

Małgorzata Jeziorska

Uniwersytet Łódzki

ESTYMACJA WSPÓŁCZYNNIKA WZGLĘDNEJ AWERSJI DO RYZYKA I RÓŻNICE W JEGO WYSOKOŚCI ZE WZGLĘDU NA ZRÓŻNICOWANIE DEMOGRAFICZNE UBEZPIECZONYCH

1. Wstęp

Dla wklęsłej funkcji użyteczności U zdefiniowanej na zbiorze możliwych wielkości majątku W Pratt [6] i Arrow [1] zaproponowali jako miarę względnej awersji do ryzyka funkcję postaci

$$R(W) = -\frac{U''(W)}{U'(W)}.$$

Postulowali przy tym, że jej stopień rośnie wraz ze wzrostem wysokości majątku W .

W pracy tej podjęto próbę oszacowania stopnia względnej awersji do ryzyka dla każdego z uwzględnionych w badaniu posiadaczy polisy terminowego ubezpieczenia na życie. Uzyskane wyniki posłużą do zbadania różnic w stopniu awersji do ryzyka wśród grup ubezpieczonych, utworzonych ze względu na posiadanie pewnych cech demograficznych. Podział na wspomniane grupy dokonany zostanie ze względu na płeć, stan cywilny, fakt regularnego palenia papierosów czy też spożywania alkoholu. Zbadany zostanie również związek między wiekiem a stopniem awersji do ryzyka. Znajomość wysokości przeciętnych zarobków uczestników badania pozwoli na przetestowanie zaproponowanej przez Pratta i Arrowa hipotezy o rosnącej względnej awersji do ryzyka.

2. Wcześniejsze badania

Wśród tematyki badań nad awersją do ryzyka można wyodrębnić trzy zasadnicze kwestie: próbę oszacowania wielkość $R(W)$, przetestowanie hipotezy o rosnącej względnej awersji do ryzyka (RWAR) i zbadanie zależności między awersją do ryzyka a zmiennymi demograficznymi.

Eisenhauer [2] dokonał próby oszacowania $R(W)$ wśród posiadaczy terminowych ubezpieczeń na życie. Oszacowany przez niego współczynnik wynosił 3,49. Podjął również próbę wyznaczenia stopnia względnej awersji do ryzyka dla podgrup w obrębie objętej badaniem próby, wyodrębnianych na podstawie legitymowania się pewną cechą, m.in. płcią, posiadaniem współmałżonka, dzieci. Uzyskane wyniki wahały się od 1,7 do 5,3.

Eisenhauer i Halek [4] podjęli kolejną próbę estymacji $R(W)$ i uzyskali wynik 3,74. Ponownie zbadano, jaka zależność występuje między awersją do ryzyka a różnymi cechami demograficznymi. Doszli do wyników potwierdzających, że to mężczyźni są przeciętnie mniej awersyjni, że wraz z wiekiem stopień awersji maleje, że pozostawaniu w związku małżeńskim towarzyszy średnio większy poziom awersji do ryzyka.

Sziro [8] zajął się badaniem awersji do ryzyka na podstawie danych dotyczących ubezpieczeń majątkowych i ubezpieczeń od odpowiedzialności. Dokonał oszacowania stopnia względnej awersji do ryzyka i doszedł do wniosku, że leży on pomiędzy 1,2 a 1,8. We wcześniejszej pracy Szpiro ([7], za: [4]) zajął się również zbadaniem hipotezy o rosnącej względnej awersji do ryzyka. Na podstawie zagregowanych międzynarodowych danych przekrojowych znalazł silne dowody na poparcie tej hipotezy, jednak w kolejnej pracy [8] nie potrafił już odrzucić hipotezy o stałej względnej awersji do ryzyka.

Levy na podstawie przeprowadzonego wśród studentów eksperymentu inwestycyjnego doszedł do wyników potwierdzających prawdziwość hipotezy o malejącej względnej awersji do ryzyka [5].

