

Wojciech Łątkowski

Instytut Statystyki i Demografii
Szkoła Główna Handlowa w Warszawie
wlatko@sgh.waw.pl

ESTYMACJA PRAWDOPODOBIENSTW
PRZEJŚCIA MIĘDZY STANAMI ZDROWIA
OSÓB W WIEKU 50 LAT I WIĘCEJ W POLSCE
W MODELU WIELOSTANOWYM

WSTĘP

Postępujący proces starzenia się ludności Polski wskutek utrzymującego się spadku umieralności i niskiej dzietności, nasilony w szczególności poprzez osiągnięcie starszego wieku przez liczne kohorty powojennego wyżu demograficznego, sprawia, że w ciągu najbliższych 45 lat Polska stanie się jednym z najstarszych demograficznie krajów europejskich. Projekcje ludnościowe Eurostatu wskazują, że liczba osób w wieku 65 lat i więcej wzrośnie z blisko 5,5 mln w 2014 roku do 10,9 mln w 2060 roku, a ich udział w całej populacji z 14% w 2014 roku do 33% w 2060 roku. Równoległy spadek liczby osób w wieku produkcyjnym (15–64 lata) z 27,2 mln w 2014 roku do 18,0 mln w 2060 roku (czyli o 34%) sprawia, że współczynnik obciążenia demograficznego osobami w wieku poprodukcyjnym wzrośnie trzykrotnie – na 100 osób w wieku produkcyjnym będzie przypadać aż 60 osób w wieku 65 lat i więcej (Eurostat 2014). Obserwujemy ciągle wydłużanie się trwania życia Polaków, przy czym spadek umieralności w starszych grupach wieku przyczynia się do wzrostu liczby osób długowiecznych, podobnie jak w innych krajach rozwiniętych (Rau i in. 2008). Ma to swoje odzwierciedlenie w znaczącym wzroście liczby i udziału osób sędziwych (80 lat i więcej). W roku 2060 będzie ich już ponad 4 mln wobec 1,4 mln w 2014 roku, co oznacza trzykrotny wzrost ich udziału z niepełna 4% do 12% w ogólnej populacji Polski (Eurostat 2014).

Starzenie się ludności oznacza przeciętnie gorszy stan zdrowia populacji. Dotychczasowe badania jednoznacznie wskazują, że zdolności fizyczne mężczyzn i kobiet stopniowo zmniejszają się wraz z wiekiem (na przykład Andersen-Ranberg i in. 1999, Guralnik i Simonsick 1993). Podobnie jest ze współwystępowaniem przynajmniej dwóch chorób przewlekłych – ryzyko doświadczania takiej sytuacji rośnie wraz

z wiekiem (Salive 2013). W kontekście przewidywania stanu zdrowia populacji warto więcej uwagi poświęcić dyskusji o rozwoju zachorowalności osób starszych w przyszłości. Dotychczas główna oś sporu przebiega między hipotezą o kompresji zachorowalności (*compression of morbidity*), głoszącą o zmniejszaniu się liczby lat spędzanych w niepełnosprawności jako następstwie rektangularyzacji krzywej przeżycia (Fries 1980), a hipotezą o ekspansji zachorowalności (Olshansky i in. 1991). Zwolennicy hipotezy o ekspansji dostrzegają spadek umieralności z powodu chorób śmiertelnych w starszym wieku. Uważają jednak, że odbywa się to kosztem wydłużenia okresu spędzanego w złym zdrowiu z powodu utrzymywania się stopnia progresji chorób przewlekłych na tym samym poziomie. Dyskutowana jest jeszcze hipoteza dynamicznej równowagi, która sugeruje wzajemne znoszenie się efektów tych dwóch zjawisk, wskutek czego proporcja dodatkowych lat życia spędzonych w dobrym i złym zdrowiu pozostaje na tym samym poziomie (Manton 1982).

Dotychczasowe badania empiryczne dostarczają niejednoznacznych argumentów. Na przykład Rosen i Haglund (2005) kwestionują hipotezę kompresji zachorowalności donosząc, że występowanie długotrwałych chorób wśród osób starszych w Szwecji wzrasta. Z drugiej strony, Schoeni i in. (2001) podają, że zakres niepełnosprawności wśród osób starszych w Stanach Zjednoczonych spada. Christensen i in. (2009) powołują się na dane z kilku ostatnich dekad dla Stanów Zjednoczonych, Japonii i Francji, które świadczą o spadku odsetka osób z ograniczeniami w życiu codziennym. Analiza danych ze spisów powszechnych dla Polski wskazuje natomiast na wzrost deklaracji o występowaniu niepełnosprawności wśród osób starszych w okresie 1978–2002 (Szukalski 2008).

