

Maria Balcerowicz-Szkutnik, Włodzimierz Szkutnik, Alicja Wolny

Akademia Ekonomiczna w Katowicach

PROGNOSTYCZNE ASPEKTY CECH UBEZPIECZYCIELA NA PRZYKŁADZIE RYZYKA WYCENY ZABEZPIECZENIA DŁUGOTERMINOWEGO

1. Wstęp

Analiza finansowania długoterminowej opieki, w tym ubezpieczeń na życie, jest istotna dla społeczeństw rozwiniętych, szczególnie z punktu widzenia opieki socjalnej, a zatem w krajach o wysokim stopniu rozwoju, w tym również w społeczeństwie polskim. Z tego względu jej znaczenie jest z wielu powodów ważne, a to głównie w kontekście właściwej wyceny tego rodzaju ubezpieczeń. Niewielkie tempo wzrostu sprzedaży i wprowadzania nowych form długoterminowych ubezpieczeń obserwuje się w wielu krajach, w tym w USA. Dotyczy to oczywiście sprzedaży tego produktu ubezpieczeniowego w prywatnym sektorze ubezpieczeniowym.

Aby był zapewniony pełny zakres długoterminowej opieki, powinna ona zawierać usługi socjalne i medyczne potrzebne osobom niezdolnym do samodzielnej opieki ze względu na fizyczną lub umysłową niesprawność. Formy zabezpieczenia osób wymagających opieki obejmować powinny opiekę w domach dla osób w starszym wieku, w domu ubezpieczonego lub w postaci w innych udogodnień, jak np. mieszkaniowych, lub w specjalnych domach opieki dla ludzi starszych i niepełnosprawnych. Ponadto ważne jest to, że ludzie w każdym wieku mogą potrzebować długoterminowej opieki, choć problem dotyczy szczególnie ludzi starszych (dla precyzji sformułowań modelowych przyjmuje się, że jest to wiek powyżej 65 roku życia). Prywatne ubezpieczenie długoterminowe jest przy tym tylko jednym z możliwych rozwiązań problemu opieki.

2. Metodologia modelu wyceny ubezpieczenia

Ustalenie związku między cechami operacyjnymi ubezpieczyciela a ceną ubezpieczenia, czyli składką ubezpieczeniową, jest podstawą prowadzonej analizy. Należy tu nadmienić, że podjęcie tematu modelowania wyceny długoterminowej opieki ze względu na cechy firmy ubezpieczeniowej jest niezwykle istotne ze względu na ryzyko złej wyceny tego ubezpieczenia w sytuacji nie w pełni określonego i niestabilnego rynku ubezpieczeń, szczególnie w realiach polskich.

Dla dalszych rozważań ważne jest wyspecyfikowanie przyczyn zainteresowania rynkiem długoterminowych ubezpieczeń. Wzrost troski o finansowanie długoterminowych ubezpieczeń spowodowany jest głównie tym, że ludzie w wieku starszym są najszybciej rosnącą liczebnie grupą wiekową w Polsce. Temat ten jest podejmowany w wielu badaniach demoekonometrycznych i jest znany w literaturze polskiej [Alecxis, Lutzky 1996].

Wycena opieki ubezpieczeniowej jest szczególnie aktualna, a w przyszłości stanie się priorytetowa. Stosunek młodszych osób względem starszych zmniejsza się i dlatego opieka rodzinna będzie dla wielu ludzi niemożliwa. Sytuację taką obserwuje się już w wielu społeczeństwach postindustrialnych, a najnowsze spostrzeżenia pochodzące z Chin dowodzą występowania podobnej sytuacji powstałej w wyniku ingerencji państwa w proces urodzeń w ciągu ostatnich dwudziestu lat. Spowodowało to rozerwanie wielowiekowej tradycji opieki nad rodzicami przez spadkobierców w linii męskiej. Wydłużanie średniego okresu trwania życia zwiększa ponadto prawdopodobieństwo, że będzie niezbędna długoterminowa opieka poza jednostką rodziny.

Problemem finansowania długoterminowej opieki jest ważny nie tylko ze względu na zwiększające się zapotrzebowanie na ten rodzaj usług, ale także ze względu na wysokie koszty takich usług.

Problemy wyceny, które pojawiają się w związku z finansowaniem długoterminowych ubezpieczeń, spowodowane są m.in. niesprzyjającymi warunkami wyboru ubezpieczyciela i moralnym hazardem. Fakt obserwowany w praktyce, szczególnie w krajach silnie rozwiniętych technologicznie, wskazuje na to, że konsumenci kupują lub oferowane są im przez różnych ubezpieczycieli podobne długoterminowe polisy po różnych cenach.

Jak już wspomniano, celem artykułu będzie próba udokumentowania rzeczywistych praktyk stosowanych w wycenach usług przez ubezpieczycieli. Wskazany będzie możliwy wpływ cech firmy na wysokość składki długoterminowego ubezpieczenia.

Podstawą dalszych rozważań jest model formalny, typu regresyjnego, którego postać jest uzasadniona empirycznie w analizie związku między wyceną polisy a cechami ubezpieczyciela. Wyszczególnione będą specyficzne hipotezy dla testowania uzyskanych wyników. Ma to określone znaczenie prognostyczne dla wyceny polis długoterminowych.

Rozważony w artykule model nazwiemy modelem **hedonicznym**, gdyż ukierunkowany jest na zapewnienie „komfortu” życia m.in. osobom w wieku starszym wymagającym opieki. Model ten dotyczy wyceny na rynkach ubezpieczeniowych i opisuje produkty ubezpieczeniowe za pomocą zbioru wielu cech. Cechy te odzwierciedlają zapotrzebowanie konsumenta na oferowany im produkt ubezpieczeniowy.

Oczekuje się, że większa „siła” ubezpieczycieli wpływa na zwiększenie składki, przy czym polisy długoterminowego ubezpieczenia są tak skonstruowane, że uwzględniają cechy o charakterze operacyjnym ubezpieczyciela oraz cechy wyrażające różnice programowe polis.

