

Piotr Obidziński

Uniwersytet Szczeciński

PROJEKCJA WIELOSTANOWA W SZACOWANIU WYDATKÓW SYSTEMÓW EMERYTALNYCH

1. Wstęp

W ostatnich latach wiele się mówi o procesach demograficznych, w wyniku których w przyszłości mogą zostać zachwiane proporcje między różnymi grupami ludności, co z kolei doprowadzi do zwiększenia wydatków w systemach zabezpieczenia społecznego.

Szczególnie zauważalnym problemem Europy jest starzenie się społeczeństwa. Jego głównymi przyczynami są spadek płodności oraz wydłużanie się przeciętnego dalszego trwania życia. Jako pierwsze z tym problemem zetknęły się wysoko rozwinięte kraje Europy Zachodniej. Dzisiaj są one bogatsze o doświadczenia naukowe związane z analizą, diagnozą i prognozą zarówno samego procesu, jak i jego skutków ekonomicznych.

W latach 1988-1990 Holenderski Interdyscyplinarny Instytut Demograficzny (NIDI) opracował na zlecenie tamtejszego Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej projekt pod nazwą „Wpływ zmian w strukturze gospodarstw domowych na przyszłe wydatki systemu zabezpieczenia społecznego w Holandii”. Jednym z efektów opracowania tego projektu jest wielostanowy model projekcji gospodarstw domowych.

2. Ogólna charakterystyka modelu

Ten dynamiczny model projekcyjny opisuje rozwój populacji w czasie. Cała populacja stanowi układ składający się z jednostek. Jednostki te mogą znajdować się w określonych stanach oraz przechodzić do innych stanów w wyniku określonych zdarzeń (demograficznych). Podstawą określenia tych stanów są charakterystyki demograficzne, m.in.: wiek, płeć, stan cywilny, status w gospodarstwie domowym, miejsce zamieszkania itd.

Rozwój populacji w czasie może być opisywany przez następujące zdarzenia: opuszczenie domu rodzinnego, śluby, rozwody, migracje wewnętrzne.

Oczywiście populacja jest układem otwartym. Jednostki mogą ją opuszczać (zgony, emigracje) lub dołączać do niej (urodzenia, imigracje). W związku z tym wyróżniamy dwa typy zdarzeń: wewnętrzne (zmiany statusu jednostek populacji) oraz zewnętrzne (wejścia i wyjścia z populacji).

Dodatkowo wszystkie zdarzenia dzielimy na endogeniczne i egzogeniczne. Zdarzenia endogeniczne to takie, których występowanie zależy od rozkładu jednostek wewnątrz populacji (wszystkie zdarzenia wewnętrzne, a także wyjścia i urodzenia), natomiast do zdarzeń egzogenicznych zaliczyć należy imigracje.

Tabela 1. Klasyfikacja zdarzeń w układzie

		Stan układu po zdarzeniu		
		wewnętrzne	zewnętrzne	
		1 2 3 ...	zmarli reszta świata	
Stan układu przed zdarzeniem	stany wewnętrzne	1 2 3 ...	zdarzenia wewnętrzne (endogeniczne)	wyjścia układu
	stany zewnętrzne	jeszcze nie urodzeni	wejścia endogeniczne	
		reszta świata	wejścia egzogeniczne	

Źródło: [3].

Sformułowanie modelu wykładniczego

Jeśli założymy, że wszystkie zdarzenia mają jednakowy rozkład, to otrzymamy model liniowy. Założenie to nazywane jest hipotezą integracji liniowej i pozwala dokonać projekcji w jednym kroku. W celu uzyskania długoterminowych projekcji formułuje się model wykładniczy, w którym zdarzenia nie muszą mieć jednakowych rozkładów.