3. Model

Dalsze rozważania będą prowadzone na podstawie nieznacznie zmodyfikowanego modelu zaprezentowanego przez Eisenhauera i Halka [3]. Rozważmy decydenta z funkcją użyteczności $U(W)$ taką, że $U''(W) < 0 < U'(W)$. Niech Y oznacza wartość obecną wartości oczekiwanej przyszłych zarobków decydenta, uzależnionych od jego przeżycia (tzw. kapitał ludzki), niech p będzie prawdopodobieństwem jego śmierci powodującej stratę Y . Zakładamy, że zgromadzone aktywa, z wyłączeniem kapitału ludzkiego, nie podlegają temu samemu ryzyku. Ubezpieczenie na życie (w wypadku śmierci żywiciela rodziny ubezpieczyciel wypłaca kwotę V) dostępne jest za składkę w wysokości mV , gdzie $0 < m < 1$ jest ceną za jednostkę ochrony

($m = \lambda p$, gdzie λ jest czynnikiem ładowania bezpieczeństwa). Jeśli nastąpi śmierć posiadacza ubezpieczenia, co jest równoważne wystąpieniu straty Y , wypłacana jest kwota V .

Majątek W jest zmienną losową o rozkładzie dwupunktowym. Oczekiwana użyteczność decydenta wykupującego ubezpieczenie dana jest wówczas równaniem

$$E[U] = (1 - p)U(Y - mV) + pU(V - mV). \quad (1)$$

V wybierane jest w taki sposób, aby oczekiwana użyteczność była największa. Zatem

$$m(1 - p)U'(Y - mV^*) = p(1 - m)U'(V^* - mV^*), \quad (2)$$

gdzie V^* oznacza optymalny poziom ochrony ubezpieczeniowej.

Oczekiwana wartość majątku dana jest wzorem

$$E[W] = (1 - p)Y - mV^* + pV^*. \quad (3)$$

Po rozwinięciu w szereg Taylora rzędu drugiego równania (2) wokół punktu $E[W]$ otrzymujemy:

$$(\lambda - 1)U'(E[W]) = -(1 - p)(Y - V^*)U''(E[W]). \quad (4)$$

Zatem wzór na względną awersję do ryzyka wyznaczoną dla oczekiwanego majątku jest następujący:

$$R(E[W]) = -E[W] \frac{U''(E[W])}{U'(E[W])} = E[W] \frac{\theta}{Y - V^*}, \quad (5)$$

gdzie $Y - V^*$ oznacza nie ubezpieczoną część potencjalnej straty, a

$$\theta = \frac{\lambda - 1}{1 - p} > 0, \quad \forall \lambda > 1. \quad (6)$$

θ wiąże ze sobą czynnik ładowania bezpieczeństwa i prawdopodobieństwo przeżycia może być interpretowane jako rodzaj parametru wyceniającego ubezpieczenie. Uzyskano w ten sposób wzór niezależniący się od funkcji użyteczności danego uczestnika badania.

4. Cel badania

Celem badania jest estymacja parametru względnej awersji do ryzyka przez wyznaczenie $R(E[W])$ z równania (4) dla każdego analizowanego ubezpieczonego, a następnie porównanie uzyskanych oszacowań ze względu na różne cechy demograficzne.

Próba, na której oparto badania, to 650 osób¹, które wykupiły terminowe ubezpieczenie na życie. Jako zabezpieczenie przed niedoszacowaniem zarobków lub nadubezpieczeniem uwzględniono tylko tych, dla których potencjalna strata jest równa kwocie ubezpieczenia albo ją przewyższa (postępując w ten sposób, ograniczono się jedynie do osób z awersją do ryzyka). Ostatecznie po odrzuceniu tych, dla których $R(E[W]) < 0$, czyli osób charakteryzujących się skłonnością do ryzyka, w badaniu wzięło udział 604 posiadaczy polisy indywidualnego terminowego ubezpieczenia na życie.

Wysokość świadczenia z polisy jest miarą V^* z użytego modelu. Możliwa strata Y spowodowana śmiercią ubezpieczonego utworzona została przez wydzielenie z wynagrodzeń brutto² wynagrodzeń netto³, pomnożenie ich przez liczbę lat trwania ubezpieczenia i zdyskontowanie ich przy stopie procentowej równej 3%. Współczynnik wymieralności (p) ubezpieczonego uzyskany został na podstawie

