

Diagnozowanie i prognozowanie rozwoju sektora ubezpieczeniowego w oparciu o wyniki testu koniunktury

Streszczenie

W pracy podjęta została próba oceny możliwości wykorzystania jakościowych wskaźników koniunktury z badań prowadzonych metodą testu koniunktury do diagnozowania i krótkookresowego prognozowania wahań aktywności w sektorze ubezpieczeniowym w Polsce. Rozważania i analizy dotyczą modelowania, w którym zmiennymi referencyjnymi są wielkości charakteryzujące rozwój rynku ubezpieczeniowego w Polsce w latach 1995-2005 (w ujęciu ilościowym), zaś zmiennymi objaśniającymi są proste wskaźniki jakościowe koniunktury ubezpieczeniowej. W oparciu o oszacowane modele zbudowano krótkookresowe prognozy i oceniono ich jakość.

1. Wstęp

Znajomość poziomu bieżącej i przyszłej aktywności gospodarczej podmiotów współistniejących na rynku stanowi podstawę dla strategicznego zarządzania w każdym przedsiębiorstwie. Stąd też bardzo widoczne jest zainteresowanie menedżerów pozyskiwaniem możliwie wszechstronnych, aktualnych i wiarygodnych informacji dotyczących oceny obecnej koniunktury i to zarówno w swojej branży, jak i również w skali całej gospodarki. Z jeszcze większym zainteresowaniem spotykają się wszelkie przewidywania rozwoju sytuacji, zarówno w makro- jak i mikrootoczeniu przedsiębiorstwa. Takie bowiem informacje umożliwiają zmniejszenie niepewności, co z reguły skutkuje zwiększeniem trafności podejmowanych przez menedżerów decyzji. W rozwiniętych gospodarkach rynkowych, do zasadniczych źródeł dostarczających powyższe informacje – obok danych statystyki rynkowej

– należą wyniki badań aktywności gospodarczej prowadzonych metodą testu koniunktury¹.

Celem niniejszego opracowania jest podjęcie próby odpowiedzi na pytania:

- czy i w jakim zakresie wyniki badań prowadzonych metodą testu koniunktury w sektorze ubezpieczeń gospodarczych odwzorowują dynamikę zmian rejestrowanych przez statystykę rynkową?
- czy i które proste wskaźniki jakościowe koniunktury uzyskane w badaniach sektora ubezpieczeniowego mogą być przydatne w modelach ekonometrycznych opisujących zmiany podstawowych wielkości ilościowych charakteryzujących sytuację w tym sektorze?
- czy tego rodzaju modele można wykorzystać do budowy ilościowych prognoz zbieranej składki ubezpieczeniowej oraz wypłacanych odszkodowań i jaka jest ich trafność?

Ogólnie biorąc prezentowane analizy wykonywane były na danych kwartalnych dotyczących okresu od I kwartału 1995 roku do I kwartału 2005 roku. Jednakże zarówno badania korelacji, zależności przyczynowo-skutkowych, jak i szacowanie parametrów zbudowanych modeli ekonometrycznych przeprowadzono w oparciu o nieco krótsze szeregi czasowe, gdyż dane z ostatnich trzech kwartałów tego okresu wykorzystane zostały do weryfikacji trafności prognoz otrzymanych na podstawie zbudowanych modeli.

W prezentowanych badaniach jako zmienne referencyjne przedstawiające dynamikę kwartalnych zmian sytuacji w sektorze ubezpieczeniowym przyjęte zostały cztery następujące zmienne ilościowe:

- składka ubezpieczeniowa ogółem (SKOY),
- składka ubezpieczeniowa w dziale ubezpieczeń majątkowych (SKMY),
- odszkodowania ogółem (ODOY),
- odszkodowania w dziale ubezpieczeń majątkowych (ODMY).

Źródłem podstawowych danych dotyczących wartości powyższych zmiennych w kolejnych kwartałach analizowanego okresu były informacje publikowane przez Główny Urząd Statystyczny. Należy jednocześnie dodać, że w prowadzonych analizach zmienne referencyjne (ilościowe) wyrażone były w postaci rocznego indeksu dynamiki (analogiczny kwartał roku poprzedniego = 100).

Z kolei zmienne jakościowe charakteryzujące koniunkturę na rynku ubezpieczeniowym pochodziły z cokwartalnych badań prowadzonych metodą

¹ Szczegółowa charakterystyka tej metody, jej zalet i skuteczności znajduje się m. in. w pracach: Barczyk R., Kowalczyk Z. [1993], *Metody badania koniunktury gospodarczej*, PWN, Warszawa-Poznań; Bieć M. [1996], *Test koniunktury. Metody, techniki, doświadczenia*, „Prace i Materiały IRG SGH”, nr 48, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.

testu koniunktury przez Katedrę Badań Marketingowych AE w Poznaniu². W prowadzonych analizach wykorzystane zostały proste wskaźniki jakościowe koniunktury w postaci sald koniunktury. Spośród tego rodzaju wskaźników w roli zmiennych opisujących koniunkturę w sektorze ubezpieczeniowym w prezentowanych analizach wykorzystanych zostało jedenaście. Ich wykaz wraz z odpowiednimi symbolami zaprezentowany jest w tabeli 1.

Tabela 1. Proste wskaźniki jakościowe charakteryzujące koniunkturę na rynku usług ubezpieczeniowych

Zmienne jakościowe	Symbol zmiennej
Liczba obsłużonych klientów ogółem	UOKL
Wielkość świadczonych usług	UOWUO
Liczba rodzajów ubezpieczeń	UORUO
Liczba zawartych ubezpieczeń	UOLUO
Pozyskana składka ubezpieczeniowa ogółem	UOWS
Liczba zgłoszonych szkód	UOLS
Wyplacone odszkodowania ogółem	UOWO
Wskaźnik szkodowości	UOSZ
Liczba rezygnujących z ubezpieczeń	UOLR
Ogólna sytuacja finansowa zakładów ubezpieczeń	UOSF
Ogólna sytuacja na rynku ubezpieczeniowym	UOSR

Źródło: dane Katedry Badań Marketingowych AE w Poznaniu.

