

PRACE NAUKOWE

Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu

RESEARCH PAPERS

of Wrocław University of Economics

Nr 342

Ubezpieczenia wobec wyzwań XXI wieku

Redaktor naukowy
Wanda Ronka-Chmielowiec



Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
Wrocław 2014

Redaktor Wydawnictwa: Aleksandra Śliwka
Redaktor techniczny: Barbara Łopusiewicz
Korektor: Barbara Cibis
Łamanie: Comp-rajt
Projekt okładki: Beata Dębska

Publikacja jest dostępna w Internecie na stronach:
www.ibuk.pl, www.ebscohost.com,
w Dolnośląskiej Bibliotece Cyfrowej www.dbc.wroc.pl,
The Central and Eastern European Online Library www.ceeol.com,
a także w adnotowanej bibliografii zagadnień ekonomicznych BazEkon
http://kangur.uek.krakow.pl/bazy_ae/bazekon/nowy/index.php

Informacje o naborze artykułów i zasadach recenzowania znajdują się
na stronie internetowej Wydawnictwa
www.wydawnictwo.ue.wroc.pl

Kopiowanie i powielanie w jakiegokolwiek formie
wymaga pisemnej zgody Wydawcy

© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
Wrocław 2014

ISSN 1899-3192

ISBN 978-83-7695-461-5

Wersja pierwotna: publikacja drukowana

Druk i oprawa:
EXPOL, P. Rybiński, J. Dąbek, sp.j.
ul. Brzeska 4, 87-800 Włocławek

Spis treści

Wstęp	9
Maria Balcerowicz-Szkutnik, Włodzimierz Szkutnik: Sektor ubezpieczeń w krajach postradzieckiej Azji Środkowej	11
Teresa H. Bednarczyk: The systemic relevance of the reinsurance industry	28
Krystyna Ciuman: Finansjalizacja a sektor ubezpieczeń	37
Magdalena Chmielowiec-Lewczuk: Analiza najważniejszych pozycji wynikowych według grup ubezpieczeń działu II w Polsce dla lat 2009-2011	44
Andrzej Grzebieniak: Ocena narzędzi marketingowych stosowanych przez zakłady ubezpieczeń w procesie zarządzania relacjami z klientami	57
Monika Hadaś-Dyduch: Zarządzanie ryzykiem poprzez ubezpieczenie	66
Beata Jackowska: Wpływ proporcji płci ubezpieczonych na wysokość jednorazowych składek netto w ubezpieczeniach na życie	77
Beata Jackowska, Tomasz Jurkiewicz, Ewa Wycinka: Satysfakcja przedsiębiorstw sektora MŚP z likwidacji szkód ubezpieczeniowych	87
Anna Jędrzychowska, Patrycja Kowalczyk-Rólczyńska, Ewa Poprawska: Sytuacja na rynku ubezpieczeń komunikacyjnych w Polsce na tle rynku europejskiego	98
Marcin Kawiński: Pozasądowe rozstrzyganie sporów a ochrona konsumentów branży ubezpieczeniowej	111
Nadezda Kirillova: Insurance for companies and households in Russia	127
Robert Kurek: Arbitraż nadzorczy na rynku usług finansowych – identyfikacja zjawiska	132
Piotr Majewski: Ubezpieczenia pojazdów zabytkowych	140
Marek Monkiewicz, Grażyna Sordyl, Bogusław Bamber: Alternatywne metody wykorzystania funduszu pomocowego zarządzanego przez Ubezpieczeniowy Fundusz Gwarancyjny (UFG)	150
Magdalena Mosionek-Schweda: Model Altmana jako narzędzie do oceny ryzyka upadłości przedsiębiorstw	164
Joanna Niżnik: Reformowanie systemów emerytalnych państw Europy Środkowej po kryzysie finansowym 2008 r. na przykładzie Czech i Węgier	176
Dorota Ostrowska: Insurance Guarantes market development in Poland in the years 2006-2012	186
Sylwia Pińkowska-Kamieniecka: Obowiązkowe zakładowe programy emerytalne w Europie	196
Piotr Pisarewicz: Nowe standardy rynku <i>bancassurance</i> w zakresie ubezpieczeń z elementem inwestycyjnym lub oszczędnościowym	206

Maria Płonka: Kierunki internacjonalizacji zakładów ubezpieczeń ze szczególnym uwzględnieniem towarzystw ubezpieczeń wzajemnych ...	216
Agnieszka Przybylska-Mazur: Wybrane wielkości statystyczne w podejmowaniu decyzji o prywatnych ubezpieczeniach zdrowotnych	225
Filip Przydróżny: Komunikacja zakładu ubezpieczeń z otoczeniem w kryzysie zaufania	236
Ryszard Pukała: Konsekwencje wstąpienia Rosji do WTO dla rosyjskiego rynku ubezpieczeniowego	245
Joanna Rutecka: Dodatkowe zabezpieczenie emerytalne – charakterystyka i czynniki rozwoju	256
Edyta Sidor-Banaszek: Wykorzystanie wskaźnika ALE (<i>Active Life Expectancy</i>) w ubezpieczeniu od ryzyka niesamodzielności	267
Ewa Spigarska: Sprawozdawczość zakładów ubezpieczeń dla potrzeb rachunkowości i dyrektywy Wyplacalność II – podobieństwa i różnice	278
Ilona Tomaszewska, Renata Pajewska-Kwaśny: Szkody środowiskowe w świetle regulacji zawartych w dyrektywie ELD	288
Tatiana Verezubova: Doskonalenie monitorowania wypłacalności zakładów ubezpieczeń	298
Damian Walczak: Wybrane problemy dodatkowego zabezpieczenia emerytalnego rolników w Polsce	306
Stanisław Wieteska: Dylematy ubezpieczenia mienia w obiektach wielko-przestrzennych wysokiego składowania od skutków dymu pożarowego	316
Alicja Wolny-Dominiak: Loss reserving using growth curve modeling	331
Wojciech Wiśniewski: Wpływ technologii informatycznych na zmiany organizacji likwidacji szkód	338
Tomasz Zapart: Kalkulacja składki ubezpieczeniowej w ubezpieczeniach komunikacyjnych dla podmiotów gospodarczych.	348
Marta Zieniewicz: Mikroubezpieczenia szansą dla mikro- i małych przedsiębiorstw w Polsce – przykład branży transportowej	359

