

Eugeniusz Stroiński
Akademia Finansów i Biznesu Vistula – Warszawa

GENDER JAKO CZYNNIK RYZYKA W UBEZPIECZENIU NA ŻYCIE

Streszczenie

Jednym z najistotniejszych czynników mających wpływ na długość życia jest płeć. Kobiety żyją dłużej niż mężczyźni; w Polsce o ok. 8 i pół roku. W wieku od 20 do 60 lat ryzyko śmierci mężczyzn w okresie 1 roku jest od 2,5 do 4 razy większe niż ryzyko śmierci kobiet. Fakt ten był do niedawna brany powszechnie pod uwagę przy ustalaniu składek za ubezpieczenie na życie mężczyzn i kobiet. Składka dla kobiet była odpowiednio niższa. Stosowne regulacje prawne znajdowały się zarówno w polskich przepisach (ustawa z 22 maja 2003 r. o działalności ubezpieczeniowej), jak również w przepisach Unii Europejskiej. Mimo ogólnego przepisu zawartego w Dyrektywie 2004/113/EC, w którym stwierdzono, że nie może być żadnych, zarówno bezpośrednich, jak i pośrednich, przejawów dyskryminacji ze względu na płeć, dopuszczono w niej możliwość zróżnicowania składki i świadczeń tam, gdzie płeć jest rozstrzygającym czynnikiem w ocenie ryzyka.

Sytuacja uległa zmianie po wyroku Trybunału Sprawiedliwości Unii Europejskiej. Na jego podstawie w wytycznych Komisji Europejskiej nr 2012/C11/01 została wprowadzona generalna zasada równości płci, bez żadnych wyjątków do obliczania składek i świadczeń poszczególnych osób w nowych umowach. W Polsce odpowiedni przepis otrzymał brzmienie: „Zastosowanie przez zakład ubezpieczeń kryterium płci w kalkulowaniu składek ubezpieczeniowych i świadczeń nie może prowadzić do różnicowania składek ubezpieczeniowych i świadczeń poszczególnych osób”.

Słowa kluczowe: *gender*, ubezpieczenie na życie, renty, ryzyko śmierci związane z płcią, *unisex*, prawdopodobieństwo śmierci, Tablice Trwania Życia (TTŻ), okres dalszego życia, składka ubezpieczeniowa, *underwriting*.

Kody JEL: I13

Wstęp

Spodziewany okres życia ludności mierzony liczbą lat, którą przeżyje nowo narodzone dziecko (w wieku 0 lat) zmieniał się historycznie. W starożytnym Egipcie szacowany był na niewiele ponad 20 lat, co w dużej mierze wynika z wysokiej śmiertelności dzieci w pierwszym i drugim roku po urodzeniu, jak również chorób, często o charakterze epidemii. Stopniowo okres ten się

wydłużał i taka tendencja zostaje zachowana nadal. W ciągu ostatniego półwiecza spodziewany okres życia nowo narodzonego dziecka w Polsce, z niewielkimi tylko wahaniami, wydłużał się średnio o blisko 2 lata w okresie dziesięciu lat, choć z dużymi odchyleniami w ciągu kolejnych dziesięcioleci.

Jest wiele czynników mających wpływ na długość życia, ale na czoło wśród nich wysuwa się płeć. Nie tylko w Polsce, ale niemal na całym świecie, kobiety żyją przeciętnie dłużej niż mężczyźni, przy czym różnice te wahają się w poszczególnych krajach od kilku do kilkunastu lat. Trudno byłoby ustalić jednoznacznie przyczyny tych różnic. Zapewne odgrywają tu rolę zarówno czynniki biologiczne, epidemiologiczne i klimatyczne, jak też czynniki ekonomiczne, społeczne i polityczne.

W Polsce różnica między przeciętnym wiekiem życia mężczyzn i kobiet począwszy od 1950 r. do 1990 r. stale się zwiększała (od 5,6 lat do 9,0). Obecnie ustabilizowała się na poziomie ok. 8 i pół roku. Takie są też prognozy na dalsze lata. Ma to niewątpliwie wpływ na prawdopodobieństwo śmierci mężczyzn i kobiet, będących w tym samym wieku, a zatem na ryzyko związane z ubezpieczeniem na życie osób różnej płci.

Wpływ płci na spodziewany okres życia ludności (*life expectancy*)

Przy analizie wpływu płci na spodziewany okres życia, a w konsekwencji na ryzyko związane z ubezpieczeniem, na ogół brane są pod uwagę następujące czynniki:

- bezwzględna liczba lat, którą przeciętnie przeżywa mężczyzna i kobieta;
- różnica w latach między przeciętną długością życia mężczyzny i kobiety;
- prawdopodobieństwo śmierci w poszczególnych latach życia (nie dożycia kolejnych lat);
- długość przeciętnego okresu dalszego życia mężczyzny i kobiety w określonym wieku (np. 60 lat, 65 lat, 67 lat (dotyczy ubezpieczeń rentowych)).

Według tablic trwania życia z 2011 roku przeciętny spodziewany okres życia mężczyzn i kobiet w przykładowo wybranych krajach przedstawiał się następująco (por. tabela 1):

Tabela 1. Przeciętny spodziewany okres życia mężczyzn i kobiet w niektórych krajach, uszeregowanych według różnicy długości życia

Kraj	Mężczyźni	Kobiety	Średnio	Różnica
RPA	56,7	59,6	58,1	2,9
Holandia	79,4	83,1	81,3	3,7
Szwecja	79,9	83,8	81,9	3,9

Wielka Brytania	79,1	83,1	81,1	4,0
Kanada	79,5	83,5	81,5	4,0
Australia	80,0	84,3	82,3	4,3
Niemcy	78,4	83,2	80,6	4,8
Stany Zjednoczone	76,1	80,9	78,5	4,8
Włochy	80,1	85,3	82,7	5,2
Czechy	74,8	81,1	77,9	6,3
Japonia	79,5	85,8	82,7	6,3
Francja	78,7	85,7	82,2	7,0
Rumunia	71,0	78,2	74,6	7,2
Polska	72,4	80,9	76,6	8,5
Rosja	63,0	74,8	68,9	11,8
Białoruś	64,7	76,9	70,8	12,2

Źródło: *Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej* (2013, tabl. 619).