Proces starzenia się i związane z nim ryzyko zgonu i pogorszenia stanu zdrowia przebiega inaczej u kobiet i mężczyzn. W literaturze od dawna znany jest paradoks polegający na tym, że kobiety charakteryzują się dłuższym przeciętnym trwaniem życia od mężczyzn, ale dodatkowe lata, których dożywają, są relatywnie częściej przeżywane w gorszym zdrowiu (*male-female health-survival paradox*) (Verbrugge 1984, Newman i Brach 2001, Oksuzyan i in. 2009, Vaupel 2010). Przyczyny paradoksu nie są jednoznacznie zidentyfikowane, ale wśród potencjalnych wyjaśnień wskazuje się na czynniki biologiczne i behawioralne (Oksuzyan i in. 2008). W Polsce obserwuje się występowanie różnicy w długości przeciętnego trwania życia na korzyść kobiet, przy czym od początku lat dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku luka ta zmniejsza się (Muszyńska 2011). Jednak patrząc na miarę Lat Przeżytych w Zdrowiu (*Healthy Life Years – HLY*), widać, że kobiety mniejszą część swego dłuższego życia przeżywają bez długotrwałego ograniczenia aktywności fizycznej. W Polsce w 2012 roku kobiety i mężczyźni w wieku 65 lat mogli oczekiwać, że odpowiednio 39% i 48% dalszych lat życia będzie wolne od opartego na samoocenie długotrwałego ograniczenia aktywności fizycznej (EHLEIS 2015).

Celem artykułu jest analiza dynamiki stanu zdrowia osób w wieku 50 lat i więcej w Polsce, przy czym chodzi o sprawdzenie, jak kształtuje się ryzyko zmiany stanu zdrowia w zależności od wieku oraz jaki jest wpływ płci. Sformułowano zatem nastę-

pujące hipotezy: 1) wraz z wiekiem ryzyko pogorszenia stanu zdrowia zwiększa się, natomiast prawdopodobieństwo poprawy stanu zdrowia maleje; 2) ryzyko pogorszenia stanu zdrowia wraz z wiekiem jest wyższe dla kobiet niż dla mężczyzn. Do przeprowadzenia analizy zastosowana będzie nieparametryczna metoda estymacji funkcji hazardu oraz prawdopodobieństw przejścia w modelu wielostanowym dla zmian stanu zdrowia. Wybór narzędzia jest motywowany tym, że uzyskane w analizie wyniki będą wykorzystane jako dane wejściowe do wielostanowego modelu projekcyjnego służącemu modelowaniu zapotrzebowania na opiekę wśród osób starszych.

W artykule omówiona jest metoda estymacji odpowiednich modeli, a następnie przedstawione są dane wykorzystane do estymacji. Poszukiwanie odpowiednich danych doprowadziło do badania *European Union Statistics on Income and Living Conditions – EU-SILC*). W kolejnej części tekstu prezentowane są uzyskane wyniki, również w odniesieniu do wyników innych badań. W podsumowaniu wskazuję na niektóre ograniczenia analizy oraz na kierunki dalszych badań i ich wykorzystanie.

METODA ESTYMACJI¹

Model wielostanowy pozwala na wyznaczanie zmian struktury populacji według wyodrębnionych stanów, w jakich może znaleźć się jednostka. Pierwsze sformułowania modelu dotyczyły populacji sklasyfikowanej według regionów geograficznych (Rogers 1975, Willekens i Drewe 1984). W latach następnych stosowano model wielostanowy, między innymi do przewidywania zmian ludności Polski według stanu cywilnego i miejsca zamieszkania (Kotowska 1994) czy poziomu wykształcenia (Strzelecki 2009, Stonawski 2014), a także do prognozowania gospodarstw domowych (van Imhoff i Keilman 1991). Przestrzeń stanów modelu wyznaczona jest przez charakterystyki populacji, których zmiany są przedmiotem analiz. W rozważanym modelu jest nim stan zdrowia. Jest on określony dychotomicznie, to znaczy jednostka może być albo w dobrym, albo w złym stanie zdrowia.

Zdrowie i jego brak są pojęciami złożonymi, które mogą być operacjonalizowane za pomocą miar szacowanych przy wykorzystaniu badań ankietowych. Na potrzeby rozważanego modelu stan dobrego zdrowia będzie operacjonalizowany jako subiektywna miara braku ograniczeń w codziennym funkcjonowaniu, co wynika z powszechności stosowania tej miary w tego typu analizach oraz jej dostępności na poziomie indywidualnym. Informacja o strukturze ludności według stanu zdrowia, to znaczy o tym, czy osoba jest w dobrym czy w złym stanie zdrowia, ma pozwolić w dalszych analizach na oszacowanie liczby osób zgłaszających zapotrzebowanie na opiekę. Osoby pozostające w złym stanie zdrowia są uznane za zależne od opiekuna, co jest równoznaczne z wystąpieniem zapotrzebowania na opiekę.

¹ Opis metody szacowania współczynników przejścia skupia się jedynie na kluczowych jej elementach. Pełny opis można znaleźć w Willekens (2014), w szczególności w rozdziale 2.