Summaries

Maria Balcerowicz-Szkutnik, Włodzimierz Szkutnik: Insurance sector in post-Soviet Asian states	27
Teresa H. Bednarczyk: Systemowe znaczenie sektora reasekuracyjnego	36
Krystyna Ciuman: Financialisation within the insurance sector	43
Magdalena Chmielowiec-Lewczuk: Analysis of the most important income and cost position for nonlife insurance companies from the Polish market in the time period 2009-2011	56

Andrzej Grzebieniak: The evaluation of marketing tools used by insurance companies in the process of managing the relations with clients	65
Monika Hadaś-Dyduch: Managing risk through insurance	76
Beata Jackowska: The influence of gender structure of the insured on net single premiums in life insurance	86
Beata Jackowska, Tomasz Jurkiewicz, Ewa Wycinka: SMEs' satisfaction with insurance claims settlement	97
Anna Jędrzychowska, Patrycja Kowalczyk-Rólczyńska, Ewa Poprawska: The situation on the motor insurance market in Poland against a background of the European market	109
Marcin Kawiński: Alternative dispute resolution and consumer protection within insurance market	126
Nadezda Kirillova: Ubezpieczenia dla przedsiębiorstw i gospodarstw domowych w Rosji	131
Robert Kurek: Supervisory arbitrage at the financial services market – the phenomenon identification	139
Piotr Majewski: Historic vehicles insurance	149
Marek Monkiewicz, Grażyna Sordyl, Bogusław Bamber: Alternative methods of use of the assistance fund managed by the Insurance Guarantee Fund (IGF)	163
Magdalena Mosionek-Schweda: The Altman model as a tool to predict bankruptcy of companies	175
Joanna Niżnik: The reform of pension systems in Middle Europe after the 2008 financial crisis on the example of Czech and Hungary	185
Dorota Ostrowska: Rozwój rynku gwarancji ubezpieczeniowych w Polsce w latach 2006-2012	195
Sylwia Pieńkowska-Kamieniecka: Mandatory occupational pension schemes in Europe	205
Piotr Pisarewicz: New bancassurance standards of insurance investment products and products with saving component	215
Maria Płonka: Directions of internationalization of insurance undertakings with particular emphasis on mutual insurance companies	224
Agnieszka Przybylska-Mazur: Selected statistical values in decision-making when selecting private health insurance	235
Filip Przydróżny: Communication of insurance company with the environment in trust crisis	244
Ryszard Pukała: Consequences of the Russian accession to the WTO for the Russian insurance market	255
Joanna Rutecka: Supplementary old-age pension security – basic characteristics and main factors of its growth	266
Edyta Sidor-Banaszek: Active life expectancy in a stand-alone policy	277

Ewa Spigarska: Reporting of the insurance companies for accounting purposes and the Solvency II Directive – similarities and differences	287
Ilona Tomaszewska, Renata Pajewska-Kwaśny: Impact of EU legislation on the development of environmental insurance	297
Tatiana Verezubova: Control of solvency of insurers of the Republic of Belarus	305
Damian Walczak: Some problems faced by farmers in Poland regarding additional retirement savings	315
Stanisław Wieteska: Property insurance dilemmas in high storage objects from the effects of fire smoke	330
Alicja Wolny-Dominiak: Kalkulacja rezerwy szkodowej z wykorzystaniem krzywej wzrostu	337
Wojciech Wiśniewski: Impact of IT technologies on changes of organization of claims settlement	347
Tomasz Zapart: The calculation of the insurance premium in motor insurance for business entities.	358
Marta Zieniewicz: Microinsurance as a chance for micro and small business – an example of transport industry	366

Beata Jackowska

Uniwersytet Gdański

WPLYW PROPORCJI PŁCI UBEZPIECZONYCH NA WYSOKOŚĆ JEDNORAZOWYCH SKŁADEK NETTO W UBEZPIECZENIACH NA ŻYCIE

Streszczenie: Płeć, obok wieku, jest kluczowym czynnikiem determinującym intensywność zgonów. Wprowadzony od dnia 21.12.2012 zakaz różnicowania składek i świadczeń ze względu na płeć przyczynił się do tego, że struktura portfela polis ze względu na płeć ubezpieczonych stała się dodatkowym ryzykiem dla zakładu ubezpieczeń. W artykule na podstawie danych demograficznych ukazano wpływ proporcji płci na wysokość jednorazowych składek netto w podstawowych typach ubezpieczeń na życie. W celu dokonania kalkulacji skonstruowano tablice trwania życia przy założeniu różnych struktur populacji ze względu na płeć. Wykazano, jak duże znaczenie w poprawnej kalkulacji składek jednolitych dla mężczyzn i kobiet ma znajomość proporcji płci ubezpieczonych.

