

Beata Jackowska*

Teresa Plenikowska**

Ocena prawdopodobieństwa zgonu osób starszych w pierwszych latach pobytu w domu pomocy społecznej

Wstęp

Jednym z przejawów demograficznego procesu starzenia się społeczeństwa jest rosnący odsetek osób starszych potrzebujących stałej opieki z powodu ograniczonej sprawności. Zarówno zmiana struktury wieku ludności, jak również atomizacja społeczeństwa oraz zmiana modelu rodziny przyczyniają się do zmniejszenia roli opieki o charakterze nieformalnym (sprawowanej najczęściej przez rodzinę) na rzecz opieki instytucjonalnej. Z prognoz GUS [*Prognoza ludności...*, 2014] wynika, że znaczącym problemem w Polsce będzie zmniejszający się potencjał opiekuńczy. Przewiduje się, że współczynnik potencjału opiekuńczego wyrażony relacją liczby kobiet w wieku 45–64 lata do liczby osób w wieku powyżej 80 lat zmniejszy się z poziomu 3,6 w roku 2013 do 3,0 w roku 2025, następnie do 1,9 w roku 2035 i dalej do 1,2 w roku 2050 (rysunek 1). Spadek potencjału opiekuńczego oraz ograniczone publiczne finansowanie opieki długoterminowej spowodują, że wzrastać będzie konieczność indywidualnego zabezpieczania się na okres starości i ewentualnego niedołęstwa. Racjonalnym kierunkiem byłoby szerokie promowanie i stworzenie zachęt do zawierania dodatkowego ubezpieczenia o charakterze emerytalnym, a także rozwój społecznego i uzupełniającego prywatnego ubezpieczenia pielęgnacyjnego [Wilmowska, Błędowski, 2008].

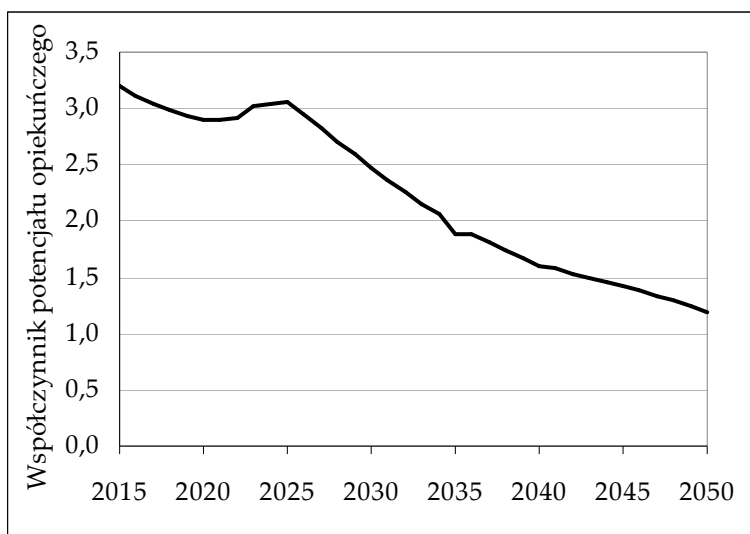
W Polsce największe znaczenie w sprawowaniu długoterminowej opieki instytucjonalnej mają domy pomocy społecznej (DPS), w których osoby starsze wymagające całodobowej opieki przebywają zwykle do końca życia. Stan zdrowia osób przyjmowanych do DPS różni się od stanu zdrowia ludności ogółem – przy przystępowaniu do DPS występuje bowiem negatywny efekt selekcji. Badanie przeprowadzone wśród

* Dr hab., Katedra Statystyki, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Gdański, ul. Armii Krajowej 101, 81-824 Sopot, beata.jackowska@ug.edu.pl

** Mgr, Katedra Statystyki, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Gdański, ul. Armii Krajowej 101, 81-824 Sopot, teresa.plenikowska-slusarz@ug.edu.pl

osób w wieku 60 lat i więcej przyjętych do Domu Pomocy Społecznej w Gdyni w latach 1980–2010 pokazało, że newralgicznym okresem w opiece nad osobami starszymi są pierwsze lata pobytu. W okresie pierwszych 4 lat pobytu umarła prawie połowa przyjętych osób.

Rysunek 1. Prognozowany wskaźnik potencjału opiekuńczego w Polsce w latach 2015–2050



Źródło: Opracowanie własne na podstawie [*Prognoza ludności ...*, 2014].

Celem badania było oszacowanie prawdopodobieństwa zgonu osób przebywających w DPS w pierwszych czterech latach pobytu z uwzględnieniem zarówno wieku, jak i płci oraz okresu przyjęcia. W celu oceny negatywnego zjawiska selekcji przy przyjmowaniu do DPS, oszacowane prawdopodobieństwa zgonu w subpopulacji pensjonariuszy DPS porównano z prawdopodobieństwem zgonu osób w wieku 60 lat i więcej w populacji ogółem. W badaniu wykorzystano metody regresji logistycznej do oszacowania na podstawie danych szczegółowych prawdopodobieństwa zgonu w DPS w zależności od wieku, płci i roku przyjęcia oraz metody analizy wzdłużnej do oszacowania prawdopodobieństwa zgonu w populacji ogółem na podstawie ciągu przekrojowych tablic trwania życia opublikowanych przez GUS dla kolejnych lat kalendarzowych¹.