2. Selekcja zmiennych jakościowych do modeli

Dla określenia poziomu zależności między zmiennymi jakościowymi z testu koniunktury na rynku ubezpieczeniowym a zmiennymi statystycznymi (ilościowymi) charakteryzującymi rynek ubezpieczeń, z uwzględnieniem różnych okresów wyprzedzeń lub opóźnień, wykorzystano w analizach współczynnik korelacji Pearsona, weryfikując osiem okresów opóźnień i osiem okresów wyprzedzeń.

² Pełny opis metodologii oraz organizacji badań zawarty jest w pracy: Garczarczyk J., Matuszewicz R., Mocek M. [2001], *Koniunktura na rynku bankowym i ubezpieczeniowym w Polsce*, AE w Poznaniu, Poznań.

Z analizowanych ogólnie 748 związków korelacyjnych istotnych statystycznie przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$ było aż 612 korelacji³ (81,8%), z czego niemal co siódma miała charakter ujemny. Wśród ilościowych zmiennych statystycznych rynku ubezpieczeniowego związek z prostymi wskaźnikami jakościowymi koniunktury najczęściej wykazuje wartość zebranych składek ogółem (SKOY; 168 istotnych korelacji na 187 możliwych), zaś relatywnie najrzadziej – wartość wypłaconych odszkodowań (ODOY). Z kolei do jakościowych wskaźników prostych najczęściej istotnie skorelowanych z danymi statystycznymi należą: pozyskana składka (UOWS), ogólna sytuacja na rynku ubezpieczeniowym (UOSR) oraz wielkość świadczonych usług (UOWUO). Jednocześnie też należy podkreślić, iż wartości współczynników korelacji wskazują na występowanie generalnie silnych zależności między rozpatrywanymi zmiennymi jakościowymi obrazującymi koniunkturę na rynku ubezpieczeń w Polsce za pomocą wskaźników prostych, a indeksami badanych wielkości statystycznych tego sektora (maksymalne współczynniki w granicach od 0,64 do 0,91; tabela 2).

Tabela 2. Maksymalne współczynniki korelacji między wskaźnikami ilościowymi a prostymi wskaźnikami jakościowymi koniunktury ubezpieczeniowej

Zmienne	SKOY		SKMY	Zmienne	ilościowe			
	Wartość współczynnika korelacji	okres opóźnienia (+) / wyprzedzenia (-) *	Wartość współczynnika korelacji		ODOY	okres opóźnienia (+) / wyprzedzenia (-)*	ODMY	okres opóźnienia (+) / wyprzedzenia (-)*
UOKL	0,8479	-4	0,8304	okres opóźnienia (+) / wyprzedzenia (-)*	0,7271	-6	0,7191	-5
UOWUO	0,8363	-4	0,8124	-4	0,6757	-6	0,6964	+4
UORUO	0,8293	+4	0,8141	+8	0,8204	-7	0,8158	-7
UOLUO	0,8609	-3	0,8336	-3	0,7059	-5	0,7290	-5
UOWS	0,8549	+4	0,8046	+4	0,6803	+3	0,7471	3
UOLS	0,7617	+1	0,7237	+1	0,6479	0	0,6936	0

³ Analizę współzależności przeprowadzono między jedenastoma wskaźnikami jakościowymi a czterema ilościowymi zmiennymi statystycznymi, dla ośmiu okresów wyprzedzeń i tyłu samo okresów opóźnień. Wartość krytyczna współczynnika korelacji przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$ wynosi 0,4227.

Tabela 2. cd

Zmienne	SKOY		SKMY	Zmienne	ilościowe		ODMY	
jakościowe	Wartość współczynnika korelacji	okres opóźnienia (+) / wyprzedzenia (-) *	Wartość współczynnika korelacji	okres opóźnienia (+) / wyprzedzenia (-)*	Wartość współczynnika korelacji	okres opóźnienia (+) / wyprzedzenia (-)*	Wartość współczynnika korelacji	okres opóźnienia (+) / wyprzedzenia (-)*
UOWO	0,8256	+8	0,8137	+8	0,6450	+8	0,6739	-1
UOSZ	0,7307	+8	0,7213	+8	0,6566	+8	0,6464	+8
UOLR	-0,9041	-3	-0,8826	-3	-0,7732	-4	-0,8043	-4
UOSF	0,8702	-4	0,8317	-4	0,7229	-5	0,7596	-4
UOSR	0,8637	+4	0,8259	+4	0,7042	+4	0,7468	+4

* okres opóźnienia (+) / wyprzedzenia (-) prostego wskaźnika koniunktury ubezpieczeniowej w stosunku do indeksu danych statystycznych (w kwartałach)

Źródło: dane Katedry Badań Marketingowych AE w Poznaniu.