Podstawą modelu jest założenie, że przebieg życia jednostki jest realizacją procesu Markowa w czasie ciągłym, który opisuje układ wielu stanów i przejść między tymi stanami. Stan jednostki w określonym czasie t zależy jedynie od stanu, w jakim jednostka znajduje się w czasie $t-1$ i jest niezależny od stanów zajmowanych w przeszłości. W proponowanym modelu stany są definiowane jako pozostawanie w dobrym stanie zdrowia („zdrowy”) oraz pozostawanie w złym stanie zdrowia („chory”). Zmiana stanów jest traktowana z punktu widzenia przebiegu życia jednostki, to znaczy, że w kolejnych latach obserwacji uzyskujemy informacje o kolejnych stanach zdrowia osoby badanej. Każda zmiana stanu jest zdarzeniem, jakiego doświadcza jednostka. Poprzez gromadzenie informacji o wielu osobach w różnym wieku, pomimo niepełnej informacji o indywidualnym przebiegu życia, można wygenerować „syntetyczną historię życia” (*synthetic life history*), która nie mówi nic o konkretnej jednostce, ale o kolektywnym doświadczeniu badanych jednostek i może być wykorzystywana w prognozowaniu (Willekens 2014: 8). Współczynniki przejścia $\mu(t)$ (*instantaneous transition rates*), zwane również współczynnikami hazardu (*hazard rates*), stanowią taką syntezę zbiorowych doświadczeń, ponieważ są estymowane na podstawie indywidualnych danych o liczbie zdarzeń, czyli zmian stanu przez jednostkę w czasie t oraz liczbie osób narażonych na ryzyko wystąpienia zdarzenia w czasie t . Należy zaznaczyć, że indywidualnymi atrybutami jednostek w analizie jest płeć (stała w czasie) oraz stan zdrowia (zmienny w czasie), natomiast wiek jest traktowany jako funkcja czasu t .

W niniejszej pracy wykorzystywane jest podejście nieparametryczne (Willekens 2014: 17–21) – skumulowane współczynniki przejścia są szacowane w poszczególnych latach życia, w których następuje zmiana stanu. Kształt skumulowanej funkcji hazardu jest dowolny w zakresie liczb dodatnich, ponieważ nie używamy żadnego modelu parametrycznego do opisu zależności współczynników przejścia względem czasu (wieku). Wartość skumulowanego hazardu wzrasta za każdym razem, kiedy następuje przejście w danym momencie czasu, dlatego funkcja ją opisująca jest niemalejącą funkcją schodkową.

Funkcja skumulowanego hazardu $A_{ij}(t) = \int_0^t dA_{ij}(\tau)$, gdzie $dA_{ij}(\tau)$ jest równy przyrostowi skumulowanego hazardu dla przejścia (i, j) ze stanu i do stanu j w nieskończenie małym przedziale czasu, jest miarą często używaną w modelach wielostanowych dlatego, że dla procesów ciągłych zachodzi równość $dA_{ij}(\tau) = \mu_{ij}(\tau)d\tau$, gdzie $\mu_{ij}(\tau)$ to współczynnik przejścia ze stanu i do stanu j (i, j) .

Estymatorem skumulowanego hazardu jest (Willekens 2014: 17)

$$\hat{A}_{ij}(t) = \int_0^t \frac{dN_{ij}(\tau)}{Y_i(\tau)}, \quad (1)$$

gdzie:

$N_{ij}(t)$ – oznacza liczbę przejść (i, j) doświadczanych przez osoby w próbie podczas obserwacji w przedziale od 0 do t ,

$Y_i(t)$ – to liczba osób podlegających ekspozycji na ryzyko zdarzenia i tuż przed momentem t .

Zarówno współczynniki przejścia $\mu_{ij}(t)$, jak i skumulowany hazard $A_{ij}(t)$ są estymowane na podstawie danych empirycznych. W praktyce estymacja współczynników przejścia wymaga uszeregowania przejść według czasu (wieku) wystąpienia. Jeżeli przez T_{ij}^n oznaczymy czas (wiek) n -tego wystąpienia przejścia (i, j) doświadczonego w próbie, to dla każdego momentu w czasie (wieku) określa się liczbę osób wyeksponowanych na ryzyko przejścia ze stanu tuż przed czasem (wiekiem) T_{ij}^n , co oznaczamy jako $Y_i(T_{ij}^n)$ (*risk set*). Wówczas, jeśli czas (wiek) wystąpienia przejścia wynosi T_{ij}^n , estymator skumulowanego hazardu ma postać:

$$\hat{A}_{ij}(t) = \sum_{T_{ij}^n \leq t} \frac{1}{Y_i(T_{ij}^n)}, \quad (2)$$

i nosi nazwę estymatora Nelsona-Aalena (Willekens 2014: 17).

Współczynniki (intensywności) przejścia $\mu_{ij}(t)$ są obliczane jako kolejne przyrosty z funkcji skumulowanego hazardu. W dalszej kolejności, dysponując oszacowaniami współczynników przejścia, można znaleźć prawdopodobieństwa przejścia na podstawie estymatora Aalena-Johansena (szerzej w Willekens 2014: 28–38).

Estymacja modelu została wykonana w środowisku programowania statystycznego R (R Core Team 2015) z wykorzystaniem pakietu *Biograph* (Willekens 2013).

DANE

Do estymacji współczynników przejścia między wyróżnionymi stanami zdrowia według wieku wykorzystano dane z badania dochodów i warunków życia ludności (EU-SILC). Skorzystano z próby wzdłużnej obejmującej lata 2008–2011 (rewizja 1., marzec 2014). Pomimo, że badanie to nie jest oryginalnie przeznaczone do analiz zdrowia, zawiera ono trzy pytania dotyczące stanu zdrowia respondenta, które można wykorzystać do oceny zmian stanu zdrowia.