¹ Wcześniejsze wyniki badań nad osobami przyjętymi do DPS w Gdyni w latach 1980–2010 opublikowano w [Plenikowska, 2011; Jackowska, 2013]. W pracy Plenikowskiej

1. Oszacowanie prawdopodobieństwa zgonu pensjonariuszy DPS w Gdyni z wykorzystaniem modelu logitowego

Prawdopodobieństwo zgonu osób w okresie pierwszych 4 lat od przyjęcia do DPS oszacowano za pomocą dwumianowego modelu logitowego. Dychotomiczna zmienna objaśniana przyjęła postać:

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{zgon w okresie pierwszych 4 lat pobytu} \\ 0 & \text{przeżycie pierwszych 4 lat pobytu} \end{cases}. \quad (1)$$

Z uwagi na fakt, że ocenie podlegało prawdopodobieństwo zgonu w pierwszych 4 latach pobytu w DPS, ostatnią objętą badaniem grupę pensjonariuszy stanowiły osoby przyjęte w roku 2006, których obserwację zakończono w roku 2010.

Regresja logistyczna pozwala na wyodrębnienie statystycznie istotnych czynników ryzyka zgonu [Jackowska, 2011; Mazurek, 2000]. Prawdopodobieństwo wystąpienia zdarzenia (w tym przypadku zgonu), w zależności od wartości zmiennych objaśniających X_1, X_2, \dots, X_k , w modelu logitowym wyrażone jest wzorem:

$$p = P(Y = 1 | X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_k = x_k) = \frac{\exp\left(\beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i\right)}{1 + \exp\left(\beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i\right)}, \quad (2)$$

gdzie $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ są parametrami modelu. Zmienne objaśniające mogą być zmiennymi ilościowymi, jak też odpowiednio zakodowanymi zmiennymi jakościowymi [Hosmer, Lemeshow, 2000].

W modelu logitowym szansa zdarzenia (iloraz prawdopodobieństwa wystąpienia zdarzenia oraz prawdopodobieństwa niewystąpienia zdarzenia) określona jest następująco:

$$\frac{p}{1-p} = \exp\left(\beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i\right). \quad (3)$$

Stąd $\exp(\beta_i)$ jest ilorazem szans zgonu dwóch jednostek, dla których i -ta cecha przyjmuje wartości $X_i = x_i + 1$ oraz $X_i = x_i$, przy jednakowych wartościach pozostałych cech. W przypadku wyrazu wolnego $\exp(\beta_0)$ jest szansą zdarzenia dla tzw. grupy referencyjnej składającej się

przedstawiono wyniki analizy Kaplana-Meiera czasu przebywania w DPS w zależności od płci, wieku w momencie przyjęcia i okresu przyjęcia. Natomiast w opracowaniu Jackowskiej skonstruowano kohortową tablicę trwania życia pensjonariuszy DPS od momentu ukończenia 70 lat.

z jednostek, u których wszystkie zmienne objaśniające mają wartość zero.

Parametry modelu oszacowano metodą największej wiarygodności. W procesie weryfikacji modelu wykorzystano test ilorazu wiarygodności do zbadania istotności zbioru zmiennych objaśniających oraz test Walda do zbadania istotności poszczególnych zmiennych objaśniających [Harrell, 2001]. Do oceny dobroci dopasowania modelu wykorzystano miary pseudo- R^2 , ocenę jakości predykcyjnej modelu oparto na tablicy trafności, przyjmując za punkt odcięcia częstość zdarzeń w próbie [Gruszczyński, 2010].

Demograficzne wzorce umieralności populacji są zróżnicowane przede wszystkim ze względu na płeć i wiek. Z tego powodu w subpopulacji pensjonariuszy DPS w pierwszej kolejności sprawdzono wpływ płci i wieku w momencie przyjęcia na ryzyko zgonu w pierwszych czterech latach pobytu w DPS. Zmienna jakościowa płeć została zakodowana jako zmienna zero-jedynkowa następująco: 1 – mężczyzna, 0 – kobieta. Od zmiennej wiek odjęto 60 lat (najniższy wiek w badaniu). Wobec tego grupę referencyjną stanowią kobiety przyjęte do DPS w wieku 60 lat. Wyniki estymacji przedstawiono w tablicy 1. Obie zmienne można przyjąć za statystycznie istotne. Nie stwierdzono interakcji tych zmiennych w subpopulacji mieszkańców DPS². W badaniu do grupy najniższego ryzyka należy grupa referencyjna, czyli kobiety przyjęte do DPS w wieku 60 lat – szansa zgonu w okresie pierwszych 4 lat pobytu w DPS w ich przypadku wynosi 0,2832. W okresie pierwszych 4 lat pobytu w DPS, szansa zgonu mężczyzn jest o 72,5% większa niż szansa zgonu kobiet przyjętych do DPS w tym samym wieku co mężczyźni. Zarówno w przypadku mężczyzn, jak i kobiet, osoby o rok starsze w momencie przyjęcia do DPS mają szansę zgonu o 6,9% większą.

Wzorzec umieralności zmienia się w czasie, czego skutkiem jest demograficzne starzenie się społeczeństw. Postawiono więc hipotezę, że na poziom umieralności pensjonariuszy wpływa okres przyjęcia do DPS. Do modelu dodano zmienną ilościową rok przyjęcia minus 1980 (okres badania rozpoczyna się w 1980 r.). Grupę referencyjną tworzą w tym przypadku kobiety przyjęte do DPS w 1980 r. w wieku 60 lat. Wyniki estymacji modelu logitowego z trzema zmiennymi objaśniającymi przedstawiono w tablicy 2. Wszystkie zmienne można uznać za

² W populacji mieszkańców Polski występuje interakcja między płcią i wiekiem jako czynnikami ryzyka zgonu [Jackowska, 2011].

statystycznie istotne. Podobnie jak w pierwszym modelu nie stwierdzono interakcji zmiennych objaśniających. Dopasowanie modelu drugiego jest lepsze, natomiast dwie z trzech miar wskazują na niewielkie pogorszenie jakości prognostycznej modelu drugiego. Szansa zgonu w grupie referencyjnej wynosi 0,4122. Po dodaniu trzeciej zmiennej współczynniki przy dwóch pozostałych zmiennych niewiele się zmieniły: szansa zgonu mężczyzn jest o 70,3% większa niż szansa zgonu kobiet przyjętych do DPS w tym samym wieku i roku kalendarzowym co mężczyźni, natomiast osoby o rok starsze w momencie przyjęcia do DPS mają szansę zgonu o 7,2% większą w stosunku do osób tej samej płci, przyjętych w tym samym roku kalendarzowym. Szansa zgonu w okresie pierwszych czterech lat pobytu malała z każdym rokiem kalendarzowym o 3,5% u osób tej samej płci i w tym samym wieku.