W krajach o niższym poziomie życia (Rosja, Białoruś) różnica w długości życia jest bardzo duża (ponad 10 lat). Podobnie jest na Ukrainie (10,0). Duża różnica występuje także w krajach bałtyckich (Litwa 11,2, Estonia 10,1). Ale z drugiej strony, kraj o zdecydowanie niskim poziomie życia, jak Republika Południowej Afryki charakteryzuje się wyjątkowo małą różnicą (poniżej 3 lat). W większości krajów rozwiniętych różnica ta waha się w przedziale 3–6 lat, choć odmiennie kształtuje to się we Francji (7,0). W krajach Europy Środkowo-Wschodniej, jak Czechy, Rumunia, także Bułgaria, Słowacja, Węgry, również Polska, różnica ta waha się w granicach 6–9 lat.

Najdłużej żyją Włosi (82,7 lat, w tym mężczyźni 80,5). Zbliżone długości życia notuje się w Japonii i Australii. Niewiele tylko mniej we Francji, Szwecji, Kanadzie, Wielkiej Brytanii.

Wyliczenia długości trwania życia, oparte na Tablicach Trwania Życia (TTŻ), w Polsce obliczane przez GUS, z założenia powodują przeszacowanie ryzyka śmierci. Wynika to z faktu, że Tablice są przekrojowe i nie uwzględniają procesu przedłużania się przeciętnego dalszego trwania życia dla poszczególnych kohort (grup osób urodzonych w tym samym roku). TTŻ przekazują informacje, ile lat przeżyłaby przeciętnie dana osoba, przy założeniu, że natężenie zgonów w poszczególnych grupach wieku byłoby stale takie samo jak w okresie, dla którego konstruowane były TTŻ. W rzeczywistości tak nie jest, gdyż ryzyko zgonu we wszystkich grupach wieku z roku na rok maleje. Tak więc osoba, która jest obecnie w wieku x (np. 0, 20, 60...) będzie przeciętnie żyła dłużej niż wynosi aktualna wartość przeciętnego dalszego trwania życia dla takiej osoby. Poprawne metodologicznie wyznaczanie prawdopodobieństwa śmierci w długim okresie, jak również dalszego trwania życia w wieku x powinno

być oparte nie na bieżących (statystycznych) TTŻ, ale na dynamicznych TTŻ, wykorzystujących informacje z prognoz dynamicznych. Należy zatem zdawać sobie sprawę z dynamiki zmian długości życia, zwłaszcza w dłuższym okresie. W tabeli 2 przedstawiono zmiany długości życia w ciągu stu lat, przy czym prognoza na 2050 rok została obliczona według metody Lee i Cartera (Szumlicz 2007).

Tabela 2. Przeciętna długość życia w Polsce w latach 1950–2050 (prognoza)

Rok	Mężczyźni	Kobiety	Średnio	Przeciętna roczna zmiana w stosunku do poprzedniego pomiaru
1950	56,1	61,7	58,9	
1960	64,9	70,6	67,8	0,89
1970	66,6	73,3	69,8	0,20
1980	66,0	74,4	70,2	0,04
1990	66,2	75,2	70,7	0,05
2000	69,7	78,0	73,9	0,32
2010	72,1	80,6	76,4	0,25
2050	80,3	88,3	84,3	0,20

Źródło: *Trwanie życia w 2012 r.* (2013, tabl. 1); Szumlicz (2007, s. 26).

Odrzucając okres powojenny (lata 50.), a także ostatnie dwadzieścia lat przed zmianą ustrojową (lata 70. i 80.) charakteryzujące się wyjątkowo dużą śmiertelnością ze względów epidemiologicznych, przeciętne zmiany długości życia są dość stabilne i wynoszą około 2–3 lat w okresie dziesięciolecia. Podobne zmiany przewiduje prognoza do 2050 roku.

Po początkowym okresie stosunkowo niewielkiej różnicy między długością życia mężczyzn i kobiet (5–6 lat w 1950 r., 5–7 lat w 1960 r. i 6–7 lat w 1970 r.), w dalszych latach różnica ta ukształtowała się na poziomie 8–9 lat.

Ryzyko związane z ubezpieczeniem na życie mężczyzn i kobiet

Ryzyko zakładu ubezpieczeń związane z wykonywaniem umowy ubezpieczenia wiąże się z prawdopodobieństwem zaistnienia zdarzenia, będącego przedmiotem ubezpieczenia. W ubezpieczeniu na życie wiąże się z prawdopodobieństwem śmierci osoby ubezpieczonej w okresie ubezpieczenia. Według polskich TTŻ z 2012 r. prawdopodobieństwo śmierci w okresie 1 roku (nie dożycia następnego roku) dla osób w różnym wieku i różnej płci pokazano w tabeli 3.

Tabela 3. Ryzyko śmierci w okresie 1 roku mężczyzn i kobiet

Wiek w latach	Mężczyźni	Kobiety	Wielokrotność prawdopodobieństwa śmierci mężczyzn w stosunku do kobiet
20	0,00097	0,00024	4,04
30	0,00120	0,00033	3,64
40	0,00287	0,00091	3,15
50	0,00781	0,00291	2,68
60	0,01809	0,00735	2,46

Źródło: *Trwanie życia w 2012 r.* (2013).