Analiza maksymalnych wielkości współczynników korelacji (z uwzględnieniem ośmiokwartalnych okresów opóźnień i wyprzedzeń) wskazuje, iż występują silne zależności między zmienną ilościową opisującą sytuację na rynku ubezpieczeń w zakresie wartości pozyskanych składek ogółem (SKOY) a prostymi wskaźnikami koniunktury ubezpieczeniowej. Jednakże warto zauważyć, iż wyprzedzający – o trzy-cztery kwartały w każdym przypadku – charakter w stosunku do tej zmiennej referencyjnej posiadają tylko takie zmienne jakościowe jak: liczba klientów (UOKL), świadczonych usług (UOWUO) i zawartych ubezpieczeń (UOLUO) oraz liczba klientów rezygnujących (UOLR) i sytuacja finansowa zakładu ubezpieczeń (UOSF). Należy podkreślić, iż zależności te w większości mają charakter dodatni (z wyjątkiem – co jest oczywiste – liczby klientów rezygnujących). Co ciekawe te same zmienne jakościowe (choć na minimalnie niższym poziomie korelacji), znalazły się w zestawie najsilniej skorelowanych zmiennych wyprzedzających kształtowanie się zmiennej ilościowej przedstawiającej wartość pozyskanych składek z tytułu polis sprzedanych w dziale ubezpieczeń majątkowych (SKMY). Warto także zauważyć, iż najsilniejsze współzależności występowały również w okresach t-3 i t-4.

Uzyskane wartości współczynników korelacji wskazują także na występowanie dość silnych – i zasadniczo dodatnich – zależności między wartością wypłacanych odszkodowań ogółem (ODOY) a poszczególnymi saldami koniunktury ubezpieczeniowej (współczynniki na poziomie od 0,64 do 0,82). Można zauważyć, iż zmiany w wartości wypłacanych odszkodowań ogółem dokonują się z pewnym opóźnieniem w stosunku do zmian niektórych zmiennych jakościowych. I tak liczba klientów rezygnujących z ubezpieczeń wyprzedza tę zmienną referencyjną o cztery kwartały, liczba zawartych ubezpieczeń i sytuacja finansowa zakładów ubezpieczeń – o pięć kwartałów, liczba klientów i wielkość usług – o sześć kwartałów, zaś liczba rodzajów ubezpieczeń – aż o siedem kwartałów. Niemal te same zmienne jakościowe – z wyjątkiem wielkości usług – stanowią również zestaw wskaźników wyprzedzających w odniesieniu do danych statystycznych dotyczących wartości wypłacanych odszkodowań majątkowych (ODMY). Wskaźniki tego zestawu cechuje też bardzo zbliżona długość okresu wyprzedzeń (od czterech do siedmiu kwartałów). Ta ilościowa zmienna referencyjna poprzedzana jest ponadto – ale już tylko o jeden kwartał – przez analogiczną zmienną jakościową (saldo koniunktury w zakresie wartości odszkodowań).

Podkreślić należy, iż spośród wszystkich analizowanych związków między zmiennymi referencyjnymi a zmiennymi jakościowymi, najsilniejsze korelacje występują w przypadku gdy tymi ostatnimi są: liczba klientów rezygnujących z ubezpieczeń, sytuacja finansowa zakładów ubezpieczeń (szczególnie dla zmiennych ilościowych dotyczących pozyskanej składki ubezpieczeniowej) oraz liczba oferowanych rodzajów produktów ubezpieczeniowych (głównie dla zmiennych ilościowych charakteryzujących wypłacone odszkodowania). Te zmienne jakościowe są zatem potencjalnymi indykatorami prognostycznymi dla poszczególnych zmiennych referencyjnych. Z kolei nie są dobrymi wskaźnikami wyprzedzającymi dla danych statystycznych charakteryzujących rynek ubezpieczeń takie zmienne jakościowe jak liczba zgłoszonych szkód oraz wskaźnik szkodowości.

Celem rozpoznania zależności przyczynowo-skutkowych między zmiennymi jakościowymi obrazującymi koniunkturę na rynku ubezpieczeń gospodarczych a zmianami na tym rynku w ujęciu danych statystycznych, wykorzystano również test przyczynowości Grangera (tabela 3).

Tabela 3. Wyniki testu przyczynowości Grangera; wskaźniki ilościowe – proste wskaźniki jakościowe koniunktury ubezpieczeniowej

Zmienne ilościowe	Zmienne jakościowe	Maksymalna długość wyprzedzenia (w kwartałach)	Statystyka F	Poziom istotności α
SKOY	UOWUO	5	3,662	0,015
SKOY	UOLS	5	3,439	0,019
SKOY	UOLR	5	2,709	0,047
SKOY	UOSF	5	2,691	0,048
SKOY	UOSR	6	2,747	0,043
SKMY	UOWUO	5	4,029	0,010
SKMY	UOLR	5	3,506	0,018
SKMY	UOSF	2	5,045	0,013
SKMY	UOSR	1	4,810	0,035
ODOY	UOKL	4	3,098	0,034
ODOY	UOWUO	4	3,450	0,022
ODOY	UOLUO	4	3,846	0,014
ODOY	UOWS	4	3,733	0,016
ODOY	UOLR	4	3,321	0,026
ODOY	UOSF	6	2,647	0,049
ODOY	UOSR	1	4,459	0,042
ODMY	UOKL	4	3,938	0,013
ODMY	UOWUO	4	4,248	0,009
ODMY	UOLUO	4	5,104	0,004
ODMY	UOWS	4	5,228	0,003
ODMY	UOLR	4	3,548	0,020
ODMY	UOSF	6	2,890	0,036
ODMY	UOSR	4	4,312	0,009

Źródło: dane Katedry Badań Marketingowych AE w Poznaniu.

Warto zauważyć, iż spośród jedenastu rozpatrywanych zmiennych jakościowych pochodzących z badań metodą testu koniunktury na kształtowanie się wartości pozyskanych składek ogółem (SKOY) w sensie Grangera wpływa tylko pięć. Są to: ogólna wielkość świadczonych usług, liczba szkód, liczba klientów rezygnujących z usług, sytuacja finansowa zakładów ubezpieczeń (w każdym przypadku sprzed maksymalnie pięciu kwartałów) oraz ogólna sytuacja na rynku ubezpieczeniowym (sprzed sześciu kwartałów). Prawie taki sam zestaw zmiennych – z wyjątkiem liczby szkód – wpływa w sensie Grangera na wartość pozyskanych składek z tytułu ubezpieczeń majątkowych (SKMY). Jednakże już w przypadku

dwóch zmiennych jakościowych (sytuacja finansowa zakładu ubezpieczeń oraz sytuacja na rynku ubezpieczeniowym) maksymalna długość wyprzedzenia jest nieco krótsza (wynosi odpowiednio dwa kwartały i jeden kwartał).