Tablica 1. Wyniki estymacji modelu logitowego ze zmiennymi płeć i wiek dla osób przyjętych do DPS w latach 1980–2006

	Ocena parametru β	Błąd standardowy	p-value*	e^β
Wyraz wolny	-1,2617	0,3356	0,0002	0,2832
Płeć (1-mężczyzna, 0-kobieta)	0,5450	0,2813	0,0527	1,7247
Wiek przyjęcia minus 60	0,0668	0,0174	0,0001	1,0691
test ilorazu wiarygodności: p-value = 0,0002 pseudo-R2 Nagelkerke = 0,0890 pseudo-R2 Coxa-Snella = 0,0667	procent trafnych = 62,2% czułość modelu = 61,7% swoistość modelu = 62,7%			

* p-value w teście Walda istotności parametru β

Źródło: Obliczenia własne z wykorzystaniem programu Statistica.

W okresie badania w latach 1980–2010 malało ryzyko zgonu w pierwszych czterech latach pobytu w DPS, co może świadczyć z jednej strony o lepszej kondycji seniorów (zmiana stylu życia), a z drugiej o postępie w opiece medycznej nad osobami starszymi oraz o poprawie warunków mieszkania w DPS, jak też pozytywnej zmianie w postrzeganiu decyzji o zamieszkaniu w DPS. Na rysunku 2 porównano prawdopodobieństwa zgonu mężczyzn i kobiet w okresie pierwszych 4 lat pobytu w DPS przyjętych 1990 r. i 2000 r. w wieku od 60 do 90 lat. W ciągu rozważanych 10 lat kalendarzowych szansa zgonu osób tej samej płci i w tym samym wieku spadła o około 30%.

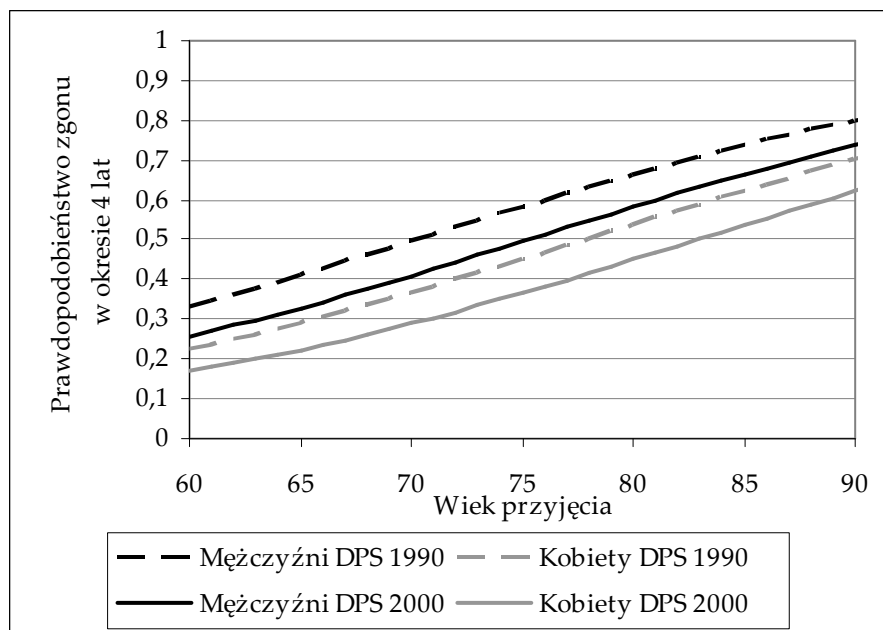
Tablica 2. Wyniki estymacji modelu logitowego ze zmiennymi płeć, wiek i rok przyjęcia dla osób przyjętych do DPS w latach 1980–2006

	Ocena parametru β	Błąd standardowy	p-value*	e^β
Wyraz wolny	-0,8862	0,3834	0,0208	0,4122
Płeć (1-mężczyzna, 0-kobieta)	0,5321	0,2848	0,0617	1,7025
Wiek przyjęcia minus 60	0,0698	0,0177	0,0001	1,0723
Rok przyjęcia minus 1980	-0,0355	0,0180	0,0491	0,9651
test ilorazu wiarygodności: p-value = 0,0001		procent trafnych = 61,4%		
pseudo-R ² Nagelkerke = 0,1087		czułość modelu = 60,0%		
pseudo-R ² Coxa-Snella = 0,0815		swoistość modelu = 62,7%		

* p-value w teście Walda istotności parametru β

Źródło: Obliczenia własne z wykorzystaniem programu Statistica.

Rysunek 2. Prawdopodobieństwo zgonu w okresie pierwszych 4 lat pobytu w DPS według wieku przyjęcia, płci oraz roku przyjęcia 1990 i 2000



Źródło: Opracowanie własne na podstawie modelu z tablicy 2.