Przyjmując, że suma ubezpieczenia (suma wypłacanego odszkodowania) wynosi 100 000 zł, w przypadku ubezpieczenia mężczyzny i kobiety w wieku 20 lat ubezpieczonych na okres 1 roku, spodziewana wartość wypłaty (*expected value*) wyniesie odpowiednio:

- dla mężczyzny – $100\ 000\ \text{zł} \times 0,00097 = 9,70\ \text{zł}$,
- dla kobiety – $100\ 000\ \text{zł} \times 0,00024 = 2,40\ \text{zł}$.

Tak obliczona kwota, tj. ponad czterokrotnie niższa w przypadku kobiet w stosunku do mężczyzn, powinna wystarczyć na wypłaty świadczeń na rzecz osób zmarłych (przy założeniu odpowiednio dużej liczby ubezpieczonych). Z biegiem lat różnice pomiędzy prawdopodobieństwem śmierci mężczyzn i kobiet zmniejszają się, ale dopiero w wieku 100 lat są już bardzo zbliżone (0,34347 dla mężczyzn i 0,32429 dla kobiet; śmiertelność mężczyzn jest już tylko ok. 6% wyższa).

Podobna sytuacja występuje w ubezpieczeniu terminowym na życie, trwającym dłużej niż 1 rok (ubezpieczenia na życie na okres 1 roku są bardzo rzadkie). W ubezpieczeniu trwającym np. 5 lat podstawą oceny ryzyka będzie prawdopodobieństwo śmierci w okresie 5 lat mężczyzn i kobiet w różnym wieku. Odpowiednie obliczenie przedstawiono w tabeli 4.

Tabela 4. Ryzyko śmierci w okresie 5 lat mężczyzn i kobiet

Wiek w latach	Mężczyźni	Kobiety	Wielokrotność prawdopodobieństwa śmierci mężczyzn w stosunku do kobiet
20	0,00503	0,00115	4,37
30	0,00692	0,00197	3,51
40	0,01748	0,00582	3,00
50	0,04675	0,01789	2,61
60	0,10040	0,04262	2,36

Źródło: opracowanie własne na podstawie: *Trwanie życia w 2012 r.* (2013).

W okresie 5 lat różnica prawdopodobieństwa tylko nieznacznie różni się w stosunku do okresu rocznego. Na ogół nieco maleje, co wynika z faktu, że prawdopodobieństwa śmierci mężczyzn i kobiet z wiekiem powoli, ale zbliżają się do siebie. W dłuższym okresie różnice byłyby jeszcze mniejsze. Wyjątkiem jest tu wiek 20 lat, co wynika z faktu, że w wieku 21–25 lat prawdopodobieństwa śmierci mężczyzn i kobiet jeszcze się rozchodzą (wynoszą odpowiednio 0,00109 i 0,00022, a wielokrotność prawdopodobieństwa śmierci mężczyzn w stosunku do kobiet wynosi 4,95).

Podobny wpływ płci na ryzyko ubezpieczenia występuje w ubezpieczeniu zaopatrzenia dzieci. W razie śmierci ubezpieczającego dziecko rodzica, zakład ubezpieczeń odstępuje od dalszego poboru składki, wypłacając świadczenie tak jak gdyby cała składka została zapłacona. Im wcześniej nastąpi śmierć, tym mniejsza suma składek zostanie faktycznie zapłacona, a śmierć ta dużo częściej występuje w grupie mężczyzn. Zakładając, że ubezpieczenie nastąpi w wieku 25 lat, a okres ubezpieczenia wynosić będzie 18 lat, wielokrotność prawdopodobieństwa śmierci mężczyzn i kobiet w okresie ubezpieczenia wynosi 4,34, co oznacza, że przeciętnie suma składek zapłaconych przez mężczyznę będzie wielokrotnie niższa niż suma składek zapłacona przez kobietę. Dla wyrównania tej różnicy składka płacona przez mężczyznę (taryfa składki) powinna być odpowiednio wyższa (zakładając, że ubezpieczenie jest zawarte na jego życie). Obliczenie jest bardziej skomplikowane i będzie uwzględniać rozkład śmierci mężczyzn i kobiet w okresie ubezpieczenia i stąd może różnić się od obliczonej wielokrotności śmierci mężczyzn w całym okresie ubezpieczenia. Ponadto, w rachunku tym składka kalkulowana jest na takim poziomie, aby wystarczyła (według teorii prawdopodobieństwa) na wypłatę świadczenia ubezpieczeniowego (tzw. składka netto), a więc nie zostały uwzględnione koszty prowadzenia ubezpieczenia, które niekoniecznie muszą rosnąć w takim samym stopniu jak rośnie składka (częściowo mogą mieć charakter stały).