Podstawowym parametrem opisywanego modelu jest chwilowa częstość $m_{ij}(t)$, zwana też intensywnością zdarzenia lub tempem zmiany położenia jednostki ze stanu i do stanu j :

$$m_{ij}(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P[I(t+dt) = j | I(t) = i]}{dt} \quad (1)$$

Wówczas dla grup wieku $x > 1$ otrzymujemy:

$$\frac{d}{d\tau} \ell(s, x + \tau, t + \tau) = \ell(s, x + \tau, t + \tau) \times M(s, x, t) + \frac{1}{h} \iota \times O(s, x, t; h), \quad (2)$$

- gdzie: x – jednoroczna grupa wieku ($x = 2, 3, \dots, \omega$),
 s – indeks płci ($s = 1, 2$; 1 – kobiety, 2 – mężczyźni),
 t – czas kalendarzowy liczony od początku okresu projekcji,
 h – długość okresu projekcji (zakłada się, że jest równy rozpiętości grup wieku – w tym przypadku jednorocznych),
 τ – przyrost czasu,
 ι – wektor wierszowy złożony z samych jedynek,
 $\ell(s, x, t)$ – wektor wierszowy zawierający liczby jednostek płci s będących w wieku x i znajdujących się w populacji w chwili t .

We wzorze (2) występuje także macierz M zawierająca wyrazy związane z intensywnościami zdarzeń. Sposób jej wyznaczenia jest następujący:

$$M(s, x, t) = M_i(s, x, t) - \text{Diag}[M_i(s, x, t) \times \iota^T + M_e(s, x, t) \times \iota^T], \quad (3)$$

- gdzie: $M_i(s, x, t)$ – macierz (o wymiarze $1 \times k$, gdzie k – liczba stanów) z intensywnościami zdarzeń wewnętrznych,
 $M_e(s, x, t)$ – macierz (o wymiarze $1 \times k$, gdzie k – liczba stanów) z intensywnościami wyjść układu,
 $O(s, x, t)$ – macierz (o wymiarze [liczba wejść egzogenicznych] $\times k$) z liczbami wejść egzogenicznych z uwzględnieniem stanów (najczęściej liczba wejść egzogenicznych wynosi 1 i jest to liczba imigrantów, w przypadku macierzy O są oni poklasyfikowani ze względu na stan wewnętrzny, do jakiego trafiają po dokonaniu imigracji).

Formuła (2) przedstawia równanie różniczkowe niejednorodne. Rozwiązaniem ogólnym części jednorodnej jest

$$\ell(s, x + \tau, t + \tau) = C \times e^{M(s, x, t) \cdot \tau}. \quad (4)$$

Natomiast rozwiązanie szczegółowe (równania niejednorodnego) ma postać

$$\ell(s, x + \tau, t + \tau) = -\frac{1}{h} \times \iota \times O(s, x, t; h) \times M^{-1}(s, x, t), \quad (5)$$

przy założeniu, że M^{-1} istnieje.

Przyjmując warunek początkowy $\ell(s, x + \tau, t + \tau) = \ell(s, x, t)$ dla $\tau = 0$, otrzymujemy rozwiązanie ogólne

$$\begin{aligned} \ell(s, x + \tau, t + \tau) = & \ell(s, x, t) \times e^{M(s, x, t) \cdot \tau} + \\ & + \frac{1}{h} \times \iota \times O(s, x, t; h) \times M^{-1}(s, x, t) \cdot [e^{M(s, x, t) \cdot h} - I]. \end{aligned} \quad (6)$$

Stąd w szczególnym przypadku dla $\tau = h$ mamy

$$\begin{aligned} \ell(s, x+h, t+h) &= \ell(s, x, t) \times e^{M(s, x, t) \cdot h} + \\ &+ \frac{1}{h} \times I \times O(s, x, t; h) \times M^{-1}(s, x, t) \times [e^{M(s, x, t) \cdot h} - I]. \end{aligned} \quad (7)$$

Przez $L(s, x, t; h)$ oznaczymy łączną liczbę osobolat, jaką jednostki spędzą w poszczególnych stanach. Wówczas

$$L(s, x, t; h) = \int_0^h \ell(s, x + \tau, t + \tau) d\tau. \quad (8)$$

Po podstawieniu (6) do (8) i użyciu (7) otrzymujemy rozwiązanie:

$$L(s, x, t; h) = [\ell(s, x+h, t+h) - \ell(s, x, t) - I \times O(s, x, t; h)] \times M^{-1}(s, x, t). \quad (9)$$

Liczbę zdarzeń endogenicznych można teraz wyznaczyć z wektora osobolat L oraz macierzy intensywności M . Zatem dla zdarzeń wewnętrznych, wyjść oraz urodzeń mamy odpowiednio:

$$N_i(s, x, t; h) = \text{Diag}[L(s, x, t; h)] \times M_i(s, x, t), \quad (10)$$

$$N_e(s, x, t; h) = \text{Diag}[L(s, x, t; h)] \times M_e(s, x, t), \quad (11)$$

$$N_b(s, x, t; h) = \text{Diag}[L(s, x, t; h)] \times M_b(s, x, t). \quad (12)$$

Osobnym problemem jest sformułowanie modelu dla pierwszej grupy wieku ($x = 1$). Wówczas liczba wejść do układu w okresie projekcji jest równa sumie liczby urodzonych oraz liczby tych imigrantów, którzy urodzili się po rozpoczęciu okresu prognozy.

