



ISSN 1642 - 0101
20a/2009

Sekcja Analiz Demograficznych
Komitet Nauk Demograficznych PAN
Al. Niepodległości 164
02-554 Warszawa
Tel/fax 646-61-38
e-mail ewaf@sgh.waw.pl

Zmiany Struktur Demograficznych i ich Konsekwencje dla Przyszłego Rozwoju

pod redakcją naukową
Mirosławy Gazińskiej

Zeszyt nr 20a TOM 1 Sekcji Analiz Demograficznych

Patronem publikacji jest OFE POLSAT



Recenzenci

dr hab. Elżbieta Gołata, prof. Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu
dr hab. Jolanta Kurkiewicz, prof. Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie
dr hab. Andrzej Ochocki, prof. Uniwersytetu Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie

Skład komputerowy

mgr Piotr Obidziński

Przedmowa

Sekcja Analiz Demograficznych KND PAN została powołana na posiedzeniu Prezydium Komitetu Nauk Demograficznych Polskiej Akademii Nauk w dniu 23 września 1999 roku. Jest czwartą obok Sekcji Demografii Medycznej, Sekcji Demografii Historycznej oraz Sekcji Demografii Regionalnej sekcją naukową działającą w ramach Komitetu Nauk Demograficznych Wydziału I. Nauk Społecznych - Polskiej Akademii Nauk.

Sekcję Analiz Demograficznych SAD prowadzą: dr hab. Ewa Frączak, Prof. SGH (przewodnicząca sekcji) i dr hab. Jolanta Kurkiewicz, Prof. UE w Krakowie (z-ca przewodniczącej sekcji). Głównym zadaniem Sekcji Analiz Demograficznych jest organizowanie spotkań merytorycznych poświęconych szeroko rozumianym metodom analiz demograficznych, włączając najnowsze metody i techniki zarówno organizacji badań jak i metod analiz opisujących zjawiska i procesy demograficzne ich uwarunkowania i konsekwencje. Podstawą każdej prezentowanej metody w ramach spotkań SAD jest dokładny i gruntowny opis teoretyczny metody (metod) oparty na możliwie wszechstronnej i najnowszej literaturze wraz z prezentacją zastosowania teorii na danych empirycznych. Prezentacja nowych metod wymagać będzie od referentów zapoznania się ze stosowną literaturą i niemałego nakładu pracy. Dość często upowszechnienie nowej metody i jej zastosowanie wymagać będzie nakładu pracy związanego z zapoznaniem się ze stosownym programem lub pakietem komputerowym umożliwiającym dość sprawną aplikację modelu lub metody. Zatem działania mające na celu informację o programach komputerowych i organizowanie w przyszłości warsztatów szkoleniowych to jedno z kolejnych zadań SAD. Organizatorom Sekcji i osobom prowadzącym SAD zależy na integracji środowiska demograficznego, w tym głównie młodych adeptów nauki wokół zagadnień szeroko rozumianych analiz demograficznych.

Zebrania Sekcji Analiz Demograficznych mogą być również poświęcone prezentacji nowych twórczych metod analiz lub zastosowań metod (modeli) będących wynikami prac doktorskich lub habilitacyjnych ukończonych lub znajdujących się w fazie przygotowywania, na odpowiednim etapie.

Podjęto na pierwszym inauguracyjnym zebraniu Sekcji Analiz Demograficznych, które odbyło się 18 stycznia 2000 roku dwie inicjatywy:

– pierwsza, polegająca na tym, że materiały prezentowane na kolejnych posiedzeniach SAD będą miały formę "Zeszytów Naukowych SAD KND PAN". Każdy zeszyt poświęcony będzie wspólnej tematyce. Zostały podjęte starania o uzyskanie formalnej zgody na wydawanie zeszytów, które będą miały formę tzw. "working paper";

– druga, polegająca na organizowaniu raz na rok lub co dwa lata "Warsztatów z Analizy Demograficznej" jako przedsięwzięcia wspólnego Sekcji Analiz Demograficznych KND PAN i Instytutu Statystyki i Demografii SGH. Stosowna dokumentacja dotycząca "Warsztatów z Analizy Demograficznej", w tym dokumentacja kosztorysowa została zaakceptowana przez Panią Prof. dr hab. J. Józwiak Dyrektora ISiD i Przewodniczącą Komitetu Nauk Demograficznych PAN.

Warsztaty z analizy demograficznej pomyślane są jako seminaria szkoleniowe dla młodych pracowników nauki będących na stażu lub pracujących na wyższych uczelniach i uniwersytetach w kraju zainteresowanych metodami analiz demograficznych oraz noszących się z zamiarem przygotowania rozprawy doktorskiej lub habilitacyjnej w obszarze demografii, szerzej nauk społecznych.

Pani prof. dr hab. Mirosławie Gazińskiej (wraz z Zespołem) składam serdeczne podziękowania za trud organizacyjny szóstej konferencji naukowej z cyklu spotkań młodych demografów poświęconej „Zmianom Struktur Demograficznych i ich Implikacjom dla Przyszłego Rozwoju” oraz redakcję naukową dwóch kolejnych numerów: 20a i 20b Zeszytów Naukowych Sekcji Analiz Demograficznych

Z nadzieją na upowszechnienie informacji o działalności Sekcji Analiz Demograficznych KND PAN oraz o formie dokumentacji spotkań w postaci serii kolejnych Zeszytów Naukowych Sekcji.

Przewodnicząca SAD dr hab. Ewa Frączak, prof. SGH

Słowo wstępne

Konferencje naukowe organizowane przez Sekcję Analiz Demograficznych Komitetu Nauk Demograficznych PAN są dorocznymi spotkaniami młodych pracowników naukowych przygotowujących rozprawy doktorskie i habilitacyjne, których tematyka obejmuje procesy zachodzące w populacjach ludzkich. Konferencja zatytułowana „**Zmiany Struktur Demograficznych i ich Implikacje dla Przyszłego Rozwoju**” która odbyła się w dniach 24-26 września 2008 roku w Pobierowie była szóstą z kolei. Została zorganizowana przez pracowników Katedry Ekonometrii i Statystyki oraz Katedry Ubezpieczeń i Rynków Kapitałowych Uniwersytetu Szczecińskiego przy wsparciu Sekcji Analiz Demograficznych Komitetu Nauk Demograficznych PAN. Przewodniczącą komitetu organizacyjnego była dr hab. Mirosława Gazińska, prof. US a członkami mgr Magdalena Kamińska i mgr Piotr Obidziński. Patronatu oraz wsparcia finansowego i rzeczowego udzieliło konferencji Powszechne Towarzystwo Emerytalne „POLSAT”.

Konferencję rozpoczęto w Szczecinie uroczystą sesją plenarną na temat odpowiadający tytułowi konferencji. Sesja odbyła się w Sali Rady Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego a otworzył ją swoim przemówieniem Dziekan Wydziału prof. zw. dr hab. Leon Dorozik.

Po uroczystym otwarciu konferencji referat wstępny wygłosiła prof. Mirosława Gazińska. Referat zawierał wyniki prognoz demograficznych i stanowił podstawę do dalszych obrad w panelu dyskusyjnym. Następnie głos zabrali zaproszeni goście: prof. zw. dr hab. Józef Hozer (Uniwersytet Szczeciński), dr hab. Elżbieta Gołata, prof. UE (Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu), dr hab. Jolanta Kurkiewicz, prof. UEK (Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie), dr hab. Teresa Lubińska, prof. US (Uniwersytet Szczeciński) oraz dr hab. Andrzej Ochocki, prof. UKSW (Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie). Pozostali uczestnicy po wysłuchaniu referatów brali udział w dyskusji nad konsekwencjami przemian demograficznych. Po zakończeniu sesji plenarnej uczestnicy Konferencji udali się do Pobierowa, gdzie przez kolejne dni odbywały się sesje tematyczne:

1. Analiza Procesów Demograficznych,
2. Starość, Ubóstwo, Rynek Pracy,
3. Metody Badań Demograficznych,
4. Długoterminowe Konsekwencje Przemian Demograficznych.

Podczas pierwszej sesji zatytułowanej „Analiza Procesów Demograficznych” wygłoszono referaty m.in. na temat zmian struktur kobiet, kształtowania się procesu urodzin w Polsce, migracji zagranicznych osób z wyższym wykształceniem czy reprodukcji ludności. Dyskutowano

też nad determinantami decyzji prokreacyjnych w Stanach Zjednoczonych, zróżnicowaniem przestrzennym umieralności niemowląt w Polsce jak i wpływie procesu opóźniania małżeństw. Omawiano także procesy destabilizacji rodziny w świetle opinii społecznych krajów UE oraz przestrzenne zróżnicowanie zmian w strukturze wieku ludności.

Sesja druga poświęcona została tematowi: starość, ubóstwo, rynek pracy. Poruszane w niej problemy stanowią długofalową konsekwencję procesów demograficznych. Referaty dotyczyły m.in. zdolności do pracy osób w starszych grupach wieku, determinanty demograficznych sytuacji dochodowej ludności, trwałości i dziedziczenia ubóstwa czy terytorialnego zróżnicowania dyskryminacji kobiet na rynku pracy.

Sesję trzecią poświęcono metodom badań demograficznych. Przedmiot obrad stanowiły m.in. możliwości zastosowań teorii ludności Alfreda Sauvy oraz zastosowań wybranych rozkładów prawdopodobieństwa zmiennej losowej w analizie umieralności. Przedstawiono też miary rektangularyzacji krzywej przeżycia oraz estymatory kalibracyjne dla małych obszarów. Dr Aneta Ptak Chmielewska zarysowała temat demografii biznesu a dr hab. Prof. US Prof. Mirosława Gazińska dr Magdalena Mojsiewicz przedstawiły metody szacowania kryzysowych przedziałów czasu trwania życia.

Podczas sesji czwartej skupiono się na długoterminowych konsekwencjach przemian demograficznych. Sesja ta stanowiła w pewnym sensie kontynuację sesji plenarnej a jednocześnie podsumowywała konferencję o takiej właśnie tematyce. Przedstawiono referaty m.in. na temat wpływu struktur demograficznych na budżet czasu ludności, konsekwencji starzenia się zasobów pracy, wpływu starzenia się ludności na rynek turystyki uzdrowiskowej czy wpływu czynników społecznych, ekonomicznych i demograficznych na zapotrzebowanie funduszu rezerwy demograficznej.

Niniejszy 21 Zeszyt Naukowy Sekcji Analiz Demograficznych KND PAN zawiera część drugą artykułów, opracowanych na kanwie wygłoszonych referatów.

Szczecin 30 09 2009

dr hab. Mirosława Gazińska, prof. US

ISSN 1642 - 0101
20a/2008

Sekcja Analiz Demograficznych
Komitet Nauk Demograficznych PAN
Al. Niepodległości 164
02-554 Warszawa
Tel/fax 646-61-38
e-mail ewaf@sgh.waw.pl

Zeszyt nr 20a TOM 1 Sekcji Analiz Demograficznych

mgr Izabela Grabowska
Program Dziennych Studiów Doktoranckich
Przy Kolegium Analiz Ekonomicznych
Instytut Statystyki i Demografii
Szkoła Główna Handlowa

Zdolność do pracy osób w starszym wieku produkcyjnym

Streszczenie

Zmiany w strukturze wieku populacji związane z procesem starzenia się ludności niosą daleko idące skutki dla gospodarek krajów europejskich, w tym szczególnie dla Polski. Prognoza ludności Polski GUS wyraźnie wskazuje na głębokie zmiany struktury ludności przejawiające się wzrostem liczby i udziału osób w starszych grupach wieku. Koniecznością wobec tych przemian staje się zwiększanie aktywności ekonomicznej i zatrudnienia osób starszych. Zgodnie z koncepcją zdolności do pracy kluczową kwestią przy projektowaniu polityki zwiększającej aktywność zawodową osób starszych jest utrzymanie ich zdolności do pracy, na którą wpływa szereg czynników, zarówno indywidualnych, społecznych, jak i związanych z miejscem pracy. Do indywidualnych zalicza się zdrowie, poziom kwalifikacji i kompetencji. Istotną rolę w podtrzymywaniu zdolności do pracy także odgrywają normy i postawy funkcjonujące w społeczeństwie w odniesieniu do osób starszych i ich aktywności zawodowej. Niemniejszą wagę należy przypisać czynnikom związanym z warunkami pracy oraz stopniem dostosowania miejsca pracy do potrzeb osób starszych. Szczegółowej analizie zostanie poddany wpływ charakterystyk indywidualnych respondenta oraz czynników związanych z miejscem pracy na prawdopodobieństwo bycia pracującym w starszych grupach wieku produkcyjnego (regresja logistyczna). W końcowej części wskazane zostaną rekomendacje działań zarówno krótkookresowych, jak i długookresowych w ramach polityki społecznej.

1. Wprowadzenie

Proces wycofywania się osób starszych z rynku pracy ma bardzo istotne znaczenie, szczególnie w kontekście zmniejszania się zasobów pracy w przyszłości. Zwiększanie się liczby i udziału osób w starszych grupach wieku może przełożyć się na proporcjonalne zmniejszenie się zasobów siły roboczej w przypadku utrzymania się współczynników

aktywności zawodowej i wskaźników zatrudnienia rosnącej liczby osób starszych na niezmiennym poziomie. Decyzje dotyczące wykonywania pracy w starszych grupach wieku produkcyjnego determinowane są przez wiele czynników o charakterze systemowym (związanym z systemem zabezpieczenia społecznego), indywidualnym (wiek, płeć, poziom kapitału ludzkiego, konieczność sprawowania opieki) czy społecznym (związanym z normami i postawami wobec osób starszych, a przede wszystkim cech miejsca pracy). Analiza kwestii związanych z przechodzeniem na emeryturę w połączeniu z sytuacją osób starszych na rynku pracy pozwoli określić po pierwsze grupy docelowe, na które powinny być nakierowane działania i programy zwiększające uczestnictwo osób starszych na rynku pracy, a po drugie wskazać najbardziej efektywne kierunki działań, opóźniających moment wycofywania się osób starszych z rynku pracy. Opracowanie nie obejmuje wpływu czynników prawnych związanych z systemem emerytalnym, który ma znaczenie przy podejmowaniu decyzji emerytalnych, ze względu na inny cel artykułu i kompleksowość tego zagadnienia, która wymaga bardziej złożonych analiz.

W ramach niniejszego opracowania analizie zostanie poddany wpływ czynników indywidualnych i społecznych na prawdopodobieństwo bycia pracującym w starszych grupach wieku produkcyjnego. Podłoże teoretyczne stanowić będzie koncepcja zdolności do pracy, uwzględniająca obok czynników indywidualnych dodatkowo szeroką gamę czynników związanych ze środowiskiem pracy.

2. Ujęcie teoretyczne: Koncepcja zdolności do pracy — jako sposób na zwiększenia uczestnictwa osób w starszych grupach wieku na rynku pracy (*Work ability concept*)

Osoby w starszych grupach wieku znajdują się w niekorzystnej sytuacji na rynku pracy. Aktywność zawodowa i zatrudnienie jest niezmiernie niskie. Dla osób w wieku 55-645 lata współczynnik aktywności zawodowej wyniósł dla mężczyzn: 41%, dla kobiet: 20%, a wskaźnik zatrudnienia: mężczyźni: 37,5%, kobiety: 18,3%), przy równocześnie niskiej stopie bezrobocia, wynoszącej dla mężczyzn: 9,4%, dla kobiet: 6,1%¹. Oznacza to, że zdecydowana większość osób w starszych grupach wieku produkcyjnego znajduje się poza rynkiem pracy, w szczególnie niekorzystnym położeniu znajdują się kobiety. Aktywność zawodowa i zatrudnienie osób starszych w Polsce znacznie odbiegają od średniej unijnej (UE 27: wskaźnik zatrudnienia dla mężczyzn: 52,7%, dla kobiet: 34,9%)².

¹ BAEL, II kwartał 2006r.
² Eurostat, 2006.

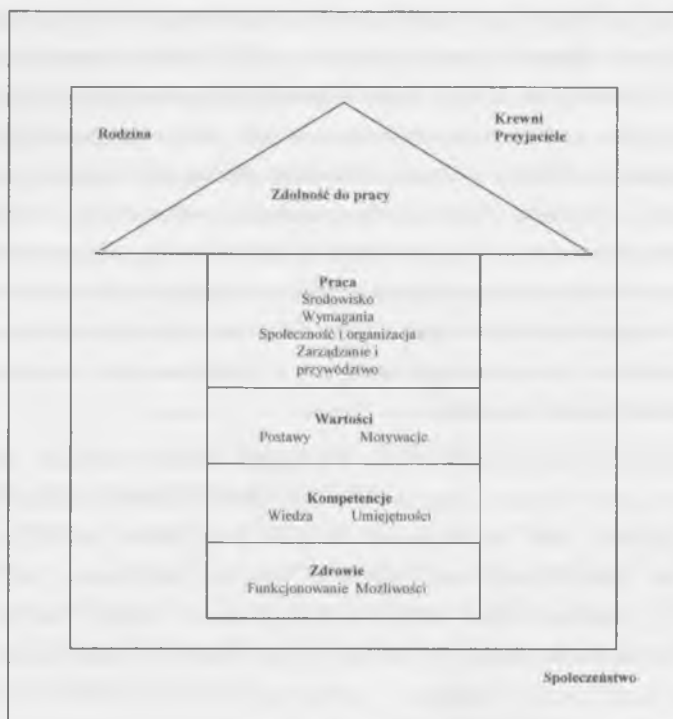
Badania pokazują, że wykonywanie pracy w starszych grupach wieku produkcyjnego, tj. po 50 roku życia w znacznym stopniu determinuje dalsze plany odnośnie wycofywania się z zasobów pracy. Niemalże połowa pracujących w wieku 50-69 lat planuje zakończenie aktywności zawodowej po 65 roku życia lub planuje wykonywanie pracy zawodowej tak długo, jak to jest możliwe, w przeciwieństwie do osób niepracujących, w szczególności biernych zawodowo, którzy w znacznej większości nie planują podejmowania w przyszłości żadnej pracy zawodowej. Postawy osób pracujących wobec kwestii związanych z przechodzeniem na emeryturę i wycofywaniem się z rynku pracy są zdecydowanie bardziej aktywne w porównaniu z osobami niepracującymi. Dla większości osób bierność zawodowa w starszych grupach wieku jest stanem trwałym.⁵ Podstawowym celem polityki względem osób starszych na rynku pracy powinno być więc niedopuszczenie do odpływu osób pracujących do bierności zawodowej.

Podstawowa rekomendacja płynąca z przeglądu literatury dotyczącej aktywności ekonomicznej osób w starszych grupach wieku głosi, że aby skutecznie zatrzymać osoby w starszych grupach wieku produkcyjnego na rynku pracy należy położyć nacisk na kompleksowe działania nakierowane zarówno na jednostkę, pracodawców, jak i na inne instytucje czy organizacje mające wpływ na politykę związaną z osobami starszymi. Istotne jest także uwzględnienie kontekstu społecznego, w jakim funkcjonują osoby starsze, dotyczy to głównie norm i postaw związanych z wykonywaniem pracy przez osoby w starszych grupach wieku produkcyjnego, a także środowiska pracy. Narzędzia te powinny wzajemnie się wzmacniać i uzupełniać, aby stworzyć spójną strukturę wsparcia. Metody stosowane w różnych krajach są fragmentaryczne i nie tworzą kompleksowego podejścia. Istnieją jedynie dobre praktyki w odniesieniu do jego poszczególnych elementów.

Wymiary zdolności do pracy – podstawowe założenia koncepcji

Zmiany zachodzące w środowisku pracy stworzyły konieczność precyzyjnego sformułowania koncepcji zdolności do pracy, która ujmuje wszystkie podstawowe grupy czynników wpływających na zatrudnialność osób w wieku produkcyjnym, ze szczególnym uwzględnieniem osób starszych. Badania prowadzone w ciągu ostatnich lat sprecyzowały wymiary zdolności do pracy. Ilustruje je poniższy rysunek (*ang. House of work ability*)

⁵ Informacje pochodzą z modułu specjalnego BAEL: Przejście z pracy na emeryturę, II kwartał 2006r.



Rysunek 1. Wymiary zdolności do pracy

Źródło: J. Ilmarinen Ageing workers in the European Union – Status and promotion of work ability, employability and employment, Helsinki: Finnish Institute of Occupational Health, Ministry of Social Affairs and Health, Ministry of Labour, 1999.

Wymiary zdolności do pracy można przedstawić jako czteropoziomowy dom. Trzy najniższe kondygnacje odzwierciedlają potencjał jednostki, natomiast czwarty dotyczy wszystkich aspektów związanych ze środowiskiem pracy. Warto zaznaczyć, że chociaż zdolność do pracy jest kwestią indywidualną, środowisko pracy ma tu kluczowe znaczenie. Koncepcja zdolności do pracy podkreśla znaczenie równowagi pomiędzy środowiskiem pracy a potencjałem jednostki. Ponadto, uwzględnić należy także środowisko zewnętrzne poza pracą, takie jak: rodzina, krewni i znajomi. Inne czynniki społeczne, jak np. legislacja, infrastruktura, gospodarka, usługi, itp. tworzą szersze tło zdolności do pracy jednostki. Należy jednak zwrócić uwagę, że miejsce pracy jest najistotniejsze przy określaniu zdolności do pracy, ponieważ stanowi łącznik pomiędzy ludźmi a wykonywanymi przez nich zadaniami.

Parter „domu” wskazanego na rysunku tworzą zdrowie i możliwości funkcjonalne pracowników, zarówno fizyczne, umysłowe, jak i społeczne. Piętro pierwsze obejmuje poziom kompetencji, a drugie wartości, postaw i motywacji. Wiedza na temat roli zdrowia i kompetencji oraz ich zmian wraz z wiekiem była wielokrotnie przedmiotem różnorodnych badań. Znaczenie wartości, norm i postaw, mimo iż mniej zbadane, rośnie w kontekście konieczności zwiększenia zatrudnienia osób w niemobilnych grupach wieku produkcyjnego. Czwarty poziom stanowi największy wymiar zdolności do pracy, tj. środowisko pracy. Menadżerowie i kadra kierownicza mają możliwości organizowania i prowadzenia działań na tym poziomie. Rosnące wymagania pracy, ciągłe zmiany w organizacji pracy powodują powstawanie nierównowagi pomiędzy tym poziomem a pozostałymi. Dobrostan pracownika w miejscu pracy (ang. *well – being*) zależy w przeważającym stopniu od czwartego poziomu. Pierwsza (zdrowie) oraz czwarta (środowisko pracy) kondygnacja są najsilniej powiązane ze zdolnością do pracy.

W ostatnich dziesięcioleciach, reakcja na zmiany związane z rosnącymi wymaganiami rynku pracy skupiała się głównie na poprawie jakości zasobów ludzkich. Koncepcja zdolności do pracy uwypukla znaczenie środowiska pracy, którego jakość także powinna być polepszana. Rolą kadry kierowniczej jest tworzenie stabilnej równowagi pomiędzy środowiskiem pracy a zasobami ludzkimi. Za utrzymanie zdolności do pracy odpowiadają zarówno pracownicy, jak i kadra kierownicza. Z tego względu niezmiernie pożądane jest poszukiwanie nowych sposobów współpracy pomiędzy tymi obiema stronami.

Nowe spojrzenie na zdolność do pracy

W obecnym rozumieniu, który wskazuje na powiązania pomiędzy poszczególnymi elementami, zdolność do pracy jest rozpatrywana procesowo w cyklu życia jednostki. Potencjał jednostki rozumiany jest jako jej możliwości zdrowotne i funkcjonalne (fizyczne, umysłowe i społeczne), umiejętności i kompetencje, normy i postawy oraz motywacja do pracy. Kiedy ten całościowy zestaw indywidualnych czynników konfrontowany jest z wymaganiami wykonywanej pracy (fizycznymi, mentalnymi), środowiskiem pracy czy systemem zarządzania, wynik może być określany miarą indywidualnej zdolności do pracy. Zdolność do pracy jest dynamicznym procesem, który ulega przekształceniom w ciągu cyklu życia jednostki. Podstawowym czynnikiem zmiany jest postępujące starzenie się jednostki i jego wpływ na kapitał ludzki jednostki. Kolejna zmiana odnosi się do przekształceń z związanych z charakterystyką pracy. Organizacja, metody i narzędzia pracy, a także obciążenie pracą zmieniają się obecnie znacznie szybciej niż zdolności adaptacyjne jednostek.

Na przykład, implementacja nowych technologii stwarzała często więcej problemów niż pozytywnych wyzwań dla starzejących się pracowników. Adaptacja pracowników do nowych wymagań, pomimo wysokiej dynamiki przemian często pozostawała niezmienną, co powodowało wypychanie starszych pracowników z rynku pracy. Często tłumaczono ten fakt nieprawidłowo, argumentując, że kompetencje starszych pracowników są niewystarczające, a doświadczenie nieprzydatne. Tymczasem, głównym powodem były niekontrolowane zmiany następujące w środowiskach pracy, którym towarzyszył brak działań dostosowujących szybko zasoby ludzkie do nowych wymagań. Konieczne jest przededefiniowanie zakresu odpowiedzialności osób odpowiadających za planowanie i wdrażanie zmian w pracy. Jak tylko braki w zasobach siły roboczej staną się rzeczywistością, postawy wobec starszych pracowników ulegną zmianie. Pierwszym krokiem jest identyfikacja kluczowych aspektów, które wymagają dostosowań oraz rozwinięcie i przetestowanie mechanizmów zmian środowiska pracy, które sprzyjać będą starszym pracownikom.