Z kolei na zmiany wartości wypłaconych odszkodowań ogółem (ODOY) oddziałuje, w sensie Grangera, aż siedem zmiennych jakościowych. Podkreślić należy, iż dla pięciu z nich tj. liczby klientów, wielkości usług, liczby zawartych ubezpieczeń, wartości składek i liczby klientów rezygnujących z ubezpieczeń, maksymalne przesunięcie szeregów wynosi cztery kwartały, natomiast dla pozostałych – sytuacji finansowej ubezpieczycieli i ogólnej sytuacji na rynku ubezpieczeniowym – odpowiednio sześć kwartałów i tylko jeden kwartał. Wszystkie wymienione wyżej zmienne jakościowe oddziałują w sensie ekonometrycznej przyczynowości – również niemal z takimi samymi przesunięciami – na zmiany wartości wypłaconych odszkodowań z tytułu zawartych ubezpieczeń majątkowych (ODMY).

3. Modele i prognozy

Wykorzystując wyniki analizy korelacji i testu przyczynowości Grangera, metodą regresji kroczącej w przód, podjęto próbę budowy modeli ekonometrycznych obrazujących kształtowanie się podstawowych zmiennych ilościowych charakteryzujących sytuację na polskim rynku ubezpieczeniowym. Dla wszystkich branż pod uwagę zmiennych ilościowych udało się oszacować łącznie dziewięć modeli, sensownych merytorycznie, które jednocześnie spełniały przyjęte założenia o ich dopuszczalności tj. charakteryzujące się dopasowaniem do danych empirycznych przekraczającym 60% oraz maksymalnym błędem prognozy nie większym niż 5%⁴. Przedmiotem dalszej analizy będą jednak tylko modele cechujące się najlepszym poziomem miar dopasowania do danych statystycznych, ale równocześnie też dające relatywnie najlepsze prognozy na kolejne kwartały.

Należy zauważyć, iż wśród zmiennych jakościowych, najlepszymi do opisu zmian wielkości ilościowych rynku ubezpieczeń są – wyspecyfikowane już w analizie korelacji – liczba klientów rezygnujących z ubezpieczeń oraz sytuacja finansowa zakładu ubezpieczeń, które znalazły się jako zmienne objaśniające we wszystkich estymowanych modelach.

⁴ Prognozy, dla których względny błąd ex post kształtuje się w przedziale (0% ; 3%) uznaje się za bardzo dobre, zaś w przedziale (3% ; 5%) – za dobre. W poniższych analizach kryterium akceptacji prognozy przyjęte zostało na poziomie maksymalnym 5%, ale w przypadku braku możliwości osiągnięcia takiej dokładności, akceptowano również prognozy nie przekraczające 10%, uznając je za dopuszczalne.

I tak, w przypadku modelu dla wartości pozyskanych składek ubezpieczeniowych ogółem (SKOY), z przyjętego wstępnie zestawu dwudziestu sześciu prostych jakościowych zmiennych objaśniających, w wybranym modelu (model U1) znalazły się jedynie: liczba klientów rezygnujących (sprzed czterech i jednego kwartału) oraz sytuacja finansowa zakładu ubezpieczeń (sprzed trzech kwartałów). Należy odnotować, że znaki oszacowanych parametrów (istotnych statystycznie) dla liczby klientów rezygnujących są ujemne. Wskazuje to na logiczną zależność, iż wraz ze wzrostem liczby klientów rezygnujących z posiadanych ubezpieczeń, zmniejszeniu ulega wartość zbieranej składki ubezpieczeniowej ogółem.

Uzyskane z modelu dane teoretyczne wykazują dobre dopasowanie do danych empirycznych, o czym świadczy wysokość współczynnika determinacji. Oszacowany model w 86% wyjaśnia bowiem zmienność wartości pozyskanej składki ubezpieczeniowej ogółem, chociaż cechuje się on gorszą wyrazistością, o czym świadczy współczynnik zmienności resztowej na poziomie prawie 6%.

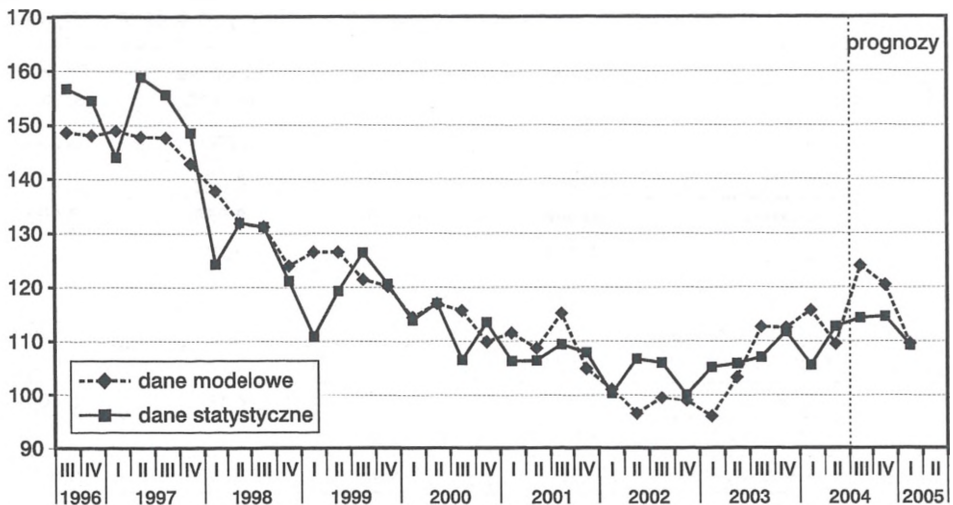
Tabela 4. Wyniki estymacji modeli dla sektora ubezpieczeniowego z prostymi wskaźnikami jakościowymi koniunktury ubezpieczeniowej w roli zmiennych objaśniających