Tabela 1. Charakterystyka uczestników badania

Liczba obserwacji = 604				
	Średnia	Odchylenie standardowe	Wartość najmniejsza	Wartość największa
Względna awersja do ryzyka (<i>awersja</i>)	5,244	74,836	0,0011	1827.494
Kapitał ludzki (kapitał)	327144,13	181280,22	16979,55	1884626,43
Wiek (wiek)	43	9,6	19	59
Zmienne indykatorowe			liczba	procent
<i>plec</i> = 1, gdy ubezpieczony jest mężczyzną			361	60%
<i>stcywilny</i> = 1, gdy ubezpieczony jest żonaty lub jest mężatką			421	70%
<i>pijacy</i> = 1, gdy ubezpieczony regularnie spożywa alkohol			81	13%
<i>palacy</i> = 1, gdy ubezpieczony pali papierosy			131	22%
<i>cesja</i> = 1, gdy prawo do świadczenia z polisy przechodzi na bank			293	49%

Źródło: opracowanie własne.

¹ Wyjściowa próba złożona była z 760 posiadaczy terminowego ubezpieczenia na życie. Niestety, dla 110 osób nie udało się oszacować wysokości przeciętnego wynagrodzenia brutto. Podawane przez nich informacje dotyczące wykonywanego zawodu okazały się niewystarczające do ich odpowiedniego sklasyfikowania.

² Posiadane dane nie uwzględniały informacji o przeciętnym wynagrodzeniu uczestników badania. Dokonano ich oszacowania ze względu na wykonywany przez badanych zawód i miejsce zamieszkania (województwo) bazując na danych zamieszczonych w *Przewodniku po zawodach* (wyd. II) sporządzonym przez Departament Rynku Pracy, Ministerstwa Gospodarki, Pracy i Polityki Społecznej, 2003, opartym m.in. na odpowiednich danych GUS. Dane o przeciętnych wynagrodzeniach brutto w latach 2003, 2004 i 2005 uzyskano w wyniku pomnożenia odpowiednich danych z 2002 r. przez wskaźniki oddające dynamikę wzrostu wynagrodzenia, pochodzące z opracowania *Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej w I-III kwartale 2006 r.*, GUS, 2006.

³ Dane na temat progów podatkowych, składek na ubezpieczenie emerytalne, rentowe, chorobowe i zdrowotne pochodzą z serwisu Twoja Firma, <http://www.twoja-firma.pl/niezbednik.html>.

danych z tablic trwania życia⁴ zgodnie z jego płcią i wiekiem. Stopa składki (m) wyznaczona została jako stosunek opłaconej składki⁵ do sumy ubezpieczenia.

Korzystając ze wzorów (4) i (5) oraz zależności $m = \lambda p$ uzyskano 604 obserwacje parametru względnej awersji do ryzyka o średniej 5,244 i odchyleniu standardowym równym 74,836⁶. W analizie uwzględniono zmienne zależne reprezentujące kapitał ludzki, wiek, płeć, stan cywilny, fakt palenia bądź niepalenia papierosów i picia alkoholu. Rozpatrzono również zmienną informującą o intencjach związanych z zakupem ubezpieczenia, a mianowicie czy zakup nie był spowodowany wymogami stawianymi przez bank lub inną instytucję udzielającą kredytu.

5. Wyniki estymacji⁷

Rozpatrzono trzy modele: liniowy, wykładniczy i potęgowy. Wyniki uzyskane po estymacji modelu liniowego wskazały, że zależność między zmiennymi nie ma charakteru liniowego, a model ten, na podstawie uwzględnionych danych, najmniej adekwatnie opisuje zależność między względną awersją do ryzyka a rozważanymi zmiennymi. Na tej podstawie model liniowy został usunięty z rozważań. w tabelach 2-5 przedstawiono odpowiednio wyniki zastosowania modeli wykładniczego i potęgowego. Po sprowadzeniu równań opisujących związki między względną awersją do ryzyka a zmiennymi zależnymi do postaci liniowej dokonano wstępnie oszacowania, a następnie eliminacji na poziomie istotności $\alpha = 0,1$ nieistotnych statystycznie zmiennych. W pierwszym przypadku regresji podlega logarytm naturalny zmiennej zależnej, w drugim natomiast oprócz tego, że zastosowano logarytm naturalny zmiennej zależnej, użyto również logarytmów naturalnych ciągłych zmiennych niezależnych.