Całkowitą liczbę urodzonych można łatwo wyliczyć z (12):

$$B(s, t; h) = \sum_{x=2}^{\omega} N_b(s, x, t; h). \quad (13)$$

To z kolei prowadzi do równania różniczkowego o postaci:

$$\frac{d}{d\tau} \ell(s, 1 + \tau, t + \tau) = \ell(s, 1 + \tau, t + \tau) \times M(s, 1, t) + \frac{1}{h} I \times O(s, 1, t; h) + \frac{1}{h} I \times B(s, t; h). \quad (14)$$

Zakładając, że dla $\tau = 0$ powinno zająć $\ell(s, 1 + \tau, t + \tau) = 0$, można otrzymać jego rozwiązanie

$$\ell(s, 1 + \tau, t + \tau) = \left[\frac{1}{h} \iota \times O(s, 1, t; h) + \frac{1}{h} \iota \times B(s, t; h) \right] \times M^{-1}(s, 1, t) \cdot \left[e^{M(s, 1, t)\tau} - I \right]. \quad (15)$$

Jeśli postępujemy analogicznie jak przy starszych grupach wieku, to otrzymujemy:

$$L(s, 1, t; h) = \left[\ell(s, 2, t + h) - \iota \times O(s, 1, t; h) - \iota \times B(s, t; h) \right] \times M^{-1}(s, 1, t). \quad (16)$$

Teraz na podstawie L oraz M budujemy liczebności analogicznie do przypadku (10) oraz (11).

Dane wyjściowe

Program Lipro (Lifestyle Projection) w oparciu na opisanym modelu wyznacza intensywności poszczególnych zdarzeń oraz scenariusze demograficzne. Podstawą ich wyznaczenia jest dostarczenie odpowiednich danych. Tabela 2 zawiera listę 40 zmiennych użytych w modelu.

Tabela 2. Zmienne przyjęte w modelu projekcyjnym

1	Rok analizy	21	<i>Małżeństwa pierwsze</i> : mężczyźni nieżonaci
2	Jednoroczne grupy wieku 0-99+ lat	22	<i>Małżeństwa pierwsze</i> : kobiety niezamężne
3	<i>Ludność</i> : mężczyźni nieżonaci	23	<i>Małżeństwa ponowne</i> : mężczyźni – wdowcy
4	<i>Ludność</i> : kobiety niezamężne	24	<i>Małżeństwa ponowne</i> : kobiety – wdowy
5	<i>Ludność</i> : mężczyźni żonaci	25	<i>Małżeństwa ponowne</i> : mężczyźni rozwiedzeni
6	<i>Ludność</i> : kobiety zamężne	26	<i>Małżeństwa ponowne</i> : kobiety rozwiedzione
7	<i>Ludność</i> : mężczyźni – wdowcy	27	Suma małżeństw (21)+(23)+(25), mężczyźni
8	<i>Ludność</i> : kobiety – wdowy	28	Suma małżeństw (22)+(24)+(26), kobiety
9	<i>Ludność</i> : mężczyźni rozwiedzeni	29	<i>Wchodzący we wdowieństwo</i> : mężczyźni
10	<i>Ludność</i> : kobiety rozwiedzione	30	<i>Wchodzący we wdowieństwo</i> : kobiety
11	<i>Urodzenia żywe</i> , prawne (po wieku matki)	31	<i>Rozwiedzeni</i> : mężczyźni
12	<i>Urodzenia żywe</i> , nieprawne (po wieku matki)	32	<i>Rozwiedzeni</i> : kobiety
13	<i>Zgony</i> : mężczyźni nieżonaci	33	<i>Ludność</i> : mężczyźni nie żonaci
14	<i>Zgony</i> : kobiety niezamężne	34	<i>Ludność</i> : kobiety nie zamężne
15	<i>Zgony</i> : mężczyźni żonaci	35	<i>Ludność</i> : mężczyźni żonaci
16	<i>Zgony</i> : kobiety zamężne	36	<i>Ludność</i> : kobiety zamężne
17	<i>Zgony</i> : mężczyźni – wdowcy	37	<i>Ludność</i> : mężczyźni – wdowcy
18	<i>Zgony</i> : kobiety – wdowy	38	<i>Ludność</i> : kobiety – wdowy
19	<i>Zgony</i> : mężczyźni rozwiedzeni	39	<i>Ludność</i> : mężczyźni rozwiedzeni
20	<i>Zgony</i> : kobiety rozwiedzione	40	<i>Ludność</i> : kobiety rozwiedzione