Podsumowując, kompleksowa analiza aktywności zawodowej osób starszych w odniesieniu do utrzymania ich zdolności do pracy uwzględniać powinna obok czynników indywidualnych, takich jak zdrowie czy poziom kompetencji, także czynniki o charakterze społecznym, związane z normami i postawami wobec osób starszych oraz środowiskiem pracy.

3. Model wpływu czynników indywidualnych i cech miejsca pracy na prawdopodobieństwo bycia pracującym

Przedstawiona powyżej koncepcja zdolności do pracy jest teoretycznym podłożem analiz przedstawionych w tej części opracowania. Użyteczność koncepcji zostanie zbadana poprzez model analityczny (regresja logistyczna), który pozwoli odpowiedzieć na pytanie na ile czynniki ujęte w koncepcji zdolności do pracy wpływają na prawdopodobieństwo bycia pracującym w starszych grupach wieku.

Opis modelu

Schematycznie ujęcie zmiennych w modelu i ich dopasowanie do poszczególnych wymiarów zdolności do pracy przedstawia poniższe zestawienie:

Tabela 1.

Opis zmiennych w modelu i sposób ich kodowania

Opis zmiennej	Rola zmiennej w modelu	Sposób kodowania
1. Prawdopodobieństwo bycia pracującym	Zmienna objaśniana	0: niepracujący, 1: pracujący
2. Wymiar zdolności do pracy	Zmienne objaśniające użyte w modelu:	
2.1. Zdrowie i czynniki związane z możliwościami podjęcia pracy	Subiektywna ocena stanu zdrowia	-1: złe, 0: ani dobre, ani złe, 1: dobre.
	Sprawowanie opieki	0: nie sprawuje opieki, 1: sprawuje opiekę nad jakąkolwiek osobą.
	Wiek	dla kobiet 50-65 lata (1: 50-54 lata, 2: 55-59 lat, 3: 60-65 lata), dla mężczyzn 55-70 lat (1: 55-59 lat, 2: 59-64 lata, 3: 65-70 lat).
2.2. Poziom kompetencji	Wykształcenie	1: co najwyżej zasadnicze zawodowe, 2: średnie (zawodowe i ogólne) i policealne oraz 3: wyższe.
2.3. Środowisko pracy, cechy miejsca pracy		
	Subiektywna ocena zarobków	-1: za niskie, 0: ani wada ani zaleta, 1: wysokie zarobki
	Uciążliwość pracy	-1: praca uciążliwa, męcząca, 0: ani wada ani zaleta, 1: praca nieuciążliwa
	Wymiar i elastyczność czasu pracy	-1: niedostosowany, 0: ani wada ani zaleta, 1: dostosowany
	Dojazd do pracy	0: nie stanowi zalety, 1: krótki
	Stabilność zatrudnienia, pewność jutra	0: nie stanowi zalety, 1: istnieje

Źródło: opracowanie własne.

W modelu nie uwzględniono norm i postaw wobec osób starszych i ich dezaktywizacji zawodowej i emerytalnej, ze względu na fakt, że ujęcie tego typu zmiennych wymaga osobnego podejścia i niejednokrotnie specjalnego badania. Dostępne dane nie pozwalają ująć tej kategorii zmiennych w powyższym modelu. W przypadku cech miejsca pracy do modelu wykorzystano te cechy, które były wskazywane przez respondentów jako najważniejsza wada lub zaleta.

Dane do modelu pochodzą z badania: *Dezaktywizacja osób w wieku okołoemerytalnym*, przeprowadzonym na zlecenie MPIPS w 2007r. Próba składała się z dwóch części - losowej 2500-osobowej reprezentacji mężczyzn – mieszkańców Polski w wieku 55-70 lat i losowej 4500-osobowej reprezentacji kobiet – mieszkanek Polski w wieku 50-65 lat. Dodatkowym kryterium doboru respondenta do próby jest ubezpieczenie w ZUS / KRUS (płacenie składek, bądź korzystanie ze świadczeń). Ze względu na ten warunek próba miała charakter adresowy i była dobierana z operatu GUS lub z bazy adresowej PESEL. W analizie ujęto jedynie osoby ubezpieczone w ZUS, ponieważ podstawowym celem modelu jest ocena wpływu cech miejsca pracy na prawdopodobieństwo bycia pracującym, a specyfika wykonywanej pracy osób ubezpieczonych w KRUS uniemożliwia łączne rozpatrywanie obu grup. Analizę poprowadzono osobno dla kobiet i mężczyzn.

Wyniki estymacji modelu⁴

Schematyczny opis podstawowych wyników modelu wraz z hipotezami wstępnymi dotyczącymi ich wpływu na zmienną objaśnianą, tj. na prawdopodobieństwo pracy przedstawiony jest w poniższej tabeli.

⁴ Szczegółowe wyniki modelu zamieszczone zostały w aneksie.

Tabela 2.

Oczekiwany i rzeczywisty wpływ zmiennych objaśniających użytych w modelu na zmienną objaśnianą

Zmienna objaśniająca	Oczekiwany wpływ ogółem	Rzeczywisty wpływ zmiennej objaśniającej na zmienną objaśnianą - kobiety	Rzeczywisty wpływ zmiennej objaśniającej na zmienną objaśnianą - mężczyźni
Subiektywna ocena stanu zdrowia	+	+	+
Sprawowanie opieki	-	0	+
Wiek	-	-	-
Wykształcenie	+	+	+
Subiektywna ocena zarobków	+	-	-
Uciążliwość pracy	+	+	+
Wymiar i elastyczność czasu pracy	+	+	+
Dojazd do pracy	+	0	0
Stabilność zatrudnienia, pewność jutra	+	-	-

Źródło: opracowanie własne.

Dla kobiet poziom wykształcenia istotnie różnicuje prawdopodobieństwo bycia pracującym. Osoby z wykształceniem średnim i wyższym charakteryzują się wyższym prawdopodobieństwem bycia pracującym. Kobiety z wykształceniem wyższym mają niemal dwukrotnie większe szanse na pracę w starszych grupach wieku produkcyjnego niż osoby najniżej wykształcone. Dla kobiet także wiek jest istotną zmianą wpływającą na prawdopodobieństwo pracy - wraz ze przechodzeniem do kolejnych, starszych grup wieku maleje ono istotnie. Znaczenie ma także subiektywna ocena stanu zdrowia. Kobiety oceniające swoje zdrowie jako dobre w porównaniu z kobietami oceniającymi swoje zdrowie jako złe mają ponad trzykrotnie większe prawdopodobieństwo pracy w starszych grupach wieku produkcyjnego. Na podstawie tej analizy nie można jednak określić czy zły stan zdrowia był przyczyną dezaktywizacji zawodowej, czy pogorszenie zdrowia nastąpiło po przejściu w stan bierności zawodowej. Sprawowanie opieki natomiast nie różnicuje prawdopodobieństw bycia pracującymi w przypadku kobiet. Potwierdza to spostrzeżenia wynikające z opisu odpowiedzi respondentek, dotyczących kwestii związanych ze sprawowaniem opieki. Kobiety są głównymi dostarczycielami opieki, a jeżeli pracują, to czas opieki ustalany jest stosownie od ich potrzeb, a więc nie stanowi bariery w zatrudnianiu.

Ponadto, kobiety nie odczuwają opieki jako uciążliwości i nie chcą generalnie zastępstwa w jej sprawowaniu (*Sprawowanie opieki i inne uwarunkowania podnoszenia aktywności zawodowej osób w starszym wieku produkcyjnym*, I.E. Kotowska, I. Wóycicka (red.), MPiPS, Warszawa 2008).

W przypadku cech miejsca pracy dla kobiet istotne znaczenie ma ocena zarobków, uciążliwość pracy, wymiar czasu pracy, jej elastyczność oraz poczucie pewności jutra, które ona daje. Dla cech miejsca pracy takich jak wymiar godzinowy, zarobki i uciążliwość kategoria pośrednia, tj. brak wskazań na daną cechę jako podstawową wadę lub zaletę nie zostanie zinterpretowana, ponieważ trudno określić czy dana cecha była negatywna bądź pozytywna dla respondenta, nie została tylko wskazana jako najważniejsza. Co zaskakujące, wysokie zarobki wskazane jako podstawowa zaleta redukcją prawdopodobieństwa pracy w porównaniu z kobietami oceniającymi swoje zarobki negatywnie. Może to być wynikiem sytuacji, w której osoby wysoko zarabiające stosunkowo szybko dezaktywizują się licząc na wysoką emeryturę i w obawie przed zmniejszeniem poborów w przyszłości, co zredukuje wysokość ich świadczenia. Natomiast osoby, które nie wskazały wysokości zarobków jako wadę lub zaletę charakteryzują się wyższym prawdopodobieństwem pracy niż osoby oceniające swoje zarobki jako niskie, ale trudno określić na tej podstawie jak osoby te oceniały swoje zarobki, ponieważ inne cechy pracy były dla nich istotniejsze. Ponadto, duża uciążliwość pracy, jej męczący charakter zmniejsza prawdopodobieństwo bycia pracującym w porównaniu z kobietami, które określały swoją pracę jako nieuciążliwą. Co istotne, znaczenie ma także wymiar godzinowy pracy i jej elastyczność. Kobiety, które wskazały na dostosowanie wymiaru godzinowego do ich potrzeb jako podstawową cechę miejsca pracy charakteryzowały się wyższym prawdopodobieństwem pracy w porównaniu do kobiet, które wskazały na niedostosowanie do ich potrzeb wymiaru czasu pracy. Stabilność zatrudnienia i poczucie pewności jutra jako charakterystyka miejsca pracy mają także istotny wpływ, kobiety wskazujące na tę cechę mają mniejsze o ponad połowę prawdopodobieństwo bycia pracującymi niż kobiety, dla których pewność jutra nie miała aż tak istotnego znaczenia. Wydaje się to zaskakujące i wynika najprawdopodobniej z faktu, że dla kobiet wskazujących jako najistotniejszą cechę pewność jutra, wycofanie się z rynku pracy i pobieranie emerytury taką stabilność gwarantuje (choć może na niższym poziomie jakości życia). Dojazd do pracy nie różnicuje istotnie prawdopodobieństwa bycia pracującym w starszych grupach wieku.

Dla mężczyzn wyniki estymacji są generalnie zbieżne z wynikami estymacji modelu dla kobiet. Wykształcenie wyższe istotnie (ponad trzykrotnie) zwiększa prawdopodobieństwo bycia pracującym w starszych grupach wieku w porównaniu z osobami z wykształceniem co

najwyżej zasadniczym zawodowym. Wykształcenie średnie (w tym także zawodowe) także pozytywnie wpływa na prawdopodobieństwo pracy w porównaniu z co najwyżej zasadniczym zawodowym, ale nieznacznie. Podobnie, jak w przypadku kobiet wraz z przechodzeniem do kolejnych grup wieku maleje prawdopodobieństwo bycia pracującym. Dobra ocena stanu zdrowia znacznie zwiększa prawdopodobieństwo bycia pracującym (ponad pięciokrotnie), a ocena neutralna ponad dwukrotnie w porównaniu z osobami, które oceniają swoje zdrowie negatywnie. Co zaskakujące, sprawowanie opieki przez mężczyzn zwiększa prawdopodobieństwo bycia pracującym, choć nieznacznie. Mężczyźni znacznie rzadziej niż kobiety sprawują opiekę. Taki rezultat może być wynikiem konstrukcji samego pytania w ankiecie badania, w którym nie precyzuje się czasu opieki, może to być zatem opieka okazjonalna. Zgodnie z wynikami badania *Sprawowanie opieki i inne uwarunkowania podnoszenia aktywności zawodowej osób w starszym wieku produkcyjnym*, które było wykonane na tej samej próbie respondentów co badanie, na podstawie którego szacowany jest model, mężczyźni sprawujący opiekę i ubezpieczeni w ZUS częściej niż kobiety robią to w wymiarze do 10 godzin tygodniowo – 39% w porównaniu z 33%. Być może, sprawowanie opieki wiąże się także ze zobowiązaniami finansowymi, które skłaniają mężczyzn do dłuższego pozostawania na rynku pracy. Jednak nie można stwierdzić, że konieczność sprawowania opieki jest przyczyną dezaktywizacji zawodowej.

Wpływ cech miejsca pracy na prawdopodobieństwo bycia pracującym dla mężczyzn jest podobny jak dla kobiet. Znaczenie ma ocena zarobków, uciążliwość pracy, jej wymiar czasowy, elastyczność oraz poczucie pewności jutra. Wysokie zarobki oraz potrzeba pewności jutra niemalże o połowę redukują prawdopodobieństwo pracy w starszych grupach wieku, wpływ ten jest większy niż w przypadku kobiet. Brak uciążliwości w pracy oraz elastyczny i dostosowany wymiar czasu pracy sprzyja byciu pracującym w starszych grupach wieku.

4. Podsumowanie

Empiryczny model, przedstawiony powyżej, potwierdza teoretyczne założenia koncepcji zdolności do pracy. Na prawdopodobieństwo pracy w starszych grupach wieku produkcyjnego wpływają zarówno czynniki indywidualne, związane ze zdrowiem, wiekiem, sytuacją rodzinną i poziomem kompetencji, a także społeczne związane z charakterystykami miejsca pracy. Dalszych badań wymaga wpływ norm i postaw funkcjonujących w

społeczeństwie w stosunku do osób starszych i ich wpływu na status na rynku pracy osób starszych.

Z powyższych analiz można wysunąć rekomendacje dotyczące dwóch kwestii: związanych z jednostką, jej możliwościami i potencjałem, który determinowany jest przez wybory podejmowane w całym cyklu życia, a także dotyczących środowiska pracy. Pierwsza kwestia odwołuje się bezpośrednio do oddziaływania na jednostkę i wspierania jej w podejmowaniu decyzji związanych z profilaktyką zdrowotną czy doksztalcaniem się w toku życia, druga natomiast odnosi się do pracodawców i ich wpływu na kształtowanie warunków i środowiska pracy. Dla działań podejmowanych w stosunku do jednostek należy także wyróżnić dwie grupy docelowe: osoby, które obecnie znajdują się w niemobilnych grupach wieku produkcyjnego lub znajdują się w tej grupie wieku w ciągu najbliższych lat oraz osoby młode, które rozpoczynają lub znajdują się w trakcie kariery zawodowej. Pierwsza grupa wymaga doraźnych działań, druga natomiast długofalowego i systemowego podejścia, którego rezultaty mogą być odłożone w czasie. W przypadku oddziaływania na pracodawców wydaje się natomiast, że efekt podejmowanych działań będzie najsilniejszy w momencie, gdy znaczenie brakować siły roboczej w wyniku przemian demograficznych. Pracodawcy zmuszeni będą do sięgania po zasoby pracy ze starszych grup wieku produkcyjnego, co spowoduje konieczność odpowiednich dostosowań w środowisku pracy.

Aneks - Wyniki estymacji modelu

1) KOBIEТЫ

Cecha	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
wykształcenie <i>(ref. zasadnicze zawodowe i poniżej)</i>			31,366	2	0,000	
średnie	0,329	0,086	14,653	1	0,000	1,389
wyższe	0,675	0,128	27,889	1	0,000	1,965
wiek <i>(ref. 50-54 lata)</i>			427,942	2	0,000	
55-59 lat	-1,356	0,091	223,626	1	0,000	0,258
60-65 lat	-2,016	0,103	385,518	1	0,000	0,133
ocena stanu zdrowia <i>(ref. złe)</i>			125,057	2	0,000	
ani dobre ani złe	0,602	0,141	18,142	1	0,000	1,825
dobrze	1,318	0,141	87,772	1	0,000	3,736
sprawowanie opieki <i>(ref. nie sprawuje)</i>						
sprawuje	0,061	0,082	0,546	1	0,460	1,063
ocena zarobków <i>(ref. niskie)</i>			19,155	2	0,000	
ani wada ani zaleta	0,236	0,091	6,750	1	0,009	1,266
wysokie	-0,315	0,150	4,388	1	0,036	0,730
uciążliwość pracy <i>(ref. duża)</i>			17,488	2	0,000	
ani wada ani zaleta	0,540	0,129	17,462	1	0,000	1,715
brak	0,511	0,182	7,849	1	0,005	1,667
wymiar i elastyczność czasu pracy <i>(ref. niedostosowany)</i>			11,340	2	0,003	
ani wada ani zaleta	0,609	0,181	11,339	1	0,001	1,838
dostosowany	0,587	0,205	8,194	1	0,004	1,798
dojazd do pracy <i>(ref. nie stanowi zalety)</i>						
krótki	-0,292	0,151	3,747	1	0,053	0,747
stabilność zatrudnienia, pewność jutra <i>(ref. nie stanowi zalety)</i>						
istnieje	-0,820	0,148	30,883	1	0,000	0,440
Stała	-1,418	0,287	24,477	1	0,000	0,242

N=3489

R² (Cox and Snell)=0,217

R² (Nagelkerke)=0,217

2) MĘŻCZYŹNI

Cecha	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
wykształcenie (ref. zasadnicze zawodowe i poniżej)			33,745	2	0,000	
średnie	0,297	0,122	5,881	1	0,015	1,346
wyższe	1,110	0,193	32,911	1	0,000	3,033
wiek (ref. 55-59 lata)			215,483	2	0,000	
60-64 lata	-1,272	0,136	87,294	1	0,000	0,280
65-70	-2,050	0,144	201,433	1	0,000	0,129
ocena stanu zdrowia (ref. zły)			97,649	2	0,000	
ani dobre ani zły	0,937	0,176	28,403	1	0,000	2,552
dobre	1,672	0,177	89,182	1	0,000	5,322
sprawowanie opieki (ref. nie sprawuje)						
sprawuje	0,225	0,113	3,968	1	0,046	1,252
ocena zarobków (ref. niskie)			48,684	2	0,000	
ani wada ani zaleta	0,511	0,142	12,846	1	0,000	1,666
wysokie	-0,554	0,195	8,036	1	0,005	0,575
uciążliwość pracy (ref. duża)			63,222	2	0,000	
ani wada ani zaleta	1,166	0,165	50,198	1	0,000	3,209
brak	1,904	0,276	47,633	1	0,000	6,716
wymiar i elastyczność czasu pracy (ref. niedostosowany)			40,539	2	0,000	
ani wada ani zaleta	1,266	0,203	38,996	1	0,000	3,547
dostosowany	1,405	0,256	30,044	1	0,000	4,075
dojazd do pracy (ref. nie stanowi zalety)						
krótki	-0,200	0,238	0,707	1	0,400	0,818
stabilność zatrudnienia, pewność jutra (ref. nie stanowi zalety)						
istnieje	-0,900	0,201	20,075	1	0,000	0,406
Stąła	-2,912	0,350	69,224	1	0,000	0,054

N=1832

R² (Cox and Snell)=0,276

R² (Nagelkerke)=0,368

Bibliografia:

GUS: *Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności*, II kwartał 2006r.

Ilmarinen J.E., *Ageing Workers, Occupational and Environmental Medicine.*, 2001;58,456 (August), tłumaczenie za: Program Solidarność pokoleń, Działania dla zwiększenia aktywności zawodowej osób w wieku 50+, MPIPS, luty 2008.

Ilmarinen J.E., *Ageing workers in the European Union – Status and promotion of work ability, employability and employment*, Helsinki: Finnish Institute of Occupational Health, Ministry of Social Affairs and Health, Ministry of Labour, 1999.

Koning de J., Gelderblom A., Kroes H., *The wage – productivity gap for older workers, their leave from the labour market and what can be done to prolong employment.*, Paper for TLM network.

Matysiak A., 2005, *Part-time employment in Poland – family-friendly employment form or a mere alternative for the low-skilled?*, Raport z badań własnych, Instytut Statystyki i Demografii, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa.

Sprawowanie opieki i inne uwarunkowania podnoszenia aktywności zawodowej osób w starszym wieku produkcyjnym, I.E. Kotowska, I. Wóycicka (red.), MPIPS, Warszawa 2008).

Struktury demograficzne a budżet czasu ludności

Wstęp

Celem artykułu jest identyfikacja związków pomiędzy zmianami struktur demograficznych i alokacją czasu dobowego ludności. Podjęto się próby odpowiedzi na następujące pytania: Czy zmiany w strukturze wieku wpłynęły na budżety czasu ludności? Czy budżety czasu wykazują selektywność ze względu na płeć? Jaki czynnik demograficzny najsilniej wpłynął na zmianę alokacji czasu dobowego kobiet?

Budżet czasu to badanie alokacji czasu ludności. W Polsce pierwszej próby badania budżetu czasu podjął się Instytut Gospodarstwa Społecznego w 1927 r. Powojenne, ogólnopolskie badanie dystrybucji czasu, autorstwa GUS, miało miejsce w 1969 r. Próba nie reprezentowała jednak całej ludności Polski, gdyż objęła w głównej mierze ludność miejską. Kolejne badania GUS przeprowadzane były cyklicznie w latach 1976, 1984, 1996 i 2003/2004. W 1976 r. próba objęła 21819 osób w wieku 18 lat i więcej, a w 1984 r. - 45087 osób, także w wieku 18 lat i więcej. Badanie przeprowadzone w 1996 r. należy określić jako pilotażowe. Próba wyniosła 2480 osób, należących do 1000 gospodarstw domowych. *Budżet czasu ludności 1 IV 2003 – 31 V 2004* oparto na reprezentatywnej próbie 10256 gospodarstw domowych. Badanie objęło osoby w wieku 15 lat i więcej.

Rozwój analiz chronozoficznych (chronozofia – nauka o czasie) sprawił, że każdy z kolejnych budżetów charakteryzował się wyższą jakością od poprzedniego. Pomimo modyfikacji zadbano o możliwość porównywania zasadniczej części parametrów. W najnowszych budżetach dystrybucja czasu ludności oraz jej zróżnicowanie badane są w zależności od takich czynników jak płeć, wiek, wykształcenie, typ gospodarstwa domowego, grupa społeczno – ekonomiczna, miejsce zamieszkania i aktywność ekonomiczna. Szczególną uwagę zwrócono także na pracę w gospodarstwie domowym, podejmując się próby jej wyceny.

W budżetach czasu wyróżnia się 10 zasadniczych grup czynności:

- 1) Potrzeby fizjologiczne,
- 2) Praca zawodowa,
- 3) Nauka,

- 4) Zajęcia i prace domowe,
- 5) Dobrowolna praca w organizacjach i poza nimi,
- 6) Życie towarzyskie i rozrywki,
- 7) Uczestnictwo w sporcie i rekreacji,
- 8) Zamiłowania osobiste – hobby i gry,
- 9) Korzystanie ze środków masowego przekazu,
- 10) Dojazdy, dojeżdżania oraz inne, niewymienione czynności.

Najwięcej czasu dobowego przeznaczane jest na potrzeby fizjologiczne (ok. 46 % czasu dobowego, w tym sen 36 %), zajęcia i prace domowe (14 % czasu) oraz na korzystanie ze środków masowego przekazu (11,8 %). Praca zawodowa plasuje się dopiero na czwartym miejscu i zajmuje średnio 10,7 % czasu dobowego⁵.

Niektóre analizy alokacji czasu koncentrują się na wybranych czynnościach, przykładem takiego badania jest artykuł S. Ponthieux i A. Schroeiber [4], w którym udowodniono, że w parach gdzie obydwie małżonków pracuje zawodowo, podział prac domowych pozostaje nierówny (autorzy używają sformułowania niesprawiedliwy). Co ciekawe, jeżeli wynagrodzenie kobiety jest wyższe niż męża, wówczas mężczyzna bardziej angażuje się w prace domowe. Mimo tego więcej obowiązków domowych przypada kobiecie.

G.M. Istrate w poz. [4] udowadnia, że w najmniej uprzywilejowanej pod względem alokacji czasu pozycji są osoby żyjące w związkach małżeńskich lub partnerskich i posiadające najmłodsze dziecko w wieku 0-6 lat. Stwierdzenie to dotyczy szczególnie kobiet, które przeznaczają mniej czasu na sen, a więcej na prace domowe, mają natomiast mniej czasu niż inne kobiety na oglądanie telewizji i wideo oraz podróże.

Empiryczną część niniejszego artykułu oparto na danych Eurostat⁶ pochodzących z badania *Comparable time use statistics. Main results for Spain, Italy, Latvia, Lithuania and Poland* oraz na Budżetach czasu ludności, badaniach wykonywanych przez GUS dla lat 1976, 1984, 1996, 2004. Wykorzystano także roczniki statystyczne dla wymienionych okresów.