2. Porównanie ryzyka zgonu w subpopulacji pensjonariuszy DPS w Gdyni oraz w populacji ogółem

Nasuwa się pytanie, na ile różnią się wzorce umieralności w subpopulacji pensjonariuszy DPS i populacji Polski ogółem oraz jak prezentują się pozytywne zmiany wzorca umieralności subpopulacji na tle zmian w całej populacji. W celu odpowiedzi na powyższe pytania, prawdopodobieństwa zgonu w ciągu pierwszych 4 lat pobytu w DPS osób przyjętych w latach 1980–2006 w wieku od 60 do 90 lat porównano z odpowiednimi prawdopodobieństwami zgonu mieszkańców Polski. Do porównań wykorzystano polskie przekrojowe tablice trwania życia [Tablice trwania życia 1990–2013, 2015]. Tablice z kolejnych 4 lat kalendarzowych posłużyły do wyznaczenia w ujęciu wzdłużnym [Valkovics, 1976] prawdopodobieństwa, że osoba w wieku x lat w roku t dożyje wieku $x + 4$ lata w roku $t + 4$:

$${}_4P_x^{(t)} = P_x^{(t)} \cdot P_{x+1}^{(t+1)} \cdot P_{x+2}^{(t+2)} \cdot P_{x+3}^{(t+3)}. \quad (4)$$

Prawdopodobieństwo, że osoba w określonym wieku przeżyje najbliższe 4 lata jest w ujęciu wzdłużnym iloczynem prawdopodobieństw przeżycia kolejnych lat liczonych według czasu własnego kohorty oraz według czasu kalendarzowego [McGehee, 2004], co odpowiada przesuwaniu się wzdłuż przekątnych na diagramie Lexisa (rysunek 3). Prawdopodobieństwo, że osoba w wieku x lat w roku t umrze w ciągu najbliższych 4 lat wynosi więc w ujęciu wzdłużnym:

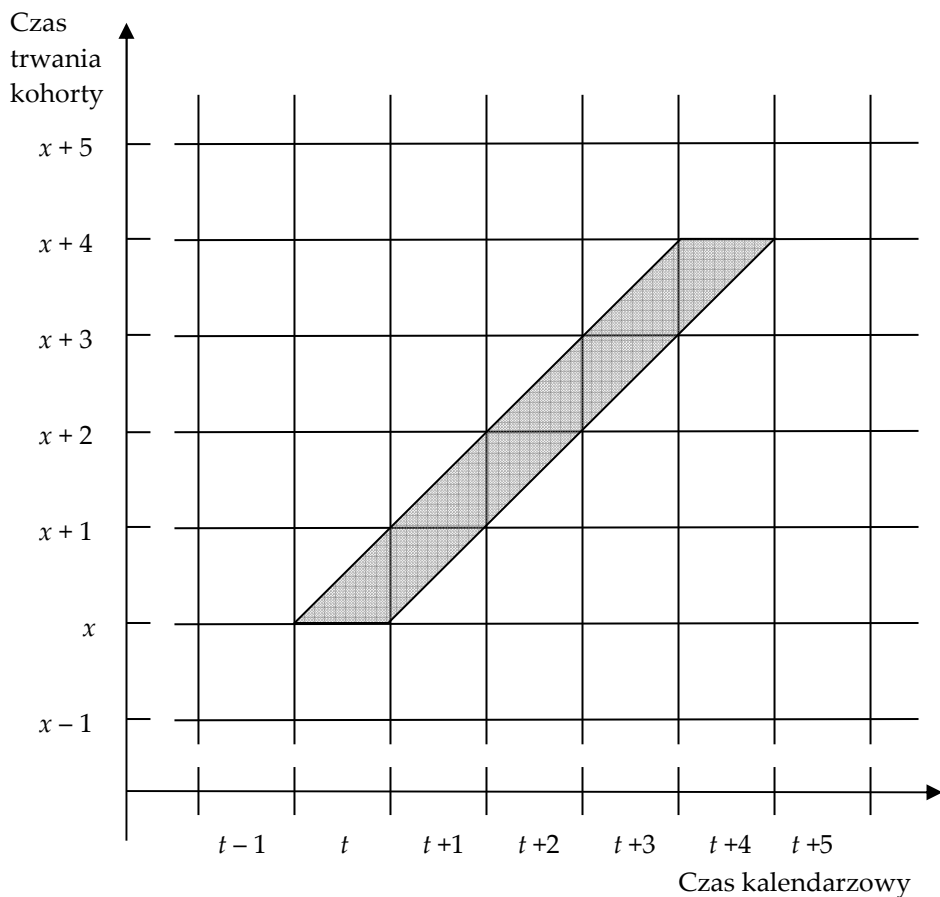
$${}_4q_x^{(t)} = 1 - {}_4P_x^{(t)}. \quad (5)$$

Porównano oszacowane za pomocą modelu logitowego (tablica 2) prawdopodobieństwa zgonu ${}_4q_x^{(t)}$ w ciągu pierwszych 4 lat pobytu w DPS osób przyjętych w roku t w wieku $x = 60, 61, \dots, 90$ lat oraz prawdopodobieństwa zgonu ${}_4q_x^{(t)}$ w ciągu 4 lat mieszkańców Polski, którzy w roku t ukończyli $x = 60, 61, \dots, 90$ lat. Różnice w poziomie prawdopodobieństwa zgonów kobiet i mężczyzn w DPS i w Polsce roku $t = 1990$ oraz roku $t = 2000$ przedstawiono na rysunku 4. Porównując prawdopodobieństwo zgonu w subpopulacji mieszkańców DPS z prawdopodobieństwem zgonu mieszkańców Polski, należy zauważyć następujące prawidłowości:

- występuje wyższe prawdopodobieństwo zgonu mieszkańców DPS w roku 1990 i 2000 zarówno w przypadku kobiet, jak i mężczyzn,