Źródło: opracowanie własne.

Ze względu na zakres potrzebnych danych ich uzyskanie dla Polski jest utrudnione (a nawet częściowo niemożliwe) oraz wiąże się z dużymi kosztami. W związku z tym na potrzeby pracy skorzystano z danych Holenderskiego Urzędu Statystycznego (Statistics Netherlands) udostępnionych nieodpłatnie. Dane dotyczą pięcioletniego okresu 1986-1990. Następnie na podstawie danych dokonano agregacji w 5-letnie grupy wieku, wyznaczono urodzenia ze względu na płeć. Projekcji dokonano w okresach 5-letnich. Migrację netto obliczono z zależności:

- migracja netto = populacja początkowa – populacja końcowa – pozostałe wejścia + pozostałe wyjścia lub inaczej:
- migracja netto = populacja końcowa – populacja początkowa – urodzenia + zgony.

3. Prognozowanie liczby i struktury ludności na podstawie modelu – skutki obciążeń ekonomicznych ludności dla systemu emerytalnego

Zmiany struktury wiekowej ludności związane ze starzeniem ludności będą miały w kolejnych latach znaczny wpływ na funkcjonowanie systemów zabezpieczeń społecznych poszczególnych państw Europy (w tym także Polski). Stąd bardzo ważne jest w miarę precyzyjne prognozowanie stanu i struktury ludności. Obecne prognozy przewidują, że struktura ludności w ciągu najbliższych kilkudziesięciu lat zmieni się na niekorzyść dla tych systemów. Systematycznie zwiększać się będzie ekonomiczne obciążenie osób pracujących osobami w wieku emerytalnym. Jednocześnie, jako skutek utrzymującej się przez lata niskiej płodności, nastąpi zmniejszenie liczby osób płacących składki do systemów zabezpieczenia społecznego.

Projekcja przeprowadzona w odniesieniu do danych holenderskich na podstawie modelu wielostanowego przy założeniach scenariusza dotyczącego płodności, umieralności oraz migracji netto potwierdza te obawy. Tabela 3 przedstawia obciążenia ludności w wieku produkcyjnym ludnością w wieku emerytalnym.

Tabela 3. Wskaźnik obciążeń ludności w wieku produkcyjnym ludnością w wieku poprodukcyjnym w latach projekcji (w %)

Indeks	Rok projekcji	2001*	2006	2011	2016	2021
Ogółem, w tym:		24,1	25,1	27,8	31,1	34,0
– kobiety		15,8	16,4	18,3	19,9	21,8
– mężczyźni		8,3	8,7	9,5	11,2	12,2

* Projekcja (podobnie jak pozostałe lata) na podstawie danych z okresu 1986-1990.

Źródło: opracowanie na podstawie danych Holenderskiego Urzędu Statystycznego z użyciem programu Lipro 4.0.

Dane zamieszczone w tab. 3 wskazują, że w Holandii w ciągu najbliższych 15 lat ekonomiczne obciążenie ludności wzrośnie o blisko 35% i w 2021 r. na 100 składujących przypadało będzie 34 świadczeniobiorców. Podobne analizy dotyczące Polski są jeszcze bardziej niepokojące. Przewiduje się, że w 2021 r. na 100 płatników składek będzie przypadało 38 świadczeniobiorców (obecnie 25). Polski system emerytalny – zarówno przed reformą, jak i po jej przeprowadzeniu – pozyskuje środki głównie ze składek; zatem zwiększanie się udziału ludności w

