

Krystyna Melich-Iwanek

Akademia Ekonomiczna w Katowicach

STRUKTURY SZEREGÓW CZASOWYCH UBEZPIECZEŃ MAJĄTKOWYCH

1. Wstęp

W latach dziewięćdziesiątych minionego stulecia rozpoczął się w Polsce dynamiczny proces rozwoju sektora finansowo-ubezpieczeniowego, którego przejawem było m.in. powstawanie komercyjnych zakładów ubezpieczeń oraz firm pośrednictwa ubezpieczeniowego. Jedną z nich jest powstała w 1990 r. (jedna z pierwszych w Polsce) firma Konzeption II sp. z o.o., z siedzibą w Tychach. Pierwszym partnerem firmy był SZU „Westa” (sprzedawano jednie ubezpieczenia KL i NNW, tj. koszty leczenia poza granicami kraju i następstwa nieszczęśliwych wypadków). W następnych latach partnerami Konzeptionu były m.in. Polonia, „ATU”, AGF Ubezpieczenia i AGF Życie, Sopockie TU „Hestia Insurance”, Commercial Union Polska, „Heros”, „Gwarant”, „Fortuna”, TUK, Sopockie TUŻ, Alte Leipziger Hestia SA, Allianz Życie SA itd. Konzeption oferuje także ubezpieczenia przemysłowe, ubezpieczając m.in. znaczące w kraju zakłady petrochemiczne czy azotowe oraz kopalnie; tworzy również autorskie programy ubezpieczeniowe dotyczące m.in. specyficznych zagadnień przemysłu węglowego czy przewoźników międzynarodowych. Obecnie pełna oferta zawiera produkty ponad 20 partnerów z rynku ubezpieczeniowego i finansowego. Są wśród nich m.in. Grupa Ergo Hestia, Skandia Życie SA, Grupa BRE Banku, Tryg Polska TU SA, Grupa Commercial Union Polska czy TU Compensa SA.

Dynamika rozwoju firmy była już przedmiotem analiz statystycznych¹, celem obecnej analizy jest zaś badanie szeregów czasowych, reprezentujących wybrane

¹ Por. [Sojka 2003]. Autor wymienionej pracy, dysponując materiałem źródłowym, wykonał bardzo żmudne zadanie polegające na grupowaniu ryzyk ubezpieczeniowych według klasyfikacji wprowadzonej przez Ustawę o działalności ubezpieczeniowej z dnia 28 lipca 1990 r. W niniejszym opracowaniu wykorzystane zostaną informacje statystyczne przygotowane przez T. Sojkę (oczywiście, za jego zgodą).

umowy ubezpieczeniowe, zawierane za pośrednictwem firmy Konzeption, ze szczególnym naciskiem na lokalizację punktów zwrotnych².

Wydaje się, że jest to zadanie o istotnym znaczeniu w kontekście powodzi, jaka miała miejsce w Polsce w roku 1997. Prowadzone badania powinny pomóc w znalezieniu odpowiedzi, czy zdarzenie to miało wpływ na liczbę zawieranych umów ubezpieczeniowych, czy też potencjalni klienci instytucji ubezpieczeniowych stwierdzili, że podobny kataklizm powtórzy się za sto lat i dlatego nie należy niczego zmieniać w zakresie ubezpieczeń.

2. Charakterystyka wybranych szeregów czasowych

Materiał statystyczny wykorzystany w niniejszym opracowaniu odpowiada klasyfikacji ujętej w ustawie o działalności ubezpieczeniowej, która obejmuje następujące rodzaje, działy ubezpieczeń³:

- dział I – ubezpieczenia życiowe (UZ), na które składają się następujące ubezpieczenia: na życie, posagowe, na życie z funduszem inwestycyjnym oraz wypadkowe i ubezpieczenia wypadkowe i chorobowe, będące uzupełnieniem powyższych,
- dział II – pozostałe ubezpieczenia osobowe i majątkowe (UM), obejmujące ubezpieczenia: wypadku, również i przy pracy, zdrowotne (ubezpieczenia chorobowe), casco pojazdów lądowych, casco pojazdów szynowych, casco statków powietrznych, casco żeglugi morskiej i śródlądowej, przedmiotów w transporcie, szkód rzeczowych spowodowanych żywiołami, odpowiedzialność cywilną wszelkiego rodzaju, kredytu, ryzyk finansowych, ochrony prawnej, świadczenia pomocy na korzyść osób, które popadły w trudności w czasie podróży lub podczas nieobecności w miejscu zamieszkania, ubezpieczenia wypadkowe i chorobowe oraz gwarancje ubezpieczeniowe.