Ogólna postać modelu wyceny ma postać:

$$P_i = \Phi(x_{ij}, w_{ik}), \quad (1)$$

gdzie: Φ – funkcja regresji,

P_i – cena polisy i długoterminowego ubezpieczenia,

x_{ij} – cecha j ubezpieczyciela dla polisy i ,

w_{ik} – postanowienie k umowy dla polisy i .

Zróznicowanie cen wśród polis ubezpieczeniowych nie jest oczywiście wyjaśnione w opcji zerowej przez takie cechy operacyjne firmy ubezpieczeń długoterminowych, jak: forma organizacji, wielkość, siła na rynku, system dystrybucji i czas utrzymywania się firmy na rynku. Objasnienia wymagają zmienne cechy ubezpieczyciela, włącznie z kwestiami pomiaru i oczekiwanymi wynikami, o czym szerzej w dalszej części opracowania.

Na potrzeby określenia sposobów kontroli różnic programowych polis model zawiera, o czym już wyżej wspomniano, cechy programowe polisy, które wpływają na wartość zasiłku zapewnionego przez umowę. Do specyficznych cech umowy zalicza się: czas trwania okresu zasiłkowego, długość okresu eliminacji, interakcję okresu zasiłkowego z okresem eliminacji, limit warunku poprzedzającego polisę, pokrycie inflacji (niwelacja ujemnych skutków), uruchomienie zasiłku, pokrycie opieki zdrowotnej i górny limit wiekowy, dla którego polisa jest określona.

3. Założenia modelu wyceny polisy długoterminowej opieki

Skonstruowany hedoniczny model wyceny jest szacowany za pomocą KMNK. Model jest szczegółowo specyfikowany w postaci:

$$\ln P_i = X_i \cdot \alpha + Z_i \cdot \beta + \varepsilon_i,$$

gdzie: P_i – wartość kwoty składki ubezpieczeniowej dla polisy długoterminowej i odpowiadającej zasiłkowi jednej jednostki pieniężnej na dzień,

X_i – wektor cech operacyjnych niezależnego ubezpieczyciela dla polisy i ,

α – wektor współczynników regresji dla cech operacyjnych ubezpieczyciela,

Z_i – wektor zmiennych programowych polisy wpływających na wartość zasiłku programowanego w umowie polisy i ,

β – wektor współczynników regresji dla zmiennych programowych polisy,

ε_i – składnik losowy modelu.

Dalsze rozważania będą dotyczyć jedynie rynku długoterminowych ubezpieczeń indywidualnych.

3.1. Charakterystyka rynku długoterminowych ubezpieczeń indywidualnych

Aby udokumentować bieżące praktyki wyceny długoterminowego ubezpieczenia, należy podać wyniki pochodzące z rynku amerykańskiego ubezpieczeń długoterminowych. Z obserwacji przeprowadzonych tam w 1996 r. wynika, że wśród 104 długoterminowych ubezpieczycieli z listy Amerykańskiego Stowarzyszenia Ubezpieczeń Zdrowotnych 19 relacjonuje niesprzedawanie ubezpieczeń długoterminowych, 10 zapewnia długoterminowe ubezpieczenie jedynie jako dodatek do polisy ubezpieczeniowej na życie, a 4 sprzedają tylko długoterminowe zabezpieczenie grupowe. Natomiast 4 firmy zapewniały użyteczne informacje na temat polis długoterminowych grupowych lub indywidualnych, a jedna dostarczyła niekompletną informację. Na rynku długoterminowych ubezpieczycieli indywidualnych większość (ok. 80%) z 4,96 milionów sprzedanych długoterminowych polis pochodziło z rynku indywidualnego i grupowego (*group association*). A zatem poziom odpowiedzi na obserwację wynosił 65,4%.

Informacje z przesłanej obserwacji były uzupełnione przez rozmowy telefoniczne z głównymi aktuariuszami, mające wyjaśnić lub dostarczyć dodatkowych informacji, a polisy były zebrane, aby umożliwić dalsze porównania produktu wśród firm. Uzupełniające informacje o ubezpieczycielach, mianowicie o formie organizacyjnej, wielkości firmy, pomiarze kapitału opartym na ryzyku (kapitału spekulacyjnego), systemie dystrybucji i urzędowaniu na rynku, zostały zebrane z corocznych doniesień, kaset i telefonicznych wywiadów Państwowego Stowarzyszenia Pełnomocników Ubezpieczeniowych (NAIC) oraz z „Best’s Reports”. Kompletny zbiór danych dotyczył 762 indywidualnych długoterminowych polis ubezpieczeniowych wśród 27 ubezpieczycieli. Informacje o udziałach rynkowych pokazały, że tych poszczególnych 27 ubezpieczycieli reprezentuje 80% rynku indywidualnego ubezpieczenia długoterminowego. Pośród ubezpieczycieli sprzedających indywidualne ubezpieczenie długoterminowe blisko 75% było firmami udziałowymi i ok. 44% wprowadziło na rynek pokrycie poprzez agentów zależnych (*captive agents*). Niemal 22% było na rynku już od 5 lat, 66,6% było na rynku od 6 do 10 lat i tylko 11% było na rynku dłużej niż 10 lat.

W celu przeprowadzenia wiarygodnych badań wśród polskich ubezpieczycieli należałoby przeprowadzić dość szczegółowe badania, w tym ankietowe. Dlatego też w przykładzie numerycznym posłużymy się danymi, które tylko częściowo oddają specyfikę polskich firm ubezpieczeniowych. Bardziej wszechstronnie zbudowany model wymaga dużego nakładu środków i wiarygodnych danych. W analizie wpływu na wartość składki przyjęte dane są zbliżone do tych, które dostępne są z rachunku przepływów pie-

nieżnych i technicznego rachunku wyników. Dane te nie będą dotyczyć konkretnych firm i można je traktować jako dane umowne, z tym że uwzględniać będą wspomniane realne wielkości. Zakładamy, że polisy zostały wybrane tak, by dane odpowiadały założeniom modelu KML.