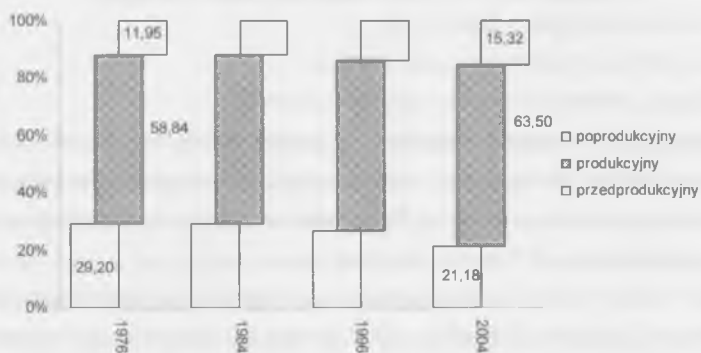
Analiza budżetu czasu ludności

Pierwszym pytaniem, na które podjęto się odpowiedzi jest: czy zmiany w strukturze wieku wpłynęły na budżety czasu ludności. W tym celu przedstawiono zmiany w strukturze

⁵ Dane z 2004 r.

⁶ Eurostat, organ statystyczny UE, jest aktywny pod względem badania budżetów czasu. W 2006 r. zorganizowano w Brukseli Seminarium na temat Budżetów Czasu Ludności tzw. time use surveys.

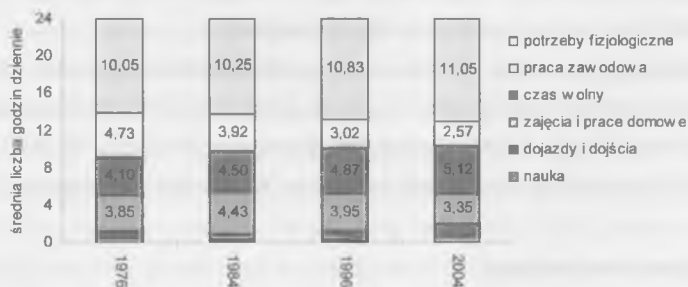
wieku ludności Polski w latach 1976 – 2004 oraz budżety czasu ludności dla wskazanych okresów (patrz rys 1 i 2).



Rysunek 1 Struktura wieku ludności Polski w latach 1976 - 2004

Źródło: opracowanie własne na podstawie [7]

W ostatnich trzech dekadach miał miejsce 8 % spadek udziału osób w wieku przedprodukcyjnym (0-17 lat) w ogólnej liczbie ludności. Udział osób w wieku produkcyjnym zwiększył się z 59 % w 1976 roku do 64 % w 2004 r. Wzrosła także frakcja najstarszych Polaków i Polek. W 1976 r. było ich 12 % a w 2004 15,3 %. Konfrontując rysunek 1 i 2 podjęto się próby wytłumaczenia zmian w budżetach czasu zmianami w strukturze wieku.



Rysunek 2 Budżety czasu ludności Polski w latach 1976 - 2004

Źródło: opracowanie własne na podstawie [2]

W budżetach czasu najwięcej dobowego czasu przeznaczają się na potrzeby fizjologiczne, w tym sen, higiena osobista i spożywanie posiłków w domu. Przeciętny dobowy czas tej czynności wzrósł w 2004 r. w stosunku do 1976 r. o 10 %. Może być to spowodowane wzrostem udziału osób starszych, którzy więcej czasu przebywają w domu. Spadek wskaźnika zatrudnienia wśród poszerzającej się grupy osób w wieku produkcyjnym również nie pozostał bez wpływu na czas przeznaczony na czynności fizjologiczne (ang. selfcare).

Drugą co do długości trwania czynnością jest czas wolny. Na tę kategorię składają się takie „podkategorie” jak czytanie gazet i czasopism, czytanie książek, oglądanie telewizji, słuchanie radia, teatr, koncerty, kino, odpoczynek bierny i praktyki religijne. Na przestrzeni blisko 30 lat miało miejsce wydłużenie się przeciętnego czasu wolnego o 25 %. Do przyczyn tej zmiany można zaliczyć przytoczone wcześniej fakty – starzenie się społeczeństwa (życie osób starszych charakteryzują specyficzne modele wykorzystania czasu) oraz skracanie się średniego czasu pracy zarobkowej. Kolejnym czynnikiem wpływu są zmiany społeczno – kulturowe, kształtujące nowe formy alokacji czasu, w tym czasu wolnego. Na przykład moda na uprawianie pewnych sportów – golf, tenis, czy moda na spożywanie posiłków i spotkania towarzyskie poza domem. Na zmianę czasu omawianej kategorii (czas wolny) wpłynęły także czynniki ekonomiczne – urynkowienie gospodarki, wzrost wydajności pracy, wzrost dochodów pewnych grup społecznych itd. Ostatnie grupy czynników, bez wątpienia istotnych, nie będą podlegały głębszej analizie z uwagi na temat artykułu.

Praca jest kolejną z punktu widzenia długości trwania czynnością budżetów czasu. Wyróżnia się pracę domową, wykonywaną na rzecz członków gospodarstwa domowego i pracę zawodową (zarobkową). Od 1986 r. praca domowa zajmuje więcej przeciętnego czasu niż praca zawodowa. Na początku badanego okresu, w 1976 r. czas pracy zawodowej był dłuższy od pracy domowej m.in. dlatego, że wskaźnik zatrudnienia przyjmował w tym okresie najwyższą wartość.

Do prac domowych zalicza się blisko pięćdziesiąt czynności, mających w większości swoje odpowiedniki wśród zawodów wykonywanych na rynku. Obejmują prace związane z obróbką żywności, opieką nad dziećmi i osobami starszymi, utrzymaniem porządku, przygotowaniem i utrzymaniem odzieży, ogrodnictwem i opieką nad zwierzętami domowymi, prace związane z budową, remontami, naprawami, zakupami i korzystaniem z usług oraz prace związane z zarządzaniem gospodarstwem. Lista ta stanowi dowód na to, jak szeroki jest wachlarz dóbr i usług produkowanych w gospodarstwie domowym, przy czym znaczna część wyżej wymienionych czynności wykonywana jest przez kobiety (por. [5]).

Spadek udziału liczby dzieci i młodzieży w ogólnej liczbie ludności powoduje zawężanie się funkcji opiekuńczej, a zatem listy czynności dotyczących opieki nad dziećmi. Kolejną przyczyną skracania się przeciętnego czasu pracy domowej jest zmiana struktury płci osób wykonujących te czynności. W badanym okresie udział mężczyzn zaangażowanych w prace domowe systematycznie wzrastał. W 1976 r. 56,8 % Polaków deklarowało zajmowanie się domem, a 28 lat później 86,4 %.

Najmniej angażują się w prace domowe ludzie młodzi, a wraz z wiekiem rośnie przeciętny czas tego typu pracy. Dane statystyczne wykazują jednak, że pomimo starzenia się społeczeństwa czas pracy domowej skracał się systematycznie w badanym okresie. Stanowi to dowód na działanie innych przyczyn, np. wyposażenie gospodarstwa domowego w takie urządzenia jak pralka automatyczna, zmywarka, kuchenka mikrofalowa i inne urządzenia usprawniające prace kuchenne i porządkowe.

Silny wpływ na czas pracy domowej mają zmiany jakościowe w życiu codziennym, takie jak moda na spożywanie posiłków poza domem oraz zatrudnianie innych osób do prowadzenia domu.

Przeciętny czas pracy zarobkowej stanowi iloraz liczby przepracowanych godzin i liczby wszystkich osób biorących udział w badaniu. W latach 1976 – 2004 miał miejsce spadek pierwszej wielkości (wzrost bezrobocia) oraz wzrost udziału grupy osób w wieku produkcyjnym w ogóle społeczeństwa. Nie pozostaje to w sprzeczności z faktem, że urynkowienie gospodarki, a zatem pewnych zawodów doprowadziło do wydłużenia się czasu pracy zarobkowej (12 godzinny czas pracy zawodowej menedżerów wysokiego szczebla).

Ostatnimi pod względem ilości przeznaczanego na nie czasu czynnościami były dojazdy i dojścia oraz nauka. Średni czas obu czynności rósł od 1984 r. Wzrost czasu dojazdów i dojść (wzrost mobilności) jest związany m.in. z większą ilością samochodów osobowych, osiedlaniem się na obrzeżach dużych miast, intensywniejszym wykorzystaniem czasu wolnego, zarówno przez osoby dorosłe jak i dzieci. Wpływają na ten wzrost zmiany na rynku pracy np. konieczność podjęcia pracy zarobkowej poza miejscowością zamieszkania.

Wydłużenie przeciętnego czasu nauki jest związane z opóźnianiem wejścia na rynek pracy (coraz więcej osób podejmuje studia wyższe i studia podyplomowe). Młodzież i dzieci, dbając o swój rozwój, coraz częściej biorą korepetycje z przedmiotów szkolnych i języków obcych. Na wydłużenie się przeciętnego czasu nauki może mieć wpływ fakt, iż część osób z wyżu z lat 70 i 80 nie zakończyła jeszcze procesu edukacji.

Obowiązek dowożenia dzieci na zajęcia pozaszkolne najczęściej przejmuje kobieta. Szczególnie konieczna jest dobra organizacja czasu dobowego gdy osoba ta, obok prowadzenia domu i opieki nad dziećmi, pracuje zawodowo.

W tabeli 1 przedstawiono szczegółowe budżety czasu według wieku w 2004 r.

Tabela 1

Budżety czasu według wieku w 2004 r.

Czynności	Przeciętny dobowy czas trwania czynności w godzinach			
	15-24	25-44	45-64	65 i więcej
potrzeby fizjologiczne	11,21	10,46	10,97	12,29
praca zawodowa	1,38	4,19	2,94	0,50
nauka	2,50	0,14	0,01	0,00
zajęcia i prace domowe	1,74	3,72	3,76	3,82
wolontariat	0,16	0,18	0,35	0,24
czas wolny	5,42	4,02	4,80	6,22
dojazdy i dojeścia	1,50	1,21	1,08	0,84
inne	0,09	0,09	0,09	0,09

Źródło: opracowanie własne na podstawie [3]

Wiek najsilniej różnicuje czas takich czynności jak praca zawodowa, nauka i wolontariat. Pomimo tych rozbieżności we wszystkich grupach najwięcej czasu przeznaczano na potrzeby fizjologiczne i czas wolny, przy czym zasadniczą część czasu wolnego zajmuje oglądanie telewizji. We wszystkich grupach wieku znikomą część czasu stanowią kategorie dojazdy i dojeścia oraz wolontariat.

W dalszej części artykułu zbadano selektywność budżetów czasu ze względu na płeć.

W tabeli 2 przedstawiono budżety czasu kobiet i mężczyzn w latach 1976 i 2004.

Tabela 2

Budżety czasu kobiet i mężczyzn w Polsce w latach 1976 i 2004

Czynności	1976 - Przeciętny dobowy czas trwania czynności w minutach		2004 - Przeciętny dobowy czas trwania czynności w minutach	
	kobiety	mężczyźni	kobiety	mężczyźni
potrzeby fizjologiczne	10,10	9,98	11,20	10,88
praca zawodowa	3,63	6,17	1,88	3,32
nauka	0,38	0,42	0,53	0,57
zajęcia i prace domowe	5,52	1,65	4,37	2,22
czas wolny	3,62	4,75	4,78	5,47
dojazdy i dojeścia*	0,75	1,00	1,22	1,53

Źródło: opracowanie własne na podstawie pozycji [2]

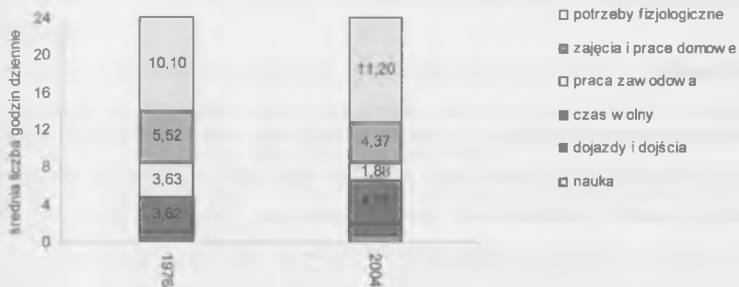
* w 2004 r. kategoria obejmuje dodatkowo inne nie wymienione czynności (2004)

Wskaźnik podobieństwa struktur⁷ wyznaczony dla budżetów czasu kobiet i mężczyzn w 1976 r. wyniósł 0,83, co oznacza stosunkowo wysokie podobieństwo badanych struktur. Najsilniejsze różnice w czasie trwania poszczególnych czynności zaobserwowano w przypadku prac domowych (kobiety wykonywały je znacznie dłużej), pracy zawodowej (in plus dla mężczyzn) i czasu wolnego (in plus dla mężczyzn). W 2004 r. wskaźnik podobieństwa badanych struktur wyniósł 0,90. Można zatem stwierdzić, że selektywność budżetów czasu ze względu na płeć w 2004 w stosunku do 1976 obniżyła się. Najsilniejsze różnice w czasie trwania czynności dobowego budżetu czasu zaobserwowano dla tych samych czynności co w 1976 r. tj. dla czasu pracy domowej, czasu pracy zawodowej i czasu wolnego. Różnice te zmniejszyły się dla wszystkich trzech przypadków.

Analiza relacji pomiędzy czasem pracy domowej i zawodowej stanowi podstawę konstrukcji modeli podziału ról w gospodarstwie domowym. W literaturze wymienia się trzy zasadnicze modele, mianowicie konserwatywny, pośredni i partnerski (szerzej na ten temat w poz. [5] i [6]). Dla silnie zagregowanych danych, co ma miejsce w budżetach czasu ludności, model podziału pracy (ról) w gospodarstwie należałoby określić jako pośredni lub partnerski. Szczegółowe analizy wykazują, że w mieście najczęściej spotykany jest pośredni model podziału obowiązków, a w wiejskich gospodarstwach domowych dominuje podział tradycyjny, czyli model konserwatywny. Model ten opiera się na tradycyjnym podziale obowiązków, gdzie kobieta prowadzi dom, natomiast mężczyzna angażuje się tylko w pracę zawodową [6].

Fakt posiadania dzieci, a zatem pełnienie funkcji opiekuńczej, zmienia strukturę budżetu czasu kobiet. Należy zaznaczyć, że na przestrzeni badanego okresu miał miejsce systematyczny spadek współczynnika dzietności. W 2004 r. odnotowano najniższą wartość współczynnika od ponad 50 lat, mianowicie 1,2 urodzeń na 1 kobietę. Prawdopodobnie ta nie pozostała bez znaczenia dla specyfiki i czasu pracy domowej kobiety.

⁷ Wskaźnik w_p wyznaczony na podstawie wzoru $w_p = \sum_{i=1}^n \min(w_{1i}, w_{2i})$, gdzie $w_i = \frac{n_i}{n}$, przyjmuje wartości o 0 do 1, przy czym im bliżej 1 tym struktury są bardziej podobne.



Rysunek 3 Budżety czasu kobiet w latach 1976 i 2004

Źródło: opracowanie własne na podstawie [2]

Najsilniejszą zmianę w długości trwania danej czynności zanotowano dla dojazdów i dojść, mianowicie wydłużenie się czasu o 62 % w 2004 w stosunku do 1976 r. Silne zmiany zaobserwowano także w przypadku czasu nauki (wzrost o 39 % w badanym okresie) oraz pracy zawodowej (spadek średniego czasu trwania czynności o 48 %). Wzrost mobilności kobiet związany jest z aktywnościami własnymi oraz z aktywnościami ich dzieci. Szczególnie dotyczy to osób, które pracują w dużym mieście, a mieszkają na jego obrzeżach. Zmiana czasu pozostałych dwóch czynności ma taki sam kształt jak w przypadku omawianych już wcześniej budżetów czasu bez dla ludności ogółem. Należy jednak zauważyć, że skrócenie się średniego czasu pracy zawodowej, wynikające ze spadku wskaźnika osób aktywnych zawodowo i pracujących, było dla kobiet silniejsze niż dla mężczyzn. Średni czas pracy zawodowej w 2004 r. był o 48 % krótszy niż na początku badanego okresu w 1976 r.

Do czynności, które zajmowały najwięcej czasu dobowego kobiet (patrz rys. 3) należą potrzeby fizjologiczne oraz prace i zajęcia domowe. W badanym okresie czas pierwszej czynności wydłużył się o 11 %, a czas drugiej uległ skróceniu o 21 %. Stanowi to empiryczne potwierdzenie tezy G.S. Beckera, że „opieka nad dziećmi i inne prace domowe warunkowały alokację czasu kobiet w przeszłości, natomiast w przyszłości związek ten będzie słabł. Płeć przestanie być predyktorem aktywności zawodowej, wysokości wynagrodzenia oraz rodzaju i ilości prac wykonywanych w gospodarstwie domowym. Trudno jednak powiedzieć jak daleko

społeczeństwa zachodnie będą ewoluowały w opisanym kierunku” [1]. Polska znalazła się w strumieniu zmian, o których Becker pisał 23 lata temu.

Podsumowanie

Analiza empiryczna wykazała, że zmiany w strukturze wieku wpływają na budżety czasu ludności. Wydłużanie się trwania życia powoduje wzrost udziału czasu przeznaczanego na zaspokajanie potrzeb fizjologicznych, czasu wolnego oraz czasu prac domowych. Nie potwierdzono zatem powszechnie panującego przekonania, że „żyjemy coraz szybciej”.

Budżety czasu są selektywne ze względu na płeć, przy czym ma miejsce spadek selektywności. Najsilniejsze różnice pomiędzy kobietami i mężczyznami występują dla czasu pracy domowej, czasu pracy zawodowej i czasu wolnego, przy czym zmniejszyły się one dla wszystkich trzech przypadków.

Prawidłowości zaobserwowane na podstawie budżetów czasu należy traktować z pewną ostrożnością z uwagi na silne zagregowanie danych oraz posługiwanie się średnią arytmetyczną do opisu jednostki typowej (średni czas pracy domowej, średni czas wolny). Analiza powinna być uzupełniona pozostałymi miarami tendencji centralnej – mediana, dominanta. Pomimo tych uwag wydaje się, że budżety czasu stanowią cenne źródło informacji o życiu ludności dla demografów, socjologów i ekonomistów.

Literatura

- [1] Becker G.S. (1985) : w *Human Capital, effort and the sexual division of labor*, University of Chicago
- [2] *Budżety czasu ludności* dla lat 1976, 1984, 1996 i 2003/2004, GUS, Warszawa
- [3] European Commission (2006): *Comparable time use statistics. Main results for Spain, Italy, Latvia, Lithuania and Poland*. Eurostat, Luxemburg
- [4] Eurostat (2006): *Materiały Seminar on time use surveys*, Bruksela (m.in. prace Ponthieux S., Schroeiber A., G.M. Istrate)
- [5] Hozer – Koćmiel M. (2007): *Gender mainstreaming w ekonomii cz. 2. Dystrybucja czasu i wartości pracy kobiet*. US i IADiPG, Szczecin
- [6] Mikuta, B. (2000): *Studia nad wartością pracy domowej w mieście i na wsi*. rozprawa doktorska SGGW, Warszawa
- [7] *Roczniki statystyczne* dla lat 1976, 1984, 1996 i 2004, GUS, Warszawa

Dorota Kopczyńska
Katedra Metod Statystycznych
Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

Opinia społeczna wobec rozwodów w wybranych krajach Europy

Wprowadzenie

Polska wraz z innymi krajami Europy Środkowej i Wschodniej doświadcza gwałtownych zmian demograficznych, które w europejskich krajach rozwiniętej gospodarki rynkowej trwają już od lat 60. XX wieku. Zmiany te można określić jako proces deinstytucjonalizacji i destabilizacji rodziny polegający na osłabieniu więzi rodzinnych, dezintegracji małżeństw i dywersyfikacji form rodzin. Proces ten jest wynikiem m.in. liberalizacji postaw społeczeństwa w kwestii małżeństwa i rodziny, dlatego monitorowanie opinii społecznej w tym zakresie nabiera coraz większego znaczenia.

W kontekście tych zagadnień istotny wydaje się także aspekt przestrzennego zróżnicowania częstości rozwodów oraz stopnia społecznej akceptacji tych procesów w różnych regionach Europy. Na stopień asymilacji nowoczesnych wzorców zachowań przez ludność zamieszkującą dany region oraz podatność ludności na procesy modernizacji wpływ mają niewątpliwie regionalne różnice społeczno-kulturowe zakorzenione w odległej historii. Zmienne natężenie oraz różnokierunkowe oddziaływanie powyższych czynników determinuje przebieg i skalę procesów modernizacji socjo-ekonomicznej oraz transformacji demograficznej w różnych częściach kontynentu⁸.

Skandynawski demograf J. Hajnal już w połowie lat 60-tych XX w. wskazał, że Europa była podzielona na dwie strefy wzdłuż linii biegnącej od Sankt Petersburga (nad Zatoką Fińską) po Triest (północno-wschodnie Włochy). Linia ta dzieliła kraje europejskie na nowoczesne i tradycyjne pod względem wzorca formowania rodzin. W regionach położonych na wschód od tej granicy proces zawierania małżeństw był wczesny i powszechny, natomiast na zachód od niej proces ten był odkładany w czasie, a małżeństwo nie było powszechną formą związku⁹. W 2001 r. D. Philipov zaproponował przesunięcie linii Hajnala na skutek

⁸ S. Wierzechostawski, *Przeobrażenia demograficzne współczesnej Europy i perspektywy jej rozwoju*, w: *Studia Europejskie*, red. R. Domański, Zeszyt Naukowy nr 211, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 1993, s. 99-104.

⁹ J. Hajnal, *European Marriage Patterns in Perspective*, w: *Population in History: Essays in Historical Demography*, red. D.V. Glass, D.E. Eversley, Aldine Publishing Company, Chicago, Illinois 1965, s. 101-143.

rozprzestrzeniania się kultury zachodniej na wschód Europy (rysunek 1). Z kolei D.S. Reher (1998) podjął zagadnienie heterogeniczności regionalnej w zachodniej części Europy. Wskazał on na różnice kulturowe o podłożu historycznym między północą, charakteryzującą się tzw. „słabymi więzami rodzinnymi”, a południem o „silnych więzach rodzinnych”¹⁰.



— wg J. Hajnala, 1965

- - - wg D. Philipova, 2001

Rys. 1. Linia Hajnala

Zródło: D. Philipov, *Low fertility in Central and Eastern Europe: Culture or economy?*, Paper presented at the IUSSP Seminar on “International Perspectives on Low Fertility: trends, theories and policies”, Tokyo, March 21-23, 2001; E. Frączak, *Family and Fertility in Poland – Changes During the Transition Period*, Paper presented at the PIE International Workshop on “Demographic Changes and Labor Markets in Transition Economies”, Tokyo, February 20-21, 2004, map 13, <http://www.ier.hit-u.ac.jp/pie/Japanese/seminar/workshop040220/Fraczak.pdf> [dostęp 01.09.2008].

Przedmiotem opracowania jest prezentacja postaw ludności wybranych krajów UE wobec procesu rosnącej liczby rozwodów oraz próba weryfikacji hipotezy, że występuje wyraźne zróżnicowanie postaw w ujęciu przestrzennym oraz według wybranych cech społeczno-demograficznych i ekonomicznych ludności. W celu weryfikacji powyższych założeń przeprowadzono analizę wariancji ANOVA oraz wielowymiarową analizę korespondencji MCA w oparciu o dane pochodzące z europejskiego projektu badawczego DIALOG – IPPAS (*International Population Policy Acceptance Survey*), określanego także

¹⁰ D. S. Reher, *Family ties in Western Europe: persistent contrasts*, w: *Population and Development Review*, nr 24, 1998, s. 203–234.

skrótem PPA2¹¹. Badanie to zostało zrealizowane w latach 2000-2003 w 14 krajach¹² Europy Zachodniej i Wschodniej, w tym w Polsce, z udziałem ponad 35 tys. respondentów. Koordynatorem prac był Niemiecki Instytut Badań Ludnościowych w Wiesbaden. Celem tego projektu było pozyskanie informacji o społecznej percepcji przemian ludnościowych zachodzących w Europie (m.in. opinie na temat przeobrażeń w stylu życia rodziny, instytucji małżeństwa i rozvodu), a także o poglądach na temat rozwiązań polityki ludnościowej¹³.

W Polsce w ramach projektu IPPAS przeprowadzono tzw. „*Badanie ankietowe dotyczące poglądów na zagadnienia ludnościowe oraz politykę ludnościową*”. Zrealizowane zostało ono na przełomie listopada i grudnia 2001 r. przez zespół demografów z Instytutu Statystyki i Demografii SGH w Warszawie. Badanie przeprowadzono na reprezentatywnej próbie wykorzystywanej w Badaniu Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL)¹⁴, systematycznie prowadzonym przez GUS.

W badaniu, którego wyniki przedstawiono w niniejszym opracowaniu, wykorzystano zbiorczą bazę danych IPPAS, zawierającą dane z 14 krajów europejskich.

1. Charakterystyka danych i metodyka badania

W badaniu za wskaźnik indywidualnych opinii respondentów na temat zjawisk dezintegracji małżeństw przyjęto odpowiedzi respondentów na pytanie „**Jak ocenia Pan/Pani trend wzrastającej liczby rozwodów?**”. Indywidualne oceny zostały wyrażone na pięciostopniowej skali Likerta przy następujących wariantach odpowiedzi: 1 – bardzo pozytywnie,

¹¹ Projekt PPA2 nawiązuje do pierwszego europejskiego badania porównawczego „*Acceptance of Population-Related Policies*” (PPA) zrealizowanego w latach 1990-1992, które dotyczyło znajomości zachodzących zmian ludnościowych, świadomości i aprobaty działań podejmowanych w ramach polityki ludnościowej. Uczestniczyło w nim 9 krajów: Austria, Belgia, Czechosłowacja, Niemcy, Węgry, Włochy, Holandia, Hiszpania i Szwajcaria. Jego wyniki zostały opracowane w dwóch tomach publikacji: „*Population, Family, and Welfare: A Comparative Study of European Attitudes*”, red. H. Moors, R. Palomba, Clarendon Press, Oxford 1995 (vol. 1), 1998 (vol. 2).