W niektórych ubezpieczeniach prawdopodobieństwo śmierci odgrywa mniejszą rolę przy określaniu składki ubezpieczeniowej, która pozwoli na wypłatę przewidywanych umową świadczeń ubezpieczeniowych. W popularnym na całym świecie, także w Polsce, ubezpieczeniu mieszanym na życie (na wypadek śmierci i dożycie) sytuacja jest nieco inna, bowiem świadczenie wypłacane jest zarówno w razie śmierci, jak i wówczas, gdy ubezpieczona osoba dożywa określonego wieku. Mimo że liczba wypłat będzie zawsze taka sama, czyli równa liczbie osób ubezpieczonych (jeżeli ze stu osób 5 umrze, a 95 dożyje końca okresu ubezpieczenia, to liczba wypłat wyniesie 100, podobnie jak w przypadku gdy 10 osób umrze, a 90 dożyje), to niewątpliwie im więcej osób umrze w okresie ubezpieczenia, tym łączny bilans składki i świadczeń będzie dla zakładu ubezpieczeń niekorzystny. Zakładając, że ubezpieczenie mieszane zostało zawarte na okres 20 lat (np. osoba w wieku 40 lat zawarła ubezpieczenie, które trwa do wieku 60 lat), śmierć może nastąpić już w pierwszych latach okresu ubezpieczenia, niekiedy

zaraz po zawarciu ubezpieczenia, i ubezpieczony zapłaci niewielką tylko część składki, która jest rozłożona równomiernie na cały okres 20 lat. W przypadku dożycia składkę będzie opłacał przez całe 20 lat, a więc zapłaci dużo więcej; ponadto składka ta, zainwestowana, przyniesie dodatkowy zysk.

Całkowicie inna jest sytuacja w przypadku ubezpieczeń rentowych. Dla ubezpieczeń rentowych dożywotnich, natychmiast płatnych, dla określenia ryzyka istotny jest okres dalszego trwania życia od momentu rozpoczęcia wypłaty. Okres ten oczywiście również wiąże się z płcią rentobiorcy, ale odwrotnie niż w ubezpieczeniach na życie. Fakt, że kobiety żyją dłużej stwarza dla nich gorszą sytuację z punktu widzenia kalkulacji ryzyka. W tabeli 5 przedstawiono aktualny stan (według TTŻ z 2012 r.), trwania życia mężczyzn i kobiet w różnym wieku.

Tabela 5. Długość dalszego trwania życia mężczyzn i kobiet w różnym wieku

Wiek	Kobiety	Mężczyźni	Różnica długości dalszego trwania życia kobiet i mężczyzn	Wielokrotność lat dalszego trwania życia kobiet w stosunku do mężczyzn
25	56,59	48,66	7,93	1,163
55	28,03	22,12	5,91	1,267
60	23,77	18,59	5,18	1,279
65	19,71	15,38	4,33	1,282
67	18,14	14,17	3,97	1,280
70	15,83	12,42	3,41	1,275

Źródło: jak w tabeli 3.

Spodziewana długość dalszego trwania życia wydłuża się wraz z osiągniętym wiekiem. Zauważmy, że mężczyzna w wieku 67 lat ma przed sobą ponad 14 lat życia (14,17), a więc przeciętnie dożyje wieku ponad 81 lat, podczas gdy przeciętna długość życia nowo narodzonych dzieci płci męskiej wynosi 72,7 lat. Kobieta w wieku 67 lat przeciętnie dożyje wieku 85,14 lat, a nie 81. Poza młodym wiekiem, gdzie różnica dalszego trwania życia waha się od 8,5 lat do około 8 lat, w późniejszym wieku różnica ta jest coraz mniejsza, aż do 3 i pół roku i mniej. Okres dalszego trwania życia kobiet w stosunku do mężczyzn, poza młodym wiekiem, w wieku średnim i starszym, kiedy najczęściej rozpoczyna się płatność rent, jest około 27-28% dłuższy, co odpowiednio zwiększa ryzyko (przeciętną wysokość wypłat). Ubezpieczenia rentowe mają marginalne znaczenie w łącznym portfelu ubezpieczeń na życie (składka za te ubezpieczenia stanowi ok. 0,2% łącznej składki za ubezpieczenia na życie). Problematyka ta wiąże się przede wszystkim z filarem kapitałowym ubezpieczenia społecznego emerytalno-rentowego.

Przyjmując przykładowo, że osoba, której rozpoczęto wypłacanie renty dożywotniej (emerytury) w wieku 60 lat, przeciętnie otrzymywać ją będzie przez okres:

- w przypadku mężczyzn – 223 miesięcy,
- w przypadku kobiet – 285 miesięcy.

Gdyby osoba ta dysponowała z chwilą rozpoczęcia wypłaty renty kapitałem (zebraną składką) w wysokości np. 100 tys. zł, to, pomijając koszty związane z administrowaniem wypłat, kapitał ten pozwalałby na wypłatę renty o początkowej wartości:

- w przypadku mężczyzn – 448,43 zł,
- w przypadku kobiet – 350,87 zł.

Wielkości te byłyby niższe w przypadku powiązania renty życiowej z elementami renty pewnej, okresowej, tj. w przypadku wcześniejszej śmierci rentobiorcy, kontynuowaniem wypłat osobie uprawnionej przez pewien okres lub do wyczerpania się środków finansowych zarezerwowanych na koncie rentobiorcy.

Trzeba też zauważyć, że podane wielkości są obarczone błędem, o czym była mowa wcześniej. Osoba, która obecnie rozpocznie pobieranie renty i będzie pobierała ją przez 20 lat, zakończy jej pobieranie w 2034 r., kiedy okres życia będzie dłuższy niż obecnie, jak można sądzić, o około 4 lata.

Zróźnicowanie wysokości składek za ubezpieczenie mężczyzn i kobiet

Do stycznia 2013 roku zakłady ubezpieczeń swobodnie ustalały taryfy składek ubezpieczeniowych, uwzględniając istotny wpływ płci na prawdopodobieństwo śmierci i dożycia określonego wieku przez mężczyzn i kobiety, a więc również na wysokość składki ubezpieczeniowej. Było to zgodne z przepisami art. 18 Ustawy o działalności ubezpieczeniowej z dnia 22 maja 2003 r.¹, zgodnie z którymi:

1. Wysokość składek ubezpieczeniowych ustala zakład ubezpieczeń po dokonaniu oceny ryzyka ubezpieczeniowego.
2. Składkę ubezpieczeniową ustala się w wysokości, która powinna co najmniej zapewnić wykonanie wszystkich zobowiązań z umów ubezpieczenia i pokrycie kosztów wykonywania działalności ubezpieczeniowej zakładu ubezpieczeń.
3. Zakład ubezpieczeń jest obowiązany gromadzić odpowiednie dane statystyczne w celu ustalania na ich podstawie składek ubezpieczeniowych i rezerw techniczno-ubezpieczeniowych.