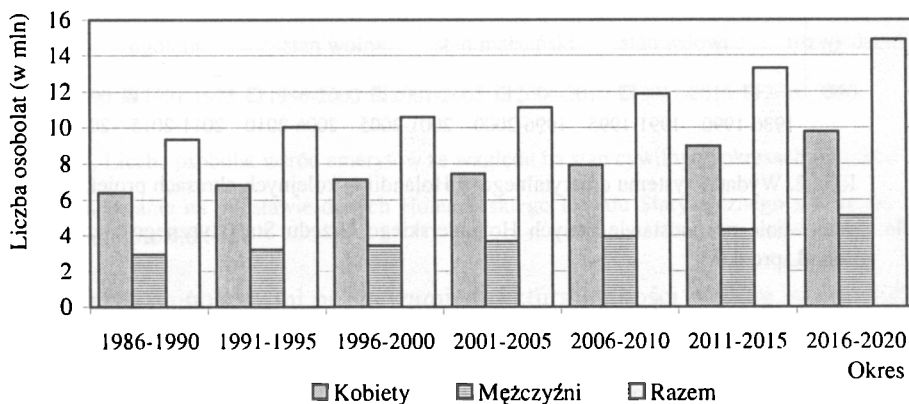
wieku poprodukcyjnym prowadzić będzie do zwiększenia składki ubezpieczeniowej. Na wzrost składki w Polsce wpływ będzie miał nie tylko wzrost udziału emerytów, ale także waloryzacja świadczeń emerytalnych w I filarze systemu, oparta na wskaźniku cen towarów i usług konsumpcyjnych (inflacji).

4. Szacowanie wydatków na system emerytalny

Kolejnym przykładem możliwości zastosowania modelu do szacowania wydatków w systemach zabezpieczenia społecznego jest skorzystanie z wyznaczonych przez model liczby tzw. osobolat. Osobolata (*person years*) to iloczyn liczby osób żyjących w danym okresie i liczby lat przeżytych przez te osoby w tym okresie.

Informacja o liczbie osobolat wśród osób w wieku emerytalnym w danym okresie pozwala oszacować wydatki systemu emerytalnego w tym okresie. Podobnie można oszacować wydatki innych systemów działających w ramach zabezpieczenia społecznego, o ile dysponujemy odpowiednimi danymi (np. systemu rentowego – o ile mamy dane na temat osób upoważnionych do pobierania świadczeń rentowych).

Za pomocą modelu dokonano projekcji liczby osobolat wśród emerytów. Dane przedstawia rys. 1.



* Projekcja (podobnie jak pozostałe lata) na podstawie danych z okresu 1986-1990.

Rys. 1. Liczba osobolat wśród emerytów w Holandii w okresach projekcji

Źródło: opracowanie na podstawie danych Holenderskiego Urzędu Statystycznego z użyciem programu Lipro 4.0.

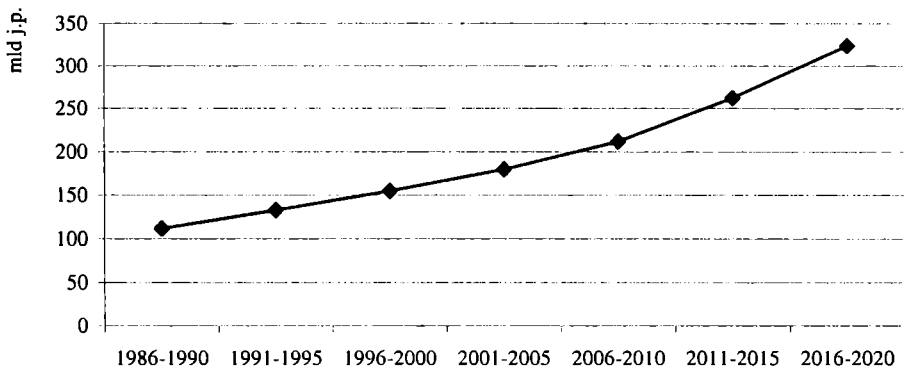
Aby oszacować roczne wydatki systemu emerytalnego, należy przemnożyć liczbę osobolat przez dwunastokrotność przeciętnego miesięcznego świadczenia emerytalnego, uwzględniając jego waloryzację w czasie. Na potrzeby analizy przyjęto, że w pierwszym okresie projekcji świadczenie to wynosiło 1000 j.p. oraz jego

waloryzację na poziomie 2% rocznie. Przy powyższych założeniach przybliżone kwoty wydatków systemu emerytalnego przedstawia tab. 4 oraz rys. 2.