¹² Austria, Belgia (Flamandia), Cypr, Czechy, Estonia, Finlandia, Holandia, Litwa, Niemcy, Polska, Rumunia, Słowenia, Węgry, Włochy.

¹³ Ch. Höhn, *Aim and structure of the DIALOG Project*, „*Studia Demograficzne*” nr 2(148), Komitet Nauk Demograficznych PAN, Warszawa 2005, s. 5-6.

¹⁴ W celu doboru jednostek do próby zastosowano losowanie dwustopniowe. Jednostki losowania pierwszego stopnia (rejony statystyczne w miastach, obwody spisowe na wsi) dobrane zostały przy użyciu losowania warstwowego, którego podstawą był podział na województwa. Jednostkami losowania drugiego stopnia były mieszkania. Badanie PPA2 objęło osoby w wieku 18-64 lata z gospodarstw domowych w mieszkaniach wylosowanych do próby BAEL. Struktura respondentów w próbie według wieku, płci i miejsca zamieszkania (miasto, wieś) była zgodna z rozkładem populacji generalnej według tych samych cech. Por.: I.E. Kotowska, *Charakterystyka próby*, w: *Polityka ludnościowa – cele, rozwiązania, opinie*, red. I.E. Kotowska, Instytut Statystyki i Demografii, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2003, s. 15-16.

2 – pozytywnie, 3 – ani pozytywnie, ani negatywnie, 4 – negatywnie, 5 – bardzo negatywnie. Otrzymano w ten sposób zmienną *quasi*-porządkową o wyraźnym kierunku od skrajnego indywidualizmu do konserwatyzmu. Dlatego też, w zależności od wariantu udzielonej odpowiedzi, respondenci zostali nazwani odpowiednio: 1 – indywidualiści, 2 – liberałowie, 3 – społeczni (obojętni), 4 – racjonalisci, 5 – konserwatyści (tradycjoniści)¹⁵.

W przypadku ogromnej większości respondentów prawie wszystkich krajów zjawisko wzrastającej liczby rozwodów spotkało się z ocenami negatywnymi bądź bardzo negatywnymi (tabela 1, rysunek 2). Jedyne wyjątkiem w tym względzie stanowiła Estonia, gdzie tylko 22% respondentów odniosło się krytycznie wobec analizowanego zjawiska. Jednocześnie bardzo wysoki, na tle pozostałych krajów, był w Estonii udział postaw liberalnych wobec rozwodów. W pozostałych krajach, za wyjątkiem Włoch, głosy pozytywnie oceniające wzrost liczby rozwodów były bardzo sporadyczne, a ich udział nie przekraczał 2-4%. We Włoszech liberalne poglądy wobec zjawiska rozwodów zadeklarowało 13% respondentów. We wszystkich krajach stosunkowo mało było osób, które nie miały jednoznacznego stanowiska w kwestii rosnącej liczby rozwodów. Największy odsetek postaw społecznych (obojętnych) odnotowano w Niemczech (22,3%).

¹⁵ I.E. Kotowska, A. Matysiak, A. Domaradzka, *Podstawowe informacje o zmianach reprodukcji, polityce ludnościowej w Polsce oraz poglądach Polaków dotyczących tych kwestii*, w: *Scenariusze polityki ludnościowej dla Polski. Badanie eksperckie Delphi*, red. I. E. Kotowska, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2005, s. 31-34.

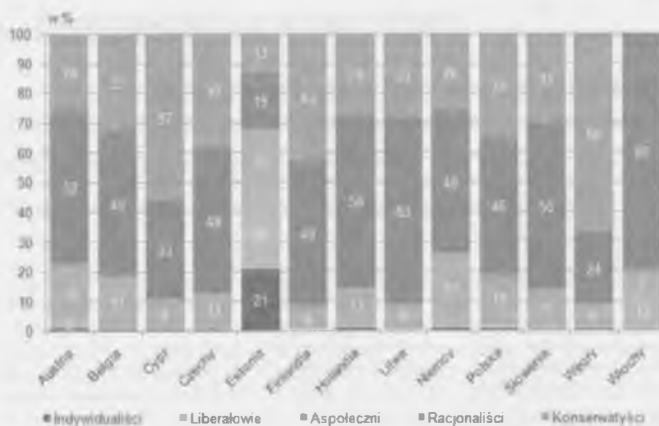
Tabela 1.

Struktura postaw respondentów wobec trendu wzrastającej liczby rozwodów,
wybrane kraje UE

Kraj	Postawa wobec rosnącej liczby rozwodów					Brak danych	Razem
	Indywidualiści	Liberalowie	Aspoleczni	Racjonalisci	Konserwatyści		
	1	2	3	4	5		
Austria	16	53	380	1025	515	6	1995
Belgia	19	37	664	1912	1290	35	3957
Cypr	6	8	108	380	656	5	1163
Czechy	3	13	120	531	418	9	1094
Estonia	342	425	364	318	216	16	1681
Finlandia	9	14	285	1835	1629	49	3821
Holandia	17	44	224	1150	552	2	1989
Litwa	2	7	114	877	400	-	1400
Niemcy	34	102	916	1975	1072	11	4110
Polska	41	76	718	2089	1570	10	4504
Słowenia	1	22	191	860	473	3	1550
Węgry	9	25	232	719	2049	23	3057
Włochy	-	442	251	2807	-	-	3500

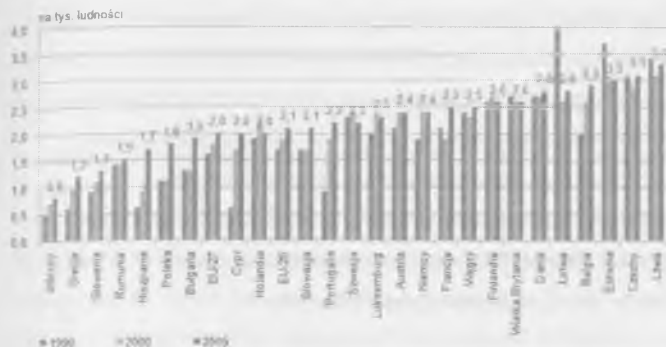
Uwaga: W Rumunii postawy wobec trendu wzrastającej liczby rozwodów nie były badane; we Włoszech respondenci wybierali spośród trzech wariantów odpowiedzi – w kwestionariuszu pominięto skrajne warianty odpowiedzi, tj.: 1 – bardzo pozytywnie (indywidualiści), 5 – bardzo negatywnie (konserwatyści).

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych IPPAS.



Rys. 2. Struktura postaw respondentów wobec trendu wzrastającej liczby rozwodów, wybrane kraje UE (w %)

Źródło: Jak w tabeli 1.



Uwagi: Francja – wskaźnik z 1995 zamiast z 1990; Irlandia – brak danych z 1990; Etykiety na histogramie prezentują poziom wskaźników w 2005 r.; Rozwody nie występują w systemie prawnym Malty.

Rys. 3. Liczba rozwodów na 1000 ludności w krajach UE-27, wybrane lata

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostat, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/dostep/01.09.2008>.

Jak wynika ze wstępnej analizy przytoczonych danych (rysunek 2), wysoki odsetek respondentów negatywnie oceniających wzrost liczby rozwodów nie występował wyłącznie w krajach o rzeczywistym niskim natężeniu rozwodów (np. Włochy, Słowenia, por. rysunek 3). Rozwody były negatywnie postrzegane również przez większość mieszkańców krajów, w których odnotowuje się dużą liczbę rozwodów (np. Belgia, Czechy, Litwa). Zapewne inne czynniki ukształtowały percepcję rozwodów u respondentów zamieszkujących te pierwsze kraje (religijność, tradycjonalizm), a inne w przypadku tych drugich (negatywne konsekwencje społeczne wysokiej liczby rozwodów). W celu identyfikacji tych czynników konieczne jest pogłębienie analizy i uwzględnienie różnorodnych cech społeczno-demograficznych i ekonomicznych ludności.

Śśród krajów, które uczestniczyły w projekcie IPPAS, z dalszej analizy wyłączone zostały Austria, Cypr, Holandia, Rumunia i Włochy (z uwagi na występujące braki danych w przypadku niektórych wykorzystanych dalej zmiennych, istotnych z punktu widzenia celu niniejszej analizy). W konsekwencji analiza postaw respondentów wobec wzrastającej liczby rozwodów została przeprowadzona w oparciu o dane zebrane w dziewięciu krajach UE, zróżnicowanych pod względem natężenia rozwodów (mierzonego liczbą rozwodów na 1000 ludności w danym roku, por. rysunek 3) oraz reprezentujących różne regiony geograficzne Europy, tj.:

- Belgia – Europa Zachodnia, wysokie, rosnące natężenie rozwodów,

- Czechy – Europa Środkowa, bardzo wysokie natężenie rozwodów (powyżej 3‰),
- Estonia – Europa Wschodnia, kraj bałtycki, bardzo wysokie natężenie rozwodów,
- Finlandia – Europa Północna, kraj skandynawski, wysokie natężenie rozwodów,
- Litwa – Europa Wschodnia, kraj bałtycki, bardzo wysokie natężenie rozwodów,
- Niemcy – Europa Środkowo-Zachodnia, wysokie natężenie rozwodów,
- Polska – Europa Środkowa, względnie niskie, ale rosnące natężenie rozwodów,
- Słowenia – Europa Środkowa (Płd.), bardzo niskie natężenie rozwodów (1,3‰),
- Węgry – Europa Środkowa, wysokie natężenie rozwodów.

1.1. Analiza wariancji ANOVA (Analysis of Variance)

W celu optymalnego wyboru zmiennych (predyktorów) objaśniających badane postawy społeczne w wybranych krajach UE przeprowadzono analizę wariancji ANOVA¹⁶. Przyjęto bowiem założenie, aby w modelu końcowym znalazły się wyłącznie zmienne istotnie różnicujące zmienność¹⁷ postaw respondentów wobec rozwodów.

Jednoczynnikowa analiza wariancji została wykorzystana do zbadania istotności różnic między średnimi ocenami respondentów na skutek oddziaływania poszczególnych czynników. Dla każdego z czynników zweryfikowano zatem hipotezę, że średnie oceny w grupach (określonych przez dany wariant/kategorię czynnika) są jednakowe:

$$H_0: m_1 = m_2 = \dots = m_k$$

wobec hipotezy alternatywnej:

$$H_1: \text{co najmniej dwie średnie różnią się między sobą.}$$

Jeśli średnie różnią się istotnie między sobą (w przypadku odrzucenia H_0), to należy wnioskować, że analizowany czynnik wpływa na zmienną zależną.

Zweryfikowano ogółem istotność wpływu 10 predyktorów o charakterze demospołecznym (płeć, wiek, liczba dzieci, miejsce zamieszkania, stan cywilny, typ związku, wykształcenie), aksjologicznym (rola religii, opinia nt. małżeństwa) i ekonomicznym (dochody), spośród których wszystkie zakwalifikowano do kolejnego etapu badania (rysunki 3-7). Analiza wariancji ANOVA wykazała bowiem, iż powyższe cechy istotnie wpływały na zróżnicowanie średnich ocen respondentów dotyczących rozwodów. We wszystkich bowiem 10 przypadkach prawdopodobieństwo p (poziom krytyczny testu) otrzymania

¹⁶ Stanisław A., *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny modele liniowe i nieliniowe*, t. 2, Wydawnictwo StatSoft, Kraków 2007, s. 271-285.

¹⁷ Zmienność rozumiana jako suma kwadratów odchyłeń wartości poszczególnych obserwacji od ich wartości średniej.

zaobserwowanej wartości statystyki F Snedecora było mniejsze od założonego poziomu istotności $\alpha=0,05$, co skutkowało odrzuceniem hipotezy zerowej na korzyść hipotezy alternatywnej.

1.2. Wielowymiarowa analiza korespondencji MCA (*Multiple Correspondence Analysis*)

W celu uchwycenia powiązań między zmiennymi, a w szczególności identyfikacji zależności deklarowanych postaw w poszczególnych krajach od pozostałych czynników, przeprowadzono wielowymiarową analizę korespondencji¹⁸. Jest to opisowa i eksploracyjna technika analizy tablic wielozmiennych, która dostarcza informacji o charakterze powiązań między kolumnami i wierszami.

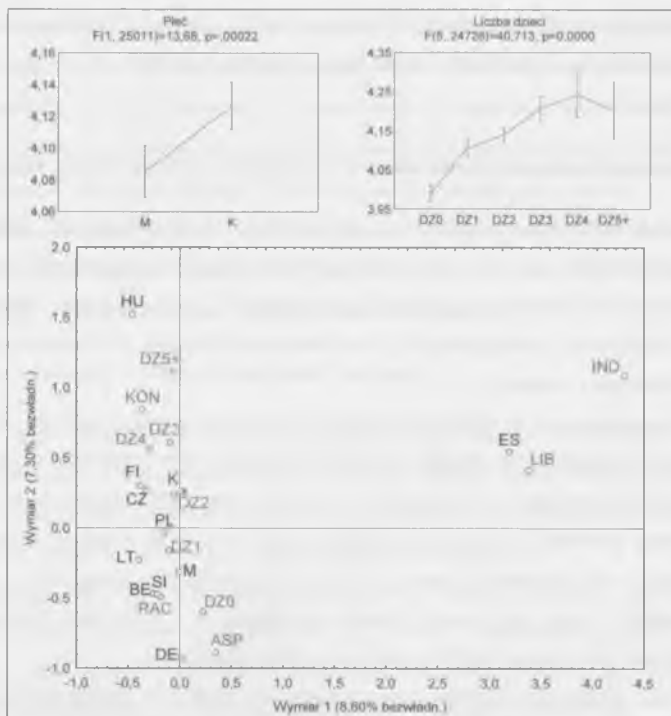
Graficzna prezentacja wyników analizy MCA w postaci tzw. mapy punktów pozwala na identyfikację występujących skupień kategorii zmiennych oraz intuicyjne wnioskowanie o powiązaniach zachodzących pomiędzy nimi¹⁹. Punkty obrazujące kategorie, których profile mają podobne wartości, są umieszczone blisko siebie, a te o wartościach odmiennych – daleko. Jeżeli profil kolumnowy znacznie różni się od profilu przeciętnego, to na wykresie jest on położony daleko od początku układu współrzędnych. Z kolei punkty leżące blisko środka ciężkości reprezentują profile podobne do profilu przeciętnego.

W celu zachowania czytelnej ilustracji graficznej, podzielono badane zmienne na pięć grup, w związku z czym zachodzące między nimi powiązania przedstawiono na pięciu wykresach dwuwymiarowych (rysunki 4-8).

Wyniki analizy korespondencji pozwalają na wysunięcie kilku wniosków. Na wszystkich rysunkach wymiar pierwszy rozdziela grupę respondentów deklarujących liberalne poglądy oraz indywidualistów odnoszących się z aprobatą w stosunku do zjawiska rosnącej liczby rozwodów, od osób wyrażających poglądy konserwatywne, racjonalistyczne lub obojętne. Relatywnie najwięcej liberalistów i indywidualistów było wśród respondentów z Estonii (rysunki 4-8).

¹⁸ A. Stanimir, *Analiza korespondencji jako narzędzie do badania zjawisk ekonomicznych*, Wyd. Akademii Ekonomicznej im. O. Lanego we Wrocławiu, Wrocław 2005.

¹⁹ A. Stanisław, *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny. Analizy wielowymiarowe*, t. 3, Wydawnictwo StatSoft, Kraków 2007, s. 307.



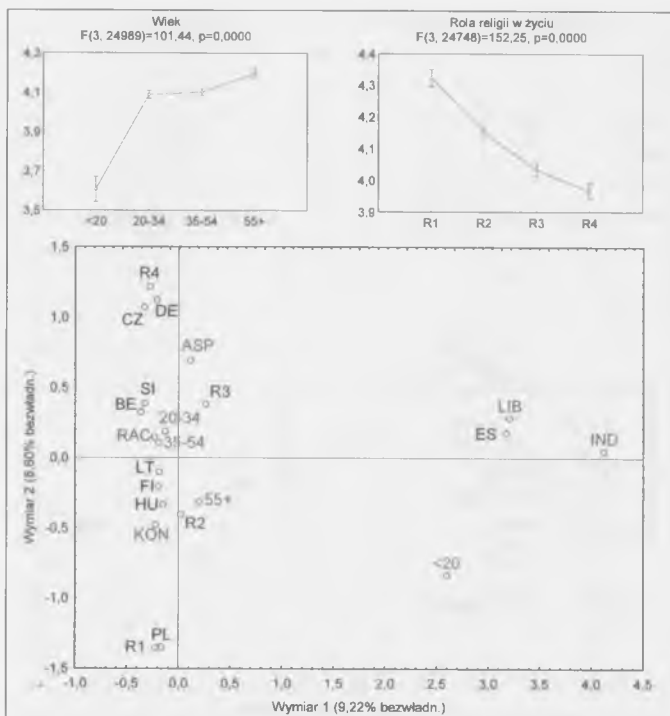
Uwaga: Pionowe słupki na wykresach ANOVA oznaczają 0,95 przedziały ufności.

Postawa wobec rosnącej liczby rozwodów: IND – indywidualiści, LIB – liberałowie, ASP – aspołeczni, RAC – racjonalisci, KON – konserwatyści; **Kraj:** BE – Belgia, CZ – Czechy, ES – Estonia, FI – Finlandia, LT – Litwa, DE – Niemcy, PL – Polska, SI – Słowenia, HU – Węgry; **Płeć:** M – mężczyzna, K – kobieta; **Liczba dzieci:** od DZ0 – brak dzieci, do DZ5+ – 5 dzieci i więcej.

Rys. 4. ANOVA: Oczekiwane średnie brzegowe ocen respondentów; MCA: Prezentacja powiązań kategorii zmiennych: postawa, kraj, płeć, liczba dzieci.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych IPPAS za pomocą pakietu Statistica 8.0.

Osoby bezdzietne relatywnie częściej okazywały obojętność wobec rosnącej liczby rozwodów (głównie Niemcy), natomiast osoby posiadające co najmniej troje dzieci wyrażały opinie konserwatywne (rysunek 4). Wymiar 2 na rysunku 4 nieznacznie różnicuje postawy kobiet i mężczyzn – ich profile niewiele się różnią od odpowiadającego im profilu średniego (punkty M i K na wykresie są skupione wokół centrum rzutowania). Jednakże należy zauważyć, że kobiety stosunkowo częściej niż mężczyźni okazywały konserwatywny stosunek do kwestii rozwodów.

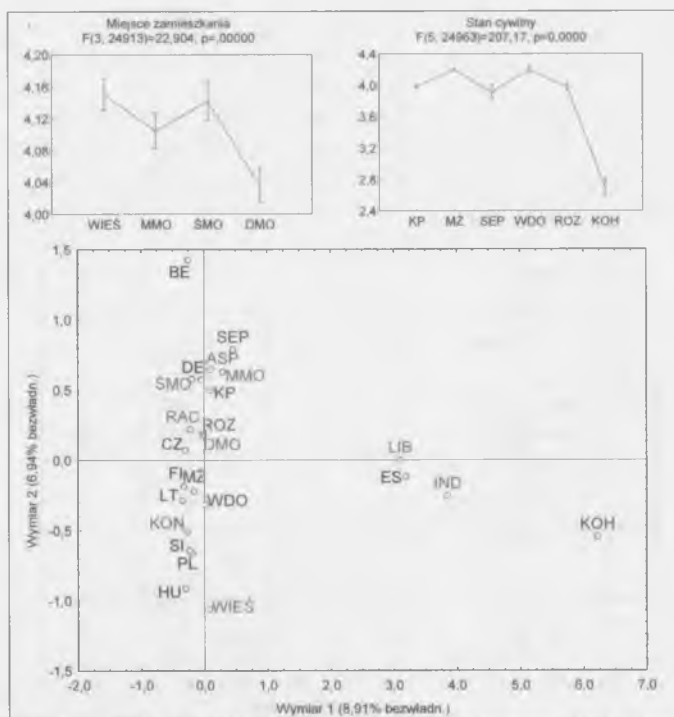


Wiek: <20 – poniżej 20 lat, 20-34 lat, 35-54 lat, 55+ – 55 lat i więcej; Rola religii w życiu: R1 – bardzo ważna, R2 – ważna, R3 – mało ważna, R4 – żadna.

Rys. 5. ANOVA: Oczekiwane średnie brzegowe ocen respondentów; MCA: Prezentacja powiązań kategorii zmiennych: postawa, kraj, wiek, rola religii w życiu

Źródło: Jak przy rysunku 4.

Konserwatywne opinie relatywnie częściej deklarowały osoby religijne, wśród których szczególnie wyróżniali się Polacy. Stosunkowo najwięcej osób o takim podejściu, zarówno w stosunku do rozwodów jak i religii, było wśród respondentów w wieku 55 lat i więcej (rysunek 5, wymiar 2). Po przeciwnej stronie wymiaru 2 znalazły się osoby, w życiu których religia nie miała żadnego znaczenia, obojętnych na procesy rosnącej liczby rozwodów (głównie z Czech i Niemiec). Stosunkowo najwięcej liberalistów i indywidualistów wobec tej kwestii odnotowano wśród osób młodych w wieku poniżej 20 lat (Estonia, wymiar 1).

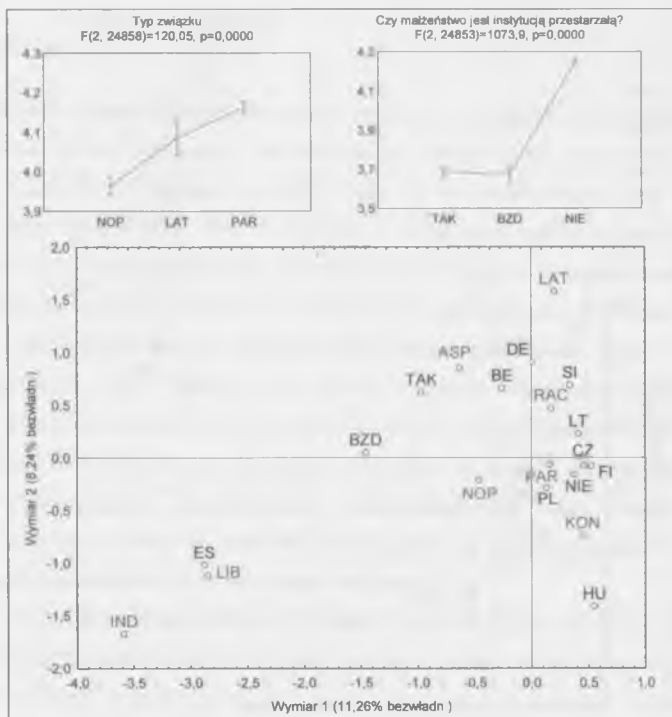


Miejsce zamieszkania: WIES – wieś, MMO – małe miasto, SMO – średnie miasto, DMO – duże miasto; **Stan cywilny:** WOL – kawaler/panna, MŻ – żonaty/zamężna, WDO – wdowiec/wdowa; SEP – w separacji, ROZ – rozwiedziony/rozwiedziona, KOH – w kohabitacji (w konkubinacie).

Rys. 6. ANOVA: Oczekiwane średnie brzegowe ocen respondentów; MCA: Prezentacja powiązań kategorii zmiennych: postawa, kraj, miejsce zamieszkania, stan cywilny

Źródło: Jak przy rysunku 4.

Silna polaryzacja poglądów wystąpiła pomiędzy mieszkańcami wsi i miast (rysunek 6, wymiar 2). Respondenci mieszkający na wsi stosunkowo częściej okazywali się konserwatystami w kwestiach dotyczących rozwodów – dotyczyło to przede wszystkim Węgier, Polski i Słowenii. Osoby żyjące w separacji oraz osoby stanu wolnego najczęściej prezentowały postawy społeczne wobec badanej kwestii. Osoby rozwiedzione stosunkowo często wyrażały negatywne zdanie o rozwodach, aczkolwiek ich profil był bardzo zbliżony do przeciętnego, w związku z czym nie należy wysuwać daleko idących wniosków. Respondenci żyjący w kohabitacji stosunkowo najczęściej deklarowali postawy skrajnie liberalne, np. w Estonii (rysunek 6).