W poszukiwaniu danych, które mogłyby być wykorzystane do estymacji współczynników przejścia w modelu wielostanowym, sięgnięto także do danych badania *Survey on Health, Ageing and Retirement in Europe* (SHARE). Jest to badanie panelowe osób w wieku 50 i więcej lat z szerokim wachlarzem pytań dotyczących zdrowia (zarówno fizycznego, jak i psychicznego). Polska należy do konsorcjum SHARE, ale nie uczestniczyła w pierwszej i piątej, dotychczas ostatniej rundzie badania. Okazało się również, że trzecia runda badania miała konstrukcję badania retrospektywnego i nie może zostać uwzględniona w modelowaniu. Ostatecznie dane kwalifikujące się do analiz zmian stanu zdrowia to dane z dwóch rund – drugiej (2006/07) i czwartej (2011/12). Liczebność zbioru ograniczyła się do 1503 respon-

dentów dostępnych w obu rundach, liczby niewystarczającej do przeprowadzenia analiz. Rozważano powiększenie możliwości analitycznych próby przez dołączenie danych z Czech (Czechy charakteryzują się bardzo zbliżonym poziomem i trendami w umieralności po roku 1990 do Polski), jednakże liczebność połączonych prób nie przekroczyła 3000, co ciągle jest wielkością niewystarczającą. Dodatkowo, duża odległość między rundami badania (4–5 lat) implikuje ograniczenia w jakości modelowania przejść (np. Wolf i Gill 2009).

Wśród innych dostępnych zbiorów o charakterze wzdłużnym rozważano Diagnozę Społeczną. Uznano, że pytania dotyczące zdrowia zawarte w ankiecie oraz dwuletni odstęp między rundami badania wypadają na niekorzyść w porównaniu z badaniem EU-SILC. Także badanie pt. „Aspekty medyczne, psychologiczne, socjologiczne i ekonomiczne starzenia się ludzi w Polsce” (PolSenior), bardzo interesujące z punktu widzenia zawartych pytań i wieku osób podlegających badaniu, nie mogło być wykorzystane, bowiem dotychczas nie zrealizowano drugiej rundy.

Ostateczną próbę tworzyli respondenci z badania EU-SILC, dla których odpowiednia informacja o wieku i stanie zdrowia była dostępna w zbiorze danych oraz pojawili się w co najmniej dwóch latach badania w wieku co najmniej 50 lat. Wyselekcjonowany zbiór składał się z 10 282 respondentów posiadających historię zmian stanu zdrowia obserwowaną przez dwa, trzy lub maksymalnie cztery lata w momencie przeprowadzania ankiety. Oznacza to maksymalnie 4 pomiary stanu zdrowia dla osoby obserwowanej przez 4 lata i 3 przejścia między pomiarami. Struktura danych wymusza założenie, że następuje tylko jedno przejście w przedziale o długości jednego roku. Takie założenie powoduje niedoszacowanie liczby przejść.

Stan zdrowia został zoperacjonalizowany jako odpowiedź na pytanie: „Czy ma Pan/Pani jakieś długotrwałe problemy zdrowotne lub choroby przewlekłe, trwające (lub przewidywane, że będą trwały) przez 6 miesięcy lub dłużej?”. Odpowiedź twierdząca klasyfikowała osobę jako będącą w złym stanie zdrowia, natomiast odpowiedź przecząca oznaczała dobry stan zdrowia. Zdarzenia zdefiniowane jako zmiana stanu wystąpiły 2730 razy. Wiek respondentów z pomiaru na pomiar wzrastał o jeden pełny rok i zawierał się w przedziale od 50 do 80 lat, przy czym wiek 80 lat jest kategorią zbiorczą i oznacza osoby w wieku 80 i więcej lat. Wynika to ze sposobu kodowania danych źródłowych.

WYNIKI²

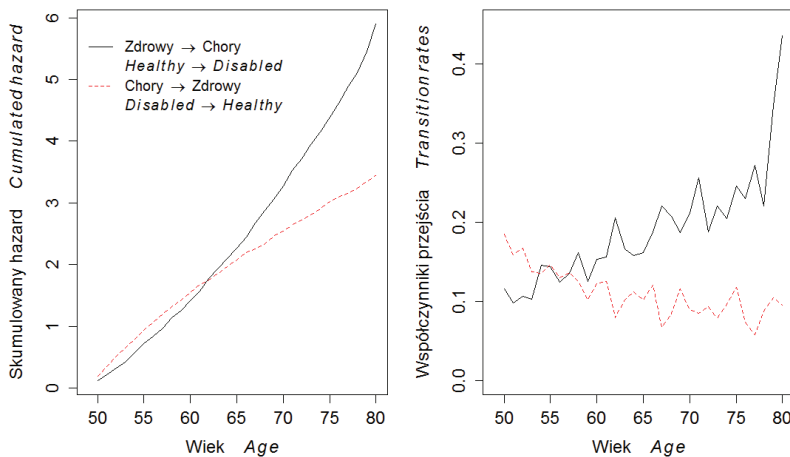
Podstawowym wynikiem analizy zmian stanu zdrowia są oszacowania współczynników przejścia między wyróżnionymi stanami zdrowia według wieku. Wartości współczynników (intensywności) zmieniają się w przebiegu życia jednostki, co