Tabela 4. Wydatki systemu emerytalnego w Holandii w kolejnych okresach projekcji

Okres	1986-1990	1991-1995	1996-2000	2001-2005	2006-2010	2011-2015	2016-2020
Świadczenie × 12	12 000	13 249	14 628	16 151	17 832	19 687	21 737
Wydatki systemu (mld)	112	133	155	180	212	262	324
Wzrost wydatków (%)		31	19	16	16	18	24

Źródło: opracowanie na podstawie danych Holenderskiego Urzędu Statystycznego z użyciem programu Lipro 4.0.



Rys. 2. Wydatki systemu emerytalnego w Holandii w kolejnych okresach projekcji

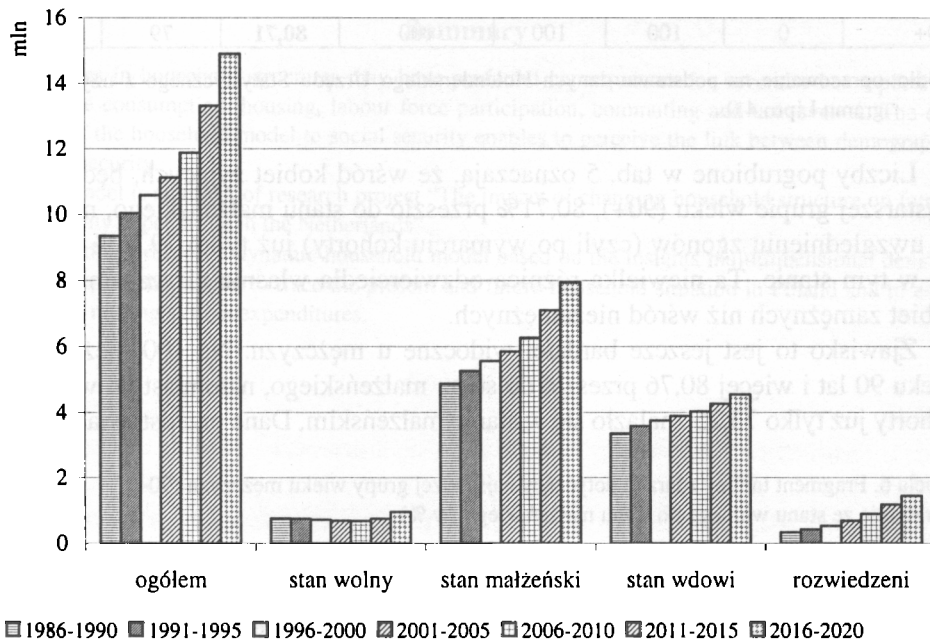
Źródło: opracowanie na podstawie danych Holenderskiego Urzędu Statystycznego z użyciem programu Lipro 4.0.

Przedstawione kwoty dotyczą wydatków Holandii. Wnioski, jakie można wyciągnąć w odniesieniu do Polski, to fakt, iż średniookresowe tempo wzrostu wydatków na świadczenia emerytalne wyniosło 19%. W Polsce tempo wzrostu wydatków może kształtować się na podobnym poziomie ze względu na podobieństwo procesu starzenia się populacji.

5. Liczba osobołat ze względu na stan cywilny osób w wieku emerytalnym

Na wielkość wydatków systemu zabezpieczenia społecznego niewątpliwie wpływają także wzorce tworzenia i rozpadu rodzin. Prognoza obejmuje okres do roku 2020, a więc taki, w którym wśród emerytów wciąż jeszcze dominują tradycyjne wzorce. W związku z tym na rys. 3 nie zauważamy większych zakłóceń

struktury osobołat według stanu cywilnego. Dostrzec można jedynie niewielki wzrost udziału osobołat wśród rozwiedzionych, ale jest to skutkiem ogólnego wzrostu liczby osobołat.



Rys. 3. Liczba osobołat wśród emerytów ze względu na stan cywilny w okresach projekcji

Źródło: opracowanie na podstawie danych Holenderskiego Urzędu Statystycznego z użyciem programu Lipro 4.0.

