
Magda MALEC*

Redystrybucja wewnątrzpokoleniowa w systemie emerytalnym¹

Streszczenie: Wykorzystanie wspólnych tablic dalszego oczekiwanego trwania życia przy obliczaniu wysokości emerytury w systemie zdefiniowanej składki skutkuje subsydiowaniem przeciętnie dłużej żyjących kobiet przez krócej żyjących mężczyzn. Celem artykułu jest oszacowanie skali tej redystrybucji. Przeprowadzono symulacje oparte na modelu nakładających się pokoleń z obowiązkowym repartycyjnym systemem zdefiniowanej składki oraz heterogeniczności w ramach kohorty. Uwzględniono również wydłużanie się dalszego oczekiwanego trwania życia, zgodnie z projekcjami demograficznymi. Zastosowanie wspólnych tablic życia skutkuje redystrybucją w kierunku kobiet na poziomie ok. 0,5–0,7%, wyrażoną za pomocą ekwiwalentu konsumpcji jako procent konsumpcji mężczyzn w cyklu życia. Taka skala redystrybucji w ramach systemu emerytalnego w bardzo niewielkim stopniu rekompensuje kobietom dyskryminację na rynku pracy.

Słowa kluczowe: redystrybucja, system emerytalny, model OLG

Kody klasyfikacji JEL: C68, D58, J16, J26

Artykuł nadesłany 8 sierpnia 2016 r., zaakceptowany 7 czerwca 2017 r.

* Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, FAME|GRAPE; e-mail: m.malec@grape.org.pl

¹ Artykuł jest zmodyfikowaną i znacznie rozszerzoną wersją pracy magisterskiej autorki obronionej we wrześniu 2015 r. w Szkole Głównej Handlowej w Warszawie. Powstał w ramach realizacji projektu badawczego finansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki (UMO-2014/13/B/HS4/03264). Autorka dziękuje promotorowi prof. dr hab. Markowi Górze za opiekę i cenne uwagi na etapie tworzenia pracy magisterskiej oraz do kolejnych wersji tego artykułu. Autorka dziękuje również uczestnikom Konferencji „Długoterminowe Oszczędzanie” zorganizowanej w Szkole Głównej Handlowej w Warszawie w czerwcu 2016 r. za cenne uwagi. Obecna wersja artykułu zawdzięcza także dużo uwagom zgłoszonym podczas seminariów FAME|GRAPE.

Wprowadzenie

System emerytalny to sposób redystrybucji bieżącego PKB pomiędzy kohorty pracujące i kohorty emerytów [Barr, Diamond, 2006; Góra, 2013]. Jednak sam proces redystrybucji zachodzi również wewnątrz systemu emerytalnego. Niezależnie od ogólnego kształtu systemu (np. zdefiniowanej składki lub zdefiniowanego świadczenia) i jego parametrów (np. wysokość składek, stopa zastąpienia, wiek emerytalny), fundamentalne znaczenie ma także sposób uwzględniania przez system heterogeniczności wewnątrzkohortowej. Niektóre wymiary tej heterogeniczności – jak np. różnice wynikające z preferencji – można korygować poprzez strukturę bodźców. Są jednak aspekty, na które nawet przy pełnym zaangażowaniu, oddziaływanie jednostki i polityki gospodarczej pozostaje ograniczone. Takim przykładem są różnice w długości trwania życia kobiet i mężczyzn [Jones i in., 2014; Wisser i in., 2014].

W wielu systemach emerytalnych o zdefiniowanej składce, także w Polsce, stosuje się wspólne tablice trwania życia dla wszystkich osób urodzonych w danym roczniku, niezależnie od płci². Sama ta własność systemu emerytalnego skutkuje redystrybucją – od żyjących krócej mężczyzn do żyjących dłużej kobiet. Istotne z perspektywy społecznej jest pytanie o dobrobytowe skutki takiej konstrukcji systemu emerytalnego. Celem artykułu jest przeanalizowanie od strony teoretycznej i symulacyjnej roli tego mechanizmu.

Ocena skutków dobrobytowych redystrybucji pomiędzy kobietami a mężczyznami w systemie emerytalnym wymaga podejścia teoretycznego. W pracy empirycznej nie ma bowiem możliwości zbudowania scenariusza kontrfaktycznego, tj. takiego, w którym stosowane tablice trwania życia są odrębne dla każdej z płci. W pracy empirycznej trudny byłby również pomiar efektów na poziomie dobrobytu³. Dlatego w niniejszym badaniu konstruujemy model nakładających się pokoleń (*overlapping generations*, OLG). W takim ujęciu możliwe staje się porównanie dwóch równoległych światów: w jednym stosowane są odrębne tablice przeżycia, a w drugim wspólne. W konsekwencji, przy zachowaniu innych czynników niezmiennych, ocenione zostaną dobrobytowe skutki stosowania wspólnych tablic życia.

Różnice pomiędzy kobietami i mężczyznami nie dotyczą jednak jedynie tablic trwania życia. Wiele badań empirycznych wskazuje na systematycznie wyższe kwalifikacje i niższe wynagrodzenia kobiet. Dane potwierdzają także niższą podaż pracy kobiet, co jest związane m.in. z koniecznością godzenia funkcji zawodowych i życiowych w warunkach nie w pełni równomiernego rozłożenia tych drugich. W systemie zdefiniowanej składki, czynniki te skut-

² Innymi istotnymi wymiarami heterogeniczności są rasa, poziom wykształcenia czy stan zdrowia w momencie przejścia na emeryturę, definiowany poprzez tak egzogeniczne czynniki, jak i efekty autonomicznych wyborów, por. Martin i in. [1994]; Thorpe i in. [2012]. Artykuł skupia się na płci.

³ Więcej o zaletach stosowania obliczeniowych modeli równowagi ogólnej z nakładającymi się pokoleniami pisze Fehr [2009].

kują niższymi emeryturami kobiet w porównaniu z emeryturami mężczyzn, gdyż składki odprowadzone w cyklu życia pozostają niższe, *ceteris paribus*. By uwzględnić te uwarunkowania, w modelu wzięto pod uwagę różnice pomiędzy kobietami i mężczyznami. W kolejnych scenariuszach pozwolimy na niższe wynagrodzenia i asymetryczny koszt wychowywania dzieci.

Artykuł wpisuje się w narastający trend modelowania systemów emerytalnych przy wykorzystaniu podejścia OLG. Liczne zmiany, jakich rządy dokonały w konstrukcjach systemów emerytalnych na całym świecie, a także wskazywanie walki z nierównościami, jako priorytetu polityki społecznej, wymogło, aby analizy ilościowe w tym zakresie uwzględniały nie tylko rozróżnienie agentów pomiędzy kohortami, ale także brały pod uwagę heterogeniczność w ramach tej samej kohorty. Choć proponowane ujęcie jest spójne z literaturą, na dwa sposoby podejmuje próbę przyczynienia się do rozwoju nauki. Po pierwsze, o ile modele OLG często uwzględniają heterogeniczność, to temat płci – jak dotąd – nie był analizowany w tym ujęciu. Po drugie, jak dotąd nie analizowano, w jakim stopniu różnice w trwaniu życia po przejściu na emeryturę generują skutki dobrobytowe, gdy stosuje się jednorodne tablice trwania życia dla wszystkich. Nowy jest zatem sposób badania, jak i pytanie badawcze.