Ważnym aspektem tematyki podjętej w artykule jest unikatowa natura otrzymywanego w praktyce zbioru danych. Stosunkowa nowość produktu długoterminowych ubezpieczeń czyni empiryczną analizę trudną w kontekście usytuowania czasowego, a w zasadzie tylko te dane pozwalają na pierwsze empiryczne badanie wyceny i różnic firm pośród ubezpieczycieli. Aby ulepszyć dokładność informacji o rynku długoterminowej opieki, należy się kontaktować bezpośrednio ze wszystkimi długoterminowymi ubezpieczycielami w sprawie ich produktów. Powinna być także zweryfikowana informacja o składce, a także powinny zostać zebrane dokładne dane dotyczące zmiennych kontrolnych programowanego produktu. Ma to znaczenie przy porównywaniu polis. W zbiorze danych powinna być uwzględniona wystarczająca liczba ubezpieczycieli ze sporym udziałem rynkowym. Taki rodzaj danych umożliwia solidną analizę, która może być uogólniona poza zakres obiektów uwzględnionych w analizie, a zatem wpływa na jakość prognozy.

3.2. Zmienne operacyjne

Z doświadczeń dotyczących modelu amerykańskiego wynika, że spośród pięciu cech operacyjnych, które zostały wcześniej wymienione, statystycznie nieistotna jest cecha charakteryzująca system dystrybucji produktów. Wiele cech odpowiadających zmiennym kontrolnym programowanego produktu z tego modelu jest statystycznie nieistotnych.

Dla celów modelowych mających szczególne znaczenie w polskich uwarunkowaniach rynkowych istotne statystycznie mogą być zmienne operacyjne mające charakter przyczynowo-skutkowy lub symptomatyczny, takie jak wyszczególnione w tab. 1:

- forma organizacyjna Fo ,
- $\ln(\text{aktywów}) \ln(a)$,
- współczynnik $RBC \ rbc$,
- trwanie na rynku tr .

Dla wyszczególnionych zmiennych operacyjnych zebrane informacje mają na celu uwiarygodnienie informacji o rynku długoterminowej opieki. Informacje te można uzyskać jedynie poprzez bezpośredni kontakt z ubezpieczonymi w sprawie ich produktów.

Omówimy tu pokrótce charakter wymienionych wyżej zmiennych operacyjnych, które w analizowanym modelu wyceny polisy odgrywać będą wiodącą rolę.

Forma organizacyjna

Reprezentowana w modelu zmienna Fo ma informować, czy rozpatrywane formy udziałowa i powiernicza firmy ubezpieczeniowej są zdolne zaoferować produkt o tej samej jakości przy niższej składce. Przyjmuje się, że takimi firmami są udziałowe firmy. Tutaj wskazane zmienne z wartością 1 oznaczają udziałowych ubezpieczycieli, a z wartością 0 wspólnych (powierniczych) ubezpieczycieli. Oczekiwany znak parametru

strukturalnego przy zmiennej Fo jest znak ujemny, co by wskazywało na to, że znaczący udział firm udziałowych wpływa na zmniejszenie wartości składki.

Wielkość firmy, $\ln(a)$.

Zauważa się tu, że większa firma może być zdolna do pobierania wyższej składki za rozpoznanie nazwy („uznanie” dla marki) i postrzeganie jej jako finansowo silnego ubezpieczyciela. W tym przypadku zmienna $\ln(a)$ pozwala zidentyfikować różnice firmy ze względu na wielkość i oczekuje się dodatniego związku między $\ln(a)$ i składką.

Moc finansowa firmy, współczynnik RBC .

Uwarunkowania tzw. mocy finansowej firmy związane są z wiarygodnością dotrzymywania warunków zawartych w polisie. Zdolność do wypłaty świadczenia implikowana jest kapitałem firmy, jego wielkością i określana jest jako siła finansowa. Ta cecha jest cenna dla wszystkich umów ubezpieczeniowych, ale jest ważna zwłaszcza w dziedzinie długoterminowych ubezpieczeń, w których roszczenia mogą się pojawiać przez wiele lat. Sugeruje się dodatni związek między pomiarem siły finansowej a składką, tzn. silniejsze firmy narzucają wyższe składki. To założenie nie byłoby aktualne, gdyby ubezpieczyciele na życie lub zdrowie mieli unikatowe strategie wyceny, np. wycenę karną lub wycenę „utruty lidera” dla ich długoterminowych produktów. Tutaj finansowa moc ubezpieczyciela korzysta z miernika opartego na ryzyku, tzw. współczynnika RBC , całkowitego skorygowanego kapitału do zatwierdzonego ustawowo poziomu kontrolnego lub wymaganego kapitału. Oznacza to, że im większy jest współczynnik RBC , tym większa jest siła finansowa firmy. Oczekuje się dodatniego związku między współczynnikiem RBC a składką, ponieważ konsumenci, w tym przypadku ubezpieczani, cenią sobie siłę finansową ubezpieczyciela.

Tabela 1. Zmienne operacyjne

Zmienna	Wartości pomiaru	Oczekiwany znak
Forma organizacyjna	1 = udziałowa firma 0 = powiernicza	–
Wielkość	$\ln(\text{aktywa})$	+
RBC Współczynnik	całkowity skorygowany kapitał/zatwierdzony poziom kontroli	+
Trwanie na rynku	lata na rynku	–

Źródło: opracowanie własne.