Słowa kluczowe: ubezpieczenie na życie, tablica trwania życia dla obu płci łącznie, jednorazowa składka netto.

DOI: 10.15611/pn.2014.342.07

1. Wstęp

Zgodnie z wyrokiem Trybunału Sprawiedliwości Unii Europejskiej z dnia 1.03.2011 (w sprawie Test-Achats nr C-236/09) kraje UE zostały zobowiązane do wdrożenia od dnia 21.12.2012 zakazu różnicowania przez zakłady ubezpieczeń składek i świadczeń ze względu na płeć w nowo zawieranych umowach ubezpieczenia. W Polsce zakaz został wprowadzony poprzez Ustawę z dnia 14 grudnia 2012 r. o zmianie ustawy o działalności ubezpieczeniowej (DzU 2013, nr 0, poz. 53), w wyniku czego art. 18a otrzymał następujące nowe brzmienie¹: „Zastosowanie

¹ Przed zmianą art. 18a Ustawy z dnia 22 maja 2003 r. o działalności ubezpieczeniowej (DzU 2003, nr 124, poz. 1151) umożliwiał proporcjonalne różnicowanie składek i świadczeń w przypadkach, w których na podstawie danych aktuarialnych i statystycznych można było wykazać, że płeć jest istotnym czynnikiem ryzyka.

przez zakład ubezpieczeń kryterium płci w kalkulowaniu składek ubezpieczeniowych i świadczeń nie może prowadzić do różnicowania składek ubezpieczeniowych i świadczeń poszczególnych osób”. Ustawa zmieniająca weszła w życie 29.01.2013.

W artykule postawiono hipotezę, iż mimo zakazu różnicowania składek i świadczeń ze względu na płeć, informacja na temat płci ubezpieczonych jest nadal ważna w kalkulacjach przeprowadzanych w ubezpieczeniach na życie. Struktura portfela polis ze względu na płeć determinuje bowiem wysokość składek jednolitych ze względu na płeć. Fakt ten można uwzględnić w kalkulacjach, gdyż przytoczony powyżej art. 18a ustawy o działalności ubezpieczeniowej pozwala na uwzględnienie kryterium płci w kalkulacjach, pod warunkiem że nie prowadzi to do zróżnicowania warunków umowy ubezpieczeniowej ze względu na płeć. Celem artykułu jest pokazanie znaczenia struktury portfela polis według płci w kalkulacji jednorazowej składki netto w podstawowych typach ubezpieczeń na życie.

Podjęty temat jest niezwykle ważny, gdyż ujednoczenie wysokości składek i świadczeń dla obu płci najprawdopodobniej wpłynie na liczbę umów zawieranych przez kobiety i mężczyzn, wskutek czego w portfelu ubezpieczyciela może wzrosnąć udział grupy o większym ryzyku. Struktura portfela według płci stała się więc dodatkowym ryzykiem dla zakładów ubezpieczeń. W rzeczywistości poziom jednolitej składki będzie więc kompromisem między spodziewanym pogorszeniem struktury portfela a konkurencyjnością produktu ubezpieczeniowego na rynku (por. [Jackowska, Wycinka 2012; *Memorandum...* 2012]).

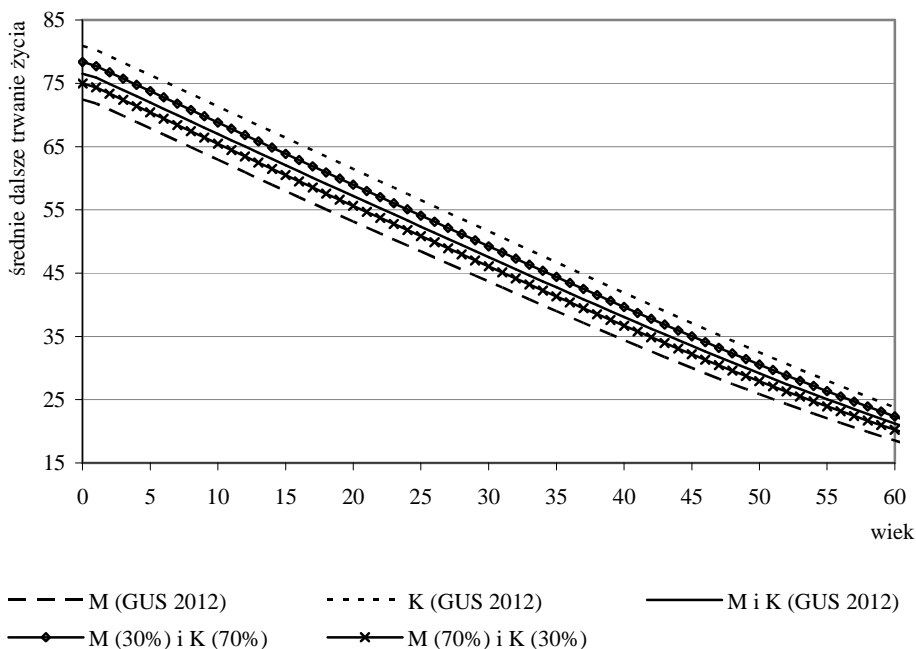
2. Tablice łączne dla mężczyzn i kobiet dla różnych proporcji płci w populacji