Wyniki wskazują, że skala redystrybucji w ramach systemu emerytalnego jest niewystarczająca, aby zrekompensować kobietom gorszą pozycję na rynku pracy: obciążenia z powodu wychowania potomstwa i niższe płace. Dodatkowo, redystrybucja ta generuje straty dobrobytowe u mężczyzn, zmniejszając zachęty do aktywności zawodowej tej grupy.

W artykule omówiono literaturę przedmiotu, by umotywić konstrukcję zaprezentowanego modelu teoretycznego. Omówiono także dobór parametrów modelu i zaprezentowano wyniki. Przeprowadzono wiele symulacji, by ocenić skutki makroekonomiczne i dobrobytowe obecnego mechanizmu redystrybucji od mężczyzn do kobiet w systemie emerytalnym. W podsumowaniu wskazano tak na wnioski dla polityki gospodarczej, jak i na ewentualne dalsze kierunki badań w tym zakresie.

Literatura przedmiotu

Podstawowym celem systemu emerytalnego jest zapewnienie mechanizmu zabezpieczenia jednostki od ryzyka przeżycia własnych oszczędności. Wraz z wydłużaniem się przeciętnej długości trwania życia i jednoczesnym instytucjonalnym obniżaniem wieku emerytalnego, system przestał już tylko ubezpieczać ryzyko długowieczności, a zaczął pełnić także funkcję narzędzia do alokowania dochodu w cyklu życia [Black, 2006; Góra, 2003]. W zależności od społecznych i politycznych priorytetów, za pomocą systemów emerytalnych osiągnąć są także inne cele redystrybucyjne [Barr, Diamond, 2006; Forster i in., 2003], tj. wg tradycyjnej definicji Gordona Tullocka, transfer

zasobów pomiędzy grupami obywateli, który dokonuje się w ramach działalności państwa [Tullock, 1998].

Analiza rozbudowanych konstrukcji systemów krajów OECD pozwala sądzić, że w ostatnich latach katalog oczekiwań i wymagań stawianych wobec systemów zdecydowanie się rozrósł [Owczarek, 2007; Chybalski, 2012, 2016]. Zadaniom tym towarzyszy wyzwanie utrzymania stabilności finansowej samego systemu w perspektywie postępującego starzenia się społeczeństwa⁴ i narastającej presji fiskalnej [Schwarz i in., 2014].

Redystrybucja w systemie emerytalnym może mieć charakter międzykohortowy lub wewnątrzkohortowy. Przykładem tej pierwszej jest subsydiowanie emerytur pewnych pokoleń kosztem wysokości świadczeń przekazywanych innym pokoleniom: zarówno jako element świadomej polityki państwa, jak i jako przejaw procesów egzogenicznych, tj. nie do uniknięcia i wiąże się tak z procesami demograficznymi, jak i z nieprzewidywalnymi procesami gospodarczymi. Przykładem mogą być zmiany w wysokości świadczeń w kapitałowych systemach emerytalnych, w których przyszli emeryci finansują podstawy wzrostu gospodarczego w przyszłości (poprzez dostarczanie kapitału inwestycyjnego), lecz już w momencie przejścia na emeryturę nie mają ani bezpośredniego, ani pośredniego wpływu na produktywność tych zgromadzonych środków (stopę zwrotu osiąganą ze zgromadzonego kapitału), bo zależy ona także od wydajności pracy przyszłych roczników.

W literaturze przedmiotu stosuje się różne sposoby pomiaru wielkości redystrybucji, takie jak wskaźnik różnicowania wysokości emerytur, stopy zastąpienia oraz wskaźnik efektywnej progresywności. Skala redystrybucji w systemach emerytalnych jest bardzo zróżnicowana pomiędzy krajami, a także ulega dynamicznym zmianom na skutek zmian w samym systemie emerytalnym. Współczesne metody pomiaru obejmują np. różnice w nierównościach przed i po transferach, skalę dewiacji od sprawiedliwości aktuarnalnej itp. (por. Disney i Whitehouse [1993]). By umożliwić symulowanie efektów rozwiązań polityki ekonomicznej, przed ich wprowadzeniem, Bourguignon i Spadaro [2006] proponują wykorzystanie narzędzi mikrosymulacyjnych. Jednak ze względu na różnorodność miar i systemów polityki społecznej, trudno o syntezę metodologiczną. Na przykład Krieger i Traub [2011] proponują metrykę opartą na proporcjonalności świadczeń w relacji do wpłat. W ujęciu międzynarodowym pokazują, że zarówno w wymiarze przekrojowym, jak i czasowym metryka ta ulega zasadniczym zmianom. Podejście to jednak nie ma mikropodstaw, co uniemożliwia wnioski o charakterze przyczynowo-skutkowym, a także wskazania dla polityki gospodarczej.

⁴ W latach 1990–2009 wzrost wydatków publicznych na emerytury i renty z tytułu niezdolności do pracy w krajach OECD wzrósł o 27% więcej niż dochody budżetowe [OECD, 2013]. W krajach rozwiniętych wydatki związane z emeryturami stanowią największą pojedynczą pozycję w budżetach rządowych: w 2013 roku średnio w krajach UE było to 11,3% PKB [Komisja Europejska, 2015].

Modele równowagi ogólnej z nakładającymi się pokoleniami pokazują, jak istotna może być rola reformy systemów emerytalnych w redystrybucji dochodów pomiędzy kohortami i wewnątrzkohortowo (por. m.in Brunner [1994, 1996]; Fenge [1995]; Borsch-Supan i Reil-Held [2001]). W modelach ekonomii politycznej to redystrybucja pozwala na uzyskanie większości dla rozwiązań optymalnych w sensie Hicksa, ale nie w sensie Pareto (szeroko tę literaturę omawiają m.in. Lindbeck i Persson [2003]). W wielu sytuacjach redystrybucja wewnątrzkohortowa może niwelować korzystne efekty dobrobytowe obserwowane pomiędzy kohortami, co zmienia całkowicie wskazania dla polityki gospodarczej [Buccioli, Beetsma, 2010].

Zarówno ujęcia empiryczne, jak i teoretyczno-symulacyjne obejmują takie wymiarowanie wewnątrzkohortowej heterogeniczności, które nie uwzględnia płci. W modelach OLG z heterogenicznością, uwzględnia się wykształcenie (czasem nawet wiążąc z nim tablice trwania życia), produktywność (i szoki dochodowe) – np. Hénin i Weitzenblum [2005], McGrattan i Prescott [2013], Bielecki i in. [2015] nie uwzględniają zróżnicowania ze względu na płeć. Żaden z istniejących modeli nie analizuje także kwestii redystrybucji pomiędzy kobietami i mężczyznami ze względu na trwanie życia (por. Ginn [2004]). Tę lukę zapełnia niniejszy artykuł.