W niniejszym opracowaniu przedmiotem zainteresowania są głównie ubezpieczenia wymienione w dziale II, czyli UM, a ponieważ są one bardzo różnorodne, ze względu na podstawowe pytanie o wpływ określonych zdarzeń na powstawanie punktów zwrotnych w szeregach czasowych ubezpieczeń analizą objęto także bardziej jednorodne szeregi ubezpieczeń. Są to następujące rodzaje ubezpieczeń:

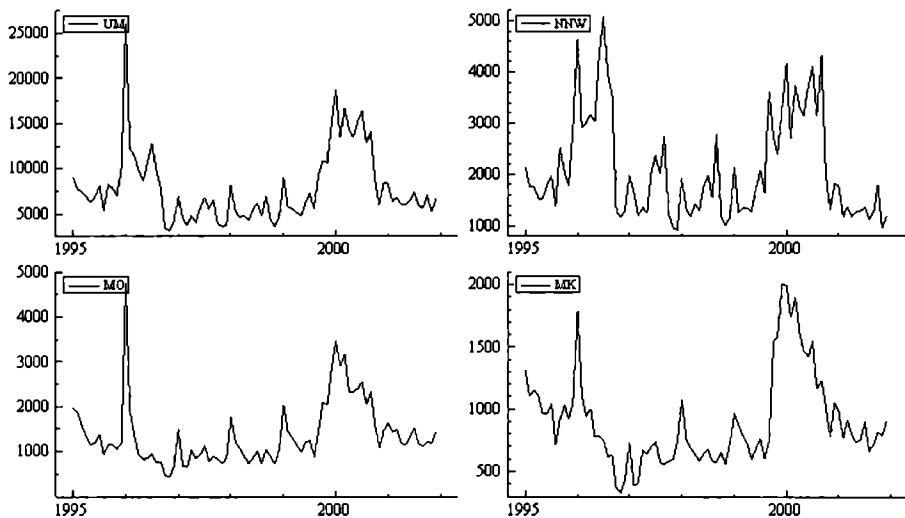
- NNW – następstwa nieszczęśliwych wypadków,
- MO – szkody spowodowane żywiołami, obejmujące szkody rzeczowe,
- MK – szkody rzeczowe, wywołane przez grad, mróz oraz inne przyczyny (jak np. kradzież).

W wyniku wstępnej obserwacji należy stwierdzić, że w analizowanych szeregach czasowych, reprezentujących liczbę umów ubezpieczeniowych dotyczących

² Analiza obejmuje miesięczne szeregi czasowe z lat 1995-2001 (nie uwzględniono danych wcześniejszych, ponieważ nie można było ich uznać za porównywalne).

³ Symbole ryzyka przyjęte zostały za T. Sojką [Sojka 2003], tak jak w programie rozliczeniowym firmy Konzeption.

wymienionych wyżej rodzajów ryzyka, nie obserwuje się wyraźnych trendów i prawdopodobnie wahań regularnych (co widać na rys. 1)⁴, choć jednocześnie można zakładać wystąpienie punktów zwrotnych.



Rys. 1. Szeregi czasowe wybranych kategorii ubezpieczeń

Źródło: opracowanie własne.

Prowadzi to do wniosku, że w tych warunkach nie można stosować klasycznej składnikowej analizy wybranych szeregów i że należy rozważać je w kategoriach przyjętych w analizie procesów stochastycznych.

3. Analiza stacjonarności

Jeżeli szeregi czasowe wybranych kategorii ubezpieczeń potraktujemy jako realizacje procesów stochastycznych, wstępnym etapem analizy jest badanie ich stacjonarności. Ze wstępnej analizy omawianych szeregów wynika, że prawdopodobnie są one niestacjonarne. Jak wiadomo, przyczyną niestacjonarności może być albo trend stochastyczny, tkwiący w naturze procesu, albo trend deterministyczny, zewnętrzny (por. [Piłatowska 2003]) np. w postaci wielomianu zmiennej czasowej. W pierwszym przypadku właściwy dla danego procesu może być model błędzenia losowego lub model zintegrowany.