Zgodnie z najnowszymi prognozami, struktura ludności według stanu cywilnego znacznie się zmieniać wraz z dorastaniem najmłodszych obecnie roczników, wśród których przeważać będzie wzorzec jednoosobowego gospodarstwa domowego (tzw. single). Przedstawiona projekcja nie obejmuje tego okresu.

6. Stan cywilny a umieralność

Z punktu widzenia wydatków systemów zabezpieczenia społecznego ważna jest analiza, diagnoza i prognoza zjawiska umieralności, w tym także z uwzględnieniem stanu cywilnego. Na podstawie modelu zbudowano wielostanowe tablice trwania życia oraz tablice zdarzeń demograficznych. Wyniki tablicy zdarzeń odnośnie do przejścia ze stanu wolnego do stanu małżeńskiego dla kobiet odzwierciedlają fakt, że współczynnik zgonów dotyczący kobiet zamężnych jest niższy niż w przypadku niezamężnych (por. tab. 5).

Tabela 5. Fragment tablicy zdarzeń dotyczący najstarszej grupy wieku kobiet (90+) – przejście ze stanu wolnego do stanu małżeńskiego (w %)

Wiek	Stan				Ogółem	Zgony	Razem
	wolna	zamężna	wdowa	rozwidziona			
90+	0	100	100	100	80,71	79	79,23

Źródło: opracowanie na podstawie danych Holenderskiego Urzędu Statystycznego z użyciem programu Lipro 4.0.

Liczby pogrubione w tab. 5 oznaczają, że wśród kobiet żyjących, będących w najstarszej grupie wieku (90+), 80,71% przeszło do stanu małżeńskiego, natomiast po uwzględnieniu zgonów (czyli po wymarciu kohorty) już tylko 79,23% znalazło się w tym stanie. Ta niewielka różnica odzwierciedla właśnie niższą umieralność kobiet zamężnych niż wśród niezamężnych.

Zjawisko to jest jeszcze bardziej widoczne u mężczyzn. Na 100 mężczyzn w wieku 90 lat i więcej 80,76 przeszło do stanu małżeńskiego, natomiast po wymarciu kohorty już tylko 73,25 znalazło się w stanie małżeńskim. Dane przedstawia tab. 6.

Tabela 6. Fragment tablicy zdarzeń dotyczący najstarszej grupy wieku mężczyzn (90+) – przejście ze stanu wolnego do stanu małżeńskiego (w %)

Wiek	Stan				Ogółem	Zgony	Razem
	wolny	zamężny	wdowiec	rozwidziony			
90+	0	100	100	100	80,76	72,91	73,25

Źródło: opracowanie na podstawie danych Holenderskiego Urzędu Statystycznego z użyciem programu Lipro 4.0.

Wniosek ten jest interesujący z punktu widzenia systemu emerytalnego. Jak wiadomo, przeciętne dalsze trwanie życia ciągle rośnie i dla kobiet jest liczbą większą niż dla mężczyzn. Uwzględniając fakt, iż w przyszłości przewiduje się coraz mniej stałych związków oraz coraz więcej jednoosobowych gospodarstw domowych (single), należy się spodziewać mniejszego tempa wzrostu przeciętnego dalszego trwania życia.

Literatura

- [1] Cieślak M., *Demografia. Metody analizy i programowania*, PWN, Warszawa 1984.
- [2] Holzer J., *Demografia*, PWE, Warszawa 2003.
- [3] Imhoff E., Keilman N., *An Application of a Dynamic Demographic Projection Model to Household Structure in Netherlands*, NIDI CBGS Publications #23, Swets & Zeitlinger, Amsterdam/Lisse 1991.
- [4] Pocięcha J., *Ekonomiczne konsekwencje osiągnięcia wieku emerytalnego przez generacje powojennego wyżu demograficznego*, AE, Kraków 2003.

**AN APPLICATION OF MULTIDIMENSIONAL
HOUSEHOLD PROJECTION MODEL
TO ESTIMATE FUTURE RETIRING SYSTEM EXPENDITURES**

Summary

Changes in household structures may have profound consequences for several other aspects of society, like consumption, housing, labour force participation, commuting and tax revenue. The application of the household model to social security enables to perceive the link between demography and social security.

The model is an effect of research project "The impact of changing household structure on future social security expenditure in the Netherlands".

The article presents a dynamic household model based on the insights multidimensional demography and apply that model to trace the present and future household situation in Poland and to estimate future retiring system expenditures.