Model

Wykorzystany model nakładających się pokoleń (*overlapping generations*, OLG) bazuje na założeniach sformułowanych przez Diamonda [1965] i Auerbacha [Auerbach, Kotlikoff, 1987]. W standardowym ujęciu jednostką decyzyjną w modelu jest reprezentatywny konsument, czyli zakłada się homogeniczność osób urodzonych w jednym pokoleniu/roczniku. W artykule modyfikujemy to założenie, wprowadzając rozróżnienie płci w ramach kohorty.

Model jest pięciookresowy: członkowie trzech kohort pracują, a pozostałych dwóch pobierają świadczenia emerytalne. W modelu uwzględniono analizę stanów ustalonych oraz ścieżkę przejścia między nimi, czas jest oznaczony indeksem t . Średnia długość dalszego oczekiwanego trwania życia wydłuża się w czasie, co odzwierciedla proces starzenia się populacji. By analizować jedynie efekt różnic w starzeniu się, przyjęto założenie, że w modelu w każdym okresie rodzi się taka sama liczba konsumentów: po równo kobiet i mężczyzn. Zatem model nie analizuje skutków niskiej dzietności dla systemu emerytalnego, bo jest to poza obszarem naszego pytania badawczego.

Założenie o trwaniu życia jednostki w modelu przez 5 okresów wynika z dwóch powodów. Po pierwsze z chęci zachowania prostoty obliczeniowej, co jest częstym zabiegiem w literaturze wykorzystującej modele OLG [Diamond, 1965; Auerbach i in., 1987]. Po drugie z chęci utrzymania proporcji 3:2 lat aktywności zawodowej do lat pobierania świadczenia emerytalnego. W związku z przewidywaną długością życia, w pięciookresowym modelu jeden okres można interpretować jako 15 lat.

Gospodarstwa domowe

Jednostki w modelu żyją do $j = 5$ okresów. Ich aktywność na rynku pracy rozpoczyna się w wieku 20 lat, co odpowiada pierwszemu okresowi ich życia, $j = 1$. W okresach $j = 1, 2, 3$ jednostki w modelu pracują, za co otrzymują wynagrodzenie w_t . W okresie $j = 4$ przechodzą na emeryturę. Konsumują dodatnią ilość dóbr c_t^j oraz akumulują oszczędności s_t^j , z których uzyskują zwrot r_t . Podejmują decyzje odnośnie poziomu konsumpcji i oszczędności, maksymalizując następującą funkcję użyteczności⁵:

$$u(\tilde{c}_t^\kappa) = \sum_{j=1}^5 \beta^{j-1} \theta_t^{j,\kappa} \log c_{t+j-1}^{j,\kappa}, \quad (1)$$

$\tilde{c}_t^\kappa = (c_t^{1,\kappa}, c_{t+1}^{2,\kappa}, c_{t+2}^{3,\kappa}, c_{t+3}^{4,\kappa}, c_{t+4}^{5,\kappa})$, κ rozróżnia kobiety ($\kappa = 1$) i mężczyzn ($\kappa = 2$), β to stopa dyskonta czasu a $\theta_t^{j,\kappa}$ to prawdopodobieństwo dożycia w roku t wieku j . Parametr θ_t zmienia się w czasie, zgodnie z projekcją demograficzną. Gospodarstwa domowe nie czerpią użyteczności z pozostawiania spadku, ale w związku z niezerowym prawdopodobieństwem śmierci w $j = 4, 5$, niektóre jednostki w modelu pozostawiają oszczędności, które zostają rozdystrybuowane w ramach kohorty, tj. spadek jest rozdystrybuowany równo pomiędzy osoby w tym samym wieku⁶.

Kobiety doświadczają dyskryminacji na rynku pracy, tj. za każdą przeprowadzoną jednostkę pracy otrzymują zapłatę niższą niż mężczyźni. Luka płacowa jest wyrażona parametrem ψ . Dodatkowo, w pierwszym okresie swojego życia $j = 1$, kobiety ponoszą koszty związane z urodzeniem i wychowaniem potomstwa [Fehr i in., 2017]. Koszt ten może być interpretowany jako podatek – wyrażony jest stałym procentem τ^c wynagrodzenia za pracę. Wszystkie kobiety w modelu mają dzieci i ponoszą związane z tym koszty. Ograniczenie budżetowe kobiet można zapisać następująco:

$$\text{w okresie } j = 1 \quad : \quad c_t^{j,1} + s_t^{j,1} = \psi w_t (1 - \tau)(1 - \tau^c) \quad (2)$$

$$\text{dla } 1 < j < 4 \quad : \quad c_t^{j,1} + s_t^{j,1} = \psi w_t (1 - \tau) + (1 + r_t) s_{t-1}^{j,1}, \quad (3)$$

$$\text{dla } j \geq 4 \quad : \quad c_t^{j,1} + s_t^{j,1} = b_t^{j,1} + (1 + r_t) s_{t-1}^{j,1}. \quad (4)$$

⁵ W modelach OLG przyjmuje się założenie o racjonalności konsumentów – ich preferencje są racjonalne, zgodnie z teorią racjonalnego wyboru. Logarytmiczna funkcja użyteczności jest jednym z przypadków funkcji użyteczności charakteryzującej się stałą względną awersją do ryzyka (*constant relative risk aversion*, CRRA), a więc jest wypukłą i obrazuje dodatnią i stale malejącą krańcową użyteczność z konsumpcji.

⁶ Założenie braku śmiertelności w latach produkcyjnych pozwala uniknąć problemu dziedziczenia przez początkowe okresy i jest częstym uproszczeniem stosowanym w literaturze [Fehr i in., 2017]. Sposób dystrybuowania spadku mógłby bowiem wpłynąć na rozwiązanie modelu i byłby trudny do interpretacji. Dodatkowo, obserwowana w danych śmiertelność w latach produkcyjnych jest mała.

Ograniczenie budżetowe mężczyzn można zapisać jako:

$$\text{w okresie } 1 \leq j < 4 \quad : \quad c_t^{j,2} + s_t^{j,2} = w_t(1 - \tau) \quad (5)$$

$$\text{dla } j \geq 4 \quad : \quad c_t^{j,2} + s_t^{j,2} = b_t^{j,2} + (1 + r_t)s_{t-1}^{j,2}, \quad (6)$$

$$s_t^{j,k} \geq 0.$$

Zmienne b_t oraz τ oznaczają kolejno wysokość świadczenia emerytalnego oraz składkę emerytalną.

Firmy

Firmy operują na rynku doskonale konkurencyjnym i produkują dobra oparte na funkcji produkcji Cobba-Douglasa:

$$Y_t = K_t^\alpha (L_t)^{1-\alpha}, \quad (7)$$

gdzie K_t oznacza kapitał, L_t pracę, a parametr α oraz $1-\alpha$ odpowiednio współczynniki elastyczności funkcji względem kapitału i pracy. Z problemu optymalizacyjnego firmy otrzymujemy standardowe równania na wynagrodzenie czynników produkcji:

$$r_t = \alpha K_t^{\alpha-1} (L_t)^{1-\alpha} - d, \quad (8a)$$

$$w_t = (1-\alpha) K_t^\alpha (L_t)^{-\alpha}, \quad (8b)$$

gdzie d oznacza stopę deprecjacji kapitału.