Inne uzasadnienia mocy finansowej stosowane były już w literaturze wcześniej w zakresie dotyczącym tego aspektu zagadnienia. Znane z wcześniejszych badań wyniki sugerują, że współczynnik RBC ze wskaźnikami *Best* mógłby zapewnić bardziej skuteczne przewidywanie niewypłacalności ubezpieczyciela na życie niż którykolwiek czynnik użyty samodzielnie (zob. np. [Ambrose, Carroll 1994; Carson, Hoyt 1995; Pottier 1998]). Należy tu zaznaczyć, że temat ten jest jedynie sygnalizowany i możliwe jest jego rozwinięcie na podstawie innych wskaźników, np. wypłacalności.

Trwanie na rynku *tr*.

Trwanie (lub inaczej czas działalności na rynku) mierzone jest liczbą lat, podczas których ubezpieczyciel był aktywny na rynku indywidualnych ubezpieczeń długoterminowych. W ostatnich latach wielu ubezpieczycieli weszło na rynek polski i następnie po krótkim czasie przestało sprzedawać polisy. Ubezpieczyciele, którzy pozostali na rynku przez znaczny okres mogą rozwinąć efektywnie działalność, jaka jest odzwierciedlona w ich wycenach. A zatem tworzone są hipotezy na temat negatywnego związku między trwaniem na rynku a składką. Ta zmienna może służyć także jako uzasadnienie dla udziału rynkowego. Przy niezmiennych wszystkich innych uwarunkowaniach ubezpieczyciele z mniejszymi cenami produktów mieliby większy udział rynkowy, co potwierdzałoby sugestię o negatywnym związku między zmienną udziału rynkowego a składką.

Zmienne kontrolne, chociaż ważne dla oceny wpływu cech firmy na wycenę długoterminowego ubezpieczenia w zakresie opieki w wieku starszym, nie będą rozpatrywane w prezentowanym poniżej modelu hedonicznym. Dlatego też, ograniczając się jedynie do oceny wpływu na składkę zmiennych operacyjnych, nie będziemy szczegółowo omawiać charakteru zmiennych kontrolnych.

4. Wyniki estymacji hedonicznego modelu wyceny polisy długoterminowej opieki

Wspomniany wyżej model hedoniczny, w którym wpływ na wycenę zabezpieczenia dla osób w wieku starszym mają tylko omówione wyżej zmienne operacyjne, jest podstawą dalszych rozważań. Model ten ma uproszczoną budowę ze względu na charakter dostępnych danych, nie wymagających ankietowych weryfikacji. Model będzie szacowany metodą najmniejszych kwadratów, a otrzymane wyniki będą porównywane z użytymi przez autorów pracy [Balcerowicz-Szkutnik 2005]. Dane, którymi się posłużymy, są umowne, bo oparte na danych zagregowanych firm ubezpieczeniowych. Nie gwarantuje to, oczywiście, że oszacowany model będzie potwierdzał prawidłowości zauważone przez autorów wspomnianej wyżej pracy. Potwierdzenie tych prawidłowości wymaga, by próba, którą dysponujemy, dotyczyła licznej grupy polis z firm o znaczącym udziale rynkowym.

Do celów prezentacji metody posłużymy się danymi dla 50 umownych polis. Liczba tych polis w porównaniu z kompletnym zbiorem danych dotyczących 762 indywidualnych długoterminowych polis ubezpieczeniowych wśród 27 ubezpieczycieli amerykańskich jest niewielka. Wydaje się jednak wystarczająca dla potwierdzenia przynajmniej niektórych prawidłowości stwierdzonych na podstawie modelu zawartego w pracy [Balcerowicz-Szkutnik 2005].

Analizę przeprowadzimy na podstawie modelu:

$$\ln P_i = \alpha_1 \cdot (Fo)_i + \alpha_2 \cdot (\ln a)_i + \alpha_3 \cdot (RBC)_i + \alpha_4 \cdot (tr)_i + \alpha_0 + \varepsilon_i. \quad (3)$$

Postać tego modelu jest analogiczna do postaci ogólnej modelu hedonicznego (2).

Dane dla estymacji parametrów modelu przedstawia tab. 2.

Tabela 2. Dane liczbowe o składce i zmiennych operacyjnych

$\ln P_i$	$(Fo)_i$	$(\ln akt)_i$	$(RBC)_i$	$(tr)_i$
6,62	1	20	0,6	7
7,5	1	20	0,6	7
8,2	1	22	0,66	10
4,3	1	15	0,3	3
5,8	1	15	0,3	10
6,8	1	20	0,5	6
11,08	0	30	0,71	15
4,3	1	15	0,45	5
5,21	1	15	0,45	5
4,9	1	15	0,4	6
4,23	1	15	0,3	6
8,24	1	25	0,66	12
7,5	1	20	0,47	9
8,2	1	22	0,57	14
6,66	1	20	0,33	7
5,45	1	18	0,34	10
12,54	0	25	0,75	12
10,8	0	25	0,69	12
4,9	1	15	0,39	10
5,33	1	15	0,3	5
4,82	1	15	0,22	7
7,2	1	15	0,6	7
6,1	1	15	0,55	8
13	0	30	0,72	15
9,2	0	30	0,68	12

$\ln P_i$	$(Fo)_i$	$(\ln akt)_i$	$(RBC)_i$	$(tr)_i$
14	0	30	0,79	14
16,8	0	30	0,8	15
4,5	1	15	0,3	4
6,8	1	20	0,6	8
12,5	0	30	0,81	15
4,9	1	15	0,45	5
5,7	1	15	0,45	5
6,2	1	20	0,45	5
4,5	1	15	0,45	5
7,9	0	22	0,65	9
8,2	0	22	0,55	5
11,8	0	30	0,8	15
9,8	0	30	0,73	15
5,21	1	15	0,4	5
4,95	1	15	0,4	6
6,9	1	20	0,38	7
9,1	1	25	0,55	12
14,55	0	25	0,76	12
12,6	0	25	0,75	11
8,9	1	30	0,51	15
12,9	0	30	0,75	13
13,1	0	30	0,69	15
15,1	0	30	0,8	25
5,95	1	15	0,45	6
16,23	0	30	0,9	25

Źródło: dane umowne.