Proporcja płci w subpopulacji osób ubezpieczonych zazwyczaj odbiega od proporcji płci w całej populacji, a co więcej – zależy od typu ubezpieczenia. Dodatkowo polisy dla mężczyzn zazwyczaj wystawiane są na wyższe sumy niż dla kobiet. Przykładowo z raportu Oxery wynika, że na mężczyzn może przypadać od 60% do 80% wartości polis ogółem w przypadku terminowych ubezpieczeń na życie [*The impact of...* 2011, s. 28]. Co więcej, dane Swiss Re pokazują, że zakłady ubezpieczeń mogą różnić się znacznie między sobą strukturą ubezpieczonych osób według płci [Kruger 2012]. Z drugiej strony, ujednoczenie składek może wpłynąć na liczbę umów zawieranych przez mężczyzn i kobiety, prowadząc do zmian w proporcji płci ubezpieczonych. Z tego powodu historyczne dane zakładów ubezpieczeń dotyczące struktury ubezpieczonych według płci mogą okazać się w obecnych warunkach nieprzydatne.

W celu ukazania wpływu proporcji płci na wysokość jednorazowych składek netto w podstawowych typach ubezpieczeń na życie w poniższych kalkulacjach posłużono się tablicami trwania życia w Polsce w roku 2011 [*Trwanie życia...*

2012]. Tablice oddzielne dla mężczyzn i kobiet zostały wykorzystane do konstrukcji tablic łącznych metodą kombinacji liczby dożywających dla każdej z płci, przy założeniu różnych wariantów proporcji płci. W przypadku podawanych przez GUS tablic łącznych dla obu płci przyjęcie struktury empirycznej dla noworodków (51,55% chłopców i 48,45% dziewcząt) pozwala na wyznaczenie wszystkich wartości tablicowych [Trwanie życia... 2012, s. 42].

Rysunek 1 prezentuje średnie dalsze trwanie życia mężczyzn i kobiet oddzielnie, a także łącznie w przypadku trzech różnych proporcji płci. Z przekrojowych tablic wymieralności dla roku 2011 wynika, że w Polsce mężczyźni żyją średnio 72,4 roku, natomiast kobiety 80,9 roku, czyli średnio o 8,5 roku dłużej niż mężczyźni. Przeciętne trwanie życia wyznaczone dla kobiet i mężczyzn ogółem wynosi 76,5 roku. Gdyby w populacji w momencie urodzenia było 30% chłopców i 70% dziewcząt, to średnie trwanie życia dla obu płci łącznie wynosiłoby 78,4 roku, a przy odwróconej proporcji, tzn. 70% chłopców i 30% dziewcząt, średnie trwanie życia dla obu płci łącznie wynosiłoby 75,0 lat (rys. 1).



Rys. 1. Średnie dalsze trwanie życia mężczyzn (M), kobiet (K) oraz mężczyzn i kobiet łącznie (M i K) w populacjach o założonej strukturze według płci przy urodzeniu

Źródło: [Trwanie życia... 2012] oraz obliczenia własne.

Tabela 1. Średnie dalsze trwanie życia mężczyzn (M), kobiet (K) oraz mężczyzn i kobiet łącznie (M i K) w populacjach o założonej strukturze według płci w danym wieku

Wiek x	Tablice GUS*			Tablice łączne** (M i K) przy ustalonym odsetku mężczyzn w wieku x					
	M	K	M i K	30%	40%	50%	60%	70%	80%
30	43,67	51,61	47,54	49,22	48,43	47,63	46,84	46,05	45,26
40	34,41	41,87	38,07	39,62	38,88	38,14	37,39	36,65	35,90
50	25,85	32,47	29,16	30,48	29,82	29,16	28,50	27,83	27,17
60	18,52	23,76	21,23	22,18	21,66	21,13	20,61	20,09	19,57
70	12,38	15,79	14,27	14,76	14,42	14,08	13,74	13,40	13,06

* Trwanie życia w 2011 r., GUS 2012.

** Obliczenia własne.

Źródło: [Trwanie życia... 2012] oraz obliczenia własne.

W tabeli 1 przedstawiono wartości średniego dalszego trwania życia w wieku 30, 40, 50, 60 i 70 lat dla kobiet i mężczyzn oddzielnie oraz łącznie, przy założeniu proporcji płci występującej w rzeczywistości w populacji oraz przy zmienionej proporcji. Proporcja płci została określona w sześciu wariantach dla osób w wieku 30, 40, 50, 60 i 70 lat.