W obu przypadkach uwzględniono zmienne powszechnie uważane za mogące mieć wpływ na stopień awersji do ryzyka (*wiek, kapital, plec*) i zmienne, w przypadku których kierunek związku z awersją do ryzyka nie jest tak oczywisty i jednoznaczny (nie jest oczywiste, czy cechy te oddziałują na czyjąś awersję do ryzyka czy też awersja do ryzyka wpływa na wybór określonego stylu życia danej osoby): *stycwilny, pijacy, palacy*. Z powodu braku danych dotyczących stanu

⁴ Tablice trwania życia dla lat 2003, 2004, 2005, GUS.

⁵ Wielkości jednorazowych składek netto uzyskano przez pomnożenie składek rocznych przez jednostkową wartość aktuarialną terminowej renty życiowej.

⁶ Tak wysokie średnia i odchylenie standardowe wynikają z wysokiej wartości jednej obserwacji względnej awersji do ryzyka równej 1827,494. W przypadku wykluczenia tej obserwacji średnia przybiera wartość 2,22, a odchylenie standardowe 9,2. Wyniki badań uzyskane po wykluczeniu tej obserwacji nie pokazały istotnych zmian w relacjach między zmiennymi objaśniającymi a awersją do ryzyka, wobec czego autorka zdecydowała się na jej pozostawienie w badanej próbie.

⁷ Do analiz wykorzystano program DEMS.

majątkowego ubezpieczonych, te istotne z punktu widzenia wcześniejszych badań informacje nie zostały w obu rozważanych modelach uwzględnione.

5.1. Analiza modelu wykładniczego

W celu podkreślenia nieliniowego związku kapitału ludzkiego z awersją do ryzyka w rozważaniach użyto również kwadratu zmiennej *kapitał*. W tabelach 2 i 3 zaprezentowano wyniki estymacji współczynników równania modelu wykładniczego. Tylko zmienne *kapitał*, *kapitał*², *stycwilny*, *plec*, *wiek* okazały się znaczące statystycznie i tylko one zostały uwzględnione w kolejnej iteracji modelu. Na podstawie analizy ilorazów *t* i poziomów istotności z równania usunięte zostały zmienne *cesja*, *pijacy* i *palacy*, jako nieistotne statystycznie.

Oszacowana postać równania:

$$\begin{aligned} \ln awersja = & 4,9487 - 0,74 \cdot 10^{-5} \cdot \textit{kapitał} + 4,17 \cdot 10^{-12} \cdot \textit{kapitał}^2 - 0,0770 \cdot \textit{wiek} + \\ & + 1,1040 \cdot \textit{plec} - 0,2066 \cdot \textit{stycwilny} - 0,1177 \cdot \textit{palacy} - 0,0060 \cdot \textit{pijacy} - \\ & - 0,0345 \cdot \textit{cesja}. \end{aligned}$$

Tabela 2. Wyniki estymacji pełnego równania awersji do ryzyka – model wykładniczy

Zmienna	Współczynnik regresji	elas	t-stat	p – ist(t)
wyraz wolny	4,9487		26,630	< 0,001
<i>kapitał</i>	$-0,74 \cdot 10^{-5}$	5,6977	-17,693	< 0,001
<i>kapitał</i> ²	$4,17 \cdot 10^{-12}$	-1,2580	11,202	< 0,001
<i>wiek</i>	-0,0770	8,17779	-19,278	< 0,001
<i>plec</i>	-1,1040	1,8690	-14,533	< 0,001
<i>stycwilny</i>	-0,2066	0,4079	-2,485	0,013
<i>palacy</i>	-0,1177	0,0723	-1,333	0,183
<i>pijacy</i>	-0,0060	0,0023	-0,056	0,955
<i>cesja</i>	-0,0345	0,0475	-0,478	0,633
$R^2 = 0,624$				

Źródło: obliczenia własne w programie DEMS.

Oszacowana postać równania, po usunięciu zmiennych nieistotnych, wygląda następująco:

$$\begin{aligned} \ln awersja = & 4,9139 - 0,74 \cdot 10^{-5} \cdot \textit{kapitał} + 4,15 \cdot 10^{-12} \cdot \textit{kapitał}^2 - 0,0774 \cdot \textit{wiek} - \\ & - 1,1175 \cdot \textit{plec} - 0,2033 \cdot \textit{stycwilny}. \end{aligned}$$

Tabela 3. Wyniki estymacji równania awersji do ryzyka, po usunięciu zmiennych nieistotnych statystycznie – model wykładniczy⁸

Zmienna	Współczynnik regresji	elas	t-stat	p – ist(t)
wyraz wolny	4,9139		27,071	< 0.001
<i>kapital</i>	$-0,74 \cdot 10^{-5}$	5,6622	-17,669	< 0.001
<i>kapital</i> ²	$4,15 \cdot 10^{-12}$	-1,2520	11,180	< 0.001
<i>wiek</i>	-0,0774	8,2146	-19,578	< 0.001
<i>plec</i>	-1,1175	1,8917	-14,910	< 0.001
<i>stycywilny</i>	-0,2033	0,4014	-2,449	0,015
$R^2 = 0.622$				

Źródło: obliczenia własne w programie DEMS.