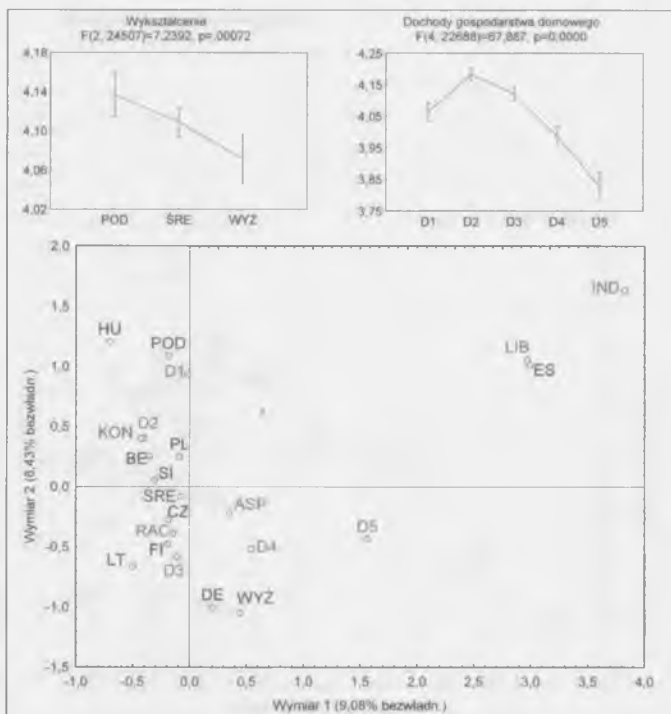


Typ związku: NOP – brak partnera, LAT – Living apart-together, PAR – związek z partnerem/ małżonkiem;
Czy małżeństwo jest instytucją przestarzałą?: TAK – zgadzam się, BZD – brak zdania, NIE – nie zgadzam się.

Rys. 7. ANOVA: Oczekiwane średnie brzegowe ocen respondentów; MCA: Prezentacja powiązań kategorii zmiennych: postawa, kraj, typ związku, opinia nt. czy małżeństwo jest instytucją przestarzałą

Zródło: Jak przy rysunku 4.

Konserwatywne postawy wobec rozwodów najczęściej były powiązane z opiniami, że małżeństwo nie jest instytucją przestarzałą. Poglądy takie reprezentowały głównie osoby posiadających stałych partnerów. Osoby żyjące w związkach typu LAT (*living apart together*) zdecydowanie częściej deklarowały aprobatę w stosunku do rozwodów, natomiast małżeństwo uznawały za przestarzałą instytucję (rysunek 7).



Wykształcenie: POD – niepełne podstawowe, podstawowe, gimnazjalne, zasadnicze zawodowe, ŚRE – średnie zawodowe, średnie ogólnokształcące, policealne, WYŻ – wyższe; **Dochody gospodarstwa domowego:** od D1 – niskie dochody, do D5 – wysokie dochody.

Rys. 8. ANOVA: Oczekiwane średnie brzegowe ocen respondentów; MCA: Prezentacja powiązań kategorii zmiennych: *postawa, kraj, wykształcenie, dochody gospodarstwa domowego*

Źródło: Jak przy rysunku 4.

Czynnik ekonomiczny (wyrażony wysokością dochodu gospodarstwa domowego respondenta) oraz poziom wykształcenia również wpłynęły na zróżnicowanie opinii o rozwodach wśród respondentów (rysunek 8). Osobom o niskich dochodach, jednocześnie posiadającym niższe wykształcenie (niepełne podstawowe, podstawowe, gimnazjalne, zasadnicze zawodowe) bliższe były podglądy konserwatywne. Natomiast osoby posiadające średnie bądź wyższe wykształcenie, a także osiągające wyższe dochody relatywnie częściej okazywały bardziej racjonalne lub obojętne podejście do kwestii rozwodów.

Podsumowanie

Rezultaty badania prezentowanego w niniejszym opracowaniu wskazują na istotne zróżnicowanie postaw społecznych wobec zjawiska rosnącej liczby rozwodów w Europie w ujęciu przestrzennym. Badanie wykazało także, że na kształtowanie opinii społecznej istotny wpływ mają pewne cechy i czynniki o charakterze społeczno-demograficznym. Europa nie jest bowiem homogeniczna pod względem kulturowym i demograficznym.

W kontekście teorii J. Hajnala i jej podobnych zaprezentowanych w części wstępnej referatu, należy podkreślić, że zróżnicowanie postaw społecznych wobec rozwodów w poszczególnych krajach Europy także wynika z głęboko zakorzenionych kulturowych i historycznych różnic między nimi. Różnice te determinują z kolei przebieg i skalę procesów modernizacji w różnych krajach, polegających nie tylko na szeroko pojętych przemianach społeczno-ekonomicznych (industrializacja, urbanizacja), ale także fundamentalnych zmianach wartości i zachowań ludzkich, wynikających ze wzrostu autonomii jednostek, rozpowszechnienia wartości pluralistycznych i liberalnych²⁰.

Na tle krajów zaprezentowanych w badaniu wyróżnia się przede wszystkim Estonia z relatywnie bardzo dużym udziałem skrajnie liberalnych postaw wobec rozwodów. Głębokie zmiany w tym kraju nastąpiły na skutek dużej skali repatriacji, przesiedleń i migracji (duże zróżnicowanie etniczne i migracje nie sprzyjają trwałości rodzin), a także laicyzacji prawa i uproszczenia procedury rozwodowej po śmierci J. Stalina. Ponadto silne wpływy skandynawskie w Estonii przyczyniły się do dywersyfikacji nowych form życia rodzinnego oraz upowszechnienia kohabitacji²¹. Z tych względów, między innymi, Estonia jest określana jako „postsocjalistyczny kraj skandynawski”.

Zmiany demograficzne w Polsce w latach 90-tych XX w. przebiegały mniej gwałtownie niż w innych krajach byłego bloku socjalistycznego, jak Czechy, Estonia, Łotwa czy Litwa. Zdaniem I.E. Kotowskiej, osłabieniu społeczno-ekonomicznych podstaw rodziny przeciwdziałał powolny rozwój instytucji wolnorynkowych, ale także system wartości. Rodzina oparta na związku małżeńskim ma w Polsce długą i ugruntowaną tradycję. Wynika to niewątpliwie z dużej roli Kościoła i religii katolickiej w życiu społeczeństwa (co potwierdziły wyniki prezentowanego badania). Ponadto pewne wydarzenia w historii kraju

²⁰ I.E. Kotowska, *Opis koncepcji badania*, w: *Polityka ludnościowa – cele, rozwiązania, opinie*, red. I.E. Kotowska, wyd. cyt., s. 8-9.

²¹ E. Frączak, K. Sienkiewicz, A. Ptak-Chmielewska, *Fertility, Family Formation and Dissolution: Comparing Poland and Estonia 1989-2005*, „Studia Demograficzne” nr 1(151), Komitet Nauk Demograficznych PAN, Warszawa 2007, s. 23, 30-31, 35.

i konieczność długotrwałego przeciwstawiania się nie akceptowanemu porządkowi politycznemu ugruntowały rodzinę jako strukturę gwarantującą bezpieczeństwo²².

Z drugiej jednak strony, obserwuje się w Polsce pewne przemiany kulturowe, składające się na szeroko rozumiany proces modernizacji. Na przeobrażenia te dodatkowo nakłada się proces westernizacji. Jego podstawą jest naśladowanie określonych wzorców zachowań oraz przejmowanie poglądów i norm rozpowszechnianych w kulturze masowej krajów zachodnich. Rozwój techniki i zniesienie ograniczeń komunikacji dodatkowo wzmagają ten proces²³.

System norm i wartości w Polsce, a także w innych krajach o silnej pozycji rodziny w życiu społecznym (np. Słowenia, Cypr) różni się jeszcze znacząco od obserwowanego w krajach o zaawansowanym drugim przejściu demograficznym (np. Estonia, Finlandia, Belgia), ale podlega powolnym zmianom w tym kierunku. Procesy globalizacji sprzyjają bowiem modernizacji w sferze nie tylko techniczno-ekonomicznej ale również społeczno-kulturowej. Wobec powyższych rozważań zasadne wydaje się wysunięcie hipotezy o postępującej unifikacji postaw społecznych wobec rozwodów w Europie. Jednakże uzasadnienie takiego twierdzenia wymaga pogłębionej analizy danych w ujęciu dynamicznym, co wykracza poza wąskie ramy niniejszego referatu, a jest przedmiotem dalszych badań Autorki.

Bibliografia

- Frątczak E., *Family and Fertility in Poland – Changes During the Transition Period*, Paper presented at the PIE International Workshop on “Demographic Changes and Labor Markets in Transition Economies”, Tokyo, February 20-21, 2004, <http://www.ier.hit-u.ac.jp/pie/Japanese/seminar/workshop040220/Fraticzak.pdf> [dostęp 01.09.2008].
- Frątczak E., Sienkiewicz K., Ptak-Chmielewska A., *Fertility, Family Formation and Dissolution: Comparing Poland and Estonia 1989-2005*, “Studia Demograficzne” nr 1(151), Komitet Nauk Demograficznych PAN, Warszawa 2007.
- Hajnal J., *European Marriage Patterns in Perspective*, w: *Population in History: Essays in Historical Demography*, red. D.V. Glass, D.E. Eversley, Aldine Publishing Company, Chicago, Illinois 1965.
- Höhn Ch., *Aim and structure of the DIALOG Project*, “Studia Demograficzne” nr 2(148), Komitet Nauk Demograficznych PAN, Warszawa 2005.

²² I.E. Kotowska, *Drugie przejście demograficzne i jego uwarunkowania*, w: *Przemiany demograficzne w Polsce w latach 90-tych w świetle koncepcji drugiego przejścia demograficznego*, red. I.E. Kotowska, Monografie i Opracowania nr 461, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 1999, s. 32-33.

²³ W. Wróblewska, *Styl życia i wartości*, w: *Polityka ludnościowa – cele, rozwiązania, opinie*, red. I.E. Kotowska, wyd. cyt., s. 54; I.E. Kotowska, *Drugie przejście demograficzne i jego uwarunkowania*, wyd. cyt.

- Kotowska I.E., *Drugie przejście demograficzne i jego uwarunkowania*, w: *Przemiany demograficzne w Polsce w latach 90-tych w świetle koncepcji drugiego przejścia demograficznego*, red. Kotowska I.E., Monografie i Opracowania nr 461, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 1999.
- Kotowska I.E., Matysiak A., Domaradzka A., *Podstawowe informacje o zmianach reprodukcji, polityce ludnościowej w Polsce oraz poglądach Polaków dotyczących tych kwestii*, w: *Scenariusze polityki ludnościowej dla Polski. Badanie eksperckie Delphi*, red. Kotowska I.E., Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2005.
- Kotowska I.E., *Opis koncepcji badania, Charakterystyka próby*, w: *Polityka ludnościowa – cele, rozwiązania, opinie*, red. Kotowska I.E., Instytut Statystyki i Demografii, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2003.
- Philipov D., *Low fertility in Central and Eastern Europe: Culture or economy?*, Paper presented at the IUSSP Seminar on "International Perspectives on Low Fertility: trends, theories and policies", Tokyo, March 21-23, 2001.
- Reher D. S., *Family ties in Western Europe: persistent contrasts*, w: *Population and Development Review*, nr 24, 1998.
- Stanimir A., *Analiza korespondencji jako narzędzie do badania zjawisk ekonomicznych*, Wyd. Akademii Ekonomicznej im. O. Łanego we Wrocławiu, Wrocław 2005.
- Stanisz A., *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny modele liniowe i nieliniowe*, t. 2, Wydawnictwo StatSoft, Kraków 2007.
- Stanisz A., *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny. Analizy wielowymiarowe*, t. 3, Wydawnictwo StatSoft, Kraków 2007.
- Wierzchośławski S., *Przeobrażenia demograficzne współczesnej Europy i perspektywy jej rozwoju*, w: *Studia Europejskie*, red. R. Domański, Zeszyt Naukowy nr 211, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 1993.

Zmiany struktury populacji kobiet w okresie zdolności rozrodczej a kształtowanie się procesu urodzeń w Polsce – propozycje w zakresie prognozowania

1. Wstęp

Celem artykułu jest wskazanie, że zmiany w strukturze kobiet pociągają za sobą zmiany liczby urodzeń w Polsce. Liczba urodzeń zależy od liczby kobiet i ich płodności. Z kolei płodność kobiet zależy od ich wieku. Zatem struktura kobiet według wieku w przedziale 15-49 lat istotnie wpływa na liczbę urodzeń w populacji. W badaniu przeprowadzona zostanie analiza zmian w czasie struktury kobiet w wieku rozrodczym oraz zmian w czasie liczby urodzeń. Wykorzystana zostanie koncepcja zmiennych wyprzedzających i naśladowujących. Koncepcja ta, stosowana z powodzeniem w badaniach koniunktury gospodarczej, została zaaplikowana na grunt badań demograficznych dotyczących cykliczności procesów ludnościowych. Użyteczność metody jako narzędzia analizy i prognozowania koniunktury demograficznej została potwierdzona badaniami autorki (por. [Krupowicz 2000, Krupowicz 2001]).

2. Cykliczność procesów demograficznych

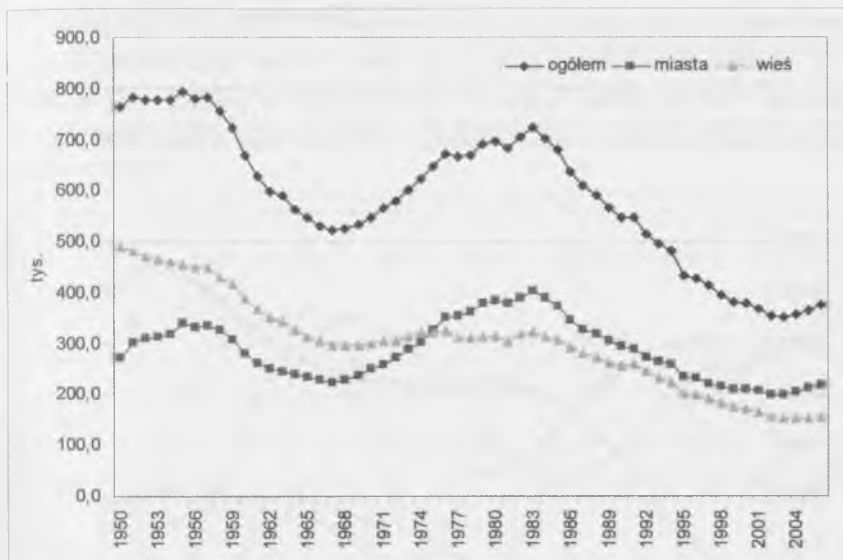
Pod pojęciem „koniunktura demograficzna” rozumie się rytmiczne wahania intensywności procesów demograficznych wokół tendencji rozwojowej lub wartości stałej; jest to nawiązanie do rozumienia pojęcia koniunktury w ekonomii (por. [Krupowicz 2000, s. 101]).

Badania cykli koniunktury demograficznej w Polsce obejmujące lata 1950-1996 pozwoliły na stwierdzenie występowania wahań koniunkturalnych w procesach demograficznych. Wahaniom podlegały liczne zmienne m.in.: liczba ludności, liczba urodzeń, liczba zgonów, liczba zgonów niemowląt, liczba zawartych małżeństw, liczba rozwodów oraz średni wiek kobiety w momencie porodu. Przeprowadzono identyfikację wahań, wskazano zmienne wiodące jako sygnalizatory przemian demograficznych oraz na ich podstawie

skonstruowano narzędzie prognostyczne do prognozowania liczby ludności (por. [Krupowicz 2000, Krupowicz 2001]).

Niniejsza analiza stanowi kontynuację prowadzonych badań nad cyklicznością procesów demograficznych skupiając się wyłącznie na rozrodzności, tj. procesie urodzeń w Polsce.

Zmiany w liczbie urodzeń w latach 1950–2006 – prezentowane na rys. 1 – pozwalają zaobserwować wyże i nize demograficzne.



Rys. 1. Urodzenia żywe w Polsce w latach 1950–2006.

Źródło: Roczniki Demograficzne z lat 1951–2007²⁴.

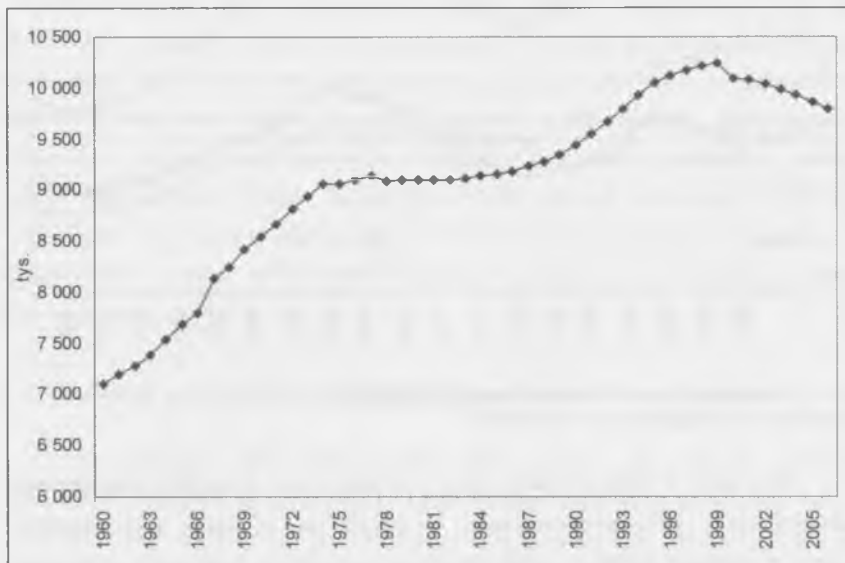
Na zmiany w liczbie urodzeń wpływ wywierają przede wszystkim uwarunkowania demograficzne i społeczno–ekonomiczne, do których zaliczyć należy różnokierunkowe zmiany w strukturze kobiet w wieku rozrodczym oraz spadek liczby nowo zawieranych małżeństw, a częściowo działania o charakterze prawnym podejmowane w polityce ludnościowej i społeczno–ekonomicznej. Oddziaływanie tych uwarunkowań oraz podejmowanych działań przyczyniło się w latach 1984–1996 do dużego spadku liczby

²⁴ W analizowanym okresie obowiązywały różne definicje urodzenia żywego, co wpływało na poziom urodzeń żywych i zgonów niemowląt. Jednakże nie zakłóca to długookresowej tendencji, dlatego też przyjęto, że dane są porównywalne.

urodzeń. Zaś w latach 90. oddziaływanie czynników społeczno-ekonomicznych związanych z okresem transformacji wyraźnie pogłębiło spadek liczby urodzeń.

W szczególności ów systematyczny w latach 1984–1990 spadek liczby urodzeń jest powodowany z jednej strony obniżaniem się poziomu płodności kobiet, z drugiej zaś niekorzystnymi zmianami w strukturze wieku kobiet będących w okresie prokreacji (a w szczególności w wieku o najwyższej rozrodzności 20–29 lat) (por. [Dzienio, Drzewieniecka 1997], [Kędelski 1993]). Natomiast od 1991 do 2003 roku spadek liczby urodzeń spowodowany był w zasadzie tylko dalszym dużym spadkiem poziomu płodności kobiet.

Płodność kobiet zależy od ich wieku. Zatem struktura kobiet według wieku w przedziale 15-49 lat istotnie wpływa na liczbę urodzeń w populacji. Na rysunku 2 przedstawiono liczbę kobiet w wieku rozrodczym 15-49 lat w Polsce w latach 1960-2006.



Rys. 2. Liczba kobiet w wieku rozrodczym w Polsce w latach 1960-2006.

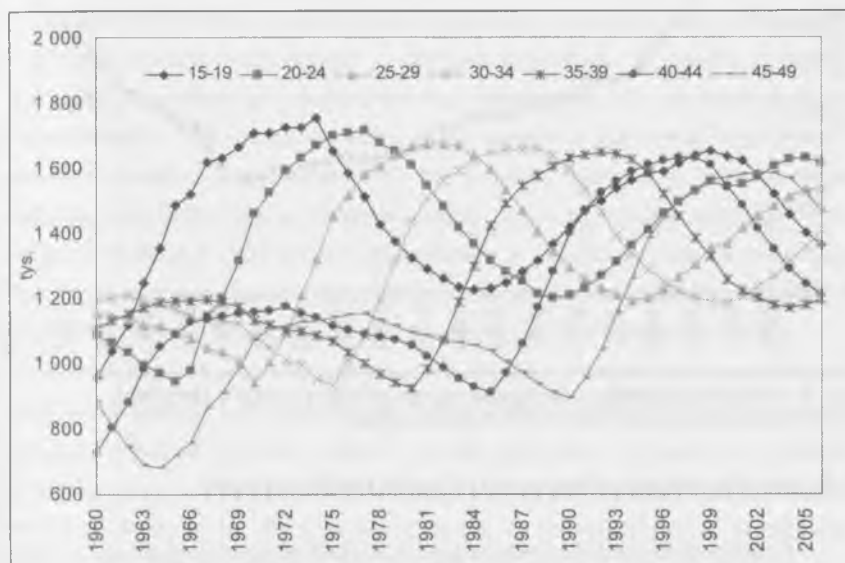
Źródło: Roczniki Demograficzne z lat 1970-2007, Roczniki Statystyczne z lat 1961-1969.

W okresie 1960-1999 liczba kobiet w wieku rozrodczym charakteryzowała się trendem rosnącym, natomiast od 2000 roku malała. Trend rosnący cechuje się zróżnicowanym tempem zmian w czasie (por. rys. 2). Początkowo do 1974 roku liczba kobiet w wieku rozrodczym 15-49 lat szybko rosła, od 1975 do 1990 roku tempo zmian było

wolniejsze (zmiany w czasie liczone w stosunku do roku poprzedniego nie przekraczały 0,5 punktu procentowego). Ponownie szybki wzrost obserwowano się od 1991 do 1999 roku (zmiany w czasie liczone w stosunku do roku poprzedniego przekraczały 1 punkt procentowy). Obserwowane zmienne tempo zmian w czasie sugeruje fluktuacje liczby kobiet w wieku rozrodczym w badanym okresie.

O ile w przypadku liczby urodzeń żywych falowanie wartości jest wyraźne wokół trendu malejącego, to w przypadku liczby kobiet w wieku rozrodczym falowanie wartości występuje wokół trendu rosnącego (por. rys. 1 i 2).

Wyraźniejsze zmiany wartości liczby kobiet w wieku rozrodczym widoczne są w 5-letnich grupach wiekowych, co prezentuje rysunek 3. Powtarzające się cyklicznie okresy wzrostu i spadku liczby kobiet w odpowiednich grupach wiekowych obserwowane są wokół trendów rosnących.



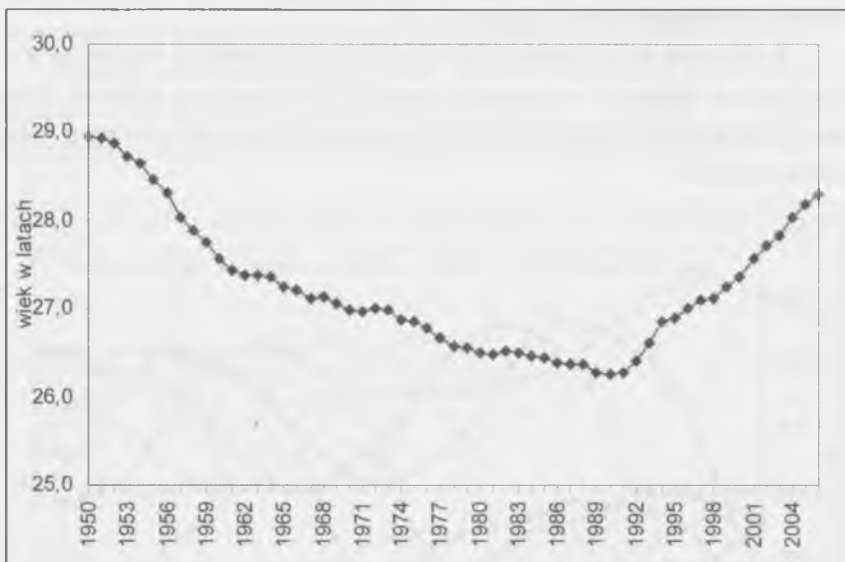
Rys. 3. Liczba kobiet w wieku rozrodczym w 5-letnich grupach wiekowych w Polsce w latach 1960-2006.

Źródło: Roczniki Demograficzne z lat 1970-2007, Roczniki Statystyczne z lat 1961-1969.

Od połowy lat siedemdziesiątych malała liczba kobiet w wieku 15-24 lata, a zwiększała się od początku lat dziewięćdziesiątych. Jednocześnie od początku lat dziewięćdziesiątych zwiększała się liczba kobiet w wieku 30-39 lat. Od 2000 roku obserwuje się wzrost udziałów w ogólnej strukturze kobiet w wieku 15-49 lat grup, które charakteryzują się najwyższą płodnością, czyli w wieku: 20-24, 25-29 oraz 30-34 lata (por. [Sytuacja 2006, s.

59-62]). W stosunku do 1960 roku największe względne zmiany odnotowano w grupie kobiet w wieku 40-44 lata oraz 15-19 lat. Z kolei najmniejsze zmiany względne dotyczyły kobiet w wieku 30-34 lata oraz 25-29 lat.

Syntetycznym obrazem przemian płodności kobiet jest średni wiek kobiety w momencie porodu. Od 1950 roku do 1990 roku obserwowano tendencję spadkową średniego wieku rodzenia (z 28,95 lat do 26,25 lat). Od 1991 roku występowała tendencja rosnąca, w 2006 roku przeciętny wiek kobiety w momencie porodu wynosił 28,3 lat (por. rys. 4).