System emerytalny

Założenia modelu dotyczące systemu emerytalnego są przybliżone do charakterystyki repartycyjnego systemu zdefiniowanej składki [Góra, 2013]. W każdym z okresów t budżet rządu jest zbilansowany, czyli zdyskontowana suma strumieni wpłat do systemu jest równa zdyskontowanej na ten sam moment sumie strumieni wydatków: rola rządu polega na pobieraniu składek i dystrybuowaniu emerytur, por. równanie (9). Gospodarstwa domowe w pierwszych trzech okresach swojego życia $j = 1, 2, 3$ odprowadzają stałą, wyrażoną procentem składkę emerytalną τ od wysokości swoich wynagrodzeń. Stopa zastąpienia jest więc endogeniczna w modelu. Koszt wychowania dziecka i luka płacowa zmniejszają podstawę oskładkowania kobiet, co oznacza, że mężczyźni wpłacają wyższe łączne składki do systemu emerytalnego.

$$\sum_{k=1}^2 \sum_{j=4}^5 b_t^{j,k} = \tau w_t (L_t - \psi \tau^c). \quad (8)$$

Równowaga i rozwiązanie modelu

Model uwzględnia występowanie trzech rynków – pracy, kapitału oraz dóbr konsumpcyjnych, a równowaga na wszystkich tych trzech rynkach stanowi rozwiązanie modelu. Przedstawiając równania modelu w efektywnych jednostkach pracy należy uwzględnić lukę płacową. Zasób pracy w gospodarce z perspektywy firmy w czasie t wyrażony jest jako:

$$L_t = 3(1 + \psi). \quad (10)$$

Rynek aktywów, czyli oszczędności kobiet i mężczyzn ($s_t^{j,\kappa}$):

$$K_{t+1} = \sum_{\kappa=1}^2 \sum_{j=1}^5 (s_t^{j,\kappa} \theta_t^{j,\kappa}). \quad (11)$$

Rynek dóbr konsumpcyjnych to:

$$Y_t + (1-d)K_t = \sum_{\kappa=1}^2 \sum_{j=1}^5 (c_t^{j,\kappa} \theta_t^{j,\kappa}) + \psi w_t (1-\tau) \tau^c + K_{t+1}. \quad (12)$$

Ze względu na fakt, że liczba kobiet i mężczyzn w każdej kohorcie pracującej jest taka sama, to ich liczebność została znormalizowana do jedności i nie występuje we wzorach.

Równowagą w modelu nazywamy alokację dla kobiet i mężczyzn $\{(c_t^{j,\kappa})_{\kappa=1,2}^{j=1,\dots,5}, (s_t^{j,\kappa})_{\kappa=1,2}^{j=1,\dots,5}, K_t, Y_t, L_t\}_{t=1}^{\infty}$ oraz ceny $\{w_t, r_t\}_{t=1}^{\infty}$, takie że:

- dla każdego okresu t , dla każdego typu κ , przy danych cenach $(c_t^{1,\kappa}, c_{t+1}^{2,\kappa}, c_{t+2}^{3,\kappa}, c_{t+3}^{4,\kappa}, c_{t+4}^{5,\kappa})$, $(s_t^{1,\kappa}, s_{t+1}^{2,\kappa}, s_{t+2}^{3,\kappa}, s_{t+3}^{4,\kappa}, s_{t+4}^{5,\kappa})$ rozwiązuje problem jednostki urodzonej w czasie t ;
- ceny dane są równaniami (8a) i (8b);
- system emerytalny jest zbilansowany, równanie (9) jest spełnione;
- wszystkie rynki oczyszczają się, czyli równania (10), (11) i (12) są spełnione.

Do wyznaczenia rozwiązania w modelu posłużono się iteracyjną metodą rozwiązywania układów równań liniowych Gaussa-Seidela. Algorytm zaprzestaje iteracji w momencie, kiedy różnica między wielkościami kapitału w kolejnych iteracjach jest pomijalna, co zoperacjonalizowano do wartości 10^{-15} (lub mniejszej). Ta sama metoda posłużyła do wyznaczenia ścieżki dostosowań. W literaturze przyjmuje się czas przejścia między stanami ustalonymi w ciągu trzykrotności liczby okresów w modelu [Heer, 2008].

Scenariusze symulacji

Przeprowadzono cztery symulacje oparte na założeniach przedstawionego modelu. Dla ustalenia uwagi, jak sugeruje Fehr [2009], w pierwszej symulacji nie ma systemu emerytalnego (finansowanie konsumpcji w wieku $j > 4$ odbywa się poprzez zgromadzone wcześniej oszczędności). W następnej symulacji wprowadzono obowiązkowy system emerytalny. Do obliczenia

wysokości świadczenia emerytalnego zastosowano dwa założenia. W pierwszym, zgodnie z polskim stanem prawnym, stosuje się wspólne tablice trwania życia. W scenariuszu alternatywnym stosowane są odrębne tablice trwania życia (tym samym system emerytalny nie ma charakteru redystrybucyjnego wewnątrz kohorty).

Symulacje prowadzono w różnych systemach założeń. W scenariuszu bazowym, zgodnie z powyższą charakterystyką, kobiety obciążone są kosztami wychowywania dzieci oraz doświadczają dyskryminacji płacowej. W kolejnych symulacjach eliminowane są te aspekty nierówności, by ocenić skalę ich wpływu na wysokość świadczeń i efekty dobrobytowe redystrybucji. Tym samym różnice między kobietami i mężczyznami będą wynikać wyłącznie z różnego oczekiwanego dalszego trwania życia.

Parametry modelu

Na podstawie literatury przyjęto wartości parametrów α , β oraz d [Heer, 2008]. Parametr α , oznaczający współczynnik elastyczności funkcji produkcji względem kapitału to 0,33 i oznacza on 33% udział kapitału w produkcji. Dla stopy deprecjacji kapitału fizycznego d przyjęto wartość 0,07. Współczynnik dyskontujący użyteczność z konsumpcji β przyjęto na poziomie 0,99. Zastosowanie piętnastoletnich okresów wymaga, aby powyższe parametry, które wyrażone są w ujęciu rocznym, zostały podniesione do potęgi równej liczbie lat wyznaczających okres w modelu. Należy mieć to na uwadze przy interpretacji wyników otrzymanych w modelu. Składka emerytalna τ jest w modelu wartością egzogeniczną i utrzymuje się na stałym poziomie przez wszystkie okresy. Wynosi ona 19%, co odpowiada skali obowiązkowego systemu emerytalnego w polskim prawie.