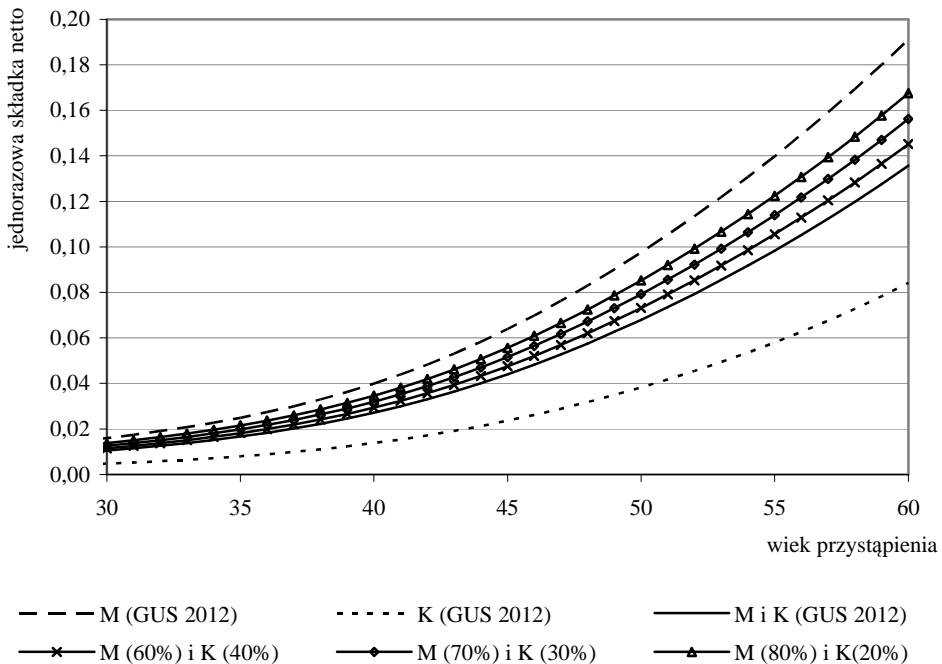
3. Proporcja płci w populacji a wysokość jednorazowych składek netto w wybranych typach ubezpieczeń na życie

Między zakładami ubezpieczeń mogą występować znaczne różnice w strukturze ubezpieczonych według płci [Kruger 2012]. Na podstawie danych demograficznych dla Polski z roku 2011, przy założeniu różnych wariantów proporcji płci, dokonano kalkulacji jednolitych ze względu na płeć jednorazowych składek netto w podstawowych typach ubezpieczeń na życie: ubezpieczeniu na całe życie, terminowym ubezpieczeniu na życie, czystym ubezpieczeniu na dożycie, rencie dożywotniej oraz rencie okresowej (metody kalkulacji zob. np. [Błaszczyszyn, Rolski 2004; Bowers i in. 1997; Gerber 1990]). Do kalkulacji przyjęto techniczną stopę procentową równą 3%. Wyniki zostały zilustrowane na wykresach, a dla wybranych przypadków zaprezentowano w tablicach procentową zmianę jednorazowej składki netto dla zmienionej proporcji płci w stosunku do jednorazowej składki netto dla proporcji płci występującej w rzeczywistości w populacji mieszkańców Polski. Punkt odniesienia w analizie zmian wysokości składek w populacji o zachwanej proporcji mężczyzn i kobiet stanowiły więc składki wyznaczone na podstawie tablic trwania życia w Polsce w roku 2011 dla obu płci łącznie [Trwanie życia... 2012].

3.1. Ubezpieczenie na wypadek śmierci

Ze względu na to, że w gospodarstwach domowych mężczyźni częściej zapewniają główne źródło dochodu, w terminowym ubezpieczeniu na życie w populacji ubez-

pieczonych zazwyczaj występuje znacząca przewaga mężczyzn, przy czym występuje związek między odsetkiem ubezpieczonych mężczyzn a wiekiem przystąpienia do ubezpieczenia oraz sumą ubezpieczenia. Do kalkulacji przyjęto więc zwiększony odsetek mężczyzn na poziomie 60%, 70% i 80%, przy założeniu struktury według płci dla osób w wieku 30 lat (por. [Kruger 2012; *The impact of...* 2011]). Na rysunku 2 zaprezentowano poziom jednorazowej składki netto w 10-letnim jednostkowym² ubezpieczeniu na życie dla mężczyzn i kobiet oddzielnie, a także łącznie przy przyjętych powyżej założeniach.



Rys. 2. Jednorazowa składka netto w 10-letnim jednostkowym ubezpieczeniu na życie w populacjach o różnej strukturze według płci; techniczna stopa procentowa 3%

Źródło: obliczenia własne.

W tabeli 2 przedstawiono względny przyrost jednorazowej składki netto jednolitej ze względu na płeć w 10-letnim ubezpieczeniu na życie oraz ubezpieczeniu na całe życie przy zwiększonym odsetku mężczyzn w populacji. Przyrosty względne nie zależą od przyjętej sumy ubezpieczenia. Zmiany względne są tym większe, im krótszy jest okres ubezpieczenia oraz im młodszy wiek przystąpienia do ubezpieczenia. Przykładowo zwiększenie, w porównaniu do rzeczywistej populacji, odsetka

² Suma ubezpieczenia wynosi 1 jednostkę pieniężną (j. p.).