² Przed prezentacją wyników należy zaznaczyć, że przedstawione tutaj wartości nie są wygładzone. Przed dalszym wykorzystaniem oszacowanych współczynników i prawdopodobieństw powinny być one poddane procedurze wygładzania.

przedstawiono na Wykresie 1. Dla przejścia między dobrym a złym stanem zdrowia intensywności rosną wraz z wiekiem. Oznacza to zwiększające się ryzyko przejścia do stanu złego zdrowia z osiągnięciem coraz starszego wieku. Odwrotną tendencję obserwujemy dla przejścia od złego do dobrego stanu zdrowia. Wartości współczynników przejścia obserwowane dla osób po 50 latach życia maleją o około połowę dla osób najstarszych. Innymi słowy, im starsza jest osoba, tym mniejsza szansa na poprawę stanu zdrowia, czyli tutaj wyjście ze złego stanu zdrowia. Wiek, w którym ryzyko pogorszenia stanu zdrowia po raz pierwszy przekracza ryzyko polepszenia stanu zdrowia znajduje się w przedziale 55–60 lat. Duży zmiana intensywności przejścia do złego stanu zdrowia w wieku 80 lat jest następstwem struktury dostępnych danych. Nie jest to jednoroczna grupa wieku tak jak pozostałe, ale przedział obejmujący osoby w wieku co najmniej 80 lat, więc również osoby dużo starsze, dla których intensywności mogą być jeszcze większe.

Wykres 1. Skumulowana funkcja hazardu oraz jej przyrosty (współczynniki przejścia) według wieku dla dwóch typów przejść

Figure 1. Cumulated hazard function and its increments (transition rates) by age for two types of transitions



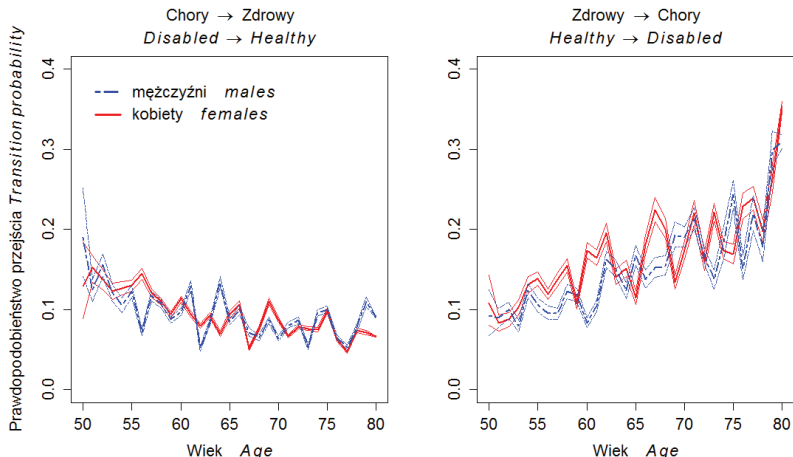
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych EU-SILC.

Source: own calculations based on EU-SILC data.

Na Wykresie 2. zobrazowano wyniki estymacji modelu, tym razem przedstawione jako prawdopodobieństwa przejścia (*transition probabilities*) według płci. Analizując graficzny rozkład prawdopodobieństw według wieku dla przejścia od złego zdrowia do dobrego nie widać różnic między kobietami i mężczyznami. Poza niewielkimi odchyleniami wartości prawdopodobieństw są do siebie zbliżone. Natomiast dla przejścia od dobrego do złego stanu zdrowia można zauważyć różnice między płciami dla wieku od 55 do 70 lat. W tej grupie wieku kobiety charakteryzują się zwiększonym prawdopodobieństwem pogorszenia zdrowia niż mężczyźni.

Wykres 2. Prawdopodobieństwa przejścia między stanami zdrowia według wieku i płci z uwzględnieniem typu przejścia

Figure 2. Transition probabilities between health statuses by age and sex accounting for the type of transition



Uwaga: Dodatkowe linie obrazują 95% przedział ufności.
 Note: Additional lines are for the 95% confidence interval.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych EU-SILC.
 Source: own calculations based on EU-SILC data.

Weryfikacja wpływu płci na współczynniki przejścia została przeprowadzona za pomocą modelu warstwowych hazardów Markowa (*the Markov stratified hazards model*) (Putter i in. 2007: 2418). W tym modelu nie czynimy żadnych założeń co do hazardów bazowych. Przyjmujemy model Markowa oraz wykorzystujemy model proporcjonalnych hazardów Coxa dla każdego przejścia osobno, tzn. dla pogorszenia stanu zdrowia oraz dla poprawy stanu zdrowia. Oznacza to, że w ramach konkretnego przejścia współczynniki dla kobiet i mężczyzn są proporcjonalne. W praktyce następuje stratyfikacja danych według przejść i szacowanie parametrów modelu dla warstw osobno.