Oszacowany model hedoniczny wyceny składki w ubezpieczeniu długoterminowym indywidualnym na podstawie obliczeń wykonanych w programie Excel narzędziem Regresja ma postać

$$\ln P_i = -1,95 \cdot (Fo)_i + 0,09 \cdot (\ln akt)_i + 6,49 \cdot (RBC)_i + 0,2 \cdot (tr)_i + 1,9 + u_i. \quad (4)$$

Parametry strukturalne modelu są statystycznie istotne oprócz wyrazu wolnego modelu i zmiennej operacyjnej $\ln(akt)$, co wynika z tab. 3. Statystyki t -Studenta są wyższe od wartości krytycznej $t_{0,01}^{47} = 2,408$. Wyniki zinterpretujemy poniżej, stwierdzając tu tylko dość wysoki stopień dopasowania $R^2 = 0,9$ oszacowanego modelu.

Tabela 3. Empiryczne wyniki oszacowania modelu

Parametry strukturalne	Oszacowania	Błąd standardowy	Empiryczne t - Studenta
α_0	1,903626	1,526343	1,247182
α_1	-1,95347	0,643515	-3,03562
α_2	0,096074	0,067368	1,426099
α_3	6,498526	1,99209	3,262165
α_4	0,207013	0,064087	3,230178

Źródło: obliczenia w programie Excel – Analiza danych/Regresja.

Empiryczne rezultaty oszacowań regresji klasyczną metodą najmniejszych kwadratów są zaprezentowane w tab. 3. Nie zastosowano tu w porównaniu z modelem z pracy [Balcerowicz-Szkutnik 2005] uogólnionej MNK, uwzględniającej występowanie heteroscedastyczności. W tym oryginalnym modelu czynniki wariacji inflacji dla niektórych zmiennych objaśniających ujawniły wielorakie skorelowanie. Aby określić zakres, w jakim ten problem wpływa na oszacowanie współczynników, zastosowano dwie grzbietowe (*ridge*) metody regresji. Oszacowania współczynników z obu metod były bardzo zbliżone do tych ze zwykłych najmniejszych kwadratów. Diagnozy wskazują, że nie ma punktów danych wysokiej dźwigni, problemów (*outliers*) i że standardowe reszty mają raczej rozkład normalny. Skorygowane R wynosi w tym modelu 0,9374.

Empiryczne wyniki uzyskane dla danych umownych, dobieranych jednak nie chaotycznie, lecz tak, by odzwierciedlały pewien rzeczywisty przebieg zależności między składką a zmiennymi operacyjnymi zastosowanymi w modelu, potwierdzają dla uproszczonego modelu (3) kilka hipotetycznych związków między cechami ubezpieczyciela a wyceną długoterminowej opieki otrzymanymi na podstawie modelu z pracy [Balcerowicz-Szkutnik 2005]. Wynika z nich m.in., że znane z literatury badania dotyczące formy organizacyjnej sugerują, iż udziałowi ubezpieczyciele mają być może pewną przewagę w dziedzinie gospodarczej, gdzie wymagana jest duża dyskrecja na poziomie kierowniczym. Nowość produktu ubezpieczeń długoterminowych, wraz z krótką historią ich roszczeń i niepewnością otaczającą przyszłe koszty, są czynnikami sugerującymi, że raczej więcej niż mniej kierowniczej dyskrecji jest prawdopodobnie wymagane na rynku długoterminowej opieki. Współczynnik formy organizacyjnej jest ujemny i istotny na poziomie 0,01, co potwierdza hipotezę, że zalety skuteczności firm udziałowych są odzwierciedlone przez niższą cenę.

Oczekiwany dodatni związek między wielkością firmy a ceną nie został jednak, jak już wspomniano, potwierdzony, gdyż współczynnik przy $\ln(akt)$ jest statystycznie nieistotny na poziomie 0,01. Nie pojawia się więc tu potwierdzenie oczekiwań prognostycznych, że konsumenci chętnie płacą więcej za produkty sprzedawane przez większe firmy. To zjawisko może być spowodowane brakiem wpływu reputacji lub niepostrzeganą wyższą jakością usług. Sytuacja na polskim rynku potwierdzałaby raczej ten wniosek. Byłoby tak oczywiście wtedy, gdyby indywidualne dane były w pełni wiarygodne i autentyczne.

Rezultaty dla zmiennej–współczynnika *RBC* są w przypadku naszego modelu oczekiwane. Oszacowany parametr *RBC* jest dodatni. Jego wartość może potwierdzać tezę, że ubezpieczyciele z większymi współczynnikami *RBC* (mniejsze ryzyko niedotrzymania warunków) pobierają wyższe składki za długoterminowe ubezpieczenia. Należy zauważyć, że w modelu z pracy [Balcerowicz-Szkutnik 2005] uzyskano ujemną wartość tego współczynnika, co zinterpretowano jako wynik intrygujący, który jest aktualny wśród różnych pomiarów siły finansowej¹ i sugeruje potrzebę dodatkowego badania. Jedynym wyjaśnieniem tego faktu mogłoby być to, że ubezpieczyciele na życie i zdrowie z większym ryzykiem niedotrzymania warunków zawartych w polisie mogą być mniej chętni do podjęcia ryzyka w dziedzinie ubezpieczeń długoterminowych. Wynika to m.in. ze zbyt skromnej bazy danych historycznych dotyczących wzorców roszczeń. W rezultacie mogłaby się rozwinąć forma *by-line* wyceny karnej (*punitive pricing*). Zalecane są w tym kontekście dalsze badania związku między siłą finansową ubezpieczycieli na życie-zdrowie i wyceną *by line of coverage*. Mogłoby to się okazać pomocne w zbadaniu tego rezultatu².