Modele	Zmienne	Współczynniki	Standardowy błąd szacunku	Statystyka t-Studenta	Poziom istotności
Model U1 SKOY	wyraz wolny	305,206	59,854	5,099	0,000
	UOLR(-4)	-1,317	0,408	-3,224	0,003
	UOLR(-1)	-0,986	0,345	-2,859	0,008
	UOSF(-3)	0,368	0,140	2,622	0,014
	$R^2 = 0,859$		$S_E = 7,129$	$V_S = 0,059$	
Model U2 SKMY	wyraz wolny	271,877	75,363	3,608	0,001
	UOSF(-2)	0,524	0,190	2,752	0,010
	UOLR(-3)	-2,196	0,525	-4,182	0,000
	$R^2 = 0,802$		$S_E = 10,077$	$V_S = 0,084$	
Model U3 ODOY	wyraz wolny	199,937	77,637	2,575	0,015
	UOLR(-4)	-1,342	0,540	-2,483	0,019
	UOSF(-3)	0,409	0,195	2,100	0,045
	$R^2 = 0,655$		$S_E = 10,115$	$V_S = 0,085$	
Model U4 ODMY	wyraz wolny	198,532	103,041	1,927	0,064
	UOSF(-3)	0,667	0,259	2,578	0,015
	UOLR(-4)	-1,686	0,717	-2,351	0,026
	$R^2 = 0,687$		$S_E = 13,425$	$V_S = 0,115$	

Źródło: dane Katedry Badań Marketingowych AE w Poznaniu

Rozpatrując przebieg wielkości rzeczywistych i modelowych można zauważyć, iż jest on dość zbieżny, przy czym w szeregu referencyjnym amplituda wahań – szczególnie w początkowym okresie – jest nieco większa niż w modelowym. W okresie objętym analizą w obu przypadkach jednoznacznie występuje zatem jedna faza spadku i jedna wzrostu. Identyfikując bowiem punkty zwrotne w wartościach modelowych i w szeregu referencyjnym można zaobserwować, iż jedyny dolny punkt zwrotny wystąpił w szeregu referencyjnym kwartał wcześniej niż w szeregu z wartościami modelowymi (odpowiednio w IV kwartale 2002 roku i I kwartale 2003 roku). Ponadto uwzględniając kształtowanie się wielkości zmiennej referencyjnej w początkowych kwartałach stwierdzić można, iż w II kwartale 1997 roku w tym szeregu miał miejsce górny punkt zwrotny (niesygnalizowany jednak przez dane modelowe), zaś w okresie prognozy prawdopodobny⁵ górny punkt zwrotny w szeregu modelowym (w III kwartale 2004) wyprzedził o jeden kwartał szereg referencyjny danych statystycznych (IV kwartał 2004).

Wykres 1. Składka ubezpieczeniowa ogółem – dane statystyczne i dane z modelu U1



Źródło: dane Katedry Badań Marketingowych AE w Poznaniu.

Analizując trafność wyznaczonych prognoz na trzy kwartały w przód warto zauważyć, iż średni kwadratowy błąd prognozy krótkookresowej wyznaczonej z wykorzystaniem tego modelu kształtuje się na poziomie 6,5 punktu, zaś średni względny błąd prognozy wynosi 4,6%. Uzyskane wartości cząstkowych współ-

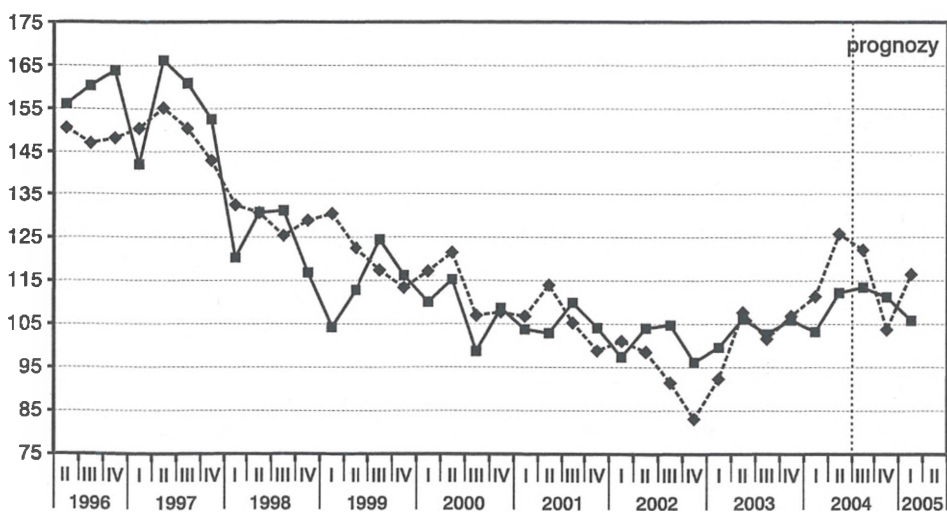
⁵ Prawdopodobny punkt zwrotny wyznaczony jest na podstawie posiadanych danych wcześniejszych (lub późniejszych) niż przedział objęty analizą (pochodzących np. z innych źródeł).

czynników Theil'a wskazują, iż błędy postawionych prognoz wynikają przede wszystkim z mało precyzyjnego oszacowania średniej wartości zmiennej prognozowanej (w 65,5%) oraz z niedostatecznego stopnia zgodności zmienności prognozy i diagnozy (w 31,8%).