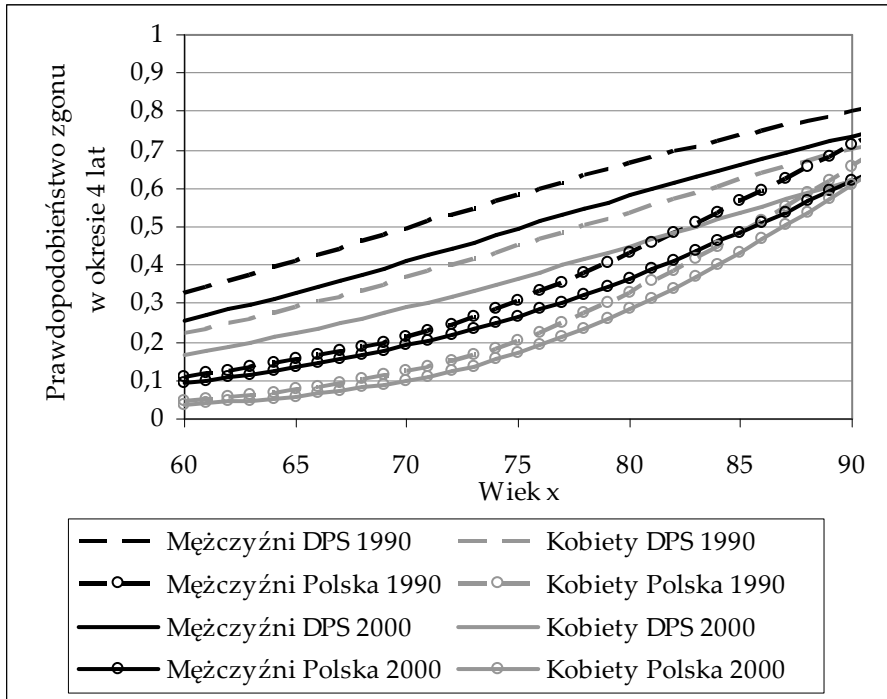
- w obu okresach zarówno u kobiet, jak i mężczyzn do około 75 roku życia następuje wraz z wiekiem wzrost różnic (absolutnych), a następnie stopniowe ich zmniejszanie,
- zmniejszenie się różnic (absolutnych) w roku 2000 w porównaniu z rokiem 1990.

Rysunek 3. Diagram Lexisa: 4-letnia historia kohorty według czasu własnego trwania kohorty oraz według czasu kalendarzowego



Źródło: Opracowanie własne.

Rysunek 4. Prawdopodobieństwo zgonu w ciągu pierwszych 4 lat pobytu w DPS osób przyjętych w wieku x lat w 1990 r. i 2000 r. oraz prawdopodobieństwo zgonu w ciągu 4 lat mieszkańców Polski, którzy ukończyli x lat w 1990 r. i 2000 r.



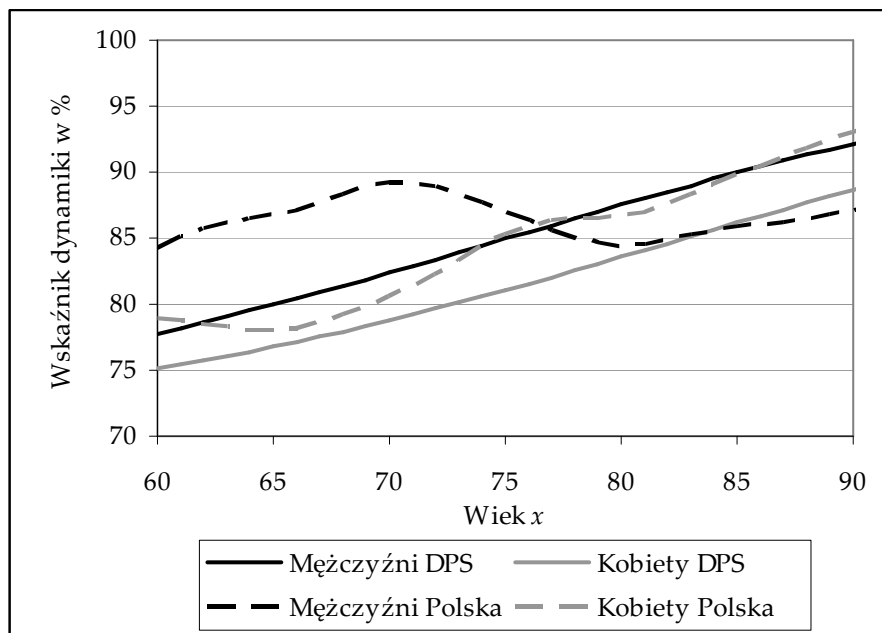
Źródło: Opracowanie własne na podstawie modelu z tablicy 2 oraz polskich tablic trwania życia z lat 1990–1993 i 2000–2003 [Tablice trwania ..., 2015].

Interesującym zjawiskiem jest wyraźnie większy spadek w latach 1990–2000 prawdopodobieństwa zgonu w pierwszych 4 latach pobytu w DPS niż spadek prawdopodobieństwa zgonu w ciągu 4 lat życia w populacji ogółem. Na rysunku 5 przedstawiono wskaźniki (w %) tych zmian. W populacji i subpopulacji kobiet nastąpił spadek prawdopodobieństwa zgonu we wszystkich grupach wieku, przy czym zaobserwowano zmniejszającą się dynamikę tych zmian wraz z wiekiem. Prawdopodobieństwo zgonu w roku 2000 w stosunku do roku 1990 w populacji kobiet ogółem mających 60 lat było niższe o 21%, wśród mających 75 lat o 15% i tylko o 7% w najstarszej obserwowanej grupie. W rozważanym okresie w subpopulacji kobiet przebywających w DPS obniżenie prawdopodobieństwa zgonu we wszystkich grupach wieku było większe niż wśród kobiet ogółem. Prawdopodobieństwo zgonu w ciągu 4 pierw-

szych lat pobytu kobiet w DPS zmniejszyło się wśród 60-latek o 25%, 75-latek o 19%, a 90-latek o 11%.