Uwzględnienie dyskryminacji kobiet na rynku pracy wymaga oszacowania wysokości luki płacowej, która nie byłaby uzasadniona różnicami w liczbie przepracowanych godzin lub charakterystykach. Na podstawie literatury przedmiotu można stwierdzić, że przeciętna luka płacowa w Polsce wynosi ok. 10%, lecz po skorygowaniu różnicy w godzinach oraz charakterystykach, wartość ta rośnie do ok. 18–20% [Goraus i in., 2017]. Szacunki oparte na dostępnych danych za ostatnie niemal dwie dekady wskazują, że luka ta jest stabilna w czasie [Goraus i in., 2014]. W konsekwencji, przyjęto wartość parametru ψ na poziomie 0,18, co odpowiada 18% luce płacowej na polskim rynku pracy.

Zgodnie z praktyką stosowaną w literaturze, to kobiety ponoszą koszt wychowywania dzieci [Fehr i in., 2017]. Zmniejsza on podstawę oskładkowania, co przekłada się na wysokość świadczenia emerytalnego. Z tego powodu do wyznaczenia wysokości tego podatku posłużyły dane Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) o współczynniku aktywności zawodowej kobiet i mężczyzn w trzech grupach wieku: 20–24, 25–29 i 30–34, co odpowiada pierwszemu okresowi modelu. Przyjęto, że w tych latach kobiety mniej licznie niż mężczyźni aktywnie uczestniczą w rynku pracy, ponieważ w dużym stopniu poświęcają swój czas na wychowywanie dzieci. Można to utożsamiać z pono-

szonym przez nie kosztem urodzenia dzieci. Przyjmując aktywność zawodową mężczyzn za jedność, w okresie $j=1$ kobiety charakteryzują się aktywnością na poziomie 0,8 aktywności zawodowej mężczyzn. Tabela 1 podsumowuje wartości parametrów użytych w modelu.

Tabela 1. Parametry modelu

Parametr	Opis parametru	Wartość parametru
α	udział kapitału	0,33
β	stopa dyskontowa	0,99 ¹⁵
d	deprecjacja kapitału	0,07 ¹⁵
τ	składka emerytalna	0,19
ψ	luka płacowa	1-0,18
τ^c	koszt wychowania dziecka	0,2

Uwaga: wartości parametrów wyrażone w ujęciu rocznym, przeliczone na 15-letnie okresy w modelu.
Źródło: opracowanie własne.

Parametry $\theta_t^{j,k}$ obliczono na podstawie danych oraz projekcji Eurostatu dotyczących oczekiwanego dalszego trwania życia w Polsce w latach 2005–2080. Brak dalszych projekcji wymusza zastosowanie jednego z dwóch rozwiązań, tj. przyjęcia stałego tempa wzrostu prawdopodobieństw przeżycia na poziomie odpowiadającym średniej dla projekcji lub założenie, że po roku 2080 demografia stabilizuje się, a prawdopodobieństwa przeżycia pozostają na tym samym poziomie. W modelu zastosowano drugie podejście. Tylko do 2005 roku oczekiwana dalsza długość życia dla mężczyzn w wieku 65 lat była niższa niż 15 lat (co odpowiada okresowi w modelu), dlatego też w tym przypadku przyjęto wartość mniejszą niż jeden. W tabeli 2 zapisano wszystkie wartości parametrów $\theta_t^{j,k}$.

Tabela 2. Prawdopodobieństwa przeżycia $\theta_t^{j,k}$

Rok	Kobiety		Mężczyźni	
	65	80	65	80
2005	1	0,53	0,95	0,45
2020	1	0,62	1	0,51
2035	1	0,69	1	0,57
2050	1	0,76	1	0,63
2065	1	0,83	1	0,69
2080	1	0,89	1	0,75
2095	1	0,89	1	0,75

Źródło: Eurostat [2015].

Wyniki

Przy naliczaniu wysokości emerytury w systemie DC wartość oczekiwana wszystkich wpłat do systemu przez jego uczestnika powinna równać się wartości oczekiwanej sumy wypłat w postaci świadczeń emerytalnych. Zastosowanie wspólnych tablic oczekiwanego dalszego trwania życia przy wyliczaniu wysokości dożywotniej emerytury (*annuity*) powoduje więc redystrybucję dochodu od mężczyzn do kobiet w porównaniu ze scenariuszem odrębnych tablic. Poza przedstawieniem stóp zastąpienia w zależności stosowanych tablic, narzędziem porównawczym pomiędzy scenariuszami będzie miara dobrobytu, czyli ekwiwalent konsumpcji. Miara ta odpowiada na pytanie, o ile procent musiałaby zmienić się konsumpcja jednostki w modelu pomiędzy dwoma scenariuszami, aby jego dobrobyt nie zmienił się.

Skutki makroekonomiczne

W modelach OLG jednostki wygładzają konsumpcję w cyklu życia. W konsekwencji długowieczność będzie sprzyjać zwiększeniu oszczędności prywatnych. W rezultacie, oszczędności w warunkach braku systemu emerytalnego będą zawsze wyższe, niż gdy istnieje jakikolwiek system emerytalny. W repartycyjnym systemie emerytalnym są natomiast na bieżąco dzielone między najstarsze żyjące pokolenia. Gdy tablice trwania życia są wspólne, oszczędności mężczyzn rosną, lecz kobiet obniżają się w porównaniu ze scenariuszem odrębnych tablic trwania życia. Ponieważ efekty te oddziałują w przeciwne strony, nie jest możliwe określenie *a priori*, jakie będzie ich łączne oddziaływanie. Wyniki ilustruje tabela 3. Wydłużanie się oczekiwanego dalszego trwania życia powoduje, że konsumenci w modelu mają większą skłonność do oszczędzania – kapitał, a zatem produkt w gospodarce wzrasta o ok. 25%, niezależnie od systemu emerytalnego. Warto jednak zauważyć, że co do poziomu kapitał pozostaje niższy w systemie repartycyjnym, niż gdy jednostki muszą samodzielnie zaoszczędzić na konsumpcję po przejściu na emeryturę. Redystrybucja od kobiet do mężczyzn nie wpływa zasadniczo na charakterystykę stanu ustalonego gospodarki.

Pomimo braku zmian w odniesieniu do zagregowanego kapitału, stosowanie wspólnych tablic trwania życia ma zasadnicze przełożenie na wysokość świadczeń emerytalnych. Redystrybucja wewnątrzpokoleniowa sprawia, że dochody mężczyzn są przesuwane w ramach systemu emerytalnego w kierunku kobiet, a wpłaty do systemu jakich dokonali konsumenci nie są tożsame z sumą wypłat, którą otrzymali w postaci świadczeń, por. tabela 4. Ponieważ wydłużenie życia kobiet jest niższe niż mężczyzn – zgodnie z prognozą demograficzną GUS – spadek emerytur mężczyzn jest większy. Różnica ok 0,5% dochodów z cyklu życia, która stanowi korzyść kobiet i koszt mężczyzn ze stosowania wspólnych tablic trwania życia stanowi jednak względnie coraz większy udział w świadczeniach emerytalnych.

