.
14. Kowerski M., D. Długosz, J. Bielak, Ocena kondycji małych przedsiębiorstw z województw lubelskiego i podkarpackiego za pomocą logitowych modeli mikro - makro, Zamojskie Studia i Materiały, zeszyt 4(23), WSZiA, Zamość 2007, s. 83 - 98.
15. Nowak E., Zarys metod ekonometrii. Zbiór zadań, PWN, Warszawa 2002.
16. Nowak E., Propozycje zmiennych oceniających zagrożenie dalszego funkcjonowania przedsiębiorstwa. Raport projektu „System przeciwdziałania powstawaniu bezrobociu na terenach słabo zurbanizowanych”, Zamość 2006.
17. Piech K, S. Pangsy - Kania, Diagnozowanie koniunktury gospodarczej w Polsce, Dom Wydawniczy ELIPSA, Warszawa 2003.