W procesie budowy modelu dla kolejnej zmiennej ilościowej – wartości pozyskanej składki z tytułu ubezpieczeń majątkowych (model U2) – kierując się wynikami testu przyczynowości Grangera, wyspecyfikowany został początkowy zestaw zmiennych objaśniających dla tego modelu liczący trzynaście zmiennych (cztery wskaźniki proste z przesunięciami od jeden do maksymalnie pięciu kwartałów). Efektem zastosowania metody regresji krokowej postępującej było wyeliminowanie jedenastu zmiennych i zbudowanie modelu w oparciu jedynie o dwie zmienne jakościowe: sytuację finansową zakładu ubezpieczeń (z przesunięciem wynoszącym dwa kwartały) oraz liczbę klientów rezygnujących z ubezpieczeń (sprzed trzech kwartałów). Oszacowany model z powyższymi zmiennymi cechuje się ogólnie dobrym dopasowaniem do danych statystycznych (wyjaśnia ponad 80% ich zmienności), przy czym słabszą jego cechą jest poziom wyrazistości (współczynnik wyrazistości przewyższa 8%).

W objętym badaniem przedziale czasowym zarówno w przypadku szeregu referencyjnego jak i szeregu modelowego występuje duża zbieżność faz cyklu.

Wykres 2. Składka ubezpieczeniowa w dziale ubezpieczeń majątkowych – dane statystyczne i dane z modelu U2



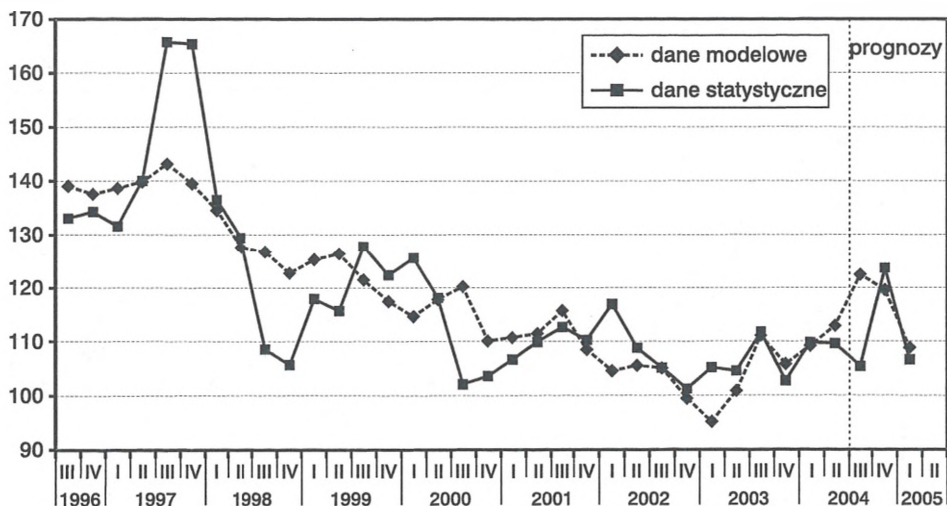
Źródło: dane Katedry Badań Marketingowych AE w Poznaniu.

W obu szeregach wyodrębnić bowiem można trzy fazy – dwie wzrostowe i jedną spadkową. W obu zatem przypadkach miał miejsce jeden górny oraz jeden dolny punkt zwrotny, i przy tym w obu szeregach występowały one równocześnie (górne – w II kwartale 1997 roku, a dolne – w IV kwartale 2002 roku). Ponadto w końcowym okresie analizy wystąpił prawdopodobnie jeszcze jeden – górny punkt zwrotny, który tym razem sygnalizowany był przez szereg modelowy kwartał wcześniej niż pojawił się w szeregu referencyjnym (odpowiednio w II i III kwartale 2004 roku).

Wyznaczone w oparciu o uzyskany model prognozy są mało zadowalające, ale ostatecznie można je uznać za dopuszczalne (średni kwadratowy błąd prognozy wynosi 9,1 punktu, a średni względny błąd prognozy kształtuje się na poziomie 8,2%). Należy podkreślić, że błędy postawionych prognoz wynikały w głównej mierze z niedostatecznej zgodności kierunku zmian prognoz z rzeczywistym kierunkiem zmian zmiennej prognozowanej (czynnik ten generował 57% wielkości błędu).

Wykorzystując wskazania testu przyczynowości Grangera dokonano także ogólnej specyfikacji modeli ekonometrycznych dla zmiennych referencyjnych opisujących kształtowanie się wartości wypłaconych odszkodowań z tytułu zawartych ubezpieczeń.

Wykres 3. Odszkodowania ogółem – dane statystyczne i dane z modelu U3



Źródło: dane Katedry Badań Marketingowych AE w Poznaniu.