Z przepisu tego wynikało wyraźnie, że składki za ubezpieczenia na życie mężczyzn i kobiet wymagają zróźnicowania, co wiąże się z różnym ryzykiem.

¹ Dz.U. Nr 124, poz. 151, z późn. zm.

Zróznicowanie to odbywało się przez kalkulację składki (opłaty za ryzyko) na podstawie różnych wartości zawartych w TTŻ mężczyzn i kobiet. Taka zasada stosowana była zwłaszcza w ubezpieczeniach na życie z funduszem kapitałowym, w którym formalnie składka nie jest związana z płcią, ale opłatą za ryzyko, którą potrąca się z wartości polisy, oblicza się na podstawie rzeczywistego ryzyka, a więc prawdopodobieństwa śmierci innego dla mężczyzn i innego dla kobiet, odpowiednio do wartości zawartych w TTŻ. Różnice w tej opłacie były zatem bardzo znaczne (por. tabela 3). W pozostałych ubezpieczeniach, zamiast stosowania odrębnych tablic dla mężczyzn i kobiet, często korzystano z jednolitych TTŻ (mężczyzn), a więc tych samych taryf dla obu płci, ale kobietom odejmowano 5 lat i dzięki temu, w sposób uproszczony, uwzględniano ryzyko związane z płcią.

Wysokość składki obliczonej według tej zasady przedstawiono w tabeli 6.

Tabela 6. Taryfa składki za ubezpieczenie na życie mężczyzn i kobiet; wiek ubezpieczonej osoby 35 lat, okres ubezpieczenia 20 lat (składka roczna)

Rodzaj ubezpieczenia	Mężczyźni	Kobiety	Składka dla kobiet w procentach składki dla mężczyzn
Terminowe na życie	13,34	10,09	75,6
Zaopatrzenia dzieci	60,67	54,03	89,0
Ubezpieczenie mieszane	47,09	45,46	96,5

Źródło: opracowanie własne na podstawie taryfy składek jednego z zakładów ubezpieczeń.

Zasada „minus 5”, jak można sądzić, nie w pełni niwelowała różnice prawdopodobieństwa zgonów mężczyzn i kobiet, wpływała jednak na zbliżenie wysokości składki do faktycznego ryzyka. Ze względu na swą prostotę i łatwość administrowania ubezpieczeniami znalazła szerokie zastosowanie. Oczywiście, inne techniki stosowano w ubezpieczeniach rentowych.

Zasada równości płci (*unisex*). Zmiany w prawie ubezpieczeniowym

Proces równego traktowania mężczyzn i kobiet ma w Unii Europejskiej długą historię. Ostatnio problematyka ta nabrała znaczenia. Dyrektywa 2004/113/EC (dalej zwana Dyrektywą) opublikowana 13 grudnia 2004 r., w art. 5 ust. 1 wprowadziła zasadę równego traktowania mężczyzn i kobiet w zakresie dostępu do towarów i usług oraz dostarczania towarów i usług. Stwierdza, że nie może być żadnych, zarówno bezpośrednich, jak i pośrednich, przejawów dyskryminacji ze względu na płeć, włączając w to mniej przychylnie traktowanie kobiet z powodu ciąży i macierzyństwa.

Mimo tej ogólnej zasady, w Dyrektywie tej znalazły się specyficzne zasady związane z płcią jako czynnikiem aktuarialnym, czyli oceną ryzyka i kalkulacją składki. Art. 5 ust. 2 tej Dyrektywy przewidywał, że państwa członkowskie mogą w terminie do 21 grudnia 2007 r. zdecydować o odpowiednim zróżnicowaniu składki i świadczeń tam, gdzie płeć jest rozstrzygającym czynnikiem w ocenie ryzyka (z ewentualną rewizją po pięciu latach). Przy tak sformułowanych przepisach kraje Unii Europejskiej utrzymały po roku 2004 zasady określania składek dla mężczyzn i kobiet na różnym poziomie, stosownie do rzeczywistego ryzyka, dostosowując odpowiednio przepisy prawne do ustaleń Dyrektywy.

W Polsce do ustawy o działalności ubezpieczeniowej wprowadzone zostały dodatkowe przepisy (art. 18a i 18b), a mianowicie:

1. Zakład ubezpieczeń może proporcjonalnie różnicować składki ubezpieczeniowe i świadczenia poszczególnych osób w przypadkach, w których zastosowanie kryterium płci jest czynnikiem decydującym w ocenie ryzyka opartego na odpowiednich i dokładnych danych aktuarialnych i statystycznych.
2. Różnicowanie składek i świadczeń, o których mowa w pkt. 1 jest uzależnione od gromadzenia, podawania do publicznej wiadomości oraz uaktualniania przez zakład ubezpieczeń dokładnych danych uzasadniających zastosowanie kryterium płci jako decydującego czynnika aktuarialnego.
3. Różnicowanie składek ubezpieczeniowych i świadczeń dla celów ubezpieczeń z działów I i II załącznika do ustawy i związanych z nimi usług finansowych ze względu na ciężę i macierzyństwo jest zakazane.