Tabela 2. Przyrost (w %) jednorazowej składki netto ujednoliconej dla mężczyzn (M) i kobiet (K) w 10-letnim ubezpieczeniu na życie oraz ubezpieczeniu na całe życie przy zwiększeniu odsetka mężczyzn w populacji; techniczna stopa procentowa 3%

Wiek <i>x</i>	M (60%) i K (40%)		M (70%) i K (30%)		M (80%) i K (20%)	
	na 10 lat	na całe życie	na 10 lat	na całe życie	na 10 lat	na całe życie
30	9,4	2,2	20,2	4,7	31,0	7,2
35	8,9	2,1	19,1	4,5	29,4	6,9
40	8,4	2,0	18,1	4,3	27,8	6,6
45	8,0	1,9	17,2	4,1	26,5	6,3
50	7,7	1,8	16,5	3,8	25,5	5,8

Źródło: obliczenia własne.

mężczyzn w wieku 30 lat do poziomu 60% spowodowałoby dla osób w tym wieku wzrost jednorazowej składki netto w 10-letnim ubezpieczeniu o 9,4%, a w ubezpieczeniu na całe życie o 2,2%. Gdyby wśród 30-latków 70% populacji stanowili mężczyźni, przyrost jednorazowej składki netto wynosiłby w rozważanych ubezpieczeniach odpowiednio 20,2% i 4,7%, a przy odsetku mężczyzn 80% przyrost jednorazowej składki netto wynosiłby odpowiednio aż 31,0% i 7,2%.

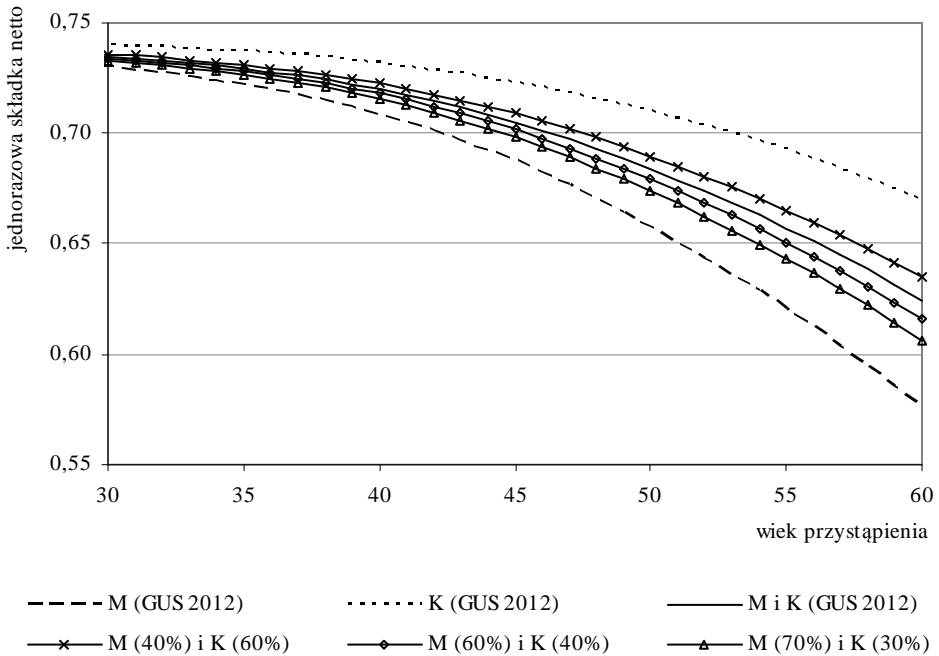
3.2. Ubezpieczenie na dożycie

Czyste ubezpieczenie na dożycie ma charakter oszczędnościowy i w szczególności może być traktowane jako dodatkowe zabezpieczenie w tzw. trzecim filarze systemu emerytalnego, który w Polsce jest jeszcze słabo rozwinięty. Dlatego trudno przewidzieć przyszłą proporcję płci osób wykupujących tego typu ubezpieczenie. Wobec tego kalkulacji dokonano dla odsetka mężczyzn zarówno zmniejszonego (30% i 40%, przy założeniu struktury według płci dla osób w wieku 30 lat), jak i zwiększonego (60% i 70%, przy założeniu struktury według płci dla osób w wieku 30 lat). Przy czym możliwe jest znaczne zróżnicowanie pod tym względem poszczególnych zakładów ubezpieczeń. Rysunek 3 przedstawia jednorazową składkę netto w 10-letnim jednostkowym³ ubezpieczeniu na dożycie zróżnicowaną ze względu na płeć oraz ujednoliconą dla czterech wariantów proporcji płci w populacji.

Przy zakłóceniu proporcji płci w populacji względna zmiana poziomu jednorazowej składki netto w 10-letnim ubezpieczeniu na dożycie okazała się znacznie mniejsza niż w przypadku 10-letniego ubezpieczenia na wypadek śmierci (por. tab. 2 i 3). Zwiększenie odsetka mężczyzn w populacji spowodowało spadek jednorazowej składki w ubezpieczeniu na dożycie od 0,12% do 4,29%, w zależności od wariantów założeń przyjętych w tab. 3. Natomiast zmniejszenie odsetka mężczyzn w populacji spowodowało wzrost jednorazowej składki od 0,15% do 4,78% w zależności od wariantu rozważanego w tab. 3. Zmiany względne są tym większe, im dłuż-

³ Suma ubezpieczenia wynosi 1 j. p.

szy jest okres ubezpieczenia oraz im starszy wiek przystępującego do ubezpieczenia. Zmiany te nie zależą od sumy ubezpieczenia.



Rys. 3. Jednorazowa składka netto w 10-letnim jednostkowym ubezpieczeniu na dożycie (czystym) w populacjach o różnej strukturze według płci; techniczna stopa procentowa 3%

Źródło: obliczenia własne.