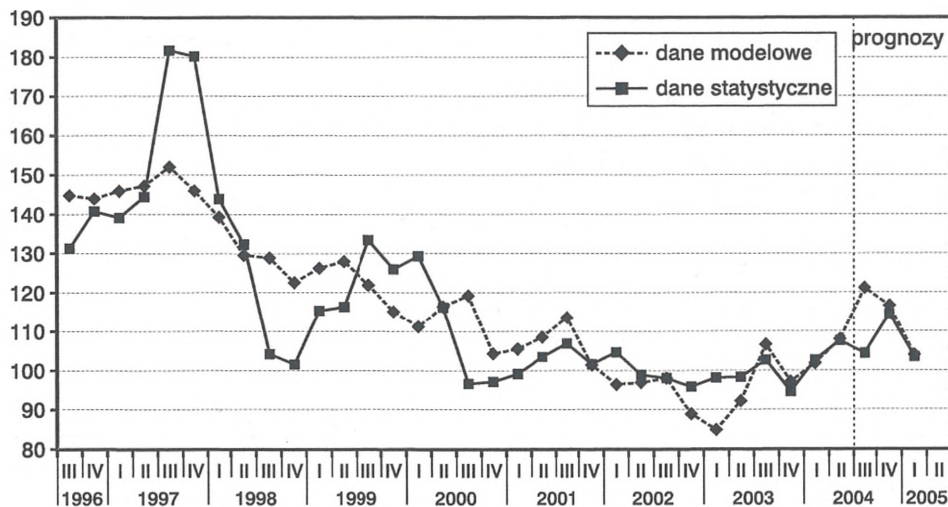
Zarówno w modelu wartości wypłaconych odszkodowań ogółem (model U3), jak i w modelu wartości wypłaconych odszkodowań z tytułu ubezpieczeń majątkowych (model U4) z początkowego zestawu (odpowiednio: dwudziestu

siedmiu i trzydziestu zmiennych), w wyniku zastosowania metody regresji krokowej postępującej, znalazły się po dwie zmienne jakościowe. W przypadku obu modeli były to takie same zmienne: sytuacja finansowa zakładu ubezpieczeń (sprzed trzech kwartałów) oraz liczba klientów rezygnujących (z przesunięciem wynoszącym cztery kwartały).

Należy odnotować, że oba omawiane modele charakteryzują się relatywnie wyraźnie gorszym dopasowaniem do danych rzeczywistych niż modele dotyczące wartości zbieranej składki ubezpieczeniowej. Wyjaśniają bowiem tylko 66-69% zmienności zmiennych referencyjnych, a na relatywnie niską ich ocenę wpływają również wysokie wartości współczynników zmienności resztowej (odpowiednio 8,5% dla modelu ogółu odszkodowań i aż 11,5% dla modelu odszkodowań majątkowych).

Analizując kształtowanie się wielkości rzeczywistych i modelowych odszkodowań z tytułu ubezpieczeń ogółem można zaobserwować relatywnie dość dużą zgodność w zakresie faz cyklu. W obu przypadkach występują bowiem trzy fazy wzrostowe i dwie spadkowe, przy czym amplituda wahań jest wyraźnie większa

Wykres 4. Odszkodowania w dziale ubezpieczeń majątkowych – dane statystyczne i dane z modelu U4



Źródło: dane Katedry Badań Marketingowych AE w Poznaniu.

w szeregu referencyjnym niż modelowym. I tak, w początkowym okresie (do III kwartału 1997 roku – górny punkt zwrotny) zarówno w szeregu empirycznym, jak i modelowym trwała faza pomyślnej koniunktury. Natomiast w kolejnych kwartałach występowały częste wahania kierunku zmian zjawiska, i w konsekwencji jednoznacznie zidentyfikowane zostały trzy kolejne

punkty zwrotne – dwa dolne (w szeregu referencyjnym w III kwartale 2000 i IV kwartale 2002, zaś w szeregu modelowym w obu przypadkach kwartał później) oraz jeden górny (punkt ten pojawił się o dwa kwartały wcześniej w szeregu modelowym niż w szeregu referencyjnym, czyli odpowiednio w III kwartale 2001 roku oraz I kwartale 2002 roku). Warto też zauważyć, że w okresie, na który wyznaczono prognozę, wystąpił prawdopodobnie jeszcze jeden – górny punkt zwrotny. Był on sygnalizowany przez szereg modelowy kwartał wcześniej w stosunku do punktu, który miał miejsce w szeregu referencyjnym (odpowiednio w III i IV kwartale 2004 roku).

Obserwując z kolei przebieg szeregu generowanego przez model dla wartości wypłacanych odszkodowań z tytułu ubezpieczeń majątkowych zauważyć można, iż jest on mniej zgodny z kształtowaniem się szeregu referencyjnego. Szczególnie w początkowych kwartałach zdecydowanie większa amplituda wahań występująca w szeregu referencyjnym niż modelowym spowodowała, iż w tym pierwszym wystąpiły aż cztery fazy wzrostowe i trzy spadkowe, zaś w szeregu modelowym – trzy fazy wzrostowe i dwie spadkowe. I tak, o ile bowiem pierwszy górny punkt zwrotny wystąpił równocześnie w wartościach modelowych, jak i w szeregu referencyjnym (w III kwartale 1997 roku), o tyle kolejne dwa punkty zwrotne pojawiły się niestety jedynie w szeregu referencyjnym (dolny w IV kwartale 1998 roku i górny – w III kwartale 1999 roku).

Tabela 5. Błędy prognoz ex post w modelach dla zmiennych ilościowych rynku ubezpieczeniowego (zmiennymi objaśniającymi – proste wskaźniki jakościowe koniunktury ubezpieczeniowej)

Modele	Średni kwadratowy błąd prognozy	Średni absolutny błąd prognozy	Średni absolutny błąd względny (%)	Współczynniki Theil'a			
				I^2	I_1^2	I_2^2	I_3^2
Model U1 SKOY	6,52	5,27	4,61	0,028	0,655	0,318	0,027
Model U2 SKMY	9,05	6,96	8,17	0,040	0,189	0,247	0,567
Model U3 ODOY	10,19	7,77	7,18	0,444	0,249	0,059	0,694
Model U4 ODMY	9,82	8,49	6,16	0,044	0,438	0,056	0,507

Źródło: dane Katedry Badań Marketingowych AE w Poznaniu.