W populacji i subpopulacji mężczyzn, podobnie jak w grupie kobiet, prawdopodobieństwo zgonu w roku 2000 było niższe niż w roku 1990, przy czym dla mężczyzn ogółem nie zaobserwowano zmniejszania się wraz z wiekiem dynamiki zmian. W przypadku mężczyzn ogółem w wieku od 60 do 90 lat obniżenie prawdopodobieństwa zgonu w roku 2000 w stosunku do roku 1990 oscylowało wokół poziomu 13,5%. Natomiast wśród mężczyzn przebywających w DPS obserwowano wraz z wiekiem systematyczne zmniejszanie dynamiki spadku z 22% w wieku 60 lat do 8% w wieku 90 lat. W efekcie czego mimo występowania znacznie większego spadku prawdopodobieństwa zgonu wśród mężczyzn przyjętych do DPS w wieku 60–70 lat, po 76 roku życia dynamika zmian jest większa dla mężczyzn ogółem.

Rysunek 5. Wskaźniki dynamiki zmian prawdopodobieństwa zgonu w ciągu pierwszych 4 lat pobytu w DPS oraz prawdopodobieństwa zgonu w ciągu 4 lat mieszkańców Polski w okresie 1990–2000 (rok 1990 = 100)



Źródło: Opracowanie własne na podstawie modelu z tablicy 2 oraz polskich tablic trwania życia z lat 1990–1993 i 2000–2003 [Tablice trwania ..., 2015].

Obserwowaną nadumieralność osób przebywających w DPS w porównaniu do ogółu mieszkańców Polski oraz nadumieralność mężczyzn w stosunku do kobiet zmierzono ilorazem prawdopodobieństw zgonów w odpowiednich grupach płci, wieku i kohorty. Wyznaczono w ten sposób następujące wskaźniki:

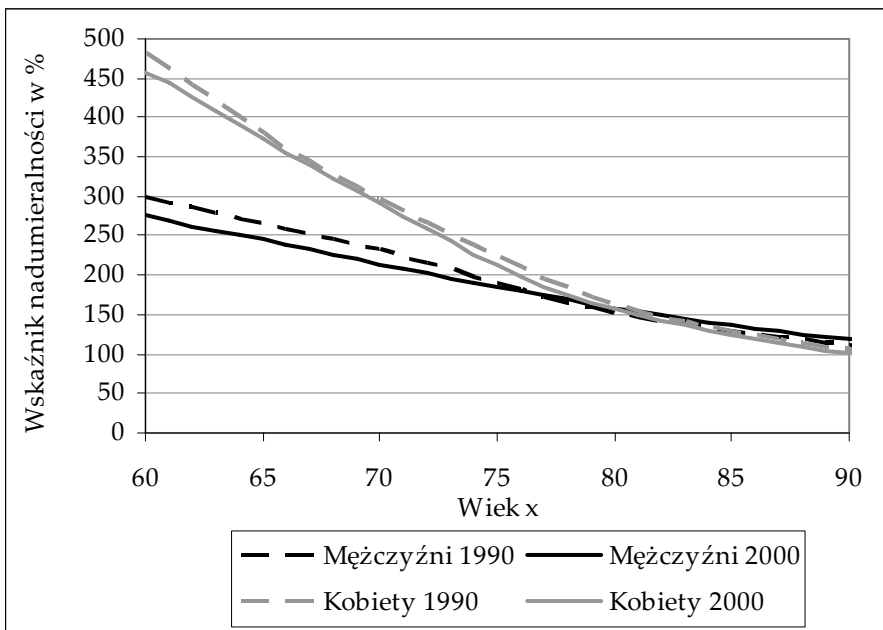
$$\text{wskaźnik nadumieralności w DPS} = \frac{\text{prawdopodobieństwo zgonu osób przebywających w DPS}}{\text{prawdopodobieństwo zgonu mieszkańców Polski}} \times 100\%$$

oraz

$$\text{wskaźnik nadumieralności mężczyzn} = \frac{\text{prawdopodobieństwo zgonu mężczyzn}}{\text{prawdopodobieństwo zgonu kobiet}} \times 100\%$$

Wskaźniki nadumieralności w wybranych latach przedstawiono na rysunkach 6 i 7.

Rysunek 6. Wskaźnik nadumieralności osób przyjętych w wieku x lat do DPS w stosunku do mieszkańców Polski w wieku x lat w 1990 r. i 2000 r.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie modelu z tablicy 2 oraz polskich tablic trwania życia z lat 1990–1993 i 2000–2003 [Tablice trwania ..., 2015].