Natomiast wpływ czasu działalności ubezpieczyciela na rynku (zmienna *tr*) przynosi nieoczekiwane rezultaty, gdyż w oszacowanym modelu uzyskaliśmy dodatni znak współczynnika, w przeciwieństwie do wyniku uzyskanego dla modelu z pracy [Balcerowicz-Szkutnik 2005]. Współczynnik ten jest jednak statystycznie istotny na poziomie 0,01. Z tego też względu można wnioskować, że wzrostowi trwania na rynku, wynoszącemu 10%, odpowiada 2-procentowy wzrost składki. Jest to niezgodne z założeniem, że ubezpieczyciele trwale działający na rynku i rozwijający skuteczność działania mogą oferować niższą cenę składki. Z drugiej jednak strony polskie realia mogą potwierdzać wynik uzyskany na podstawie modelu (3).

5. Wyniki badań modelu wyceny na rynku długoterminowych ubezpieczeń

W pracy [Balcerowicz-Szkutnik 2005] uwzględniono w modelu także system dystrybucji. Jak już wspomniano, uzyskano ujemną ocenę współczynnika odpowiadającego

¹ Jak omówione wyżej inne mierniki ryzyka niedotrzymania warunków polisy, które zawierały współczynnik *RBC* z oszacowaniami Best, tylko oszacowania Best i składki netto przypisane dla nadwyżki. Użycie tych innych pomiarów dostarczyło tych samych empirycznych rezultatów.

² Philips i in. [1998] przeprowadzają dowód *by-line* z przemysłu majątkowego i odpowiedzialności cywilnej.

tej zmiennej i stwierdzono jego statystyczną nieistotność. W tym przypadku przyjęto więc stanowisko, że nie ma powodu twierdzić, iż istnieje wpływ form systemów dystrybucji na cenę świadczenia w dziedzinie długoterminowych ubezpieczeń.

Rozpatrzony w artykule model może być wzorcem dla dalszych badań, szczególnie jeśli rozbudowany zostanie w kierunku wprowadzenia do niego zmiennych kontrolnych. Tu wspomniemy tylko, że w modelu zaprezentowanym w pracy [Balcerowicz-Szkutnik 2005] empiryczne rezultaty potwierdzają dodatni związek między dłuższymi okresami zasiłkowymi (wypłaty zasiłku) a składką. Natomiast krótsze okresy zwłoki w wypłacie zasiłku, będące opcją w polisie długoterminowego zabezpieczenia, są zgodne z wyższą składką (z wyjątkiem sytuacji, gdy okres wynosi 0 lub 60 dni, ale wtedy też odpowiednie oceny parametrów nie są statystycznie istotne). Zmienne interakcji mierzące wspólny związek okresu zasiłkowego i okresu zwłoki w wypłacie zasiłku a ceną polisy są w większości rozpatrzonych przypadków statystycznie nieistotne. Okresy te oznaczają odpowiednio czas trwania wypłacania zasiłku i czas, jaki upływa od momentu zgłoszenia uprawnień do pobierania zasiłku do momentu, gdy zgodnie z opcją polisy zasiłek może być wypłacany. Należy zaakcentować, że na amerykańskim rynku ubezpieczeń długoterminowych żaden ubezpieczyciel nie oferuje jednak wszystkich kombinacji okresów zwłoki i okresu zasiłkowego, i nie ma dowodu na ściśle uporządkowanie ceny polisy opartej na wspólnym związku między okresem zwłoki i okresem zasiłkowym wśród ubezpieczycieli. Powyższa prawidłowość jest również zgodna z innymi wynikami. Na przykład w pracy [Ambrose, Carrol 1994] stwierdza się, że straty opieki społecznej związane z moralnym hazardem i niesprzyjającym wyborem opcji polisy dotyczącej okresu zasiłkowego są zrównoważone.

Ubezpieczyciele na rynku amerykańskim wprowadzają jeszcze tzw. warunek poprzedzający polisę. Stwierdza się to w ok. 15,3% polis. Oznacza on, że roszczenia nie będą pokryte dopóty, dopóki nie wygaśnie okres ważności warunku zawartego w klauzuli poprzedzającej wydanie polisy lub w trakcie jej wydawania. W tym przypadku zmienna równa jest 1, jeśli polisa narzuca klauzule warunku poprzedzającego polisę, a 0 w innych przypadkach. Przeciwnie do oczekiwań, znak oszacowanego współczynnika dla warunku poprzedzającego polisę w modelu z pracy [Balcerowicz-Szkutnik 2005] był dodatni i statystycznie istotny. Dodatni związek między tą zmienną o charakterze planowym a ceną może wynikać z braku wyboru przez ubezpieczonego okresów warunku poprzedzającego polisę, ponieważ ubezpieczyciel oferuje zazwyczaj tylko jedną opcję. W dodatku wybór może być ograniczony przepisami prawa stanowionego przez państwo. Ten brak wyboru byłby zgodny z klauzulami warunku poprzedzającego polisę, które nie przyczyniają się do ustanowienia właściwej kontroli niesprzyjającego wyboru. Jednakże dodatni i statystycznie istotny współczynnik jest zastanawiający i sugeruje potrzebę przeprowadzenia dodatkowych badań.

W grupie innych zmiennych kontrolujących poziom składki stwierdzono, że znaki oszacowanych współczynników dla opcji inflacji i braku konfiskaty (*nonforfeiture option*) polisy, w przypadku przerwania regularnego opłacania składki, są zgodnie z

oczekiwaniami dodatnie i statystycznie istotne. Stwierdza się przy tym, że składka jest zwiększona o ok. 7% przy opcji polisy zawierającej ochronę przed inflacją, a cena polisy wzrasta o ok. 4,7% przy opcji braku konfiskaty.