Funkcja hazardu dla przejścia (i,j) dla jednostek charakteryzowanych wektorem zmiennych objaśniających \mathbf{Z} dana jest wzorem

$$\lambda_{ij}(t|\mathbf{Z}) = \lambda_{ij,0}(t)\exp(\boldsymbol{\beta}_{ij}^T\mathbf{Z}), \quad (3)$$

gdzie:

$\lambda_{ij,0}(t)$ – oznacza hazard bazowy przejścia (i,j) ,

$\boldsymbol{\beta}_{ij}$ – to wektor współczynników regresji, który opisuje wpływ zmiennych \mathbf{Z} na przejście (i,j) .

Wyniki estymacji modelu przedstawione w Tabeli 1. potwierdzają wnioski z analizy wykresu. Przeciętnie szansa na polepszenie stanu zdrowia jest tak sama dla

kobiet i mężczyzn (iloraz szans wynosi 1,01 i nie różni się istotnie statystycznie od jedności). Oszacowania modelu dla drugiego przejścia wskazują natomiast, że przejście z dobrego do złego stanu zdrowia jest o 20% bardziej prawdopodobne dla kobiet niż dla mężczyzn i jest to wynik istotny statystycznie.

Tabela 1. Wpływ płci na współczynniki przejścia między stanami „w dobrym zdrowiu” i „w złym zdrowiu”

Table 1. Influence of sex on transition rates between states “in good health” and “in bad health”

Przejście (ref. = mężczyźni) <i>Transition</i> (ref. = males)	Ocena parametru <i>Coefficient estimate</i>	Błąd standardowy <i>Standard error</i>	Iloraz szans <i>Odds ratio</i>	Poziom istotności <i>Significance level</i>
Chory do Zdrowy <i>Disabled to Healthy</i>	0,0108	0,0594	1,01	0,860
Zdrowy do Chory <i>Healthy to Disabled</i>	0,1830	0,0555	1,20	<0,001

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych EU-SILC.

Source: own calculations based on EU-SILC data.

Wyniki estymacji modelu dla Polski, dotyczące przejść między stanami zdrowia, należy odnieść do literatury zajmującej się badaniami zmiany stanu zdrowia wśród osób starszych oraz różnic między kobietami a mężczyznami. Beckett i in. (1996) analizowali poprawę i pogorszenie zdrowia (definiowanej jako sprawność fizyczna) wśród próby Amerykanów w wieku 65 lat i więcej mieszkających poza instytucjami opiekuńczymi na podstawie danych z lat 1982–1991. Wynikiem badania było stwierdzenie, że prawdopodobieństwo niepełnosprawności z każdym rokiem życia wzrasta, natomiast prawdopodobieństwo poprawy stanu zdrowia z wiekiem spada. Do takich samych wniosków doszli Wolf i Gill (2009), korzystając z danych z lat 1998–2005. W badaniu przeprowadzonym przez Crimmins i in. (1994) wykorzystano dane odnośnie przejść między stanami zdrowia i umieralnością doświadczanych w latach 80-tych XX wieku w Stanach Zjednoczonych. Badanie dotyczyło osób nie mieszkających w instytucjach opiekuńczych w wieku 70 lat i więcej obserwowanych przez 16 lat co 2 lata (do wieku 96 lat), dla których wyróżniono 4 stany zdrowia na podstawie pomiaru niezależności i zdolności do funkcjonowania bez opieki zewnętrznej. Wyniki³ wskazują na stały wzrost udziału osób zależnych i niezdolnych do funkcjonowania bez opieki zewnętrznej wraz z wiekiem.

Wyniki estymacji przejść między dobrym a złym stanem zdrowia dla kobiet i mężczyzn w Polsce są zgodne z wynikami innych analiz empirycznych dotyczących występowania różnic intensywności przejść między dobrym a złym stanem zdrowia dla kobiet i mężczyzn. Z badań Beckett i in. (1996) wynika, że obniżenie

³ Autorzy nie prezentują wartości współczynników przejścia, ale obliczone na ich podstawie oczekiwane trwanie życia w zdrowiu i współczynniki występowania ograniczeń (*prevalance rates*).

zgłaszanej sprawności fizycznej jest większe dla kobiet niż dla mężczyzn w każdym wieku. Dodatkowo stwierdzają, że oprócz większych szans na doświadczenie pogorszenia w funkcjonowaniu, kobiety mają również mniejsze szanse na powrót do zdrowia niż mężczyźni, czego nie wykazano dla Polski. Na podstawie analizy danych z Japonii Chan i in. (2011) potwierdzili, że kobiety są bardziej narażone na przejście do niepełnosprawności ze stanu dobrego zdrowia niż mężczyźni.