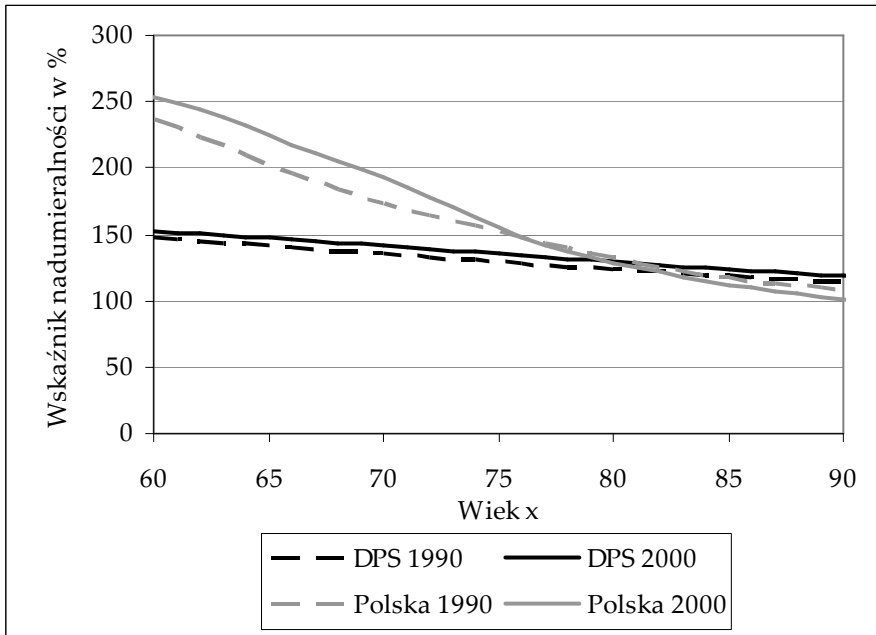
Zaobserwowano prawidłowości wskazujące, że stan zdrowia osób przyjmowanych do DPS jest gorszy niż przeciętny stan zdrowia osób starszych w Polsce – przy przyjmowaniu do DPS występuje efekt selekcji ze względu na stan zdrowia. Z porównania wskaźników nadumieralności w poszczególnych grupach wieku wynika, że wskaźnik nadumieralności w DPS był najwyższy wśród osób przyjętych w wieku 60 lat: w grupie kobiet prawdopodobieństwo zgonu było niemal pięciokrotnie, zaś w grupie mężczyzn niemal trzykrotnie większe w subpopulacji mieszkańców DPS niż w populacji ogółem. Im starsza była osoba przyjmowana do DPS, tym poziom nadumieralności w stosunku do populacji ogółem był niższy, przy czym szybsze obniżanie się nadumieralności wraz z wiekiem obserwowano wśród kobiet. W wieku 70 lat prawdopodobieństwo zgonu pensjonariuszy DPS było wyższe niemal trzykrotnie w przypadku kobiet, a w przypadku mężczyzn nieco ponad dwukrotnie, w wieku 80 lat o około 60% zarówno u kobiet, jak i u mężczyzn. W wieku około 85 lat wskaźnik nadumieralności u kobiet wynosił nieco poniżej 130%, zaś wśród mężczyzn nieco ponad 130%. Około 90 roku życia zanika negatywny efekt selekcji osób przyjmowanych do DPS.

Porównując nadumieralność mieszkańców DPS w stosunku do populacji ogółem w roku 1990 i 2000, należy stwierdzić, że w grupie mężczyzn przyjętych do DPS w wieku do 76 roku życia w 1990 roku wskaźnik nadumieralności był wyższy niż w roku 2000 (z wyraźną tendencją do zmniejszania się różnic wraz z wiekiem z 23 p.p. do 2 p.p.). Wśród mężczyzn starszych wyższą wartość wskaźnika nadumieralności stwierdzono w roku 2000 o około 6 p.p. Natomiast wśród kobiet wskaźnik nadumieralności we wszystkich grupach wieku był niższy dla tych, które zostały przyjęte do DPS w 2000 r. Do 68 roku życia obserwowano spadek różnicy między wskaźnikami z roku 1990 i 2000 z 23 do 5 p.p., następnie wzrost do 11 p.p. u kobiet w wieku 75 lat. U kobiet przyjmowanych do DPS w starszym wieku obserwowano coraz mniejsze różnice w okresie rozważanych 10 lat kalendarzowych, a od 82 roku życia stabilizację tych różnic na poziomie około 5 p.p.

Nadumieralność mężczyzn wynikająca z płci biologicznej oraz różnic w stanie zdrowia pomiędzy kobietami a mężczyznami potęgowana jest odmiennymi wzorcami zachowań, w tym wobec zdrowia i choroby. Badania nad umieralnością mężczyzn i kobiet w DPS wskazują, że odizolowanie od rodziny i zmiana warunków życia silniej oddziałuje na

kobiety niż na mężczyzn. Z tego powodu wskaźnik nadumieralności mężczyzn w pierwszych latach pobytu w DPS jest niższy niż w populacji ogółem, co przedstawia rysunek 7.

Rysunek 7. Wskaźnik nadumieralności mężczyzn w stosunku do kobiet w DPS oraz wśród ogółu mieszkańców Polski w 1990 r. i 2000 r.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie modelu z tablicy 2 oraz polskich tablic trwania życia z lat 1990–1993 i 2000–2003 [Tablice trwania..., 2015].

Wskaźnik nadumieralności mężczyzn powyżej 60 roku życia wraz z wiekiem ulega obniżeniu. Zaobserwowano wyraźne różnice w natężeniu tych zmian między populacją ogółem a przebywającymi w DPS. Przy wyższej umieralności w DPS we wszystkich grupach wieku natężenie nadumieralności mężczyzn ogółem w Polsce w wieku 60 lat jest niemal dwukrotnie wyższe niż wśród ich rówieśników w DPS. Wraz z wiekiem natężenie nadumieralności mężczyzn wykazuje wyraźną tendencję malejącą, przy czym w populacji ogółem tempo spadku jest większe wśród młodszych roczników, natomiast wśród mężczyzn przebywających w DPS kształtuje się na zbliżonym poziomie. Do około 80 roku życia natężenie nadumieralności mężczyzn ogółem w Polsce jest wyższe niż w DPS, w wieku późniejszym relacje ulegają odwróceniu.

Zakończenie

Badania subpopulacji osób mieszkających w DPS w Gdyni pozwoliły sformułować następujące prawidłowości:

- występuje podwyższone ryzyko zgonu w pierwszych latach pobytu w DPS – w okresie pierwszych 4 lat umarła prawie połowa przyjętych osób,
- w momencie przyjęcia do DPS występuje negatywny efekt selekcji ze względu na stan zdrowia,
- efekt selekcji przy przyjmowaniu do DPS był większy w przypadku kobiet niż w przypadku mężczyzn,
- efekt selekcji zmniejszał się z wiekiem, w jakim przyjmowane były osoby do DPS,
- efekt selekcji zmniejszał się z każdym rokiem kalendarzowym, w którym przyjmowane były osoby do DPS,
- na ryzyko zgonu wpływają płeć, wiek i rok przyjęcia do DPS, przy czym kierunek wpływu tych czynników jest taki sam jak w populacji ogółem, lecz różne natężenie.