Rys. 4. Średni wiek kobiety w momencie porodu w Polsce w latach 1960-2006.

Źródło: Roczniki Demograficzne z lat 1951-2007, obliczenia własne.

3. Koncepcja zmiennych wyprzedzających i naśladowujących

Przeprowadzone wcześniej badania nad cyklami koniunktury demograficznej w Polsce pozwoliły na wyodrębnienia zmiennych wyprzedzających umożliwiających wnioskowanie o zmianach koniunktury demograficznej. Punktem wyjścia prowadzonych analiz było dokonanie wyboru zmiennej referencyjnej, czyli szeregu podstawowego odzwierciedlającego główne zmiany w koniunkturze demograficznej. Zmienną tą była liczba ludności, jako że niesie w sobie najważniejsze informacje dotyczące przemian demograficznych, będące rezultatem zarówno czynników wewnętrznych (np. liczby urodzeń wynikających ze zmian

zachowań prokreacyjnych, liczby zgonów wynikających ze zmian stylu i tempa życia oraz struktury wiekowej ludności), jak i zewnętrznych.

W trakcie dalszych badań określono trzy zbiory zmiennych, odnosząc zmiany w czasie tych zmiennych do wyróżnionej zmiennej referencyjnej: wyprzedzające, zbieżne i naśladowujące. Najważniejszym zbiorem jest zbiór zmiennych wyprzedzających, czyli zmiennych doświadczających poszczególnych faz cyklu koniunkturalnego wcześniej niż zmienna referencyjna. Kształtowanie się zmiennych z tego zbioru stanowiło podstawę określenia aktualnej fazy cyklu koniunkturalnego i wyznaczenie prognoz zmiennej referencyjnej. Badania przyczyn przemian demograficznych zawężono do czynników wewnętrznych, tzn. wyłącznie zmiennych demograficznych. A zatem uwzględniono następujące zmienne: liczbę urodzeń, liczbę zgonów, liczbę zgonów niemowląt, liczbę zawartych małżeństw, liczbę rozwodów, współczynnik dzietności oraz średni wiek kobiety w momencie porodu. Wypcyfikowane zmienne stanowiły zbiór potencjalnych zmiennych, wśród których zostały wyróżnione zmienne wyprzedzające i zmienne naśladowujące. W zbiorze zmiennych wyprzedzających znalazły się: liczba urodzeń z wyprzedzeniem 20 lat, liczba zgonów z wyprzedzeniem 21 lat, liczba rozwodów z wyprzedzeniem 24 lata i średni wiek kobiety w momencie porodu z wyprzedzeniem 13 lat. Pozostałe zmienne, tj. liczba zawartych małżeństw oraz liczba zgonów niemowląt, zostały uznane za zmienne naśladowujące wobec zmiennej referencyjnej. Opóźnienie liczby małżeństw w stosunku do zmiennej referencyjnej wynosiło 14 lat, a liczby zgonów niemowląt 25 lat. W rozpatrywanym zbiorze zmiennych nie wyróżniono zmiennej zbieżnej (por. [Krupowicz 2000, s. 103-110], [Krupowicz 2001]).

Kontynuując badania nad cyklicznością przemian demograficznych podjęto próbę znalezienia zmiennych wyprzedzających dla liczby urodzeń. Podobnie jak we wcześniejszych analizach, przyczyny przemian procesu urodzeń upatrywano wyłącznie w czynnikach demograficznych. A zatem liczbę urodzeń traktowano jako zmienną referencyjną, a w zbiorze potencjalnych zmiennych dla wyróżnienia zmiennych wyprzedzających i naśladowujących znalazło się 9 zmiennych: liczba kobiet w wieku rozrodczym 15-49 lat, liczba kobiet w 5-letnich grupach wieku rozrodczego, średni wiek kobiety w momencie porodu. Dostępność danych pozwoliła na objęciem badaniem przedziału lat 1960-2005.

Zmodyfikowane na potrzeby badania postępowanie prowadzące do wyróżnienia zbioru zmiennych wyprzedzających i naśladowujących polegało na przeprowadzeniu następujących etapów (por. [OECD 1987], [Krupowicz 2000, s. 102-118]):

- 1) eliminacji tendencji rozwojowych z szeregów czasowych zmiennych; wyznaczono odchylenia bezwzględne dla zmiennej referencyjnej Y_t i potencjalnych zmiennych X_t ;

$$y'_t = y_t - f(t), \quad (1)$$

$$x'_{it} = x_{it} - f_i(t), \quad (2)$$

gdzie: y_t – wartość zmiennej referencyjnej Y w okresie t,
 $f(t)$ – wartość funkcji trendu zmiennej referencyjnej Y w okresie t,
 x_{it} – wartość zmiennej X_i w okresie t,
 $f_i(t)$ – wartość funkcji trendu zmiennej X_i w okresie t,

- 2) określeniu opóźnień lub wyprzedzeń względem zmiennej referencyjnej; obliczono współczynniki korelacji pomiędzy odchyleniami od trendu zmiennej referencyjnej a odchyleniami od trendu zmiennych ze zbioru potencjalnych zmiennych z uwzględnieniem przesunięć w czasie,
- 3) ustaleniu klas zmiennych: wyprzedzających, zbieżnych i naśladowujących; zastosowano kryterium najwyższej wartości współczynnika korelacji,
- 4) agregacji zmiennych wyprzedzających w syntetyczną zmienną wyprzedzającą; zmienną tą skonstruowano jako średnią arytmetyczną znormalizowanych wartości zmiennych wyprzedzających z uwzględnieniem przesunięcia szeregów czasowych zmiennych wyprzedzających o wyróżniony okres wyprzedzenia. Normalizacji zmiennych ze zbioru zmiennych wyprzedzających dokonano zgodnie ze wzorami:

$$z_{it} = \frac{x_{it} - \bar{x}_i}{\bar{x}_i} + 100, \quad \text{dla } 0 < r_i \leq 1 \quad (3)$$

$$z_{it} = \frac{\bar{x}_i - x_{it}}{\bar{x}_i} + 100, \quad \text{dla } -1 \leq r_i < 0 \quad (4)$$

gdzie: z_{it} – wartość znormalizowana zmiennej X_i w okresie t,
 x_{it} – wartość zmiennej X_i w okresie t,
 \bar{x}_i – wartość średnia zmiennej X_i ,
 r_i – współczynnik korelacji pomiędzy zmienną Y a zmienną X_i ,

- 5) sprowadzenie zagregowanej zmiennej wyprzedzającej do porównywalności z szeregiem czasowym zmiennej referencyjnej; postępowano podobnie jak w etapie pierwszym.

W badanym okresie lat 1960-2005 dla zmiennej referencyjnej – liczby urodzeń oraz dziewięciu potencjalnych zmiennych wyodrębniono funkcje trendu, ich postaci przedstawiono w tabeli 1. Wybrane postaci funkcji trendu odzwierciedlają długookresowe jednokierunkowe

zmiany w czasie poszczególnych zmiennych, nie uwzględniają jednak falowania widocznego na wykresach.

Tabela 1.

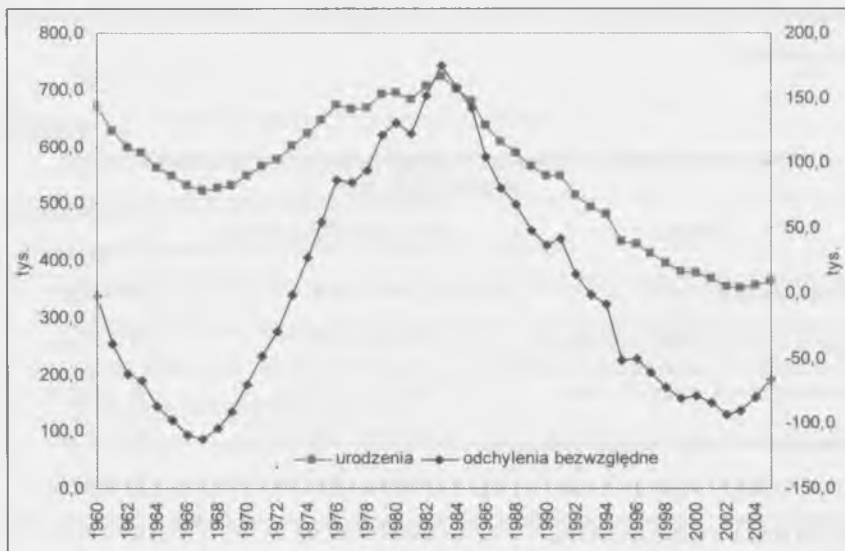
Oszacowane funkcje trendu dla poszczególnych zmiennych demograficznych w latach 1960-2005

Zmienna	Postać analityczna funkcji	Współczynnik determinacji
Liczba urodzeń	$\hat{y}_t = 677,492 - 5,364 t$	$R^2 = 0,407$
Liczba kobiet w wieku rozrodczym	$\hat{x}_{1t} = 7615,088 + 61,877 t$	$R^2 = 0,884$
Liczba kobiet w wieku 15-19 lat	$\hat{x}_{2t} = 1384,663 + 3,356 t$	$R^2 = 0,054$
Liczba kobiet w wieku 20-24 lata	$\hat{x}_{3t} = 1209,252 + 7,821 t$	$R^2 = 0,212$
Liczba kobiet w wieku 25-29 lat	$\hat{x}_{4t} = 1165,896 + 7,013 t$	$R^2 = 0,190$
Liczba kobiet w wieku 30-34 lata	$\hat{x}_{5t} = 1145,919 + 6,081 t$	$R^2 = 0,147$
Liczba kobiet w wieku 35-39 lat	$\hat{x}_{6t} = 1077,118 + 7,799 t$	$R^2 = 0,232$
Liczba kobiet w wieku 40-44 lata	$\hat{x}_{7t} = 894,934 + 13,391 t$	$R^2 = 0,541$
Liczba kobiet w wieku 45-49 lat	$\hat{x}_{8t} = 737,278 + 16,418 t$	$R^2 = 0,677$
Średni wiek kobiety w momencie porodu	$\hat{x}_{9t} = 27,968 - 0,131 t + 0,003 \cdot t^2$	$R^2 = 0,868$

Źródło: obliczenia własne.

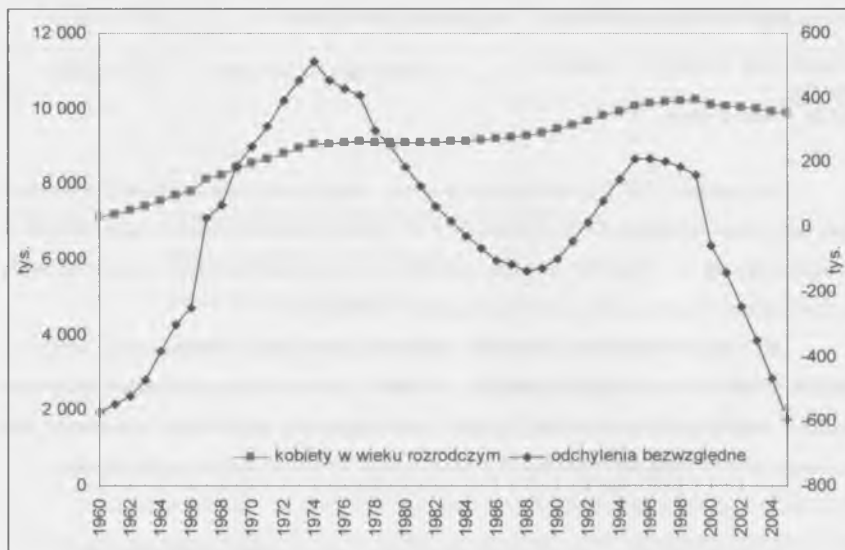
Na rysunkach 5 - 7 przedstawiono wartości rzeczywiste poszczególnych zmiennych oraz odchylenia bezwzględne tych zmiennych od wyodrębnionych tendencji rozwojowych w badanym okresie lat 1960-2005. Analiza wartości oraz przebiegu odchyleń od trendu pozwala zaobserwować wyraźną cykliczność dla wszystkich zmiennych.

Dla utworzenia zbioru zmiennych wyprzedzających zastosowano analizę korelacji, zgodnie z opisem etapu drugiego procedury. W tabeli 2 zestawiono maksymalne i minimalne wartości współczynników korelacji między bezwzględnymi odchyleniami od trendu dla: zmiennej referencyjnej oraz zmiennych z rozważanego zbioru zmiennych potencjalnych.



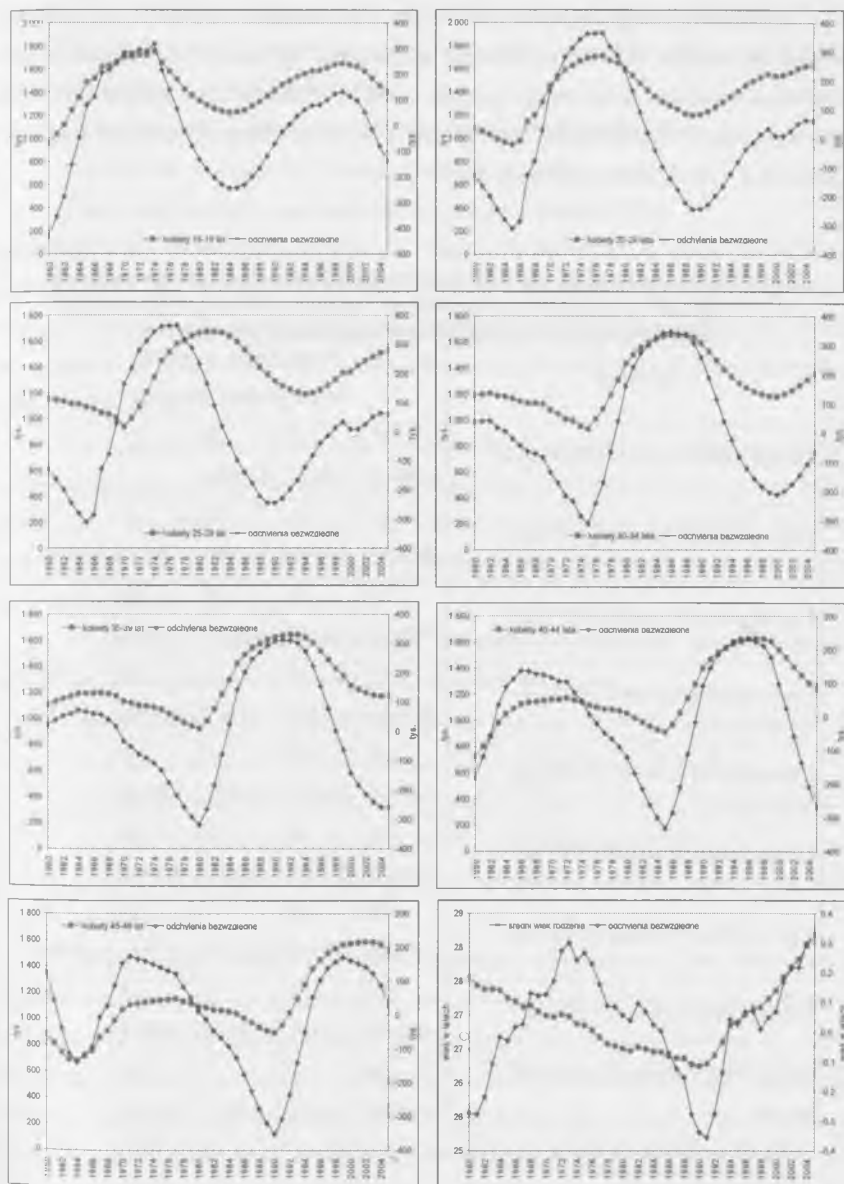
Rys. 5. Liczba urodzeń w latach 1960-2005 i odchylenia bezwzględne od wyodrębnionej funkcji trendu

Źródło: Roczniki Demograficzne z lat 1961-2007, obliczenia własne.



Rys. 6. Liczba kobiet w wieku rozrodczym w latach 1960-2005 i odchylenia bezwzględne od wyodrębnionej funkcji trendu

Źródło: Roczniki Demograficzne z lat 1970-2007, Roczniki Statystyczne z lat 1961-1969, obliczenia własne.



Rys. 7. Liczba kobiet 5-letnich grupach wieku rozrodczego i średni wiek kobiety w momencie porodu w latach 1960-2005 i odchylenia bezwzględne od wyodrębnionej funkcji trendu

Źródło: Roczniki Demograficzne z lat 1961-2007, Roczniki Statystyczne z lat 1961-1969, obliczenia własne.

Ujemna wartość przesunięcia (-p) oznacza, że zmienna X wyprzedza o p okresów zmienną referencyjną Y. Wartość dodatnia przesunięcia (p) oznacza, że zmienna X jest opóźniona o p okresów wobec zmiennej referencyjnej Y. W dalszej części artykułu stosowane będą następujące sformułowania: wyprzedzenie p – do określenia przesunięcia (-p) oraz opóźnienie p – do określenia przesunięcia (p).

Tabela 2.

Maksymalne i minimalne wartości współczynników korelacji między zmienną referencyjną (liczbą urodzeń) a pozostałymi zmiennymi dla wartości odchyłeń bezwzględnych od wyodrębnionych tendencji rozwojowych

Zmienna	Przesunięcie w czasie; Współczynnik korelacji				
	-27	-7	29		
Liczba kobiet w wieku rozrodczym	-0,9842	0,7072	-0,9836		
Liczba kobiet w wieku 15-19 lat	-0,9883	0,7590	0,7590	0,8954	-0,9593
Liczba kobiet w wieku 20-24 lata	-0,8987	0,8548	-0,9555	0,9411	
Liczba kobiet w wieku 25-29 lat	0,8403	-0,8381	0,8407	-0,9750	0,9473
Liczba kobiet w wieku 30-34 lata	0,9103	-0,8367	0,8917	-0,9780	
Liczba kobiet w wieku 35-39 lat	0,8672	-0,7591	0,8667	-0,9941	
Liczba kobiet w wieku 40-44 lata	-0,9524	0,8280	-0,6165	0,7961	-0,9913
Liczba kobiet w wieku 45-49 lat	-0,6689	0,7862	-0,8638	0,8843	
Średni wiek kobiety w momencie porodu	-0,9588	0,8561	-0,9075	0,9013	

Współczynniki korelacji istotne na poziomie $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne.

Na podstawie obliczonych współczynników korelacji ustalono zbiory zmiennych wyprzedzających i naśladowujących wobec zmiennej referencyjnej wraz z wyodrębnieniem właściwego okresu wyprzedzenia i opóźnienia dla każdej z pojedynczych zmiennych. W

zbiorach tych znalazły się zmienne, które charakteryzowały się najwyższym (co do modułu) współczynnikiem korelacji (w tabeli 2 wartości te zostały zaznaczone pogrubioną czcionką).

Zbiór zmiennych wyprzedzających tworzą:

- liczba kobiet w wieku rozrodczym 15-49 lat z wyprzedzeniem 27 lat,
- liczba kobiet w wieku 15-19 lat z wyprzedzeniem 30 lat,
- średni wiek kobiety w momencie porodu z wyprzedzeniem 28 lat.

Natomiast zbiór zmiennych naśladowujących tworzą: liczba kobiet w wieku 20-24 lata z opóźnieniem 9 lat, liczba kobiet w wieku 25-29 lat z opóźnieniem 14 lat, liczba kobiet w wieku 30-34 lata z opóźnieniem 19 lat, liczba kobiet w wieku 35-39 lat z opóźnieniem 24 lata, liczba kobiet w wieku 40-44 lata z opóźnieniem 29 lat, liczba kobiet w wieku 45-49 lat z opóźnieniem 22 lata.

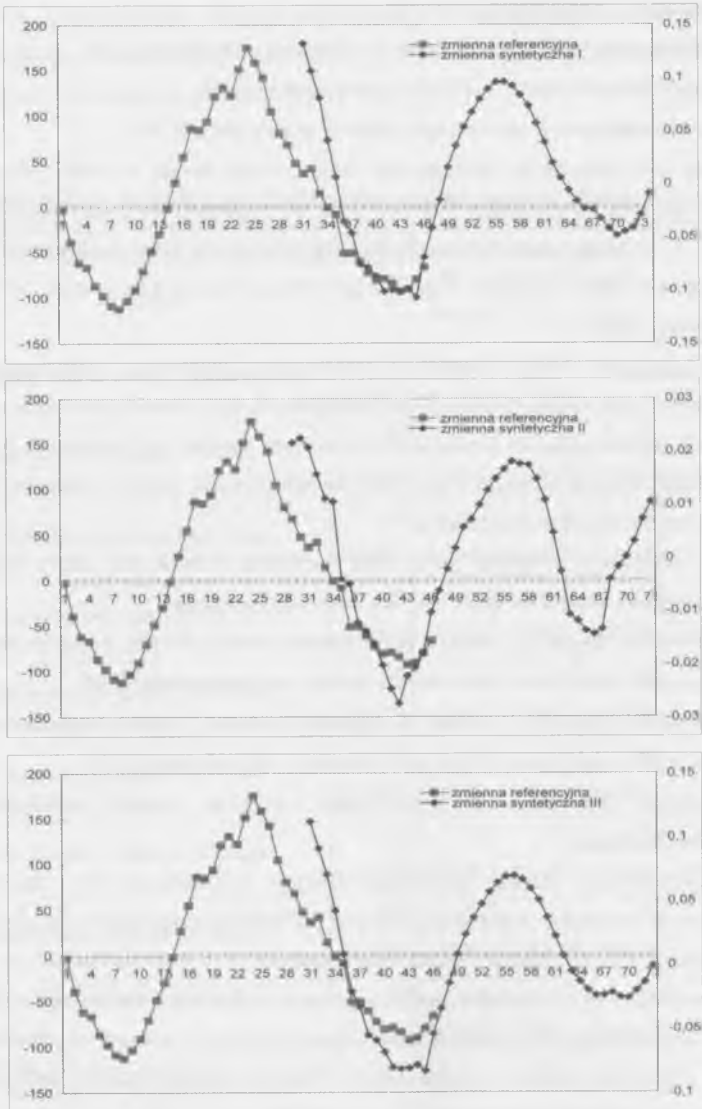
Po ustaleniu zbioru zmiennych wyprzedzających zbudowano syntetyczną zmienną wyprzedzającą jako średnią arytmetyczną znormalizowanych wartości zmiennych ze zbioru zmiennych wyprzedzających. Normalizacja przebiegała zgodnie ze wzorem (4). Agregacja wymagała przesunięcia szeregów czasowych znormalizowanych wartości zmiennych zgodnie z wyróżnionymi okresami wyprzedzenia.

W konstrukcji zmiennej syntetycznej rozważano alternatywne zbiory zmiennych wyprzedzających, ostatecznie utworzono trzy zmienne syntetyczne:

- zmienna syntetyczna I zawiera: liczbę kobiet w wieku 15-19 lat z wyprzedzeniem 30 lat, średni wiek kobiety w momencie porodu z wyprzedzeniem 28 lat,
- zmienna syntetyczna II zawiera: liczbę kobiet w wieku 15-49 lat z wyprzedzeniem 27 lat, średni wiek kobiety w momencie porodu z wyprzedzeniem 28 lat,
- zmienna syntetyczna III wykorzystuje wszystkie zmienne wyróżnione jako wyprzedzające.

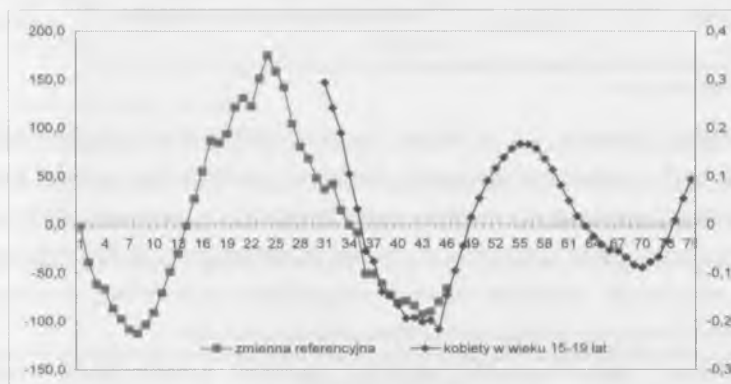
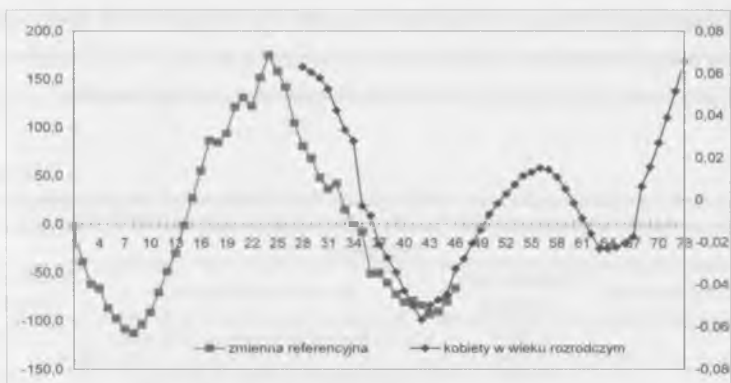
Rozpatrywano również pojedyncze zmienne wyprzedzające. Dla zbudowanych syntetycznych zmiennych wyprzedzających oraz pojedynczych zmiennych wyprzedzających wyodrębniono liniowe funkcje trendu. Na rysunkach 8 i 9 przedstawiono w formie porównywalnej, czyli po eliminacji trendu, odpowiednio: zmienną referencyjną i syntetyczną zmienną wyprzedzającą oraz zmienną referencyjną i pojedynczą zmienną wyprzedzającą. W tabeli 3 zestawiono wartości współczynników korelacji między zmienną referencyjną a zbudowanymi zmiennymi syntetycznymi i pojedynczymi zmiennymi dla ich bezwzględnych odchyłeń od tendencji rozwojowych. Wartości współczynników korelacji (większe od 0,97)

między zmienną referencyjną a syntetycznymi zmiennymi (po sprowadzeniu zmiennych do porównywalności) świadczą o istnieniu wysokiej zależności korelacyjnej.