Tabela 3. Efekty makroekonomiczne starzenia się w zależności od scenariusza

	Brak systemu emerytalnego	System emerytalny		Różnica (w %)
		odrębne tablice	wspólne tablice	
	Kapitał			
Początkowy stan ustalony	0,230	0,155	0,155	-32,5
Końcowy stan ustalony	0,290	0,195	0,195	-32,1
Różnica (w %)	25,0	25,65	25,66	
	Stopa procentowa (w %)			
Początkowy stan ustalony	1,34	2,69	2,68	100
Końcowy stan ustalony	0,63	1,89	1,88	198
Różnica	-53,3	-29,5	-29,6	

Uwaga: różnica (w %) między stanami ustalonymi – w pionie lub pomiędzy scenariuszem bez systemu emerytalnego i z obowiązkowym systemem emerytalnym – w poziomie.

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników modelu.

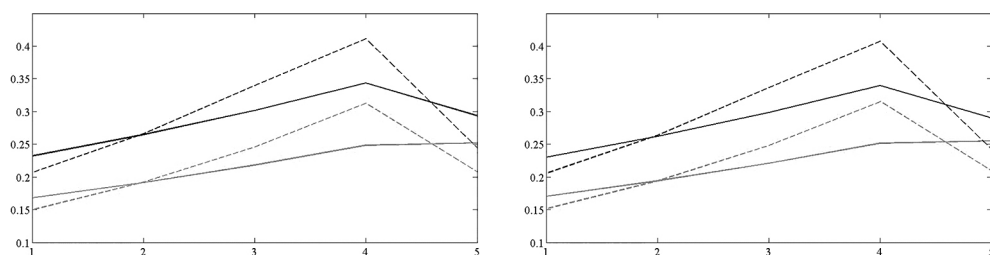
Tabela 4. Porównanie wysokości emerytur w różnych scenariuszach (w %)

	Wspólne tablice		Odrębne tablice	
	kobiety	mężczyźni	kobiety	mężczyźni
Początkowy stan ustalony	6,82	8,34	6,32	8,90
Końcowy stan ustalony	5,10	6,32	4,60	6,86

Uwaga: emerytura wyrażona jako procent całkowitego średniego dochodu kobiet i mężczyzn w cyklu życia.

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników modelu.

Rysunek 1. Profil konsumpcji w cyklu życia



Uwaga: wspólne (lewy) oraz odrębne (prawy) tablice trwania życia, kolorem szarym oznaczono profil konsumpcji kobiet, czarnym mężczyzn, linia ciągła to końcowy stan ustalony, przerywana oznacza początkowy stan ustalony.

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników modelu.

Zmiana wysokości emerytur przekłada się na zmianę profilu konsumpcji w cyklu życia – konsumpcja kobiet pod koniec życia, szczególnie w końco-

wym stanie ustalonym, jest wyższa w przypadku wspólnych niż w przypadku odrębnych tablic trwania życia. Ze względu na długie trwanie życia, efekt emerytur nie jest jednak duży – różnice dotyczą dziesiątej części procenta życiowej konsumpcji. Zauważalne jest natomiast silniejsze łagodzenie dla kobiet negatywnych skutków starzenia w scenariuszu wspólnych tablic życia. Wskazuje na to silne wypłaszczenie profilu konsumpcji, mniejsza niż u mężczyzn skala spadku w ostatniej fazie życia.

Efekty dobrobytowe

Ekwiwalent konsumpcji (λ) mierzy skalę redystrybucji wewnątrzpokoleniowej w ramach systemu emerytalnego.

$$\lambda = 1 - \exp[u(\tilde{c}_t^A) - u(\tilde{c}_t^B)]. \quad (13)$$

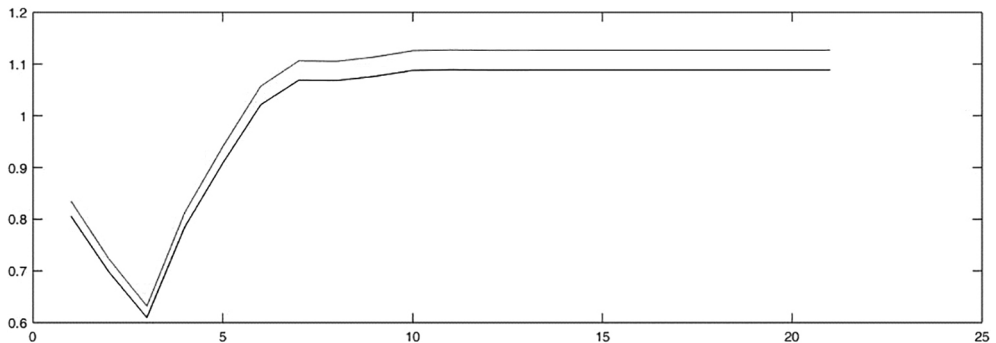
Obliczony w początkowym stanie ustalonym ekwiwalent wynosi 0,5%. Oznacza to, że stosowanie wspólnych tablic życia jest równoznaczne z „opodatkowaniem” konsumpcji mężczyzn w skali ok. 0,5% w cyklu życia ($u(\tilde{c}_t^B)$). Jest to duży efekt, w porównaniu z oszacowaniami efektów dobrobytowych reform emerytalnych, np. w Polsce (por. Makarski i in. [2016], którzy szacują korzyści dobrobytowe reformy z 1999 r. na ok. 2,5–3,0% permanentnej konsumpcji, w zależności od stosowanego domknięcia fiskalnego). W końcowym stanie ustalonym efekty dobrobytowe stosowania wspólnych tablic trwania życia rosną do 0,7% całkowitej konsumpcji mężczyzn w cyklu życia, ponieważ kobiety i mężczyźni starzeją się w różnym tempie. Efekt ten wydaje się być znaczny, biorąc pod uwagę, że różnice w prawdopodobieństwach przeżycia między płciami nie są aż tak duże.

Równe płace kobiet i mężczyzn

Powyższa analiza, zgodna z opisanymi założeniami dotyczącymi przyjętych parametrów, obciąża kobiety w okresie aktywności zawodowej w relacji do mężczyzn. Po pierwsze, ponoszą asymetryczny koszt opieki nad dziećmi, a po drugie – otrzymują niższe wynagrodzenie. Wspólne tablice trwania życia częściowo kompensują kobietom te dwa obciążenia, generując jednak negatywne efekty dobrobytowe dla mężczyzn. W niniejszej sekcji przeprowadzamy symulację, w której porównujemy dwa światy (w obu zachodzi wydłużenie czasu trwania życia). W pierwszym świecie, podobnie jak w poprzednich sekcjach, kobiety otrzymują dyskryminującą płacę i ponoszą koszty wychowania dzieci. W równoległym świecie, zniwelowanie są nierówności na rynku pracy, tj. kobiety otrzymują identyczne wynagrodzenie za jednostkę pracy a koszt wychowywania potomstwa rozkłada się równomiernie. Wyrażone za pomocą ekwiwalentu konsumpcji jako procent konsumpcji w cyklu życia, nałożone na kobiety obciążenia wynoszą ok. 18–19%, i ok. 19–20%, gdy stosuje się tablice trwania życia odrębne dla płci. Nierówność na rynku pracy niesie za sobą istotną konsekwencję dla dobrobytu mężczyzn. Stosowanie wspólnych

tablic trwania życia okazuje się przekładać na wyższą stratę dobrobytową, gdy rynek pracy jest równy, por. rysunek 2. W pierwszym stanie ustalonym rekompensata jest na poziomie 0,84 punktu procentowego ekwiwalentu konsumpcji, a w końcowym stanie ustalonym osiąga 1,13 punktu procentowego ekwiwalentu konsumpcji. Wyższa strata dobrobytowa mężczyzn w warunkach, gdy dochody kobiet są przeciętnie wyższe wiąże się głównie z wprowadzeniem równego podziału kosztu wychowywania potomstwa.