⁴ Wszystkie rysunki i obliczenia prezentowane w tej pracy wykonano, posługując się programami „Gretl” i „PC-Give”.

W celu zbadania stacjonarności omawianych szeregów czasowych wykorzystano test pierwiastka jednostkowego D.A. Dickeya i W.A. Fullera (test DF)⁵. Hipotezę zerową, $H_0: \alpha = 1$, dotyczącą parametru α w równaniu (1), błędzenia losowego

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

gdzie $\{\varepsilon_t\}$ jest procesem białego szumu, weryfikuje się na podstawie relacji przekształconej

$$\Delta y_t = (\alpha - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

dla której $H_0: \alpha - 1 = 0$.

Uwzględniając powyższe uwagi na temat źródeł niestacjonarności, analizowano następujące modele:

- błędzenia losowego z dryfem:

$$\Delta y_t = m + (\alpha - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

- błędzenia losowego z dryfem i trendem deterministycznym:

$$\Delta y_t = m + \beta t + (\alpha - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Tabela 1. Test Dickeya-Fullera

Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy $a = 1$; proces $I(1)$						
zmienna	$a - 1$	t	wartość $-p$	$a - 1$	t	wartość $-p$
z wyrazem wolnym (constans)			z wyrazem wolnym i trendem liniowym			
UM	-0,302672	-3,79921	0,004263	-0,304578	-3,78905	0,02198
NNW	-0,303881	-3,77478	0,004593	-0,308381	-3,79768	0,02148
MO	-0,376805	-4,36453	0,000681	-0,403145	-4,55888	0,002264
dMK	-1,16623	-10,6172	0,0001545	-1,167	-10,5568	1,578E-12
MK	-0,170847	-2,81686	0,06024	-	-	-

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki badania zamieszczone są w tab. 1, gdzie podano informacje na temat ustalonego stopnia integracji omawianych procesów. Poza szkodami rzeczowymi są to procesy $I(0)$. Prezentowane są tu wyniki prostego testu DF, które należy jednak traktować z pewną ostrożnością, ponieważ istnieje prawdopodobieństwo występowania załamań strukturalnych, a w tych warunkach, jak wiadomo, test DF

⁵ Jeśli w którymś z modeli składnik losowy wykazuje autokorelację, do zbioru zmiennych objaśniających dodaje się k opóźnionych wartości zmiennej objaśnianej, czyli korzysta się z rozszerzonego testu DF, czyli ADF, gdzie postępowanie jest identyczne jak w przypadku oryginalnego testu DF. Testy te są prezentowany m.in. w pracach [Charemza, Deadman 1997; Hendry, Doornik 2001; Kufel 2004; Maddala, Kim 1998; Piłatowska 2003; Sojka 2003].

może być zawodny (por. [Piłatowska 2003; s. 119 i nast.; Hendry, Doornik 2001, s. 46]). Ponadto szereg może być zintegrowany w stopniu częściowym, czyli może się charakteryzować tzw. długą pamięcią (por. [Green 2000; Maddala, Kim 1998]), a wtedy funkcja autokorelacyjna nie wygasa przez wiele okresów⁶.

4. Pozostałe ubezpieczenia osobowe i majątkowe UM

Omawiana grupa ubezpieczeń wydawała się wrażliwa na doświadczenia kataklizmu z roku 1997. Analiza tego szeregu przebiegała w następujący sposób. Na wstępie oszacowano prosty model autoregresyjny rzędu pierwszego, ale wyniki nie były zadowalające, a ponieważ omawiany szereg reprezentuje dane miesięczne, postanowiono zbadać, czy nie podlega on wahaniom sezonowym.

Dzięki kolejnym przybliżeniom ustalono następującą postać modelu:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \gamma_1 D_{1t} + \gamma_2 D_{2t} + \gamma_4 D_{4t} + \gamma_5 D_{5t} + \gamma_8 D_{8t} + \gamma_{10} D_{10t} + \gamma_{11} D_{11t} + \varepsilon_t, \quad 4,$$

gdzie: Δy_t – pierwsza różnica zmiennej y_t , tu UM_t ,

y_{t-1} – opóźniona wartość zmiennej y_t ,

D_{it} – zmienne zero-jedynkowe reprezentujące odpowiedni miesiąc.

Wyniki estymacji zamieszczone są w tab. 2.