Ujemny znak współczynnika *kapital* i dodatni znak współczynnika *kapital*² sugerują, że dla dowolnej ustalonej kwoty zmiany w kapitale ludzkim istnieje ujemna procentowa zmiana w awersji do ryzyka, która maleje, gdy kapitał ludzki rośnie. Przy wystarczająco wysokiej kwocie kapitału ludzkiego zmiana w awersji do ryzyka staje się dodatnia. Rozważmy współczynniki *kapital* i *kapital*² uzyskane po zastosowaniu eliminacji nieistotnych zmiennych z równania. Mamy wówczas przy stałym wzroście równym 20 000 zł dla kapitału ludzkiego 100 000 zł awersję do ryzyka mniejszą o ok. 12,09%, dla poziomu 200 000 zł niższą średnio o 10,63%, i wreszcie, gdy kapitał przekroczy w przybliżeniu poziom 860 000 zł, wzrost w wysokości 20 000 zł związany będzie ze wzrostem awersji do ryzyka. Wobec tego, jeśli majątek mierzony jest w kategoriach kapitału ludzkiego, hipoteza o malejącej względnej awersji do ryzyka wydaje się prawdziwa do osiągnięcia przez kapitał ludzki pewnego górnego pułapu, po przekroczeniu którego bardziej wiarygodna i prawdopodobna do przyjęcia staje się hipoteza postulowana przez Pratta i Arrowa o rosnącej względnej awersji do ryzyka.

Współczynnik *wiek* (równy $-0,0774$), wskazuje, że każdy dodatkowy rok życia prowadzi do znalezienia awersji do ryzyka o około 7,7%.

Różnice w stopniu awersji do ryzyka między kobietami a mężczyznami okazały się znaczące. Ujemny współczynnik przy zmiennej *plec* wskazuje, że mężczyźni mają mniejszą awersję do ryzyka niż kobiety (średnio o 67%). Okazało się ponadto, że osoby biorące udział w badaniu, będące w związku małżeńskim, są średnio mniej awersyjne niż ci, którzy są stanu wolnego (średnio o 18%). Nie potwierdziła się natomiast zależność między poziomem awersji do ryzyka a spożywaniem

⁸ Po usunięciu z próby obserwacji względnej awersji do ryzyka równej 1827,494 uzyskano następujące współczynniki regresji przy zmiennych: *kapital* $-0,72 \cdot 10^{-5}$, *kapital*² $4,03 \cdot 10^{-12}$, *wiek* 0,076, *plec* $-1,0981$, *stycywilny* $-0,1914$. Wskazują one na analogiczne relacje między zmiennymi objaśniającymi a zmienną objaśnianą.

alkoholu, paleniem papierosów czy też intencjami, którymi kierowali się decydenci, kupując ubezpieczenie.

4.2. Analiza modelu potęgowego

W tabelach 4 i 5 zawarto wyniki estymacji współczynników równania modelu potęgowego. Na podstawie analizy ilorazów t i poziomów istotności z równania usunięte zostały zmienne *pijacy* i *cesja*, jako nieistotne statystycznie. Wobec powyższego w kolejnej iteracji modelu uwzględniono tylko zmienne *Inkapital*, *Inwiek*, *plec*, *palacy* i *stcywilny*.