Rysunek 2. Rekompensata dyskryminacji na skutek wspólnych tablic życia



Uwaga: wydłużenie czasu trwania życia jest asymetryczne między kobietami i mężczyznami, stąd zmiana demografii generuje zmianę w efekcie dobrobytowym wspólnych tablic trwania życia. Linia szara porównuje scenariusz pełnej nierówności (różne płace, tylko kobiety ponoszą koszt wychowania dzieci) ze scenariuszem pełnej równości. Linia czarna to porównanie scenariusza nierówności płacowej ze scenariuszem równych płac, lecz wciąż kobiety są asymetrycznie obciążone kosztem wychowania dzieci.

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników modelu.

Patrząc na skalę nierówności i porównując ją z poziomem rekompensaty przy jednocześnie relatywnie wysokim koszcie dobrobytowym dla mężczyzn, nasuwa się pytanie o inne narzędzia wyrównywania szans (por. Ginn [2006]). Choć wielu uważa, że system emerytalny powinien być aktuarialnie sprawiedliwy (por. Barr, Diamond [2006]), to faktem jest również, iż wysokość świadczeń emerytalnych kobiet może okazać się zbyt niska, aby pokryć koszty konsumpcji w okresie starości. Forster i in. [2003] proponuje uwspólnienie kont emerytalnych i w późniejszym okresie także dożywotnią rentę. Tego typu pomysły wpisują się w koncepcję postrzegania rodziny, jako elementu zabezpieczenia przez ryzykiem. Z drugiej jednak strony, wspólna emerytura generuje wiele problemów, takich jak np. konieczność wprowadzenia dodatkowych rozwiązań w przypadku rozwodów, oraz rozwodów i ponownych związków, co może powodować efekty zewnętrzne i zniekształcenia trudne do przewidzenia.

Drugi typ rozwiązań dotyczy tych aspektów funkcjonowania systemu emerytalnego, które są *de facto* poza nim. Polityka mająca na celu zrównywanie pozycji kobiet i mężczyzn na rynku pracy, takie jak eliminowanie asymetrii

w obciążeniach i nierówności płacowych może przynieść korzyści dobrobytowe znacznie większej skali niż redystrybucja w ramach systemu emerytalnego. Naturalnie, korzyści te będą odsunięte w czasie w tym sensie, że zmaterializują się dopiero w odniesieniu do doświadczających (większej) równości kohort, lecz wydają się być potencjalnie pozbawione kosztów dobrobytowych po stronie mężczyzn. W systemach zdefiniowanej składki, eliminacja nierówności składek skutkuje wyrównywaniem świadczeń bez wprowadzania dodatkowych rozwiązań w ramach systemu.

Podsumowanie

Celem artykułu było zweryfikowanie, jakie efekty dobrobytowe niesie stosowanie wspólnych tablic trwania życia w systemie zdefiniowanej składki. Choć kobiety żyją statystycznie dłużej, wiele systemów emerytalnych stosuje średnią dla kobiet i mężczyzn, by naliczyć świadczenie emerytalne. Oznacza to redystrybucję wewnątrzkohortową od mężczyzn do kobiet. Z drugiej strony, badania empiryczne wskazują, że pozycja kobiet i mężczyzn na rynku pracy nie jest równa. Redystrybucyjny charakter naliczania świadczeń w systemie emerytalnym traktowany jest przez wielu, jako sposób wyrównywania tych różnic.

By oszacować efekty dobrobytowe i makroekonomiczne skonstruowano model nakładających się pokoleń, w którym przeprowadzono symulacje scenariuszy kontrfaktycznych: obliczono, jaki byłby przebieg zmiennych makroekonomicznych oraz dobrobyt, gdyby stosowano tablice trwania życia odrębne dla płci. Na podstawie tak przeprowadzonych symulacji obliczono skalę redystrybucji w systemie emerytalnym i jej skutki. Analizę przeprowadzono w kontekście wydłużania się trwania życia, zgodnego z projekcjami demograficznymi. Sugerują one, że średnia długość życia kobiet będzie wzrastać szybciej niż mężczyzn, co stopniowo będzie zwiększać skalę redystrybucji.

Wyniki przeprowadzonego badania pokazały, że skala redystrybucji nie jest mała – ok 0,5% dochodów w cyklu życia, czy też 0,7% ekwiwalentu konsumpcji. Jednak w kontekście dyskryminacji kobiet na rynku pracy, redystrybucja ta jest niewielka: luka płacowa, niższe uczestnictwo kobiet na rynku pracy i koszty wychowywania dzieci przeważają korzyści wynikające ze stosowania wspólnych tablic życia w systemie emerytalnym. Jednocześnie takie rozwiązanie generuje koszt dobrobytowy dla mężczyzn. Wraz ze zmieniającą się demografią, skala redystrybucji i koszt dobrobytowy będą systematycznie rosnąć. Jak wskazują wyniki symulacji, dla zmniejszenia ubóstwa emerytalnego wśród kobiet, większe znaczenie ma wyeliminowanie nierówności w okresie aktywności zawodowej niż późniejsza redystrybucja w systemie emerytalnym.

Przeprowadzona analiza pozostawia kilka istotnych tematów, którymi można zająć się w przyszłych badaniach. Pierwszym z nich byłaby konstrukcja modelu, w którym decyzję o podaży pracy kobiety i mężczyzny podejmuje wspólnie gospodarstwo domowe, mając na uwadze zarówno sytuację na rynku pracy, jak i późniejsze zabezpieczenie emerytalne. Tak rozszerzony model

pomógłby lepiej wymodelować ew. przesłanki dla redystrybucji w systemie emerytalnym (bądź jej braku). Drugim potencjalnym rozszerzeniem byłoby uwzględnienie endogenicznie decyzji o posiadaniu dzieci, wraz z kosztem, jaki się z tym wiąże. Obecne modele obciążają nim „gospodarstwo domowe”, *per se*, podczas gdy system zabezpieczenia emerytalnego dotyczy jednostek a nie gospodarstw. Oba rozszerzenia pozwoliłyby dalej pogłębić rozumienie efektów dobrobytowych wewnątrzkohortowej redystrybucji w systemie emerytalnym.