Tabela 2. Model 1: estymacja KMNK z wykorzystaniem 83 obserwacji 1995:02-2001:12.
Zmienna zależna: UM

Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p -value
<i>Constans</i>	2481,77	587,909	4,2213	0,000068
UM_{-1}	0,815638	0,0646544	12,6154	< 0,00001
D_1	4105,86	966	4,2504	0,000061
D_2	-4639,92	965,765	-4,8044	< 0,00001
D_4	-1610,34	906,42	-1,7766	0,079745
D_5	-1780,55	904,641	-1,9682	0,052787
D_8	-2957,44	915,378	-3,2308	0,001843
D_{10}	-2718,04	908,109	-2,9931	0,003752
D_{11}	-2265,03	904,973	-2,5029	0,014526

Suma kwadratów reszt = $3,53065 \cdot 10^8$, błąd standardowy reszt = 2184,3; nieskorygowany $R^2 = 0,734714$; skorygowany $R^2 = 0,706034$; statystyka $F(8, 74) = 25,618$ (p -value < 0,00001); statystyka testu $DW = 2,22943$; autokorelacja reszt rzędu pierwszego = $-0,123934$; statystyka testu Durбина $h = -1,38433$.

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki estymacji tego modelu można uznać za dobre (dopasowanie nie jest najwyższe, niepokojące są wartości miar autokorelacji, jednakże dodatkowe testy,

⁶ W literaturze znaleźć można wiele pozycji poświęconych problemom testowania punktów zwrotnych w kontekście długiej pamięci. Zagadnienie to na tym etapie badań nie jest rozwiązane.

np. Ljunga-Boksa, pozwalają zaakceptować model). Ze względu na różnorodność elementów składających się na grupę UM nie dziwią liczne efekty sezonowe.

Kolejny etap analizy to poszukiwanie ewentualnych punktów zmian struktury. W tym celu korzystano z następujących narzędzi: wykresu reszt rekursywnych jednookresowych, wykresu CUSUM oraz wartości reszt przekraczających 2,5 razy ich błąd standardowy.

Natomiast istotność zmian struktury badano za pomocą znanego testu Chowa⁷, w którym hipoteza sprawdzana głosi, że dwa zbiory parametrów strukturalnych, odpowiadających dwóm modelom oszacowanym na podstawie danych pochodzących z różnych prób, są równe z hipotezą alternatywną, że oba zbiory różnią się od siebie w istotny sposób. Sprawdzianem hipotezy jest zmienna o rozkładzie F , o (k) i $[n_1 + n_2 - 2(k - 1) - 2]$ stopniach swobody, zdefiniowana jak niżej,

$$F = \frac{(RSK_T - RSK_1 - RSK_2)}{\frac{k}{(RSK_1 + RSK_2)}}, \quad (5)$$

$$\frac{k}{[n_1 + n_2 - 2(k - 1) - 2]}$$

gdzie: RSK_T, RSK_1, RSK_2 – resztowe sumy kwadratów uzyskane z modeli, oszacowanych odpowiednio na podstawie danych połączonych, z próby pierwszej i drugiej,

n_1 i n_2 – liczebności pierwszej i drugiej próby,

k – liczba szacowanych każdorazowo parametrów.

Hipotezę H_0 należy odrzucić, gdy dla przyjętego poziomu istotności α zachodzi nierówność $F \geq F_\alpha$.

Na podstawie wartości reszt większych o ponad 2,5 odchylenia standardowego za potencjalne punkty zmiany struktury przyjęto dwa pierwsze miesiące roku 1996. Natomiast z wykresu reszt rekursywnych, jednoetapowych⁸, wynika, że mogą to być dwa inne punkty, tzn. styczeń 1997 i 2001 r.