Analizowany jest także rezultat wpływu na składkę tzw. uruchomienia zasiłku (*trigger*) ADL. Związane to jest z ryzykiem wypłaty zasiłków przez długoterminowych ubezpieczycieli w przypadku konieczności finansowego zrekompensowania ubezpieczonym zabiegów medycznych, umysłowego upośledzenia (choroba Alzheimera) i niemożności wykonywania pewnych czynności codziennego życia (ADL's). Wydawać by się mogło, że wypłata takich zasiłków jest oczywista w przypadku ubezpieczeń długoterminowych, jednak uruchomienie ADL jest różne wśród ubezpieczycieli i dlatego firmy różnice te traktują jako swoistą promocję swych produktów. Badania prowadzone np. przez Alexisa i Lutzky'ego [1996] sugerują, że uruchomienie dwóch z pięciu ADL wpływa na znacznie większy wzrost zawieranych polis zabezpieczających potrzeby ludzi starszych lub niepełnosprawnych, niż uruchomienie trzech z sześciu ADL. W pracy [Balcerowicz-Szkutnik 2005] uruchomienie zasiłku mierzone jest poprzez stosunek liczby ADL wymaganej do uruchomienia zasiłków do całkowitej liczby definiowanej w polisie. Im mniejszy stosunek ADL wymagany do uruchomienia zabezpieczenia do całkowitych ADL, tym większy jest zasiłek wynikający z zawartej polisy. A zatem oczekiwany znak współczynnika jest ujemny. W oszacowanym modelu [Balcerowicz-Szkutnik 2005] otrzymano współczynnik ujemny i statystycznie istotny na poziomie 0,01. Rezultaty są zgodne z chęcią kupującego do płacenia za precyzyjne i wiarygodne uruchomienia zasiłków i chęcią kupującego do ignorowania zakupu polis z bardziej surowymi warunkami uruchomień zasiłków.

Ważne w kompleksowej analizie przeprowadzonej w pracy [Balcerowicz-Szkutnik 2005] jest także uwzględnienie cech domowej opieki zdrowotnej. W tym przypadku otrzymano dodatni współczynnik dla cech opieki zdrowotnej domowej, co może sugerować, że mimo tego, iż koszty domowej opieki zdrowotnej są niższe niż koszty opieki w domach dla ludzi starszych i niepełnosprawnych, to ta różnica nie jest wyznacznikiem dla oceny składki przez ubezpieczyciela. W rzeczywistości składka jest zwiększona o ok. 8,2%, kiedy opcja pokrycia domowej opieki zdrowotnej jest dodana do polisy. Wskazuje to więc, że opieka zdrowotna domowa może w rzeczywistości być uzupełnieniem raczej niż dodatkiem do opieki w domach dla ludzi starszych. Tam, gdzie domowa opieka zdrowotna jest traktowana w sposób zastępczy, prawdopodobieństwo hazardu moralnego zwiększa całkowity koszt, ponieważ ubezpieczani mogą zastępować płatną opiekę zdrowotną domową na nieformalną niepłatną opiekę, gdy pozwalają na to warunki polisy.

Oczywiste, a jednocześnie o dużym znaczeniu dla całości analizy zagadnienia ubezpieczeń długoterminowych, jest uwzględnienie wpływu na składkę zmiennej określającej limit wiekowy ubezpieczanego. W tym przypadku dodatni związek między składką a zmienną limitu wiekowego potwierdza oczekiwania autorów pracy [Balcerowicz-Szkutnik 2005]. W oszacowanym modelu stwierdzono, że 10-procentowy wzrost

limitu wieku wpływa w ok. 3% na wzrost składki. Znaki współczynników dla zmiennych Wiek 65, Wiek 75 i odnoszących się do polis, w których właściwą zmienną jest Uprzywilejowana Stopa, są takie, jak się oczekuje, a mianowicie: polisy wydawane w późniejszym wieku są droższe, a polisy wydane przy uprzywilejowanych stopach są tańsze, wszystkie inne warunki pozostają przy tym niezmienione. W rzeczywistości nabywanie polisy w wieku 65 lat w porównaniu z wiekiem nabycia 50 lat przynosi wzrost składki o ok. 7,9%. Opóźnianie kupna aż do 75 lat przynosi w rezultacie wzrost składki o ok. 15,9 % w porównaniu do wartości składki w wieku 50 lat.

Wnioski tu sformułowane należy traktować z dużą ostrożnością i pewnym dystansem, co dotyczy szczególnie prognoz.

6. Prognostyczne aspekty modelu. Wnioski oraz kierunki badań

Rozważania przeprowadzone w artykule pozwalają na dostrzeżenie istotnych i znacznych prawidłowości dotyczących rynku ubezpieczeń długoterminowych w aspekcie zabezpieczenia przed ryzykiem utraty opieki dla ludzi starszych i niepełnosprawnych na poziomie pozwalającym na godne życie. Umożliwiają ponadto sformułowanie uwag, także krytycznych, dotyczących bieżącej praktyki wyceny zabezpieczenia o charakterze hedonicznym wśród ubezpieczycieli długoterminowych i bezpośrednią analizę dotyczącą rynku ich produktów ubezpieczeniowych.

Główne wnioski wynikające z tych analiz polegają na tym, że specyficzne cechy ubezpieczycieli wyjaśniają znaczny rozmiar różnic ustalanych przez nich składek za oferowane produkty ubezpieczeniowe. Praktyki wyceny uwzględniają także wpływ hazardu moralnego i niesprzyjającego wyboru w nawiązaniu do zmiennych planowych poszczególnych polis. Szczegóły tych wniosków podsumowane są poniżej. Krótko omówiono także możliwe kierunki przyszłych badań.