W wyniku przeprowadzonego badania pojawiły się kolejne pytania:

- Czy negatywny efekt selekcji wygasa wraz z czasem pobytu w DPS? Jeżeli tak, to po jakim czasie od momentu przyjęcia do DPS?³
- Czy specjalistyczna całodobowa opieka w DPS rekompensuje pensjonariuszom zmianę wcześniejszego trybu życia?
- Czy pobyt w DPS w ostatecznym rachunku poprawia przeżywalność osób, które nie są w stanie samodzielnie egzystować?

Istnieje potrzeba dalszych badań nad subpopulacjami osób starszych. Szczególnie duże znaczenie mają badania nad niejednorodnością wzorców umieralności w różnych subpopulacjach oraz zmianą wzorców umieralności w czasie, a także badania nad wpływem czynników medycznych, ekonomicznych, społecznych i kulturowych na zmiany wzorców umieralności i na zróżnicowanie tych wzorców między subpopulacjami. Wyniki tych badań mogą znaleźć zastosowania m.in. w dziedzinie ubezpieczeń emerytalnych oraz ubezpieczeń pielęgnacyjnych. Wyodrębnienie jednorodnych grup ryzyka jest bowiem niezbędne do kalkulacji składek ubezpieczeniowych.

³ Podobnie jak wśród osób przyjętych do ubezpieczenia na życie, należy spodziewać się, że efekt selekcji zanika w subpopulacji pensjonariuszy DPS. Wskazują na to pośrednio wyniki odrębnego badania kohorty osób, które ukończyły w DPS w Gdyni 70 rok życia (bez względu na rok przyjęcia) [Jackowska, 2013].

Literatura

1. Gruszczyński M. (2010), *Modele zmiennych jakościowych dwumianowych*, w: *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Gruszczyński M. (red.), Wolters Kluwer Polska, Warszawa.
2. Harrell F. (2001), *Regression Modeling Strategies with Applications to Linear Models, Logistic Regression, and Survival Analysis*, Springer-Verlag, New York.
3. Hosmer D., Lemeshow S. (2000), *Applied Logistic Regression*, John Wiley & Sons, New Jersey.
4. Jackowska B. (2011), *Efekty interakcji między zmiennymi objaśniającymi w modelu logitowym w analizie zróżnicowania ryzyka zgonu*, „Przegląd Statystyczny”, nr 1–2.
5. Jackowska B. (2013), *Modele dalszego trwania życia oraz ich zastosowania w przypadku osób starszych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk.
6. Mazurek E. (2000), *Model logitowy*, w: *Metody oceny i porządkowania ryzyka w ubezpieczeniach życiowych*, Ostasiewicz S. (red.), Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław.
7. McGehee M. (2004), *Mortality*, w: *The Methods and Materials of Demography*, Siegel J. S., Swanson D. A. (ed.), Elsevier Academic Press, Amsterdam.
8. Plenikowska T. (2011), *Analiza wybranych czynników kształtujących czas pobytu w domu opieki społecznej z wykorzystaniem krzywej Kaplana-Meiera (na przykładzie Domu Pomocy Społecznej w Gdyni)*, „Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego”, nr 2/3.
9. *Prognoza ludności na lata 2015–2050* (2014), „Studia i Analizy Statystyczne”, GUS, Warszawa.
10. *Tablice trwania życia 1990–2013*, GUS, <http://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/trwanie-zycia/trwanie-zycia,1,1.html>, dostęp dnia 20.04.2015.
11. Valkovics E. (1976), *Związki między poprzeczną i wzdłużną analizą ruchu naturalnego ludności*, w: *Analiza kohortowa i jej zastosowanie*, Borowski S. (red.), PWN, Warszawa.
12. Wilmowska A., Błędowski P. (2008), *Założenia do ubezpieczenia pielęgnacyjnego*, w: *Zabezpieczenie społeczne w Polsce. Problemy do rozwiązania w najbliższej przyszłości*, Uściska G. (red.), IPiSS, Warszawa.

Streszczenie

W Polsce największe znaczenie w sprawowaniu długoterminowej opieki instytucjonalnej nad osobami starszymi mają domy pomocy społecznej (DPS). Przy przyjmowaniu do DPS występuje negatywne zjawisko selekcji ze względu na stan zdrowia. Badanie własne przeprowadzone wśród osób w wieku 60 lat i więcej przyjętych do Domu Pomocy Społecznej w Gdyni w latach 1980–2010 pokazało, że newralgicznym okresem w opiece nad osobami starszymi są pierwsze lata pobytu. Wykorzystując model logitowy, oszacowano prawdopodobieństwo zgonu pensjonariuszy w pierwszych 4 latach pobytu w DPS w zależności od płci, wieku przyjęcia oraz okresu przyjęcia. W celu oceny skali efektu selekcji uzyskaną ocenę prawdopodobieństwa zgonu pensjonariuszy DPS w Gdyni porównano z prawdopodobieństwem zgonu mieszkańców Polski w odpowiadających grupach płci, wieku i kohorty.

Słowa kluczowe

prawdopodobieństwo zgonu, model logitowy, osoby starsze, opieka długoterminowa

Estimation of death probability of the elderly in the first years of residence in a nursing home (Summary)

In Poland, the greatest role in a formal long-term care for the elderly is played by nursing homes. During the admittance to nursing homes, a negative selection occurs due to health conditions. The research carried out among persons aged 60 and more admitted to the nursing home in Gdynia during the period 1980–2010, proves that the first years of their stay there are crucial. A logistic model was applied to estimate the probability of residents' death in the first four years of their stay, in respect of their sex, age at the entry moment, and the calendar year of entry. To evaluate the magnitude of selection effect, the estimated death probability of Gdynia nursing home residents was compared with the death probability of Polish population in corresponding groups of sex, age and cohorts.

Keywords

death probability, logistic regression model, old-age, long-term care