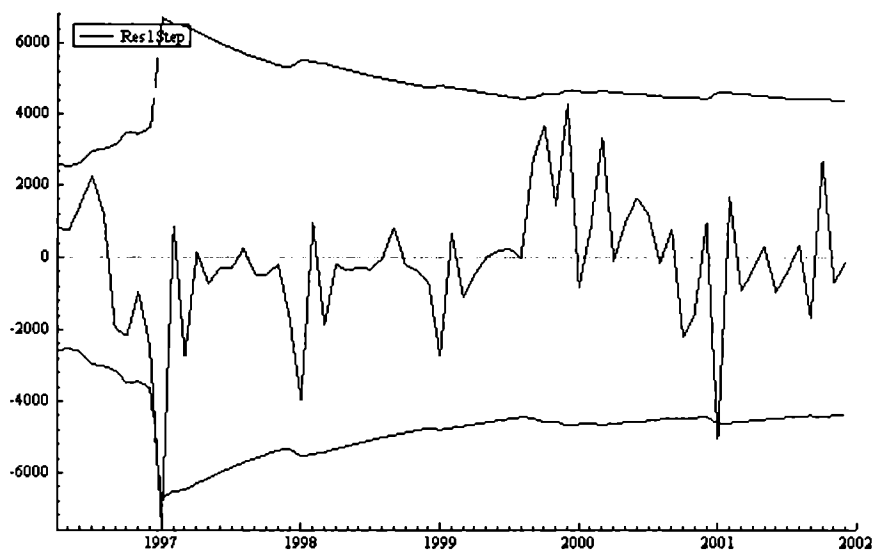
Tabela 3. Test Chowa na występowanie załamania strukturalnego (UM)

Data	Statystyka $F(9, 65)$	p -value
1996:01	0,270436	0,980450
1996:02	6,130854	0,000003
1997:01	9,688306	0,000000
2001:01	1,112023	0,367150

Źródło: obliczenia własne.

⁷ Test ten jest opisany w większości podręczników ekonometrii, m.in. w „Using Econometrics” A.H. Studenmunda, s. 242-243.

⁸ Regresja rekursywna polega na tym, że szacowanie k parametrów modelu rozpoczyna się od podpróby m -elementowej, a następnie kolejno, zwiększając próbę o jeden element, szacuje się ten sam model, aż do wyczerpania elementów całej próby. Reszta jednoetapowa, u_{it} , to reszta obliczona dla ostatniego okresu danej podpróby. Jeśli reszta rekursywna w okresie t przekroczy wartość $\pm 2 \sigma_t$, to może znaczyć, że albo wystąpiła zmiana struktury, albo realizacja zmiennej y_t była nietypowa, odstająca od pozostałych.



Rys. 2. Reszty rekursywne modelu 1 ubezpieczeń majątkowych (UM)

Źródło: opracowanie własne.

Okazuje się, że w grupie ubezpieczeń majątkowych przełomowe były dwa punkty; luty 1996 r. oraz styczeń następnego roku 1997. Natomiast w interesującym nas okresie 1997-1998 nie ujawniły się istotne zmiany struktury.

5. Ubezpieczenia następstw nieszczęśliwych wypadków (NNW)

Kolejna grupa ubezpieczeń jest bardziej jednorodna i wydaje się bardziej zależna od bieżących czy nie bardzo odległych zdarzeń. Są to ubezpieczenia następstw nieszczęśliwych wypadków.

Jak wynika z danych zawartych w tab. 4, model zmiennej NNW (o postaci zbliżonej do równania (4), różna jest tylko liczba zmiennych D_i) zawiera sześć istotnych zmiennych zero-jedynkowych. Na ich podstawie można stwierdzić, że w styczniu i we wrześniu zawiera się średnio najwięcej umów NNW w stosunku do wartości wynikających z modelu $AR(1)$. Jest to zrozumiałe i wynika ze specyfiki owych ubezpieczeń; wydaje się, że uwydatnia się tu wpływ ubezpieczeń grupowych zawieranych na początku roku kalendarzowego przez firmy na rzecz i w imieniu swoich pracowników oraz zbiorowego ubezpieczania uczniów na początku roku szkolnego. Charakterystyczne dla tych ubezpieczeń jest to, iż w miesiącach bezpośrednio następnych obserwuje się znaczne obniżenie liczby zawieranych umów.

Tabela 4. Model 2: estymacja KMNK z wykorzystaniem 83 obserwacji 1995:02-2001:12.
Zmienna zależna: *NNW*

Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka <i>t</i>	<i>p-value</i>
Constans	480,19	137,947	3,4810	0,000836
<i>NNW_1</i>	0,860935	0,0605716	14,2135	< 0,00001
<i>D₁</i>	655,584	222,249	2,9498	0,004240
<i>D₂</i>	-967,378	213,586	-4,5292	0,000022
<i>D₈</i>	-704,294	213,957	-3,2918	0,001520
<i>D₉</i>	684,76	208,374	3,2862	0,001546
<i>D₁₀</i>	-1297,4	218,43	-5,9397	< 0,00001
<i>D₁₁</i>	-616,224	208,026	-2,9622	0,004089

Suma kwadratów reszt = $1,9448 \cdot 10^7$; błąd standardowy reszt = 509,222; nieskorygowany $R^2 = 0,771484$; skorygowany $R^2 = 0,750156$; statystyka $F(7, 75) = 36,1721$ ($p\text{-value} < 0,00001$); statystyka testu DW = 2,0151; autokorelacja reszt rzędu pierwszego = -0,0120273; statystyka testu Durбина $h = 0,130254$.