Rys. 8. Bezwzględne odchylenia od trendu dla zmiennej referencyjnej i syntetycznych zmiennych wyprzedzających.

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 9. Bezwzględne odchylenia od trendu dla zmiennej referencyjnej i pojedynczych zmiennych wyprzedzających

Zródło: obliczenia własne.

Dla pojedynczych zmiennych wyprzedzających zależność korelacyjna jest równie wysoka, jedynie w przypadku średniego wieku kobiety w momencie porodu wartość współczynnika korelacji jest nieznacznie niższa od 0,96 i najniższa spośród wszystkich wartości.

Tabela 3.

Wartości współczynników korelacji między odchyleniami od trendu zmiennej referencyjnej a odchyleniami od trendu zmiennych syntetycznych i pojedynczych zmiennych

Zmienna syntetyczna	Współczynnik korelacji	Zmienna pojedyncza	Współczynnik korelacji
I	0,9877	Liczba kobiet w wieku rozrodczym	0,9842
II	0,9734	Liczba kobiet w wieku 15-19 lat	0,9883
III	0,9882	Średni wiek kobiety w momencie porodu	0,9579

Współczynniki korelacji są istotne na poziomie $\alpha = 0,05$.

Źródło: obliczenia własne.

Analiza rysunków 8 i 9 pozwala zauważyć podobieństwo przebiegu odchyłeń bezwzględnych zmiennej referencyjnej i zmiennych syntetycznych, a także zmiennej referencyjnej i pojedynczych zmiennych wyprzedzających. Co prawda nie obserwuje się wyraźnego górnego punktu zwrotnego dla zmiennych syntetycznych, ale pokrywają się fazy spadku rozważanych zmiennych. Zmienne osiągają dolny punkt zwrotny w tym samym okresie (lub z rocznym przesunięciem) i rozpoczynają fazę wzrostu.

Wobec zaobserwowanych wysokich wartości współczynników korelacji, potwierdzających podobny przebieg odchyłeń bezwzględnych dla liczby urodzeń oraz rozważanych zmiennych można uznać, iż zarówno syntetyczne zmienne wyprzedzające, jak i pojedyncze zmienne wyprzedzające można traktować jako sygnalizatory dla zmian liczby urodzeń w Polsce. Obserwowane odchylenia syntetycznych, jak i pojedynczych zmiennych wyprzedzających, pozwalają zaobserwować, że zmienne te przechodzą kolejne fazy zmian wcześniej niż – analizowana jako zmienna referencyjna – liczba urodzeń. Zmiany liczby urodzeń są zatem konsekwencją wcześniejszych zmian w strukturze kobiet w wieku rozrodczym. Uwzględniając ten fakt, można korzystać z wyróżnionych zmiennych wyprzedzających do określania przyszłych zmian liczby urodzeń.

4. Prognoza liczby urodzeń z wykorzystaniem zmiennych wyprzedzających

Korzystając ze zbudowanych syntetycznych zmiennych wyprzedzających oraz pojedynczych zmiennych wyprzedzających skonstruowano prognozy liczby urodzeń w Polsce

na lata 2006-2010. Realizacja podjętego zadania wymagała zbudowania modeli symptomatycznych, w których rolę zmiennych objaśniających pełniły syntetyczne lub pojedyncze zmienne wyprzedzające. Budowane modele były następującej postaci:

$$y_t = a_0 + a_1 \cdot q_{t-p} \quad (5)$$

$$y_t = a_0 + a_1 \cdot x_{t-p} \quad (6)$$

gdzie: y_t – odchylenia zmiennej referencyjnej Y od wyodrębnionej funkcji trendu,

q_{t-p} – odchylenia syntetycznej zmiennej wyprzedzającej od wyodrębnionej funkcji trendu z wyprzedzeniem p wobec zmiennej referencyjnej Y,

x_{t-p} – odchylenia pojedynczej zmiennej wyprzedzającej X od wyodrębnionej funkcji trendu z wyprzedzeniem p wobec zmiennej referencyjnej Y,

a_0, a_1 – parametry modelu.

W tabeli 4 zestawiono parametry zbudowanych modeli oraz dopasowanie modeli do danych empirycznych. Skonstruowane modele charakteryzowały się bardzo dobrym dopasowaniem do danych empirycznych, bowiem wartości współczynnika determinacji przekraczały wartość 0,9. Dla wszystkich zbudowanych modeli parametry były istotne na poziomie $\alpha = 0,05$.

Tabela 4.
Parametry modeli z syntetyczną zmienną wyprzedzającą oraz pojedynczymi zmiennymi wyprzedzającymi

Wyszczególnienie	a_0	a_1	R^2	s
Z syntetyczną zmienną wyprzedzającą				
I	-26,7067	563,1189	0,9756	7,486
II	-18,1802	3058,124	0,9475	12,980
III	-29,5682	681,601	0,9766	7,336
Z pojedynczymi zmiennymi wyprzedzającymi				
Liczba kobiet w wieku rozrodczym	-22,2086	1331,646	0,9686	10,849
Liczba kobiet w wieku 15-19 lat	-30,8658	265,2236	0,9766	7,325
Średni wiek kobiety w momencie porodu	-17,1271	7760,126	0,9175	16,270

Zródło: obliczenia własne

Prognoza liczby urodzeń – zmiennej referencyjnej – została wyznaczona w następujący sposób:

$$y_t^* = f(t) + y_t^* , \quad t > n \quad (7)$$

gdzie: y_t^* – prognoza ostateczna zmiennej referencyjnej Y,

$f(t)$ – prognoza zmiennej referencyjnej Y z ekstrapolacji funkcji trendu,

y_t^* – prognoza odchyłeń zmiennej referencyjnej Y – z modelu ze zmienną syntetyczną lub pojedynczą zmienną wyprzedzającą.

W tabeli 5 zawarto wartości uzyskanych prognoz ostatecznych liczby urodzeń.

Tabela 5.

Prognozy liczby urodzeń (w tys.) w Polsce na lata 2006-2010

Wyszczególnienie	Lata				
	2006	2007	2008	2009	2010
Na podstawie syntetycznej zmiennej wyprzedzającej					
I	375,3	384,8	396,8	403,0	407,4
II	388,3	395,2	401,9	408,6	407,7
III	372,3	380,4	390,4	395,7	399,3
Na podstawie pojedynczej zmiennej wyprzedzającej					
Liczba kobiet w wieku rozrodczym	366,1	370,5	373,7	377,7	379,2
Liczba kobiet w wieku 15-19 lat	369,2	377,3	387,7	392,7	396,9
Średni wiek kobiety w momencie porodu	387,3	383,6	386,6	387,0	365,5

Zródło: obliczenia własne

Dokonano weryfikacji wyznaczonych na lata 2006-2007 prognoz, w tym celu obliczono względne błędy *ex post* prognoz liczby urodzeń zgodnie ze wzorem (por. [Prognozowanie 2005, s. 50]):

$$\Psi_t = \frac{y_t - y_t^*}{y_t} \cdot 100 \quad t = n+1, \dots, T, \quad (8)$$

gdzie: y_t – wartość rzeczywista zmiennej Y w okresie t,

y_t^* – wartość prognozowana zmiennej Y w okresie t.

Za trafne uznano te prognozy, dla których względny błąd *ex post* nie przekroczył wartości 4%. Wartości błędów *ex post* oraz wartości średniego błędu *ex post* będącego średnią modułów indywidualnych błędów *ex post* wyznaczonych prognoz zestawiono w tabeli 6. Prognozy wyznaczane na podstawie syntetycznych zmiennych wyprzedzających okazały się trafne, błędy *ex post* nie przekraczały co do moduły zadanej wartości krytycznej błędu

względny. W przypadku prognoz wyznaczonych na podstawie pojedynczych zmiennych wyprzedzających nie trafna była jedynie prognoza na 2007 rok uzyskana w oparciu o liczbę kobiet w wieku rozrodczym jako zmienną wyprzedzającą. Porównując jakość uzyskanych prognoz należy zauważyć, że najlepsze rezultaty prognostyczne, tj. prognozy obarczone najmniejszymi błędami, uzyskano przy zastosowaniu zmiennej syntetycznej I, gdzie w jako zmienne wyprzedzające znalazły się liczba kobiet w wieku 15-19 lat i średni wiek kobiety w momencie porodu. Błędy *ex post* nie przekraczały 1%, a więc były znacznie mniejsze niż błąd przyjmowany na poziomie 4%. Wśród prognoz uzyskanych w oparciu o pojedyncze zmienne wyprzedzające najlepsze co do jakości okazały się te uzyskane na podstawie liczby kobiet w wieku 15-19 lat. Co prawda przedział weryfikacji liczby dwa lata, ale pozwala to sformułować ostrożny wniosek, iż zmiany liczby kobiet w najmłodszej grupie wieku rozrodczego, tj. 15-19 lat z wyprzedzeniem niosą istotne informacje o zmianach liczby urodzeń w Polsce.

Tabela 6.

Względne błędy *ex post* prognoz (w %) liczby urodzeń w Polsce na lata 2006-2007

Wyszczególnienie	2006	2007	Średni błąd względny
	Błąd względny		
Na podstawie syntetycznej zmiennej wyprzedzającej			
I	-0,3	0,8	0,6
II	-3,8	-1,9	2,8
III	0,5	1,9	1,2
Na podstawie pojedynczej zmiennej wyprzedzającej			
Liczba kobiet w wieku rozrodczym	2,2	4,5	3,3
Liczba kobiet w wieku 15-19 lat	1,3	2,7	2,0
Średni wiek kobiety w momencie porodu	-3,5	1,1	2,3

Zródło: obliczenia własne

5. Podsumowanie

W badaniu przeprowadzono analizę zmian w czasie liczby urodzeń oraz struktury kobiet w wieku rozrodczym w latach 1960-2005. Wykorzystano koncepcję zmiennych wyprzedzających i naśladowujących. Koncepcja ta, stosowana z powodzeniem w badaniach koniunktury gospodarczej, została zaaplikowana na grunt badań demograficznych dotyczących cykliczności procesów ludnościowych. Użyteczność metody jako narzędzia

analizy i prognozowania koniunktury demograficznej została potwierdzona wcześniejszymi badaniami.

Kontynuując badania nad cyklicznością przemian demograficznych podjęto próbę znalezienia zmiennych wyprzedzających dla liczby urodzeń. Podobnie jak we wcześniejszych analizach, przyczyny przemian procesu urodzeń upatrywano wyłącznie w czynnikach demograficznych. Liczbę urodzeń traktowano jako zmienną referencyjną. Wskazano zbiór zmiennych wyprzedzających dla zmiennej referencyjnej. W zbiorze tym znalazły się: liczba kobiet w wieku rozrodczym 15-49 lat z wyprzedzeniem 27 lat, liczba kobiet w wieku 15-19 lat z wyprzedzeniem 30 lat, średni wiek kobiety w momencie porodu z wyprzedzeniem 28 lat. Wyróżnione zmienne wyprzedzające posłużyły do prognozowania liczby urodzeń w Polsce. Uzyskane prognozy okazały się trafne w przedziale weryfikacji lat 2006-2007, co potwierdza przydatność utworzonego zbioru zmiennych wyprzedzających do prognozowania liczby urodzeń. Przeprowadzona analiza zmierzająca do utworzenia zbioru zmiennych wyprzedzających i wykorzystania tego zbioru do prognozowania liczby urodzeń w Polsce, zawężona była jedynie do czynników związanych ze strukturą kobiet wieku rozrodczego. Skłaniała do sformułowania ostrzegawczego wniosku, że zmiany liczby kobiet w najmłodszej grupie wieku rozrodczego, tj. 15-19 lat z wyprzedzeniem niosą istotne informacje o zmianach liczby urodzeń w Polsce. Niewątpliwie dalsze badania w tym zakresie wymagają uwzględnienia płodności w poszczególnych grupach wieku rozrodczego, bowiem nie tylko zmiany struktury wiekowej kobiet wpływają na kształtowanie procesu urodzeń. Prace takie zostały już przez autorkę podjęte.

Literatura

- Dzienio K., Drzewieniecka K. (1997): *Sytuacja demograficzna Polski. Raport 1996 Rządowej Komisji Ludnościowej*. „Studia Demograficzne” nr 1.
- Kędelski M. (1993): *Demographic Decline in Poland (1991-1992)*. „Studia Demograficzne” nr 4.
- Krupowicz J. (2000): *Koncepcja zmiennych wyprzedzających i naśladujących w badaniach koniunktury demograficznej w Polsce*. „Studia Demograficzne” nr 1 (137).
- Krupowicz J. (2001): *Sygnalizatory przemian demograficznych w Polsce*. Zeszyty Naukowe Sekcji Analiz Demograficznych KND PAN, nr 3/2001.
- OECD Leading Indicators and Business Cycles in Member Countries. Sources and Methods 1960-1985* (1987). No. 39. Paris: OECD.
- Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania* (2005). Red. M.Cieślak. Warszawa: PWN.
- Roczniki Demograficzne GUS z lat 1951-2007*. Warszawa: GUS.
- Roczniki Statystyczne GUS z lat 1961-1969*. Warszawa: GUS.
- Sytuacja demograficzna Polski i założenia polityki ludnościowej w Polsce - raport 2004* (2006). Warszawa: Rządowa Rada Ludnościowa.

Terytorialne zróżnicowanie dyskryminacji kobiet na rynku pracy

Streszczenie

Nierówności pomiędzy kobietami i mężczyznami występowały w społeczeństwach ludzkich od zawsze. Niejednakowa jest sytuacja przedstawicieli różnych płci na rynku pracy. Najwyraźniejszym tego przejawem są dysproporcje płacowe. Celem artykułu jest zbadanie nierównej sytuacji, w jakiej znajdują się kobiety i mężczyźni na rynku pracy w Polsce z uwzględnieniem poziomu rozwoju społeczno – ekonomicznego województw. Analizą objęto okres 1999-2006 r. i wykorzystano badanie struktury wynagrodzeń według zawodów w poszczególnych latach.

Analiza wykazała, iż wynagrodzenia kobiet są niższe od wynagrodzeń mężczyzn, niezależnie od zawodu, wieku, poziomu wykształcenia, wielkości zakładu pracy, czy grup sekcji PKD. Zauważono także istnienie relacji pomiędzy wielkością dysproporcji płacowych między kobietami i mężczyznami a poziomem rozwoju społeczno – ekonomicznego województw w Polsce. Dla województw o najniższym poziomie rozwoju charakterystyczne są najmniejsze dysproporcje płacowe pomiędzy kobietami i mężczyznami. W przypadku województw o wyższym poziomie rozwoju obserwuje się wyższe różnice płacowe.

Wstęp

Przekształcenia gospodarki centralnie planowanej do gospodarki rynkowej przyczyniły się do ujawnienia nierówności społecznych. Jednym z przejawów nierównego traktowania kobiet i mężczyzn jest dyskryminacja na rynku pracy.

Celem opracowania jest zbadanie zróżnicowania terytorialnego nierównej sytuacji przedstawicieli odmiennej płci na rynku pracy w Polsce. W przeprowadzonej analizie uwzględniono poziom rozwoju społeczno – ekonomicznego województw. Przedstawiając nierówną sytuację kobiet i mężczyzn na rynku pracy ograniczono się do dyskryminacji płacowej. Postawione zostały hipotezy, iż wynagrodzenie kobiet jest niższe od wynagrodzenia mężczyzn niezależnie od zawodu, wieku, poziomu wykształcenia, wielkości zakładu pracy, czy grup sekcji PKD, a także iż nierówności płacowe pomiędzy kobietami i

mężczyznami są zróżnicowane regionalnie. Zbadano też, czy istnieje relacja pomiędzy dyskryminacją płacową a poziomem rozwoju społeczno - gospodarczego regionu. Analizą objęto lata 1999-2006 i rozpatrzono sytuację kobiet w polskich województwach.

W pierwszej części opracowania wskazano na przejawy dyskryminacji płacowej ze względu na płeć. Kolejna część obejmuje próbę określenia poziomu rozwoju poszczególnych województw w oparciu o taksonomiczny miernik rozwoju Z. Hellwiga oraz ukazuje relację pomiędzy dyskryminacją płacową a stopniem rozwoju regionalnego.

1. Dyskryminacja płacowa kobiet na rynku pracy

Podział pracy ze względu na płeć występował w społeczeństwach zawsze. Już w czasach przedprzemysłowych zauważyć można było przejawy dyskryminacji kobiet. Występowała ona w sferze kulturowej i dopiero wraz z postępującym uprzemysłowieniem zaczęła przejawiać się także na rynku pracy (Szacka, 2003, s.350). Nierówności w sytuacji kobiet i mężczyzn uwidaczniają się także współcześnie. Zwraca się uwagę na takie przejawy dyskryminacji ze względu na płeć jak częstsze zatrudnianie kobiet w niepełnym wymiarze czasu pracy, większa skłonność pracodawców do zwolnień z pracy kobiet niż mężczyzn, krótsze kariery zawodowe kobiet, a także zjawisko segregacji zawodowej kobiet i mężczyzn, czy niższe płace kobiet niż mężczyzn, które są jednym z najwyraźniejszych przejawów dyskryminacji kobiet (Domański, 1992, s. 26, Szacka, 2003, s.351).

Do czynników określających poziom wynagrodzenia za pracę zaliczyć można ilość i wartość wykonywanej pracy, stopień kwalifikacji, wysiłek potrzebny do wykonywania danej pracy, poziom odpowiedzialności, czy warunki pracy (Zachorowska – Mazurkiewicz, 2006, s. 43). W praktyce często poza wskazanymi czynnikami o wysokości płacy decydują także cechy pracowników, jedną z których jest płeć. Pracodawcy, ustalając wysokość wynagrodzeń, kierują się niejednokrotnie stereotypami dotyczącymi społecznej roli kobiet.

W celu przeanalizowania różnic w sytuacji płacowej obu płci na polskim rynku pracy odwołano się do badania struktury wynagrodzeń według zawodów w latach 1999, 2002, 2004 i 2006²⁵.

Analiza wysokości wynagrodzeń w poszczególnych grupach zawodowych ukazała niższe wynagrodzenia kobiet niż mężczyzn w niemalże każdej grupie. Wyjątek stanowi grupa pracowników biurowych, gdzie wysokości wynagrodzeń pracowników różnych płci są do

²⁵ Podczas analizy ujęto zagadnienie nierówności płacowych w sposób bardziej szczegółowy. Z uwagi na ograniczoną objętość opracowania nie wszystkie elementy analizy zostaną przedstawione.

siebie zbliżone (przykładowo, w 2006 r. różnica pomiędzy wynagrodzeniami kobiet i mężczyzn w tej grupie zawodowej wynosiła 81,82 zł). Największe nierówności uwidaczniają się w przypadku grupy zawodowej parlamentarzysty, wyżsi urzędnicy i kierownicy, gdzie różnica w wysokości wynagrodzeń kobiet i mężczyzn wynosiła w 2006 r. aż 2054,64 zł. Na uwagę zasługuje fakt, iż w grupie tej obserwuje się zwiększanie różnic płacowych na niekorzyść kobiet w przeciągu całego okresu 1999 – 2006 r.

W kolejnym kroku przeanalizowano wysokości wynagrodzeń w poszczególnych grupach sekcji PKD, tj. rolnictwo, łowiectwo i leśnictwo oraz rybactwo (A+B), przemysł oraz budownictwo (C+D+E+F) oraz pozostałe sekcje (G-O). W każdej z przyjętych grup przeciętne wynagrodzenia mężczyzn przewyższały wynagrodzenia kobiet. Największe dysproporcje w 2006 r. występowały w przypadku sektora przemysł i budownictwo (693,96 zł), najmniejsze w sektorze rolnictwo, łowiectwo i leśnictwo oraz rybactwo, gdzie kobiety zarabiała średnio o 333,53 zł mniej niż mężczyźni.

Jako czynnik różnicujący wynagrodzenia podaje się także wiek pracownika (por. Balcerzak – Paradowska (red.), 2003, s. 106). Przeprowadzone przez S.M. Kota (Kot (red.), 1999) badania empiryczne dotyczące profili płacowo – wiekowych ukazały różnice w kształtowaniu się płac kobiet i mężczyzn. Wskazywały one na paraboliczny kształt zależności wysokości płacy kobiet od wieku. W przypadku mężczyzn zaobserwowano zwiększanie się płac wraz ze wzrostem wieku aż do momentu przejścia na emeryturę.

Tabela 1.
Przeciętne wynagrodzenia brutto kobiet jako % wynagrodzeń mężczyzn w zależności od wieku pracownika, Polska, lata 1999, 2002, 2004, 2006

Wiek	1999 rok	2002 rok	Wiek	2004 rok	2006 rok
15 - 25	87,20	90,90	Do 25 lat	89,86	86,46
25 - 30	82,78	88,73	25 - 35	85,77	83,87
30 - 35	75,69	80,54	35 - 45	80,07	76,98
35 - 45	76,55	78,79	45 - 55	84,10	82,84
45 - 55	80,32	82,94	55 - 60	88,43	91,60
55 - 60	89,76	89,92	60 - 65	85,19	85,52
60 - 65	85,58	85,74	65 lat i więcej	73,40	77,26
65 lat i więcej	71,78	79,32			

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2006 r. GUS, Warszawa 2007, Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2004 r., GUS, Warszawa 2005, Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2002 r., GUS, Warszawa 2003, www.ecp.market-service.pl

Analiza wysokości wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w latach 1999-2006, przeprowadzona w niniejszym artykule, ukazała wyższe wynagrodzenia mężczyzn niż kobiet

niezależnie od grupy wiekowej do jakiej należał pracownik (por. tab. 1). Najmniejsze dysproporcje pomiędzy wynagrodzeniami kobiet i mężczyzn występowały, w zależności od roku, w przedziałach wiekowych do 25 roku życia lub 55-60 lat. Największe nierówności płacowe charakterystyczne były dla grup wiekowych 35-45 lat oraz 65 lat i więcej.

Tabela 2.

Charakterystyki opisowe rozkładów przeciętnych wynagrodzeń brutto kobiet i mężczyzn według wieku, Polska, lata 1999, 2002, 2004, 2006

Płeć	Miary pozycyjne				
	Minimum	I kwartyl	Mediana	III kwartyl	Maksimum
1999 rok					
Kobiety	1151	1506	1658	2091	2405
Mężczyźni	1320	1948	2112	2423	3049
2002 rok					
Kobiety	1311	1951	2078	2616	2778
Mężczyźni	1443	2371	2569	2971	3397
2004 rok					
Kobiety	1313	2070	2299	3035	3392
Mężczyźni	1461	2503	2733	3637	4304
2006 rok					
Kobiety	1473	2340	2506	3021	3211
Mężczyźni	1703	2845	3175	3518	3931

Źródło: jak w tabeli 1

Przeanalizowano także charakterystyki opisowe rozkładów przeciętnych wynagrodzeń brutto ze względu na wiek dla obu płci. Porównanie wspomnianych charakterystyk wyraźnie ukazuje wyższe wartości wynagrodzeń mężczyzn. W każdym z analizowanych lat wartość pierwszego kwartyla wynagrodzeń mężczyzn przewyższa wartość mediany wynagrodzeń kobiet. W latach 1999 oraz 2006 wartość mediany wynagrodzeń mężczyzn przewyższa wartość trzeciego kwartyla wynagrodzeń kobiet (por. tab. 2).

Poziom wykształcenia jest kolejnym czynnikiem, który został rozpatrzony jako kryterium różnicujące poziom wynagrodzenia. Najmniejsze nierówności płacowe pomiędzy kobietami i mężczyznami obserwowane były w przypadku osób z wykształceniem średnim (w przypadku lat 2004, 2006 – średnim ogólnokształcącym). Największe różnice w poziomie wynagrodzeń pod względem płci obserwowano pośród osób z wykształceniem wyższym (por. tab. 3).

Prześledzono także zależność pomiędzy wysokościami wynagrodzeń kobiet i mężczyzn pod względem wielkości zakładu pracy. W latach 1999-2006 największe zróżnicowanie płac pod względem płci występowało w przypadku zakładów największych (przykładowo w 2006 r. w zakładach zatrudniających powyżej 5000 osób zarobki kobiet stanowiły 59,75% zarobków mężczyzn). Niewielkie różnice w wysokościach wynagrodzeń

pracowników różnej płci zanotowano w zakładach zatrudniających najmniejszą ilość osób (w 2006 r. kobiety pracujące w zakładach pracy zatrudniających do 20 osób zarabiały średnio 97% wynagrodzenia mężczyzn).

Tabela 3.