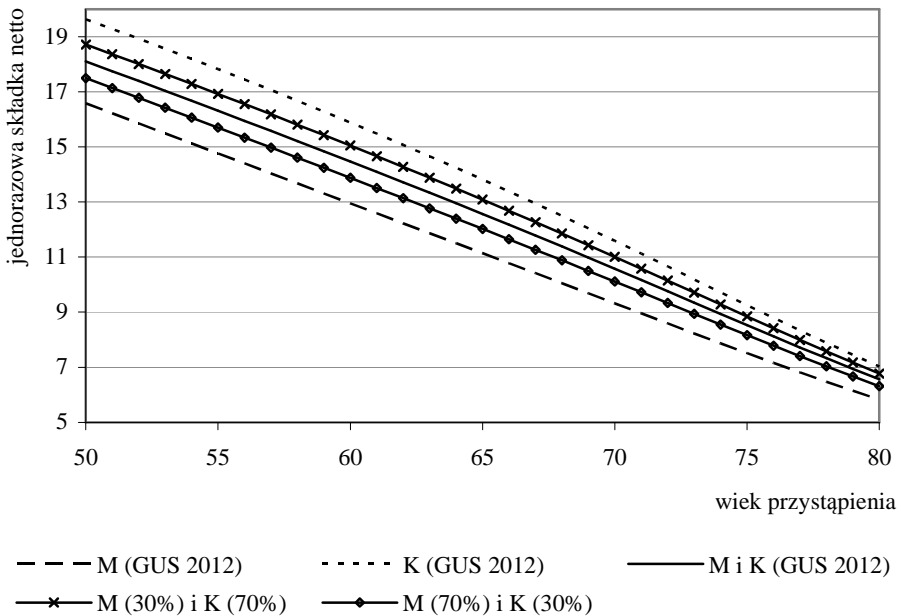
Tabela 3. Przyrost/spadek (w %) jednorazowej składki netto ujednoliconej dla mężczyzn (M) i kobiet (K) w 10-letnim i 20-letnim ubezpieczeniu na dożycie (czystym) przy zmianie proporcji płci w populacji; techniczna stopa procentowa 3%

x	M (30%) i K (70%)		M (40%) i K (60%)		M (60%) i K (40%)		M (70%) i K (30%)	
	na 10 lat	na 20 lat	na 10 lat	na 20 lat	na 10 lat	na 20 lat	na 10 lat	na 20 lat
30	0,29	0,98	0,15	0,52	-0,12	-0,40	-0,26	-0,86
35	0,44	1,52	0,23	0,80	-0,18	-0,62	-0,39	-1,34
40	0,68	2,31	0,36	1,23	-0,28	-0,96	-0,61	-2,05
45	1,07	3,40	0,57	1,80	-0,44	-1,41	-0,96	-3,03
50	1,62	4,78	0,86	2,54	-0,67	-1,99	-1,45	-4,29

Źródło: obliczenia własne.

3.3. Renta życiowa

W przypadku renty życiowej przyjęto, podobnie jak w przypadku ubezpieczenia na dożycie, strukturę według płci z odsetkiem mężczyzn zarówno zwiększonym (60% i 70%, przy założeniu struktury według płci dla osób w wieku 50 lat), jak i zmniejszonym (30% i 40%, przy założeniu struktury według płci dla osób w wieku 50 lat) w stosunku do populacji rzeczywistej. W zależności od kierunków dalszych zmian w zreformowanym polskim systemie emerytalnym popyt na renty życiowe, i struktura tego popytu, może ulec różnokierunkowym zmianom. Na rysunku 4 zaprezentowano kształtowanie się jednorazowej składki netto w przypadku jednostkowej⁴ renty dożywotniej zróżnicowanej ze względu na płeć, jak też ujednocnionej dla trzech wariantów proporcji płci.



Rys. 4. Jednorazowa składka netto dla jednostkowej renty dożywotniej w populacjach o różnej strukturze według płci; techniczna stopa procentowa 3%

Źródło: obliczenia własne.

W tabeli 4 dla renty 20-letniej oraz renty dożywotniej o stałych kwotach świadczenia (dowolnej wysokości) przedstawiono względną zmianę jednolitej ze względu na płeć składki jednorazowej netto dla czterech wariantów proporcji płci w stosunku do przypadku, w którym proporcja płci jest taka jak w rzeczywistej populacji. Zmiany

⁴ Świadczenie rentowe w wysokości 1 j. p. co rok, dopóki żyje osoba ubezpieczona.

Tabela 4. Przyrost/spadek (w %) jednorazowej składki netto ujednoliconej dla mężczyzn (M) i kobiet (K) dla 20-letniej renty życiowej oraz renty dożywotniej przy zmianie proporcji płci w populacji; techniczna stopa procentowa 3%

x	M (30%) i K (70%)		M (40%) i K (60%)		M (60%) i K (40%)		M (70%) i K (30%)	
	na 20 lat	dożywotnio	na 20 lat	dożywotnio	na 20 lat	dożywotnio	na 20 lat	dożywotnio
50	1,59	3,39	0,80	1,70	-0,78	-1,67	-1,57	-3,35
55	2,16	3,75	1,09	1,89	-1,07	-1,86	-2,16	-3,75
60	2,78	4,01	1,41	2,03	-1,40	-2,02	-2,84	-4,09
65	3,34	4,14	1,70	2,11	-1,71	-2,12	-3,50	-4,33
70	3,67	4,07	1,89	2,09	-1,93	-2,14	-3,97	-4,41

Źródło: obliczenia własne.

względne są tym większe, im dłuższy jest okres renty oraz im starszy wiek wykupienia renty. Zwiększenie odsetka mężczyzn w populacji spowodowało spadek jednorazowej składki od 0,78% do 4,41% w zależności od założeń przyjętych w tab. 4. Natomiast zmniejszenie odsetka mężczyzn w populacji spowodowało wzrost jednorazowej składki od 0,80% do 4,07% w zależności od wariantu rozważanego w tab. 4.