PODSUMOWANIE

Artykuł dotyczy modelu wielostanowego dynamiki stanu zdrowia i estymacji ryzyka przejścia między dobrym a złym stanem zdrowia. Poszukując odpowiedniego zbioru danych, wybrano dane badania ankietowego EU-SILC. Korzystając z danych indywidualnych panelowego komponentu tego badania, który obejmuje lata 2008–2011, dokonano estymacji współczynników przejścia. Uzyskane wyniki są generalnie zgodne z ustaleniami innych badań empirycznych: współczynniki przejścia z dobrego do złego stanu zdrowia wzrastają wraz z wiekiem, natomiast współczynniki poprawy stanu zdrowia czyli przejścia ze stanu złego zdrowia do stanu dobrego zdrowia maleją wraz z wiekiem. Ponadto pokazano, że efekt płci na zmianę stanu zdrowia jest różny w zależności od rodzaju przejścia. Poprawa stanu zdrowia jest tak samo prawdopodobna dla kobiet i mężczyzn, podczas gdy ryzyko pogorszenia stanu zdrowia jest przeciętnie o jedną piątą wyższe dla kobiet niezależnie od wieku. Można zatem stwierdzić, że obie sformułowane we wstępie hipotezy badawcze zostały zweryfikowane pozytywnie.

Dokonana analiza empiryczna dynamiki stanu zdrowia ma jednak pewne ograniczenia. Jednym z ograniczeń przeprowadzonej analizy są wykorzystane dane indywidualne z badania EU-SILC. Pomimo, że dane o odstępach rocznym są uznawane za wystarczające do szacowania prawdopodobieństw przejścia, to wiadomo, że dynamika zmian stanu zdrowia (niepełnosprawności) jest bardziej zmienna i obejmuje wiele krótszych, kilkumiesięcznych epizodów, dlatego lepsze są dane o większej częstotliwości, na przykład miesięczne (Hardy i in. 2005, Wolf i Gill 2009). Dodatkowo, wyniki zaprezentowane w artykule nie uwzględniają populacji osób zinstytucjonalizowanych (na przykład przebywających w domach opieki), ponieważ dane EU-SILC dotyczą tylko gospodarstw domowych.

Z drugiej strony należy zwrócić uwagę na fakt, że estymacja przejść między stanami zdrowia została wykonana na podstawie pytań dotyczących subiektywnego stanu zdrowia respondenta zawartych w badaniu, którego celem nie jest pozyskanie informacji o zmianach stanu zdrowia. Uzyskane wyniki wskazały na możliwość korzystania z tych informacji do analiz zmian stanu zdrowia osób starszych. Należy więc podkreślić, że otrzymane wyniki estymacji przejść między zdefiniowanymi stanami zdrowia są pierwszą próbą wykorzystania danych badania EU-SILC do pozyskania informacji, które będą stanowić dane wejściowe do ostatecznego modelu

projekcyjnego zapotrzebowania na opiekę nad osobami starszymi. W dalszej kolejności pytania dotyczące stanu zdrowia zawarte w ankiecie badania wykorzystane będą do operacjonalizowania stanu zdrowia na skali wielowymiarowej i bardziej szczegółowego opisu pogorszenia czy poprawy stanu zdrowia osób starszych.

LITERATURA

- Andersen-Ranberg K., Christensen K., Jeune B., Skytthe A., Vasegaard L. and Vaupel J.W., 1999, *Declining physical abilities with age: a cross-sectional study of older twins and centenarians in Denmark*, „Age and Ageing”, vol. 28, 373–377.
- Beckett L.A., Brock D.B., Lemke J.H., Mendes de Leon C.F., Guralnik J.M., Fillenbaum G.G., Branch L.G., Wetle T.T., Evans D.A., 1996, *Analysis of change in self-reported physical function among older persons in four population studies*, „American Journal of Epidemiology”, vol. 143, nr 8, 766–778.
- Chan A., Zimmer Z., Saito Y., 2011, *Gender differentials in disability and mortality transitions the case of older adults in Japan*, „Journal of Ageing and Health”, vol. 23, nr 8, 1285–1308.
- Christensen K., Doblhammer G., Rau R., Vaupel J.W., 2009, *Ageing populations: the challenges ahead*, „Lancet”, vol. 374, nr 9696, 1196–1208.
- Crimmins E.M., Hayward M.D., Saito Y., 1994, *Changing mortality and morbidity rates and the health status and life expectancy of the older population*, „Demography”, vol. 31, nr 1, 159–175.
- European Health and Life Expectancy Information System (EHLEIS), 2015, *Health Expectancy in Poland, Issue 8*, zasób internetowy, <http://www.eurohex.eu>, (data dostępu: 10.07.2015).
- Eurostat, 2014, *EUROPOP2013 – Population projections at national level*, zasób internetowy, <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database> (data dostępu: 19.06.2015).
- Fries J.F., 1980, *Ageing, natural death and the compression of morbidity*, „The New England Journal of Medicine”, vol. 303, nr 3, 130–135.
- Guralnik J.M., Simonsick E.M., 1993, *Physical disability in older Americans*, „Journal of Gerontology”, vol. 48 (Special Issue), 3–10.
- Hardy S.E., Dubin J.A., Holford T.R., Gill T.M., 2005, *Transitions between states of disability and independence among older persons*, „American Journal of Epidemiology”, vol. 161, nr 6, 575–584.
- Kotowska I.E., 1994, *Population Dynamics in Poland 1950–2050. Internal Migration and Marital Changes*, IIASA Working Paper, International Institute for Applied Systems Analysis, Laxenburg.
- Manton K., 1982, *Changing concepts of morbidity and mortality in the elderly population*, „The Milbank Memorial Fund Quarterly. Health and Society”, vol. 60, nr 2, 183–244.
- Muszyńska M., 2011, *Female-male gap in life-expectancy in Poland*, „Studia Demograficzne”, nr 1/159, 23–36.
- Newman A.B., Brach J.S., 2001, *Gender gap in longevity and disability in older persons*, „Epidemiologic Reviews”, vol. 23, nr 2, 323–350.
- Oksuzyan A., Knud J., Vaupel J.W., Christensen K., 2008, *Men: good health and high mortality. Sex differences in health and aging*, „Ageing Clinical and Experimental Research”, vol. 20, nr 2, 91–102.
- Oksuzyan A., Petersen I., Stovring H., Bingely P., Vaupel J.W., Christensen K., 2009, *The male-female health-survival paradox: A survey and register study of the impact of sex-specific selection and information bias*, „Annals of Epidemiology”, vol. 19, nr 7, 504–511.
- Olshansky S.J., Rudberg M.A., Carnes B.A., Cassel B.A., Brady J.A., 1991, *Trading off longer life for worsening health: The expansion of morbidity hypothesis*, „Journal of Aging and Health”, vol. 3, nr 2, 194–216.
- Putter H., Fiocco M., Geskus R.B., 2007, *Tutorial in biostatistics: Competing risks and multi-state models*, „Statistics in Medicine”, vol. 26, 2389–2430.
- R Core Team, 2015, *R: A language and environment for statistical computing*, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, <http://www.R-project.org/>.