Kolejne punkty zwrotne – dolny wystąpił w szeregu z wartościami modelowymi o jeden kwartał później niż w szeregu referencyjnym (odpowiednio w III i w IV kwartale 2000 roku), zaś górny – równocześnie w obu szeregach

(w III kwartale 2001 roku). W następnych okresach wyodrębnić można jeszcze jeden – dolny punkt zwrotny, który wystąpił jednak o kwartał wcześniej w szeregu referencyjnym (w IV kwartale 2002 roku) niż w szeregu wartości modelowych. Natomiast w okresie prognostycznym w (III kwartale 2004 roku) szereg modelowy zasygnalizował z jednokwartalnym wyprzedzeniem jeszcze jeden ewentualny górny punkt zwrotny (występujący w szeregu referencyjnym w IV kwartale 2004 roku).

Przedstawione dwa modele dotyczące wartości odszkodowań (ogółem i w ubezpieczeniach majątkowych) zasadniczo pozwalają na wyznaczenie prognoz cechujących się gorszą trafnością niż w przypadku prognoz otrzymanych z modeli dla wartości pozyskanych składek. Dla obu bowiem zmiennych ilościowych opisujących odszkodowania średni kwadratowy błąd prognozy kształtuje się na poziomie około 10 punktów, zaś średni względny błąd prognozy mieści się w przedziale 6,1-7,2%. W obydwu również przypadkach błędy predykcji są efektem w szczególności niedostatecznej zgodności kierunku zmian prognoz ze zmianami kierunku realizacji zmiennej prognozowanej (odpowiednio w 69% i w 51%).

4. Zakończenie

Reasumując należy zauważyć, iż zmienne jakościowe pochodzące z badań prowadzonych metodą testu koniunktury na rynku ubezpieczeń są relatywnie silnie powiązane z odpowiadającym im danymi statystycznymi. Analiza współzależności wskazuje bowiem, iż spośród prostych wskaźników jakościowych charakteryzujących koniunkturę w sektorze ubezpieczeniowym, do potencjalnych indykatorów prognostycznych zaliczyć można sytuację finansową ubezpieczycieli oraz liczbę klientów rezygnujących z ubezpieczeń. Oprócz tych dwóch indykatorów, dobrym ewentualnym wskaźnikiem wyprzedzającym – według testu Grangera – może być także ogólna wielkość świadczonych usług.

Warto także podkreślić, iż oszacowane modele ekonometryczne, w których po stronie zmiennych objaśniających znalazły się jakościowe wskaźniki proste rynku ubezpieczeń, są z reguły bardzo dobrze dopasowane do danych statystycznych obrazujących rozwój tego rynku. Należy zauważyć, iż zdecydowanie lepszym dopasowaniem cechują się modele dla wartości zbieranych składek ubezpieczeniowych niż dla wypłaconych odszkodowań.

Dość zbliżony do faz cyklu w poszczególnych szeregach referencyjnych jest także przebieg poszczególnych faz wyodrębnionych w szeregach modelowych.

Jednakże analizując trafność w przewidywaniu punktów zwrotnych należy zauważyć, że najczęściej występują one równocześnie w obu szeregach lub też z jedno-dwukwartalnym przesunięciem (przy czym w połowie przypadków jest to wyprzedzenie, a w połowie – opóźnienie).

Należy też przyznać, że wartość prognostyczna oszacowanych modeli – w zakresie prognoz punktowych – była średnio zadowolająca, przy czym najlepsza była ona dla ogólnej wartości pozyskanej składki ubezpieczeniowej, zaś najgorsza dla wartości wypłaconych odszkodowań ogółem. Główną przyczyną błędów prognoz była z reguły niedostateczna predykcja punktów zwrotnych, zaś w drugiej kolejności – niewłaściwe przewidywanie średniego poziomu zjawiska.

Literatura:

- Adamowicz E., Męczarski M., Podgórska M. (red.) [2001], *Analiza tendencji rozwojowych w polskiej gospodarce na podstawie testu koniunktury. Metody i wyniki*, „Prace i Materiały IRG SGH”, nr 70, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Barczyk R., Kowalczyk Z. (1993), *Metody badania koniunktury gospodarczej*, PWN, Warszawa –Poznań.
- Bieć M. [1996], *Test koniunktury. Metody, techniki, doświadczenia*, „Prace i Materiały IRG SGH”, nr 48, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Charemza W., Deadman D.F. [1997], *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Dudek S. [2001], *Możliwości formułowania krótkookresowych prognoz ilościowych na podstawie wyników testu koniunktury*, [w:] *Diagnozowanie kondycji gospodarki polskiej. Rekomendacje dla polityki gospodarczej*, „Prace i Materiały IRG SGH”, nr 67, red. E. Adamowicz, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Garczarczyk J., Matuszewicz R., Mocek M. [2001], *Koniunktura na rynku bankowym i ubezpieczeniowym w Polsce*, AE w Poznaniu, Poznań.
- Garczarczyk J., Mocek M., Olejnik I., Skikiewicz R. [2006], *Wskaźniki koniunktury finansowej w diagnozowaniu i prognozowaniu rozwoju gospodarki*, AE w Poznaniu, Poznań.
- Granger C.J.W. [1969], *Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*, *Econometrica*, vol. 37.
- Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania*, red. M. Cieślak [2004], PWN, Warszawa.
- Wskaźniki wyprzedzające*, „Prace i Materiały IRG SGH”, nr 77, red. M. Drozdowicz-Bieć [2006], Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Wskaźniki wyprzedzające jako metoda prognozowania koniunktury w Polsce*, red. M. Rekowski [2003], Wydawnictwo AE w Poznaniu, Poznań.
- Zeliaś A. [1997], *Teoria prognozy*, PWE, Warszawa.