Empiryczne rezultaty potwierdzają względną przewagę cenową udziałowych ubezpieczycieli na rynku ubezpieczeń długoterminowych, co jest zgodne z możliwościami udziałowych ubezpieczycieli w dziedzinach ubezpieczeń wymagających większej kierowniczej dyskrekcji. Zgodność wyników jest bardziej zasadna w dużych firmach, narzucających relatywnie wyższe składki, nieadekwatne niejednokrotnie względem uzyskanej przez te firmy reputacji w tej stosunkowo nowej dziedzinie ubezpieczeń. Ubezpieczyciele dłużej działający (trwanie) na rynku mają względną przewagę cenową, przy niewidocznych zróżnicowaniach pozostałych form cech polis oferowanych przez ich firmy. Znamienny jest także dostrzegalny związek między ryzykiem niedotrzymania warunków określonych w polisach firm ubezpieczeniowych a ustaloną przez te firmy składką. Ta konstatacja jest odmienna od prawidłowości sprawdzonej w badaniach empirycznych, znanej z literatury, a dotyczącej przemysłu ubezpieczeń majątkowych i od odpowiedzialności cywilnej. Skłania to do wyrażenia sugestii o potrzebie dalszych badań *by line* związku między ryzykiem niedotrzymania warunków przez firmy a strategią

wyceny długoterminowej opieki. Przeprowadzone badanie nie daje podstaw do sformułowania tezy o istnieniu znaczącej różnicy ceny polis spowodowanej różnicami w skuteczności działania systemów dystrybucji produktów wśród ubezpieczycieli długoterminowych. Ich produkty, zarówno w zakresie opieki podstawowej, jak i o charakterze hedonicznym, są mało urozmaicone i praktycznie nierozróżnialne.

Zauważalna jest także potrzeba badania wpływu moralnego hazardu i niesprzyjającego wyboru na cenę polisy. W tym kontekście powinny być uwzględnione te zmienne kontrolne, które umożliwiają uzyskanie rezultatów badań zgodnych ze zmienną planową polisy kontrolującą moralny hazard *po fakcie*. Dodatni związek między pokryciem zabezpieczenia opieki w układzie domowej opieki zdrowotnej i ceną tej usługi uwikłany jest przez charakter zjawisk z pogranicza moralnego hazardu. Ten aspekt zagadnienia wyraża się w tendencji do zastąpienia płatnych usług długoterminowej opieki przez niepłatną opiekę rodzinną. Okazuje się ponadto, w pozytywnym kontekście, że istnieje dodatni związek między krótszymi okresami zwłoki w wypłacie zasiłku, opcjami braku pełnej konfiskaty warunków umowy zabezpieczenia dla osób starszych, gdy realizowana umowa jest z różnych przyczyn przerwana przez ubezpieczającego się, limitami wiekowymi a ceną polisy. Zjawisko to jest zgodne z wpływem wyboru.

W dającej się przewidzieć niedalekiej przyszłości rynek ubezpieczeń długoterminowych, ze względu na jego wstępną fazę rozwojową, ujawni wiele innych możliwości dodatkowych badań. Rozszerzenie analiz uwzględniających nabycie optymalnego ubezpieczenia przez konsumentów byłoby użyteczne dla zrozumienia potencjalnego rozwoju rynku. Badanie publicznie dostępnej i powszechnej polisy jest oparte na zaletach informowania konsumentów o zakresie dostępnych produktów ubezpieczeń długoterminowych, w celu spowodowania wzrostu rozwiązań potencjalnych problemów społecznych związanych z ryzykiem finansowania prywatnego rynku. Progностyczne walory modelu wyspecyfikowanego i oszacowanego w artykule i szerzej w pracy [Balcerowicz-Szkutnik 2005] wskazują na jego istotne znaczenie w określaniu tendencji kształtowania się zmian w wycenie polis długoterminowej opieki.

Literatura

- Ambrose J.M., Carrol A.M., *Using Best's Rating in Life Insurer Insolvency Prediction*, „Journal of Risk and Insurance”, 61: 317-327, 1994.
- Alexis M., Lutzky S., *How Do Alternative Eligibility Triggers Affect to Private Long-term Care Insurance?* Washington D.C: The Public Policy Institute, 1996.
- Balcerowicz-Szkutnik M., *Demograficzne aspekty ryzyka w ubezpieczeniach społecznych. Uwarunkowania i analiza demoeconometryczna*. Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej w Katowicach, Katowice 2005.
- Carson J.M., Hoyt R.E., *Life Insurer Financial Distress: Classification Models and Empirical Evidens*, „Journal of Risk and Insurance”, 62: 764-775, 1995.
- Doeringhaus H.I., Gustavson S.G., *The Effect of Firm Traits on Long-Term Care Insurance Pricing*, „Journal of Risk and Insurance”, vol. 66, no. 3, 381-400, 1999.

- Philips R.D., Cummins J.D., Allen F., *Financial Pricing of Insurance in the Multiple-Line Insurance Company*, „Journal of Risk and Insurance”, 65: 97-636, 1998.
- Pottier, Steven W., *Life Insurer Financial Distress, Best's Ratings and Financial Ratios*, „Journal of Risk and Insurance”, 65: 275-288, 1998.

ASPECTS FORECAST OF FIRM TRAITS ON LONG-TERM CARE INSURANCE PRICING

Summary

The article shows the modeling of the long-term individual insurance valuation in the scope of securitization of elderly people. The hedonic model presented here has the form of description of influence of insurance companies' features in life insurance department on insurance valuation, it means premium taking into consideration operational variables, such as organizational form Fo , $\ln$ (assets), $\ln$ (act)RBC coefficient, duration in the market tr . These variables characterize influence of moral hazard and adverse choice on price and they should be taken into consideration on they enable to achieve results of researches consistent with policy planned variable controlling moral hazard ex post.

Long-term insurance market becomes stable but there are constant dangers so it will reveal many new possibilities for additional researches. Prognosis values of hedonic model indicate the possibility of future long-term insurance valuation moulding. The examination of publicly accessible and common policy is based on the advantages of informing consumers about the scope of available long-term insurance products aiming at encouraging to increase solutions for potential social problems related to private market financing risk. Since the researchers strive to examine these and other issues related to long-term insurance, the lack of data may disturb their initiative, taking into consideration the tendency to increase the market power by a little group of insurers.