Oszacowana postać równania:

$$\ln awersja = 23,9133 - 1,0734 \cdot \ln kapitał - 2,8640 \cdot \ln wiek - 1,0658 \cdot plec - \\ - 0,1386 \cdot stcywilny - 0,1756 \cdot palacy - 0,0565 \cdot pijacy + 0,0085 \cdot cesja.$$

Tabela 4. Wyniki estymacji pełnego równania awersji do ryzyka – model potęgowy

Zmienna	Współczynnik regresji	elas	t -stat	p – ist(t)
wyraz wolny	23,913		29,269	< 0,001
<i>Inkapitał</i>	-1,073	37,4076	-21,385	< 0,001
<i>Inwiek</i>	-2,864	29,1283	-20,078	< 0,001
<i>plec</i>	-1,066	1,8042	-14,639	< 0,001
<i>stcywilny</i>	-0,1386	0,2736	-1,727	0,085
<i>palacy</i>	-0,1756	0,1079	-2,071	0,039
<i>pijacy</i>	-0,0565	0,0214	-0,552	0,581
<i>cesja</i>	-0,0085	-0,0117	0,123	0,902
$R^2 = 0,653$				

Źródło: obliczenia własne w programie DEMS.

Oszacowana postać równania, po usunięciu zmiennych nieistotnych, wygląda następująco:

$$\ln awersja = 23,8745 - 1,0733 \cdot \ln kapitał - 2,8539 \cdot \ln wiek - 1,0679 \cdot plec - \\ - 0,1385 \cdot stcywilny - 0,1803 \cdot palacy.$$

Tabela 5. Wyniki estymacji równania awersji do ryzyka, po usunięciu zmiennych nieistotnych statystycznie – model potęgowy⁹

Zmienna	Współczynnik regresji	elas	t-stat	p – ist(t)
wyraz wolny	23,8745		29,369	< 0,001
<i>lnkapital</i>	-1,0733	37,4036	-21,413	< 0,001
<i>lnwiek</i>	-2,8539	29,0257	-20,200	< 0,001
<i>plec</i>	-1,0679	1,8078	-14,803	< 0,001
<i>stcywilny</i>	-0,1385	0,2735	-1,728	0,084
<i>palacy</i>	-0,1803	0,1108	-2,141	0,033
$R^2 = 0,653$				

Źródło: obliczenia własne w programie DEMS.

Wyniki uzyskane w przypadku regresji modelu potęgowego pozostają w zgodzie, co do kierunku zależności z wynikami otrzymanymi w przypadku modelu wykładniczego. Ujemny znak współczynnika *lnkapital* (-1,07) można interpretować następująco: przy 10% wzroście kapitału poziom awersji do ryzyka spadnie o 10,7%. Powyższe może być traktowane jako dowód na poparcie hipotezy o malejącej względnej awersji do ryzyka. Współczynnik *lnwiek* (-2,854) implikuje, że 1-procentowy wzrost wieku prowadzi do zmalenia awersji o ok. 2,9%.

Różnice w stopniu awersji do ryzyka między kobietami a mężczyznami ponownie okazały się znaczące. Ujemny współczynnik przy zmiennej *plec* wskazuje, że mężczyźni uczestniczący w badaniu przeciętnie mają mniejszą awersję do ryzyka niż kobiety (średnio o 66%).

Ponownie osoby pozostające w związkach małżeńskich okazały się średnio mniej awersyjne niż osoby stanu wolnego (średnio o 13%). Tym razem ujawnił się związek między paleniem papierosów a poziomem awersji do ryzyka. Okazało się mianowicie, że palacze są średnio o 16,5% mniej awersyjni niż ci, którzy papierosów nie palą. Również w tym przypadku nie potwierdziła się zależność między poziomem awersji do ryzyka a regularnym spożywaniem alkoholu i intencjami, którymi kierowali się decydenci, kupując ubezpieczenie.

6. Wnioski

Celem tej pracy była estymacja współczynnika względnej awersji do ryzyka, próba zbadania prawdziwości hipotezy RWAR i oszacowanie różnic w stopniu względnej awersji do ryzyka między podgrupami wewnątrz objętej badaniem próby, wyodrębnianymi na podstawie legitymowania się pewnymi cechami, m.in.