Bibliografia

- Auerbach A., Kotlikoff L.J. [1987], *Dynamic fiscal policy*, Cambridge University Press.
- Barr N., Diamond P. [2006], The economics of pensions, *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 22(1): 15–39.
- Bielecki M., Tyrowicz J., Makarski K., Waniek M. i in. [2015], Inequality in an old economy with heterogeneity within cohorts and pension systems, *WNE UW Working Paper 2015/16*, Faculty of Economic Sciences, University of Warsaw.
- Black D. [2006], *Pension Economics*, Wiley&Sons, New York.
- Borsch-Supan A., Reil-Held A. [2001], How much is transfer and how much is insurance in a pay-as-you-go system? the german case, *The Scandinavian Journal of Economics*, vol. 103(3): 505–524.
- Bourguignon F., Spadaro A. [2006], Microsimulation as a tool for evaluating redistribution policies, *The Journal of Economic Inequality*, vol. 4(1): 77–106.
- Brunner J.K. [1994], Redistribution and the efficiency of the pay-as-you-go pension system, *Journal of Institutional and Theoretical Economics (JITE)/Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*: 511–523.
- Brunner J.K. [1996], Transition from a pay-as-you-go to a fully funded pension system: the case of differing individuals and intragenerational fairness, *Journal of Public Economics*, vol. 60(1): 131–146.
- Buccioli A., Beetsma R. [2010], Inter-and intra-generational consequences of pension buffer policy under demographic, financial, and economic shocks, *CESifo Economic Studies*, vol. 56(3): 366–403.
- Chybalski F. [2012], Prakseologiczne podejście do oceny działania systemu emerytalnego, *Prakseologia*, nr 152: 9–24.
- Chybalski F. [2016], *Adekwatność dochodowa, efektywność i redystrybucja w systemach emerytalnych. Ujęcie teoretyczne, metodyczne i empiryczne*, C.H. Beck.
- Diamond P.A. [1965], National debt in a neoclassical growth model, *American Economic Review*, vol. 55(5): 1126–1150.
- Disney R., Whitehouse E. [1993], Contracting-out and lifetime redistribution in the uk state pension system, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 55(1): 25–41.
- Fehr H. [2009], Computable stochastic equilibrium models and their use in pension-and ageing research, *De Economist*, vol. 157(4): 359–416.
- Fehr H., Kallweit M., Kindermann F. [2017], Families and social security, *European Economic Review*, vol. 91(3): 30–56.

- Fenge R. [1995], Pareto-efficiency of the pay-as-you-go pension system with intragenerational fairness, *FinanzArchiv/Public Finance Analysis*: 357–363.
- Forster M.F., Vaalavuo M., Verbist G. [2003], Social security reforms and early retirement, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, no. 130.
- Ginn J. [2004], Actuarial fairness or social justice? a gender perspective on redistribution in pension systems, *CeRP Working Papers*, no. 37, Center for Research on Pensions and Welfare Policies, Turin.
- Ginn J. [2006], Gender inequalities: Sidelined in british pension policy, *Britain's Pension Crisis: History and Politics*, The British Academy, London: 91–111.
- Goraus K., Tyrowicz J., Velde L. [2017], Which gender wage gap estimates to trust? a comparative analysis, *Review of Income and Wealth*, vol. 63(1): 118–146.
- Goraus K., Tyrowicz J. i in. [2014], Gender wage gap in poland—can it be explained by differences in observable characteristics?, *Ekonomia*, vol. 36(1): 125–148.
- Góra M. [2003], Reintroducing intergenerational equilibrium: key concepts behind the new Polish pension system, *William Davidson Institute Working Papers Series 2003–574*, William Davidson Institute at the University of Michigan.
- Góra M. [2013], Political economy of pension reforms: selected general issues and the Polish pension reform case, *IZA Journal of Labor & Development*, vol. 2(1): 1–31.
- Heer B., Mauner A. [2008], *Dynamic general equilibrium modeling: computational methods and applications*, 2nd edn, Springer Publishing Company, Incorporated.
- Hénin P.-Y., Weitzenblum T. [2005], Welfare effects of alternative pension reforms: assessing the transition costs for french socio-occupational groups, *Journal of Pension Economics and Finance*, vol. 4(3): 249–271.
- Komisja Europejska [2015], The 2015 ageing report: economic and budgetary projections for the 28 UE member states (2013–2060), *European Economy*, no. 3, Luxembourg.
- Krieger T., Traub S. [2011], Wie hat sich die intragenerationale umverteilung in der staatlichen säule des rentensystems verändert?/has intragenerational redistribution become less important in pension systems' public pillar?, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, vol. 231(2): 266–287.
- Lindbeck A., Persson M. [2003], The gains from pension reform, *Journal of Economic Literature*, vol. 41(1): 74–112.
- Makarski K., Hagemeyer J., Tyrowicz J. [2016], Analyzing the efficiency of pension reform: the role of the welfare effects of fiscal closures, *Macroeconomic Dynamics*, <http://dx.doi.org/10.1017/S1365100515000383>, 1–30.
- Martin L.G., Preston S.H. i in. [1994], *Demography of aging*, National Academies Press.
- McGrattan E.R., Prescott E.C. [2013], On financing retirement with an aging population, *NBER Working Paper 18760*, National Bureau of Economic Research.
- OECD [2013], *Pension at a glance 2013: OECD and G20 indicators*, OECD Publishing, Paris.
- Owczarek J. [2007], Problem redystrybucji dochodowej w systemie zabezpieczenia emerytalnego, *Prace Naukowe/Akademia Ekonomiczna w Katowicach*: 419–427.
- Schwarz A.M., Arias O.S., Zviniene A., Rudolph H.P., Eckardt S., Koettl J., Immervoll H., Abels M. [2014], *The inverting pyramid: pension systems facing demographic challenges in Europe and Central Asia*, World Bank Publications.

- Statistical Office of the European Communities [2015], *EUROSTAT: Life expectancy by age and sex*, Eurostat, Luxembourg.
- Thorpe R.J.J., Koster A., Bosma H., Harris T.B., Simonsick E.M., van Eijk J.T.M., Kempen G.I., Newman A.B., Satterfield S., Rubin S.M. i in. [2012], Racial differences in mortality in older adults: factors beyond socioeconomic status, *Annals of Behavioral Medicine*, vol. 43(1): 29–38.
- Tullock G. [1998], Economics of income distribution second edition, *Public Choice*, vol. 94(222).
- Wisser O., Vaupel J.W. i in. [2014], The sex differential in mortality: a historical comparison of the adult-age pattern of the ratio and the difference, *Technical Report*, Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock.

INTRAGENERATIONAL REDISTRIBUTION WITHIN THE PENSION SYSTEM

Abstract

Calculating pension benefits using unisex life expectancy tables in a defined-contribution pension system results in a situation in which men, who live shorter lives on average, in a sense subsidize women, who live longer on average. The aim of this article is to estimate the scale of this redistribution. The analysis is based on an overlapping generations model with heterogeneity within the cohort and mandatory pay-as-you-go defined-contribution pension system. In line with demographic projections, increasing life expectancy has also been considered. Applying unisex life expectancy tables results in redistribution toward women at a level of 0.5%–0.7%, expressed by a consumption equivalent as a percentage of men's consumption in the life cycle. However, this scale of redistribution within the pension system is not sufficient to compensate women for labor market discrimination.

Keywords: redistribution, pension system, OLG

JEL classification codes: C68, D58, J16, J26