Źródło: obliczenia własne.

Znamienne jest również i to, że potencjalnych punkt zwrotny, tj. wrzesień 1999 r., nie okazał się istotny. Prawdopodobnie zmiana struktury miała miejsce w październiku 2001 r., ale tego nie można zweryfikować, ponieważ punkt ten znajduje się na końcu próby.

6. Szkody spowodowane żywiołami oraz szkody rzeczowe MO

Podczas przeprowadzania omawianego badania wydawało się, że w tej grupie ubezpieczeń powinno się obserwować wpływ szoków spowodowanych niezwyklejmi zdarzeniami losowymi. Wspecyfikowany model nie różni się jednak w sposób istotny od pozostałych i, tak jak zwykle, zawiera czynnik sezonowy wyraźnie zwiększający liczbę zawieranych ubezpieczeń w styczniu i obniżający ich liczbę w lutym i okresie wakacji.

Tabela 5. Model 3: estymacja KMNK z wykorzystaniem 83 obserwacji 1995:02-2001:12
Zmienna zależna: *MO*

Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	statystyka <i>t</i>	<i>p-value</i>
Constans	369,354	110,567	3,3405	0,001285
<i>MO_1</i>	0,714188	0,0760088	9,3961	< 0,00001
<i>D₁</i>	1192,4	189,029	6,3080	< 0,00001
<i>D₂</i>	-488,748	197,965	-2,4689	0,015741
<i>D₈</i>	-324,156	176,475	-1,8368	0,070043

Suma kwadratów reszt = $1,52465 \cdot 10^7$; błąd standardowy reszt = 442,118; nieskorygowany $R^2 = 0,640459$; skorygowany $R^2 = 0,622021$; statystyka $F(4, 78) = 34,7357$ ($p\text{-value} < 0,00001$); statystyka testu DW = 2,24555; autokorelacja reszt rzędu pierwszego = -0,136647, statystyka testu Durбина $h = -1,70572$.

Źródło: obliczenia własne.

Wśród reszt omawianego modelu znalazły się dwie o wartościach przekraczających 2σ . Interesujące jest, że oba punkty powtarzają się kolejny raz, a są to styczeń i luty 1996 r. Natomiast reszty rekursywne wskazują na kolejne trzy punkty, a mianowicie: październik 1996 r., listopad 1999 r. oraz styczeń 2001 r. W tabeli 6 umieszczono wyniki badania ich istotności.

Tabela 6. Test Chowa na występowanie załamania strukturalnego

Data	Statystyka $F(5, 73)$	p -value
1996:01	0,491164	0,781829
1996:02	12,757115	0,000000
1996:10	26,854073	0,000000
1999:11	4,023368	0,002796
2001:01	0,002796	0,213566

Źródło: obliczenia własne.

Jak widać, szereg ubezpieczeń MO charakteryzują trzy punkty zwrotne, a pozostałe należy uznać za punkty odstające.

7. Szkody rzeczowe, wywołane przez grad lub mróz oraz inne przyczyny MK

W modelu 4 dotyczącym szkód rzeczowych na uwagę zasługuje to, że efekty sezonowe są ujemne.

Tabela 7. Model 4: estymacja KMNK z wykorzystaniem 83 obserwacji 1995:02-2001:12.

Zmienna zależna: *MK*

Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka t	p -value
Constans	168,455	50,2533	3,3521	0,001252
<i>MK</i> _1	0,915445	0,0523767	17,4781	< 0,00001
D_2	-360,08	71,6538	-5,0253	< 0,00001
D_4	-119,758	68,5021	-1,7482	0,084461
D_5	-203,43	68,3509	-2,9763	0,003912
D_8	-305,787	68,2831	-4,4782	0,000026
D_{11}	-160,582	68,1717	-2,3556	0,021076

Suma kwadratów reszt = $2,1572 \cdot 10^6$; błąd standardowy reszt = 168,476; nieskorygowany $R^2 = 0,80951$; skorygowany $R^2 = 0,794472$; statystyka $F(6, 76) = 53,8287$ (p -value < 0,00001); statystyka testu DW = 1,98241; autokorelacja reszt rzędu pierwszego = 0,006706; statystyka testu Durбина $h = -0,0689746$.