- Rau R., Soroko E., Jasilionis D. and Vaupel J.W., 2008, *Continued reductions in mortality at advanced ages*, „Population and Development Review”, vol. 34, nr 4, 747–768.
- Rogers A., 1975, *Introduction to Multiregional Mathematical Demography*, John Wiley, New York.
- Rosen M., Haglund B., 2005, *From healthy survivors to sick survivors – implications for the twenty-first century*, „Scandinavian Journal of Public Health”, vol. 33, 151–155.
- Salive M.E., 2013, *Multimorbidity in Older Adults*, „Epidemiologic Reviews”, vol. 35, nr 1, 75–83.
- Schoeni R.F., Freedman V.A., Wallace R.B., 2001, *Persistent, consistent, widespread, and robust? Another look at recent trends in old-age disability*, „Journal of Gerontology”, vol. 56B, nr 4, 206–218.
- Stonawski M., 2014, *Kapitał ludzki w warunkach starzenia się ludności a wzrost gospodarczy*, Monografie: Prace Doktorskie, nr 21, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Kraków.
- Strzelecki P., 2009, *The multi-state projection of Poland's population by educational attainment for the years 2003–2030*, „Studia Demograficzne”, nr 2/152, 23–44.
- Szukalski P., 2008, *Ewolucja umieralności i niepełnosprawności w świetle koncepcji rektangularyzacji krzywej przeżycia*, [w:] J.T. Kowaleski, P. Szukalski (red.), *Starzenie się ludności Polski – między demografią a gerontologią społeczną* (s. 89–123), Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- van Imhoff E., Keilman N., 1991, *LIPRO 2.0. An Application of a Dynamic Demographic Projection Model to a Household Structure in the Netherlands*, NIDI/CBGS Publications nr 23, Swets & Zeitlinger, Amsterdam/Lisse.
- Vaupel J.W., 2010, *Biodemography of human ageing*, „Nature”, vol. 464, 536–542.
- Verbrugge L.M., 1984, *A health profile of older women with comparisons to older men*, „Research on Aging”, vol. 6, 291–322.
- Willekens F.J., 2013, *Biograph: Explore life histories*, R package version 2.0.4, <http://CRAN.R-project.org/package=Biograph> (data dostępu: 17.01.2015).
- Willekens F.J., 2014, *Multistate Analysis of Life Histories with R*, Springer, New York.
- Willekens F.J., Drewe P., 1984, *A multiregional model for regional demographic projections*, [w:] H. ter Heide (red.), *Demographic Research and Spatial Policy. The Dutch Experience* (s. 309–334), Academic Press, London.
- Wolf D.A., Gill T.M., 2009, *Modeling transition rates using panel current-status data: How serious is the bias?* „Demography”, vol. 46 (2), 371–386.

ESTIMATION OF TRANSITION PROBABILITIES BETWEEN HEALTH STATES OF PEOPLE AGED 50 AND OVER IN POLAND IN A MULTI-STATE MODEL

ABSTRACT

Poland will experience advanced population ageing driven by improvements in longevity, low fertility and retirement of baby boom cohorts. Given the higher morbidity prevalence observed at older ages, the demand for the elderly care is expected to increase.

The study focuses on the dynamics of health of people aged 50 and over in Poland. We want to verify how the risks of the health status change are shaped over age and what the impact of sex is.

The empirical analysis provides a description of a non-parametric multi-state model for transitions in health. The age- and sex-specific health transition rates and probabilities are estimated based on the European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) panel data for the years 2008–2011.

The results confirm the well-known regularities in research on health: the risk of being unhealthy is increasing with age, while the probability of recovery is decreasing. Women have a higher risk of the onset of disability than men, whereas recovery to health is similar for men and women.

Keywords: transition probabilities, health, multi-state model, the elderly in Poland