⁹ Po usunięciu z próby obserwacji względnej awersji do ryzyka równej 1827,494 uzyskano następujące współczynniki regresji przy zmiennych: *lnkapital* -1,0461, *lnwiek* -2,8096, *plec* -1,0527, *stcywilny* -0,1335, *palacy* -0,2016. Wskazują one na analogiczne relacje pomiędzy zmiennymi objaśniającymi a zmienną objaśnianą.

plcią czy posiadaniem współmałżonka. Wśród ubezpieczonych uwzględnionych w badaniu średni poziom względnej awersji do ryzyka wyniósł 5,244 i jest nieco wyższy niż uzyskiwany w badaniach omówionych w punkcie 1. Wyniki uzyskane w modelu wykładniczym wskazują, że względna awersja do ryzyka początkowo maleje, a później rośnie wraz ze wzrostem kapitału ludzkiego. Również model potęgowy nie potwierdził hipotezy o rosnącej względnej awersji do ryzyka, wskazując raczej na fakt malenia względnej awersji do ryzyka wraz ze wzrostem majątku zdefiniowanego jako kapitał ludzki. Udało się potwierdzić wyniki otrzymane przez Eisenhauera i Haleka [4] w kwestii różnic w awersyjności wśród kobiet i mężczyzn oraz różnic wynikających z wieku. Z powodu braku danych o wykształceniu czy liczbie posiadanych przez ubezpieczonych dzieci niemożliwe było zbadanie zależności między tymi cechami a stopniem awersji do ryzyka. Na zależność taką wskazywali Eisenhauer i Halek [4]. Przeprowadzone rozważania okazałyby się pełniejsze, a dopasowanie modeli lepsze, gdyby uwzględniono w nich stan majątkowy ubezpieczonych rozumiany jako zgromadzone przez nich aktywa. Takimi danymi zakłady ubezpieczeń nie dysponują w kontekście ubezpieczeń terminowych. Uzyskane wyniki mogłyby zostać nieco zmodyfikowane, gdyby informacje o przeciętnych zarobkach uczestników badania były przez nich podawane. W przypadku, gdy do dyspozycji były tylko dane o zawodzie wykonywanym przez ubezpieczonego i należało jego przeciętne zarobki szacować na podstawie danych pochodzących z GUS, można spodziewać się pewnych nieścisłości. Dane o zarobkach nie były rozróżniane ze względu na płeć czy wiek, a jedynie ze względu na miejsce zamieszkania (województwo). Dodatkowo posiadanie informacji o rzeczywistych dochodach ubezpieczonych pozwoliłoby oprzeć badanie na większej próbie. Nie ma jednak powodów, żeby przed przeprowadzeniem odpowiednich badań twierdzić, iż uwzględnienie powyższych uwag zmodyfikowałoby znacząco otrzymane wyniki.

Literatura

- [1] Arrow K., *Essays in the Theory of Risk-bearing*, Markham Publishing Company, Chicago 1971.
- [2] Eisenhauer J., *Estimating prudence*, „Easter Economic Journal” 2000, vol. 26, no. 4.
- [3] Eisenhauer J., Halek M., *Prudence, risk aversion and the demand for life insurance*, „Applied Economics Letters” 1999, vol. 6, no. 4.
- [4] Eisenhauer J., Halek M., *Demography of Risk Aversion*, „Journal of Risk and Insurance” 2001, vol. 68, no. 1.
- [5] Levy H., *Absolute and relative risk aversion: an experimental study*. „Journal of Risk and Uncertainty” 1994, no. 8.
- [6] Pratt J.W., *Risk aversion in the small and in the large*, „Econometrica” 1964, vol. 32, no. 1-2.
- [7] Szpiro G., *The hypotheses of absolute and relative risk aversion: an experimental study using cross-section data*, „Geneva Papers on Risk and Insurance” 1983, vol. 8, no. 29.
- [8] Szpiro G., *Measuring risk aversion: an alternative approach*, „Review of Economics and Statistics” 1986, vol. 68, no. 1.

ESTIMATION OF RELATIVE RISK AVERSION COEFFICIENT AND ITS RELATIONS WITH DIFFERENT DEMOGRAPHIC FEATURES

Summary

The aim of this paper is to estimate the coefficient of the relative risk aversion for each of the 760 individuals who purchased term life insurance. These results allowed examining differences in attitude toward risk across demographic subgroups. The subdivision into those subgroups was based on gender, marital status, regular cigarette smoking and alcohol drinking. The relationship between age and the degree of risk aversion was also examined. Information about the average income of survey participants allowed to test postulated by Arrow hypothesis of the behaviour of the relative risk aversion as wealth's level changes.

The second section focuses on the prior researches. Then the author presents the theoretical model which was used to the empirical estimation of the risk aversion's coefficient. The fourth and fifth sections present the context of the survey and the author's results of the estimation. The paper ends with a short conclusion.