Sytuacja uległa zmianie po tzw. wyroku *Test-Achats*. Trybunał Sprawiedliwości Unii Europejskiej wydał wyrok w sprawie C-236/09 w postępowaniu z powództwa Belgijskiego Zrzeszenia Konsumentów przeciwko Radzie Ministrów. Przedmiotem tego wyroku było orzeczenie, czy wspomniany Art. 5 ust. 2 Dyrektywy jest zgodny z ustanowioną w prawodawstwie wspólnotowym zasadą równego traktowania kobiet i mężczyzn. W wyroku Trybunał uznał art. 5 ust. 2 Dyrektywy za nieważny ze skutkiem od dnia 21 grudnia 2012 r. Trybunał powołał się na regulacje art. 6 Traktatu o Unii Europejskiej, zgodnie z którym Unia uznaje prawa, wolności i zasady określone w Karcie praw podstawowych Unii Europejskiej z 7 grudnia 2000 r., która w art. 21 i 23 zakazała dyskryminacji opartej na płci i wezwała do zapewnienia równości mężczyzn i kobiet we wszystkich dziedzinach. Uznanie za nieważny przepisu art. 5 ust. 2 Dyrektywy nałożyło na państwa członkowskie obowiązek zmiany regulacji wprowadzonych na podstawie tego przepisu. W Wytycznych Komisji Europejskiej nr 2012/C 11/01 została wprowadzona generalna zasada, zgodnie z którą począwszy od dnia 21 grudnia 2012 r. zasada równości płci przewidziana w art. 5 ust. 1 Dyrektywy musi być stosowana bez żadnych wyjątków do obliczania składek i świadczeń poszczególnych osób w nowych umowach.

W Polsce zmieniono Ustawę o działalności ubezpieczeniowej w ten sposób, że art. 18a otrzymał brzmienie:

„Zastosowanie przez zakład ubezpieczeń kryterium płci w kalkulowaniu składek ubezpieczeniowych i świadczeń nie może prowadzić do różnicowania składek ubezpieczeniowych i świadczeń poszczególnych osób”.

Ustalono jednocześnie, że do stosunków z umów ubezpieczenia zawartych przed dniem wejścia w życie ustawy stosuje się przepisy dotychczasowe².

Ze względu na to, że przepis został uchwalony ustawą z dnia 14 grudnia i ogłoszony dnia 14 stycznia 2013 r., formalnie wszedł w życie 28 stycznia 2013 r. i zakłady ubezpieczeń w okresie od 21 grudnia 2012 r. do 27 stycznia 2013 r. nie miały prawnego obowiązku zmiany dotychczasowych zasad obliczania składek i świadczeń, zatem były uprawnione do stosowania kryterium płci. Gdyby jednak osoby ubezpieczone poczuły się dyskryminowane z powodu opłacania składek ubezpieczeniowych zróżnicowanych ze względu na płeć, mogłyby powoływać się przed sądami powszechnymi na przepisy Dyrektywy na podstawie tzw. skutku bezpośredniego dyrektyw oraz kierować roszczenia w stosunku do Skarbu Państwa (Mrozowska, Zakrzewski 2013).

Konsekwencje zrównania płci w dziedzinie ubezpieczeń

Analizując konsekwencje zrównania płci w kalkulowaniu składek ubezpieczeniowych i świadczeń należy na początku rozważyć, od kiedy zrównanie płci będzie w pełni stosowane

w praktyce ubezpieczeniowej. Ubezpieczenia na życie są ubezpieczeniami wieloletnimi. Zawarta umowa będzie trwała niekiedy kilkanaście, a nawet kilkadziesiąt lat i nie może być w żadnym elemencie zerwana. Dlatego też w nowo wprowadzonych przepisach mówi się o nowych umowach, co zresztą nie jest tak jednoznaczne i nie można wyraźnie rozdzielić umowy ubezpieczenia na nowe i stare, bowiem w okresie ubezpieczenia dokonuje się różnych zmian umowy, których jednak nie można traktować jako zawarcie nowej umowy. Nie wchodząc głębiej w to zagadnienie należy przyjąć, zgodnie z powołanymi wcześniej Wytycznymi Komisji Europejskiej, że: 1) nową umową jest umowa zawarta po dniu 21 grudnia 2012 r., a także 2) przedłużona umowa po tym terminie, która w innym przypadku by wygasła. Jest to logiczne i, jak można sądzić., bezdyskusyjne. Wytyczne te wskazują również, jakie zmiany, wprowadzone do umowy po dniu 21 grudnia 2012 r. nie stanowią nowych umów. Są to:

1. automatyczne przedłużenie uprzednio zawartej umowy w terminie wynikającym z warunków tej umowy, z wyjątkiem, gdy nastąpiło uprzednio wypowiedzenie;

² Ustawa z dnia 14 grudnia 2012 r. o zmianie ustawy o działalności ubezpieczeniowej, ogłoszona 14 stycznia 2013 r. (poz. 53).

2. zmiany poszczególnych elementów istniejącej umowy (np. zmiany wysokości składki, dokonane na podstawie z góry ustalonych parametrów, tj. gdy nie jest wymagana zgoda ubezpieczonego (np. gdy następuje podwyższenie składki na podstawie przebiegu szkodowości; również, jak można sądzić, gdy następuje automatyczna indeksacja, określona w warunkach umowy);
3. podpisanie przez ubezpieczonego dodatkowych lub przedłużenie istniejących polis ubezpieczeniowych, których warunki ustalono wstępnie w umowach zawartych przed dniem 21 grudnia 2012 r., jeżeli polisy te są uruchamiane na podstawie jednostronnej decyzji ubezpieczonego (np. gdy ubezpieczony chce podnieść wysokość kwoty zainwestowanej w ubezpieczeniu na życie);
4. zwykle przeniesienie portfela ubezpieczeń od jednego ubezpieczyciela do drugiego, które nie powinno prowadzić do zmiany umów objętych portfelem.