Źródło: obliczenia własne.

Co ciekawe, nie potwierdziły się przypuszczenia o występowaniu punktów zwrotnych. Sugestie dotyczyły stycznia 1996 r. i października 1999 r.

8. Uwagi końcowe

Z przeprowadzonych badań wynika, że spodziewany wzrost zainteresowania ubezpieczeniami po przykrych doświadczeniach spowodowanych powodzią nie miał miejsca. Przyczyny tego stanu rzeczy mogą być bardzo różne – od czysto psychologicznych, takich jak niechęć, do powierzania opieki nad majątkiem instytucjom, i to odpłatnie, przeświadczenie, że katastrofy zdarzają tak rzadko, że w najbliższym czasie nic złego się nie wydarzy itp. Inną kwestią jest koszt owych ubezpieczeń. Nie można pominąć również braku wiedzy na temat możliwości ubezpieczenia się od następstw zdarzeń losowych. Nie bez znaczenia jest również to, że przedmiotem zainteresowania były ubezpieczenia zawierane za pośrednictwem firmy, która nie ma zasięgu ogólnopolskiego, a na terenach objętych jej działaniem skutki powodzi nie były tak dotkliwe jak np. we Wrocławiu.

Podsumowując badanie, należy stwierdzić, że w grupie ubezpieczeń majątkowych przełomowym punktem był przede wszystkim luty 1996 r., a ponadto dla niektórych szeregów październik tego roku był miesiącem, w którym obserwowano znaczne zmiany liczby zawieranych ubezpieczeń. Kolejne punkty czasowe, mające znamiona punktów zwrotnych, to styczeń 1997 r. (UM), październik 1996 r. (MO), listopad 1999 r. (MO) oraz styczeń 2001 r. (MO). Jak widać, najbardziej zróżnicowany był szereg ubezpieczeń od szkód powodowanych żywiołami MO.

Konstatacja ta wprawdzie w części (ale jednak) potwierdza założenie wstępne przeprowadzonego badania o występowaniu w szeregach ubezpieczeń majątkowych punktów zmian struktury.

Wydaje się, że zasygnalizowane tu badania należy kontynuować, korzystając z bardziej rozwiniętych metod analizy, np. bazujących na modelach częściowo zintegrowanych.

Literatura

- Charemza W., Deadman D.F., *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997.
- Green W.H., *Econometric Analysis*, Prentice Hall International, Inc., Fourth Edition, 2000.
- Hendry D.F., Doornik J.A., *Empirical Econometric, Modelling Using PC Give*, vol. I, Timberlake Consultants Ltd., London 2001.
- Krauze K., *Modelowanie ekonometryczne i weryfikacja hipotez dotyczących integracji i kointegracji szeregów czasowych w warunkach występowania załamania strukturalnych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk 2002.
- Kufel T., *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu Gretl*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2004.
- Maddala G.S., Kim I., *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, Cambridge 1998.
- Piłatowska M., *Modelowanie niestacjonarnych procesów ekonomicznych. Studium metodologiczne*, Wydawnictwo Uniwersytetu Mikołaja Kopernika, Toruń 2003.
- Sojka T., *Analiza zmian struktury ubezpieczeń majątkowych i życiowych na przykładzie firmy Konzeption*, praca magisterska, AE, Katowice 2003.
- Stock J.H., Watson M.W., *Introduction to Econometrics*, Addison Wesley, Boston 2003.

THE STRUCTURES OF TIME SERIES OF THE PROPERTY INSURANCE

Summary

The aim of the article is to investigate the structure of time series representing insurances contracted by the chosen insurance consulting company. The distinction between life and property insurances is especially important. The analysis embraces problems of non-stationarity and seasonality of these processes, but the most important is the location or the turning points. It has a special meaning in the context of the disastrous flood, which took place in Poland in 1997. The analysis should answer whether such event affected the quantity of insurance contracts.