4. Wnioski

Podsumowując powyższe rozważania, należy stwierdzić, że dla zakładów ubezpieczeń na życie wraz z ujednoceniem składek i świadczeń ze względu na płeć wyłoniły się następujące istotne kwestie:

1. W ubezpieczeniach na życie do poprawnej kalkulacji składek i świadczeń jednolitych dla mężczyzn i kobiet konieczna jest znajomość struktury ubezpieczonych według płci.

2. W rozważanych typach ubezpieczeń, przy przyjętych powyżej założeniach, proporcja płci największe znaczenie ma w ubezpieczeniach na wypadek śmierci, natomiast mniejsze – w ubezpieczeniach na dożycie oraz w rentach życiowych.

3. W ubezpieczeniach na wypadek śmierci zwiększenie odsetka mężczyzn w populacji powoduje zwiększenie jednorazowej składki netto. Względny przyrost poziomu składki jest tym większy, im krótszy jest okres ubezpieczenia oraz im młodszy wiek przystąpienia do ubezpieczenia.

4. W ubezpieczeniach na dożycie oraz rentach życiowych zmniejszenie odsetka mężczyzn w populacji skutkuje zwiększeniem jednorazowej składki netto. Względny przyrost składki jest tym większy, im dłuższy jest okres ubezpieczenia (okres renty) oraz im starszy wiek przystąpienia do ubezpieczenia (wykupienia renty).

5. Konkurencyjność zakładu ubezpieczeń zależy więc od struktury portfela polis według płci.

6. Ujednocenie wysokości składek i świadczeń dla obu płci oznacza wzrost cen polis dla grupy niższego ryzyka, co może wpłynąć na liczbę umów zawieranych

nych przez kobiety i mężczyzn, wskutek czego w portfelu ubezpieczyciela może wzrosnąć udział grupy o większym ryzyku.

7. Zakłady ubezpieczeń przy kalkulacji składek będą zmuszone do kompromisu między spodziewanym pogorszeniem struktury portfela a konkurencyjnością produktu ubezpieczeniowego na rynku.

8. Struktura portfela według płci stała się dodatkowym ryzykiem dla zakładów ubezpieczeń.

Literatura

- Błaszczyszyn B., Rolski T., *Podstawy matematyki ubezpieczeń na życie*, WNT, Warszawa 2004.
- Bowers N.L., Gerber H.U., Hickman J., Jones D., Nesbitt C.J., *Actuarial Mathematics*, The Society of Actuaries, Schaumburg, Illinois 1997.
- Gerber H.U., *Life Insurance Mathematics*, Springer, Zurich 1990.
- Jackowska B., Wycinka E., *Znaczenie wyroku Trybunału Sprawiedliwości Unii Europejskiej z dnia 1 marca 2011 w wybranych ubezpieczeniach życiowych i majątkowych*, „Wiadomości Ubezpieczeniowe” 2012, nr 3.
- Kruger R., *Quantitative Impact of the Unisex Ruling*, Prezentacja z konferencji PIU “Równość płci a usługi ubezpieczeniowe”, Warszawa 30 maja 2012, <http://piu.org.pl/konferencje-i-seminaria/10/project/1378/pagination/2> [dostęp 05.06.2012].
- Memorandum: Zakaz dyskryminacji ze względu na płeć w warunkach polskich w kontekście ubezpieczeń działo I*, Polska Izba Ubezpieczeń, 16.03.2012.
- The impact of a ban on the use of gender in insurance*, European study conducted by Oxera, December 2011, www.oxera.com [dostęp 10.04.2012]
- Trwanie życia w 2011 r.*, „Informacje i Opracowania Statystyczne”, GUS, Warszawa 2012.
- Ustawa z dnia 14 grudnia 2012 r. o zmianie ustawy o działalności ubezpieczeniowej (DzU 2013, nr 0, poz. 53).
- Ustawa z dnia 22 maja 2003 r. o działalności ubezpieczeniowej (DzU 2003, nr 124, poz. 1151 z późn. zm.).

THE INFLUENCE OF GENDER STRUCTURE OF THE INSURED ON NET SINGLE PREMIUMS IN LIFE INSURANCE

Summary: Gender and age are key factors determining the force of mortality. Non-differentiation of insurance premiums and benefits based on gender, introduced as of 21/12/2012, contributed to the fact that the gender structure of the portfolio of policies became an additional risk to the insurance company. This paper shows the impact of gender structure on net single premiums in basic types of life insurance on the basis of demographic data. For this purpose, unisex life tables were constructed under the assumption of various gender mix. The importance of having knowledge of the gender structure of the insured for the correct calculation of unisex premiums was visibly demonstrated.

Keywords: life insurance, unisex life table, net single premium.