Te, zdawałoby się ściśle określone zasady, nadal nie rozstrzygają w sposób nie podlegający dyskusji, które rzeczywiście umowy należy traktować jako nowe, a które jako stare, w stosunku do których nadal mogą być zastosowane stare zasady aktuarialne.

Nowe zasady ustalania składki, niezależnie od płci, wprowadzane będą stopniowo do czasu expiracji zawartych przed 21 grudnia 2012 r. (ewentualnie w Polsce 28 stycznia 2013 r.) umów ubezpieczenia. Przy założeniu, że rocznie ekspirować będzie 10% zawartych przed tym terminem polis, tzw. starych polis, okres ten będzie trwał co najmniej 10 lat, przy czym expiracja ostatnich polis, zawartych kilka lat przed tym terminem, może nastąpić znacznie później. Trzeba jednakże brać pod uwagę, że ubezpieczeni charakteryzujący się wyższym ryzykiem (mężczyźni) mogą podejmować próby rezygnacji z dotychczasowego ubezpieczenia, tj. przerwać bieżącą opłatę składek ubezpieczenia (tzw. *lapses*) i zawrzeć nowe ubezpieczenie (u nowego lub dotychczasowego ubezpieczyciela), już po obniżonej składce, niezależnej od płci (składce *unisex*).

Podstawową konsekwencją zrównania płci w dziedzinie ubezpieczeń będzie wzrost składek dla tych osób, które charakteryzowały się mniejszym ryzykiem (prawdopodobieństwem śmierci), a więc w ubezpieczeniu na życie (z wyjątkiem ubezpieczeń rentowych) kobiet, gdyż niższe ryzyko, związane z płcią, nie będzie już brane pod uwagę przy określaniu składki ubezpieczeniowej. Równocześnie nastąpi spadek składek dla osób, które charakteryzowały się wyższym ryzykiem, czyli mężczyzn. Nowa składka powinna być wyższa niż dotychczasowa składka dla kobiet i niższa niż dotychczasowa składka dla mężczyzn. Nie będzie to jednak składka średnia, bowiem w strukturze ubezpieczeń przeważali mężczyźni. Zakładając, że mężczyzn ubezpieczanych jest ok. 80%, a kobiet 20%, ustalona średnia składka będzie bardziej zbliżona do składki dla mężczyzn. Np. gdyby składka roczna od 1000 zł sumy ubezpieczenia wynosiła dla mężczyzny 15 zł, a dla kobiety 10 zł, to średnia (bez uwzględnienia płci) wynosiłaby 14 zł. (średnia

ważona). Nadal składka w tej wysokości mogłaby być dla zakładu ubezpieczeń niewystarczająca. Można się spodziewać, że podwyższenie składki dla kobiet spowodować może mniejsze zainteresowanie kobiet ubezpieczeniem na życie i może to wpłynąć na zachwianie dotychczasowej proporcji wśród ubezpieczonych. Gdyby udział mężczyzn wyniósł 90% wszystkich ubezpieczeń (a ściślej sum ubezpieczenia, bo one poza częstością śmierci decydują o wynikach ubezpieczenia), wówczas składka w wysokości 14 zł byłaby zbyt niska. Składka powinna wówczas wynosić 14,50 zł dla zachowania równowagi między składką i świadczeniami. W takim przypadku, w związku ze zmianą zasad, mężczyźni płaciliby składkę w wysokości 97% składki dotychczasowej, a kobiety w wysokości 145% składki dotychczasowej. Trzeba też zauważyć, że jest to obliczenie sprawdzające się tylko w skali globalnej. W przypadku poszczególnych ubezpieczycieli wyniki zależą od struktury zawartych umów w danym zakładzie ubezpieczeń, ponieważ klienci mogą dowolnie, według swego uznania wybierać zakład ubezpieczeń. Znacznie większe różnice w stosunku do dotychczasowych wysokości składek wystąpią w ubezpieczeniach na życie z funduszem kapitałowym, gdyż wysokość składki (a ściślej – opłaty za ryzyko) była związana z prawdopodobieństwem śmierci według płci. Zakładając, że opłata ta od 1000 zł sumy ubezpieczenia (sumy na ryzyku) wynosiła rocznie dla mężczyzn 1,8 zł, a dla kobiet 0,6 zł, średnia składka wynosiłaby przy strukturze 80%:20% – 1,56 zł, a przy strukturze 90%:10% – 1,68 zł. W tym ostatnim przypadku składka dla mężczyzn stanowiłaby 93% dotychczasowej składki, a składka dla kobiet 280%.

Całkowicie inny wpływ na zmianę wysokości składek i świadczeń mają nowe zasady w ubezpieczeniach rentowych, zarówno co do wpływu na wysokość składki mężczyzn i kobiet, jak też ewentualnego wpływu na zmianę struktury ubezpieczonych. Ubezpieczenia te stanowią jednak margines w ramach ubezpieczeń na życie.

Przy okazji należy jednak zauważyć, że tego typu ubezpieczenie ma kluczowe znaczenie w filarze kapitałowym społecznego ubezpieczenia emerytalno-rentowego. W tym ostatnim struktura płci wśród osób żyjących, a więc także objętych ubezpieczeniem wynosi w przybliżeniu 50%:50% (ściślej 51,6%:48,4%), jednak wśród osób pobierających emeryturę (wypłacaną przez Zakład Ubezpieczeń Społecznych) w 2012 r. było 2041 tys. mężczyzn i 2929 tys. kobiet (struktura 41%:59%). Ze względu na tę strukturę świadczenie ustalone według zasad uwzględniających wpływ płci na ryzyko, które ustalone byłoby w wysokości np. 1000 zł dla mężczyzn i 750 zł dla kobiet (por. tabela 5) wynosiłoby 853 zł. W przypadku ustanowienia jednego tylko ubezpieczyciela (płatnika) problem faktycznej struktury osób ubezpieczonych (pobierających rentę) nie występuje, ale w przypadku wielu zakładów byłby bardzo istotny.

Nowe zasady wiążą się ze znacznymi konsekwencjami zarówno dla ubezpieczonych, jak i dla ubezpieczycieli. Konsekwencje dla ubezpieczających wiążą się z obniżeniem lub podwyższeniem składki i świadczeń. Dla

ubezpieczycieli nowe zasady zmieniają podejście do oceny ryzyka, wymuszając inne, niejako zastępcze, działania dla dokonania tej oceny. Odstąpienie od uwzględniania płci jako jednego z podstawowych czynników ryzyka wymaga w większym niż dotychczas stopniu oceny innych czynników ryzyka w ramach tzw. *underwritingu*, który zakłady ubezpieczeń prowadzą już od dawna. Przy ocenie ryzyka większą rolę mogą odgrywać stan zdrowia i predyspozycje oraz skłonności do zapadania na różne choroby, często związane właśnie z płcią, jak np. rak prostaty, zawał, wylew krwi do mózgu, rak piersi, rak macicy i inne, które mogą wpływać na krótszy okres życia danej osoby (ważne także przy ubezpieczeniu rentowym). Istotną rolę przy ocenie ryzyka mogą mieć czynniki genetyczne, objawiające się w długim lub krótkim życiu rodziny (rodziców, rodzeństwa), takie jak cukrzyca, astma, alergia, choroby związane z przemianą materii, np. otyłość, i inne, w przyszłości być może także przy wykorzystaniu testów genetycznych. Duży wpływ na ryzyko w ubezpieczeniu na życie odgrywa niktynizm, nie zawsze dotychczas w pełni uwzględniane przez zakłady ubezpieczeń przy kalkulacji składki, co również w pewnym stopniu faworyzowałoby kobiety. Wśród czynników ryzyka w większym niż dotychczas stopniu można rozpatrywać ryzyko związane z wykonywanym zawodem i charakterem pracy. W dalszym ciągu, bardziej niebezpieczne prace są wykonywane częściej przez mężczyzn, jak nurkowie, oblatywanie, prace na wysokościach, a także w górnictwie, hutnictwie, rybołówstwie, w policji, wojsku i inne. Oceny te prowadzić mogą do odpowiedniej kalkulacji składki i świadczenia, nie związanej bezpośrednio z płcią, ale związane z nią pośrednio. Z rozważań tych wynika, że odejście od czynnika płci w ocenie ryzyka nie pozostawi zakładów ubezpieczeń bez możliwości stosowania zastępczo innych czynników, które w sposób istotny wpływają na prawdopodobieństwo śmierci i w ten sposób określenie składki i świadczenia adekwatnego do rzeczywistego ryzyka. Oczywiście zakłady ubezpieczeń mogą nadal prowadzić odpowiednie działania marketingowe i reklamowe, wpływając w ten sposób na strukturę swego portfela ubezpieczeniowego, kierując swe kampanie do wybranych grup społeczeństwa (np. do kobiet lub do mężczyzn).

Bibliografia

- Mrozowska B., Zakrzewski J. (2013), *Wdrożenie zasady równości płci w polskim prawie ubezpieczeniowym*, „Prawo Asekuracyjne”, nr 1.
- Szumlicz T. (red.) (2007), *Analiza ubezpieczeniowych implikacji wyników prognozy przeciętnego dalszego trwania życia uzyskanej metodą Lee i Cartera*, Biblioteka Ubezpieczeniowa, Polska Izba Ubezpieczeń, Warszawa.
- Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej* (2013), GUS, Warszawa.
- Trwanie życia w 2012 r.* (2013), GUS, Warszawa.

Gender as a Risk Factor in Life Insurance

Summary

One of the most important factors affecting the life expectancy is gender. Women live longer than men; in Poland, by approx. 8.5 years. At the age from 20 to 60 years, the risk of death in case of men over the period of one year is from 2.5 to 4 times greater than the risk of death in case of women. This fact was until recently taken commonly into account when determining the premiums for life insurance of men and women. The premium for women was adequately lower. Relevant legal provisions were both in the Polish regulations (the Act of 22 May 2003 on insurance activities) and in the European Union's regulations. Despite the general provision contained in the Directive 2004/113/EC, where it is stated that there should not be any, both direct and indirect, manifestations of discrimination by gender, there is allowed in it the possibility to differentiate the premium and benefits where the gender is the decisive factor in risk assessment.

The situation has changed after the judgement of the Court of Justice of the European Union. Based on it, in the European Commission's Directive No. 2012/C11/01, there is introduced the general principle of gender equality, without any exceptions, for computation of premiums and benefits related to individual persons in new agreements. In Poland, the relevant provision shall read as follows: "The application by an insurance company of the gender criterion in computation of premiums and benefits cannot lead to differentiation of premiums of and benefits for individual persons".

Key words: gender, life insurance, pensions, gender-related risk of death, unisex, death probability, life tables, life expectancy, premium, underwriting.

JEL codes: I13

© All rights reserved

Afiliacja:
prof. dr hab. Eugeniusz Stroiński
Akademia Finansów i Biznesu Vistula
ul. Stokłosy 3
02-787 Warszawa
tel.: 22 457 23 00
e-mail: e.stroinski@vistula.edu.pl