Przeciętne wynagrodzenia brutto kobiet jako % wynagrodzeń mężczyzn w zależności poziomu wykształcenia, Polska, lata 1999, 2002, 2004, 2006

Poziom wykształcenia	1999 rok	2002 rok	Poziom wykształcenia	2004 rok	2006 rok
Wyższe	65,79	67,89	Wyższe ze stopniem naukowym co najmniej doktora oraz tytułem magistra, lekarza lub równorzędnym	67,32	68,81
			Wyższe z tytułem inżyniera, licencjata, dyplomowanego ekonomisty lub równorzędnym	65,13	66,20
Srednie	79,18	82,56	Policealne	78,73	84,56
Zawodowe	69,65	69,84	Srednie zawodowe	81,18	80,45
Podstawowe	73,04	73,70	Średnie ogólnokształcące	85,31	85,24
			Zasadnicze zawodowe	71,71	67,57
			Gimnazjalne	75,99	75,51
			Podstawowe i niepełne podstawowe	73,81	72,32

Źródło: jak w tabeli 1

Przeprowadzona analiza wysokości wynagrodzeń pracowników różnych płci w latach 1999-2006 ukazuje niższe wynagrodzenia kobiet niezależnie od zawodu, wieku, poziomu wykształcenia, wielkości zakładu pracy, czy grup sekcji PKD.

2. Regionalne zróżnicowanie nierówności płacowych płci

W celu przeanalizowania różnic w wysokości wynagrodzeń kobiet i mężczyzn w przekroju województw posłużono się wykresami – pudełkami (por. wyk. 1) i ograniczono się do roku 2006. Wykres 1 wyraźnie ukazuje mniejszy zakres zmienności wysokości wynagrodzeń kobiet w stosunku do wysokości wynagrodzeń mężczyzn. Rozstęp, odchylenie standardowe oraz współczynnik zmienności przyjmują wyższe wartości w przypadku wynagrodzeń mężczyzn niż kobiet (por. tab. 4). Wynagrodzenia mężczyzn są dużo wyższe. Ich mediana (2652,42 zł) znacznie przewyższa medianę wynagrodzeń kobiet wynoszącą 2216,64 zł. Co więcej, wartość mediany wynagrodzeń kobiet jest niższa niż pierwszy kwartył wynagrodzeń mężczyzn (por. wyk. 1).

Tabela 4.

Przeciętne wynagrodzenia brutto kobiet i mężczyzn w przekroju województw, 2006 rok
– miary tendencji centralnej i miary zmienności

Miara statystyczna	Płeć	
	Kobiety	Mężczyźni
Srednia	2290,99	2720,80
Mediana	2216,64	2652,42
Odchylenie standardowe	220,85	365,89
Rozstęp	928,84	1491,02
Współczynnik zmienności	0,10	0,13

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2006 r., GUS, Warszawa 2007

Najwyższe wynagrodzenia kobiet występują w województwie mazowieckim. Na wykresie 1 zostały przedstawione jako wartość odstająca. Przyjmuje ona wartość zbliżoną do wartości trzeciego kwartyla wynagrodzeń mężczyzn. Wartość kolejnej z obserwacji odstających, odpowiadającej wysokości wynagrodzenia kobiet w województwie pomorskim, jest niższa niż mediana wynagrodzeń mężczyzn.

Województwa można podzielić na grupy pod względem regionalnego zróżnicowania nierówności płacowych pomiędzy mężczyznami i kobietami.

Do grupy województw o najsilniejszych dysproporcjach płacowych (przeciętne wynagrodzenia brutto kobiet wyrażone jako % wynagrodzeń mężczyzn są w ich przypadku niższe niż ich średnia arytmetyczna pomniejszona o odchylenie standardowe) zalicza się województwa dolnośląskie, małopolskie, śląskie. Województwami, dla których charakterystyczne są typowe nierówności między wynagrodzeniami (określone jako średnia arytmetyczna +/- odchylenie standard.) są kujawsko-pomorskie, lubelskie, lubuskie, łódzkie, świętokrzyskie i zachodniopomorskie, mazowieckie, opolskie, pomorskie i wielkopolskie.



Wykres 1. Rozkład przeciętnych wynagrodzeń brutto w przekroju województw, 2006 rok.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2006 r., GUS, Warszawa 2007

Ostatnia grupa obejmuje województwa o najmniejszych nierównościach pomiędzy wysokością wynagrodzeń kobiet i mężczyzn (powyżej średniej arytmetycznej powiększonej o odchylenie standardowe). Należą do nich województwa podkarpackie, podlaskie, warmińsko-mazurskie.

3. Poziom rozwoju społeczno - ekonomicznego regionów a dysproporcje wynagrodzeń kobiet i mężczyzn

Możliwości rozwoju poszczególnych regionów są zależne od wielu czynników. T. Kudłacz jako kryteria rozwoju regionalnego podaje potencjał demograficzny, nowoczesność struktury gospodarczej, poziom rozwoju gospodarczego, poziom rozwoju przemysłu, poziom rozwoju rolnictwa, ochronę środowiska, potencjał naukowo – badawczy (Kudłacz, 1999, s. 15). Nie bez znaczenia pozostaje także fakt obecności w regionie dużych miast. M. Dutkowski zauważa, iż globalizacja oraz gospodarka oparta na wiedzy sprawiają, iż metropolie stają się lokomotywami wzrostu regionalnego. Do tego rodzaju aglomeracji miejskich zaliczyć można Warszawę, Kraków, Trójmiasto, Poznań czy Wrocław (Szomburg (red.), 2001, s.91).

Anna Organiściak – Krzykowska (2005, s. 73-74) przedstawia podział czynników decydujących o potencjale rozwoju regionu na cztery grupy. Pierwszą z nich tworzą czynniki ekonomiczne, do których zaliczyć można np. wzrost nakładów inwestycyjnych, wzrost dochodów ludności i przedsiębiorstw, wzrost zatrudnienia. Drugą grupę stanowią czynniki społeczne, takie jak ludność i jej struktura, poziom wykształcenia, aktywność zawodowa i gospodarcza ludności itp. Do trzeciej zalicza się czynniki techniczne i technologiczne tj. rozwój zaplecza naukowo – badawczego i wdrożeniowego, czy rozwój przemysłów wysokiej techniki i technologii. Ostatnią grupę tworzą czynniki ekologiczne, takie jak np. zasoby środowiska i sposoby ich wykorzystania, poziom ochrony środowiska.

Czynniki decydujące o poziomie rozwoju regionów podzielić można także na endogeniczne, egzogeniczne oraz czynniki określające endogeniczną zdolność reagowania na zmiany w makrootoczeniu (Strahl (red.), 2006, s. 16). Do pierwszej grupy należą czynniki decydujące o możliwościach rozwoju zasobów regionu w poszczególnych obszarach (np. zasoby demograficzne określone są przez strukturę ludności według wieku i wykształcenia, kwalifikacje zawodowe, integrację społeczności, infrastrukturę intelektualną, warunki życia, instytucje i usługi społeczne oraz aktywność społeczeństwa w działalności samorządów terytorialnych i organizacjach społecznych). Do czynników egzogenicznych związanych ze

zmianami w makrootoczeniu regionu zalicza się procesy globalizacji, procesy integracji europejskiej, zmieniające się warunki makroekonomiczne, zmiany ustrojowe, zmieniającą się koniunkturę gospodarczą, sytuację polityczną, politykę intraregionalną prowadzoną przez państwo, konkurencyjność otaczających regionów. Trzecia grupa czynników obejmuje m.in. elastyczność struktury gospodarki regionu, wewnętrzne możliwości kapitałowe, aktywność i otwartość polityki regionalnej, kompetencje i kwalifikacje władzy regionalnej i lokalnej, aktywność społeczną, infrastrukturę i zasoby intelektualne.

Bazując na przedstawionych powyżej klasyfikacjach, w niniejszym opracowaniu, w celu zbadania poziomu rozwoju polskich województw, przyjęto cztery grupy czynników. Wzorując się na podziale przedstawionym przez A. Organiściak – Krzykowską, wyszczególniono czynniki ekonomiczne, demograficzno – społeczne, techniczne i technologiczne oraz ekologiczne. Do czynników ekonomicznych zaliczono wartość PKB na mieszkańca regionu, liczbę podmiotów gospodarki narodowej zarejestrowanych w rejestrze REGON na 10 tys. ludności, wartość brutto środków trwałych (bieżące ceny ewidencyjne) na 1 mieszkańca, stopę bezrobocia rejestrowanego, nakłady inwestycyjne (ceny bieżące) na 1 mieszkańca, nakłady na działalność badawczo-rozwojową (B+R) (ceny bieżące) na 1 mieszkańca. Przyjęte czynniki demograficzno – społeczne to współczynnik dzietności teoretycznej, współczynnik zawierania małżeństw w stosunku do liczby osób uprawnionych do zawierania związków małżeńskich (ludność w wieku 20 lat i więcej), przeciętne dalsze trwanie życia noworodka – mężczyzn, przeciętne dalsze trwanie życia noworodka – kobiet, liczba zgonów niemowląt na 1000 urodzeń żywych, liczba ludności na 1 łóżko w szpitalach ogólnych, liczba mieszkań w miastach wyposażonych w łazienkę w % ogółu (mieszkań ogółem wyposażonych w łazienkę w % ogółem w przyp. roku 2002), przeciętna powierzchnia użytkowa mieszkania na 1 osobę (przeciętna liczba osób na 1 izbę w przyp. roku 1999), liczba widzów i słuchaczy w teatrach i instytucjach muzycznych na 1000 ludności. Spośród czynników technicznych i technologicznych wybrano liczbę linii kolejowych eksploatowanych normalnotorowych na 100 km² w km, liczbę dróg publicznych o twardej nawierzchni na 100 km² w km, liczbę telefonicznych łączy głównych na 1000 ludności, liczbę samochodów osobowych zarejestrowanych na 1000 ludności. Jako czynnik ekologiczny przyjęto ilość odpadów wytworzonych w ciągu roku na 1 km² w t.

Obliczono współczynniki korelacji pomiędzy poszczególnymi czynnikami a nierównościami w wysokości wynagrodzeń kobiet i mężczyzn²⁶. Najsilniej skorelowane z

²⁶ Szczegółowe wyniki badań dostępne są w Katedrze Statystyki Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, natomiast w niniejszym opracowaniu wskazano jedynie na najsilniejsze zależności.

dysproporcją w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn okazały się czynniki techniczne i technologiczne (np. w przypadku linii kolejowych eksploatowanych normalnotorowych na 100 km² w km współczynniki korelacji wynosiły w latach 1999, 2002, 2004, 2006 odpowiednio: -0,817, -0,747, -0,567, - 0,743). Wysokim stopniem skorelowania z analizowanymi nierównościami płacowymi charakteryzują się także czynniki ekologiczne (w przypadku odpadów wytworzonych w ciągu roku na 1 km² w t współczynnik korelacji dla roku 1999 wyniósł aż -0,928) , a także niektóre czynniki społeczne i demograficzne.

Duża liczba czynników wywierających wpływ na poziom rozwoju regionów oraz wysokie współczynniki korelacji pomiędzy niektórymi z nich a nierównościami płacowymi pod względem płci stwarzają możliwości dalszej analizy, np. budowania modeli statystycznych ukazujących zależności pomiędzy rozpatrywanymi zmiennymi. W opracowaniu natomiast, w oparciu o wymienione powyżej czynniki, na podstawie danych statystycznych z 2006 roku, skonstruowano syntetyczną miarę rozwoju województw – taksonomiczny miernik rozwoju Z. Hellwiga (Nowak, 1990, s. 86). Taksonomiczny miernik rozwoju jest funkcją $Z = f(X_1, X_2, \dots, X_k)$ przekształcającą macierz X , zawierającą obserwacje cech diagnostycznych, w wektor z o wymiarze $[N \times 1]$. W wektorze z_i ($i = 1, 2, \dots, N$) oznacza taksonomiczny miernik rozwoju konkretnego obiektu.

Taksonomiczny miernik rozwoju Z. Hellwiga opiera się na zestandaryzowanych wartościach z_{ik} ($k = 1, 2, \dots, K, i = 1, 2, \dots, N$) cech diagnostycznych X_1, X_2, \dots, X_k . Podstawą miernika jest pojęcie tzw. wzorca rozwoju, którym jest obiekt o współrzędnych zestandaryzowanych: $z_{01}, z_{02}, \dots, z_{0K}$, gdzie $z_{0K} = \max\{z_{ik}\}$, jeśli X_k jest stymulantą, a $z_{0K} = \min\{z_{ik}\}$, jeśli X_k jest destymulantą. Następnie ustala się odległości każdego z obiektów badania od ustalonego wzorca rozwoju za pomocą wzoru:

$$d_i = \left[\sum_{k=1}^K (z_{ik} - z_{0k})^2 \right]^{1/2}, \quad i = 1, 2, \dots, N. \quad (1)$$

Zmienna d_i nie jest unormowana, w związku z czym konstruuje się względny taksonomiczny

$$\text{miernik rozwoju: } z_i = 1 - \frac{d_i}{d_0}, \quad (2)$$

$$i = 1, 2, \dots, N, \text{ gdzie } d_0 = \bar{d} + 2S_d, \bar{d} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N d_i, S_d = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (d_i - \bar{d})^2 \right]^{1/2}.$$

W celu porównania poziomów rozwoju poszczególnych województw dokonano ich grupowania na podstawie otrzymanych wartości taksonomicznych mierników rozwoju za pomocą kryterium bazującego na średniej arytmetycznej oraz odchyleniu standardowym.

\Taksonomiczny miernik rozwoju



Różnice wynagrodzeń pod względem płci



Wykres 2. Terytorialne zróżnicowanie taksonomicznego miernika rozwoju województw i różnic wynagrodzeń pod względem płci, Polska 2006r.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS

Do grupy województw o najwyższym poziomie rozwoju zaliczyć można województwa mazowieckie i wielkopolskie (wartości odpowiadających im taksonomicznych mierników rozwoju znajdują się powyżej wartości odpowiadającej średniej arytmetycznej powiększonej o odchylenie standardowe). Do dwóch kolejnych grup (województwa, dla których wartości taksonomicznych mierników rozwoju mieszczą się w ramach średnia arytmetyczna \pm odchylenie standardowe) zaliczono województwa dolnośląskie, łódzkie, małopolskie, pomorskie, śląskie oraz województwa kujawsko – pomorskie, lubuskie, opolskie, podlaskie, świętokrzyskie i zachodniopomorskie. Na najniższym poziomie rozwoju znalazły się województwa lubelskie, podkarpackie i warmińsko – mazurskie (wartości odpowiadających im taksonomicznych mierników rozwoju znajdują się poniżej wartości odpowiadającej średniej arytmetycznej pomniejszonej o odchylenie standardowe).

W kolejnym kroku rozpatrzono zależność pomiędzy różnicami w wysokości wynagrodzeń kobiet i mężczyzn a poziomem rozwoju społeczno – ekonomicznego województw w Polsce. W województwach, w których taksonomiczny miernik rozwoju przyjmował najniższe wartości, występowały najmniejsze dysproporcje płacowe. Przykładem są województwa podkarpackie i warmińsko – mazurskie. W przypadku województw o najwyższym poziomie rozwoju nierówności płacowe były większe, ale nie najwyższe (por. wyk. 2)²⁷. Współczynnik korelacji pomiędzy taksonomicznymi miernikami rozwoju a nierównościami w wysokości wynagrodzeń kobiet i mężczyzn wyniósł -0,73. Wskazywał on na dość silną zależność pomiędzy poziomem rozwoju regionów a nierównościami w wysokości wynagrodzeń ze względu na płeć. Z uwagi na fakt, iż nierówności płacowe prezentowane były jako przeciętne wynagrodzenia brutto kobiet jako % wynagrodzeń mężczyzn można stwierdzić, iż wraz ze zwiększaniem się poziomu rozwoju regionów zwiększały się także nierówności płacowe ze względu na płeć.

Podsumowanie

Nierówności pomiędzy kobietami i mężczyznami występują zarówno w Polsce jak i na świecie. Przeprowadzane badania (por. np. Gender Gap Index) wskazują na nierówne traktowanie przedstawicieli odmiennych płci. Występujące w dawnych czasach zjawisko dyskryminacji kulturowej ustąpiło miejsca dyskryminacji na rynku pracy, która przejawia się szczególnie wyraźnie w postaci różnic w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn. Przeprowadzona analiza wykazała, iż wynagrodzenia kobiet są niższe od wynagrodzeń mężczyzn niezależnie od wieku, poziomu wykształcenia, wielkości zakładu pracy, zawodu, czy grup sekcji PKD. Zakres zmienności wynagrodzeń kobiet w przekroju terytorialnym jest mniejszy niż zakres zmienności wynagrodzeń mężczyzn. Zaobserwowano zależność pomiędzy nierównościami w wysokości wynagrodzeń kobiet i mężczyzn a poziomem rozwoju społeczno – ekonomicznego regionów. Dla województw o najniższym poziomie rozwoju charakterystyczne są najmniejsze dysproporcje płacowe pomiędzy kobietami i mężczyznami. W przypadku województw o wyższym poziomie rozwoju obserwuje się wyższe różnice płacowe.

²⁷ Nierówności płacowe pomiędzy kobietami i mężczyznami w niektórych województwach (takich jak np. województwo śląskie, dolnośląskie) mogą być związane ze strukturą zatrudnienia, co stanowić może przedmiot dalszych badań.

Literatura

- Balcerzak – Paradowska B. (red.), Graniewska D., Głogosz D., Hebda – Czaplicka I., Kołaczek B., Uścińska G., *Praca kobiet w sektorze prywatnym. Szanse i bariery*, IPiSS, Warszawa 2003.
- Domański H., *Zadowolony niewolnik? Studium o nierównościach między mężczyznami a kobietami w Polsce*, IFiS PAN, Warszawa, 1992.
- Kot S. M. (red.), *Analiza ekonometryczna kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji*, PWN, Warszawa, Kraków 1999
- Kotowska I.E., Sztanderska U., Wóycicka, *Aktywność zawodowa i edukacyjna a obowiązki rodzinne w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa 2007.
- Kudłacz T., *Programowanie rozwoju regionalnego*, PWN, Warszawa 1999.
- Nowak E., *Metody taksonomiczne w klasyfikacji obiektów społeczno – gospodarczych*, PWE Warszawa 1990.
- Opałło M., *Mierniki rozwoju regionów*, PWE, Warszawa 1972.
- Organiściak – Krzykowska A., *Regionalne uwarunkowania bezrobocia*, Wydawnictwo Uniwersytetu Warmińsko – Mazurskiego w Olsztynie, Olsztyn 2005.
- Rocznik Demograficzny*, GUS, Warszawa 2007.
- Siemieńska R. (red.), *Wokół problemów równouprawnienia kobiet i mężczyzn*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa 1997.
- Strahl D. (red.), *Metody oceny rozwoju regionalnego*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu, Wrocław 2006.
- Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2006 r.*, GUS, Warszawa 2007.
- Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2004 r.*, GUS, Warszawa 2005.
- Struktura wynagrodzeń według zawodów w październiku 2002 r.*, GUS, Warszawa 2003.
- Sytuacja demograficzna w Polsce*, GUS, Warszawa 2007.
- Szacka B., *Wprowadzenie do socjologii*, Oficyna Naukowa, Warszawa 2003.
- Szomburg J. (red.), *Polityka regionalna państwa pośród uwikłań instytucjonalno – regulacyjnych*, Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, Gdańsk 2001.
- Zachorowska – Mazurkiewicz A., *Kobiety i instytucje. Kobiety na rynku pracy w Stanach Zjednoczonych, Unii Europejskiej i w Polsce*, „Śląsk” Sp. z o.o. Wyd. Naukowe, Katowice 2006.
- www.weforum.org.

Sławomir Kurek

Instytut Geografii

Akademia Pedagogiczna w Krakowie.

Przestrzenne zróżnicowanie zmian w strukturze wieku ludności Polski

1. Wprowadzenie

Zmiany w strukturze wieku prowadzące do starzenia się ludności są poważnym problemem ekonomicznym i społecznym. Wzrost obciążenia ludności produkcyjnej grupą poprodukcyjną prowadzi do zachwiania stabilności systemów emerytalnych. Z kolei starzenie się zasobów pracy poprzez zwiększenie odsetka ludności w wieku produkcyjnym niemobilnym powoduje zmniejszenie otwartości danej gospodarki na innowacje i wdrażanie nowych technologii. Zwiększenie liczebności pokolenia dziadków i pradiadków, a zmniejszenie liczby dzieci i wnuków wpływa na relacje międzypokoleniowe w zakresie zapotrzebowania na opiekę w starszym wieku, które to w coraz większym stopniu spoczywa na młodszych generacjach. Ponadto, w starzejącym się społeczeństwie wzrasta popyt na usługi związane z ochroną zdrowia i zmienia się struktura konsumpcji, oszczędności oraz form spędzania czasu wolnego.

Podstawową miarą w zakresie stopnia starości demograficznej społeczeństwa jest udział procentowy osób w wieku starszym, zwykle 60 bądź 65 lat i więcej. Jednak, ważne jest śledzenie zmian w pozostałych grupach wieku, gdyż na tej podstawie możemy przewidzieć tendencje w procesie starzenia się i określić w przybliżeniu jego skutki. Zjawisko starzenia się jest wbudowane w dzisiejszą strukturę wieku ludności, poprzez obserwowany od dłuższego czasu spadek poziomu urodzeń, wzrost długości życia oraz falującą grupę wyżów i niżów demograficznych. Wejście w wiek poprodukcyjny licznych roczników wyżu powojennego, które nastąpi w Polsce w ciągu kilku najbliższych lat spowoduje znaczący wzrost wskaźników starości demograficznej, zwłaszcza w zakresie obciążenia grupy produkcyjnej. Według najnowszej prognozy GUS (2008) w okresie 2007-2012 liczba ludności w wieku poprodukcyjnym wzrośnie o 690 tys. (z 6082 do 6774 tys.), ale w okresie 2012-2017 już o 1026 tys. (do 7800 tys.). Spowoduje to prawie dwukrotny wzrost dynamiki wskaźnika obciążenia ludności produkcyjnej grupą poprodukcyjną (z 249 do 278 na 1000 osób w wieku produkcyjnym w najbliższym 5-leciu oraz z 278 do 336 osób w kolejnym).

Kolejnym ważnym aspektem badań nad procesem starzenia się ludności jest obserwacja jego zróżnicowania geograficznego, które wynika z funkcji analizowanych jednostek przestrzennych. Inaczej będzie przebiegać dynamika zmian w strukturze wieku ludności w miastach i na wsi, a w bardziej szczegółowym podziale różnice będą dotyczyć wielkich miast, stref podmiejskich, ośrodków przemysłowych, obszarów postindustrialnych, wsi rolniczych oraz jednostek położonych peryferyjnie. Bezpośrednimi przyczynami tego zróżnicowania będą historia i aktualny stan kierunku i natężenia ruchów migracyjnych, zróżnicowanie rozrodzości i umieralności, a pośrednio poziom uprzemysłowienia i rozwoju usług, oferta rynku pracy i nieruchomości oraz pożądany w danej społeczności lokalnej model rodziny. Geograficzne ujęcie badań nad starzeniem się ludności jest przedmiotem badań stosunkowo nowej subdyscypliny naukowej zwanej gerontologią geograficzną (Warnes, 1982, 1990, 1994; Warnes, Ford 1992; Warnes, Law 1984; Andrews i Phillips 2002, 2005). W szczególności badanie te dotyczą rozmieszczenia i migracji osób starszych (King et al., 2000), przestrzennych relacji międzypokoleniowych (Lin and Rogerson, 1995; Greenwell and Bengston, 1997) oraz rozmieszczenia usług skierowanych do osób starszych (Smith i Ford, 1998; Joseph i Hallman, 1999). Wzrost zainteresowania badaczy przestrzennym aspektem starzenia się ludności w ostatnich latach wynika ze zwiększającej się roli przestrzeni w wymiarze kulturowym i społecznym, a po drugie jest wynikiem niespotykanego wcześniej tempa przemian demograficznych, społeczno-ekonomicznych i technologicznych.

Celem niniejszego opracowania jest określenie przestrzennego zróżnicowania stanu i dynamiki zmian w strukturze wieku ludności Polski w układzie lokalnym (miast i gmin) i stwierdzenie prawidłowości w zmianach geograficznego rozmieszczenia ludności w wybranych grupach wieku ludności. Pod względem metodologicznym podjęto próbę skonstruowania wskaźnika dynamiki zmian w strukturze wieku ludności, który za pomocą jednej wartości określałby ich kierunek (postarzenie bądź odmładzanie) i mierzył ich natężenie. Przedmiotem analizy są 5-letnie grupy wieku ludności (od przedziału 0-4 do 70 lat i więcej) i ich zmiany procentowe. Zakres czasowy analizy obejmuje lata 1988, 1998 oraz 2007. Uzyskano w ten sposób porównanie dwóch zbliżonych przekrojów czasu (1988-1998 oraz 1998-2007) w okresie transformacji społeczno-gospodarczej i próbowano także odpowiedzieć na pytanie, w jaki sposób zmieniła się dynamika zmian w tych dwóch okresach i ich zróżnicowanie przestrzenne. Podjęto także próbę określenia tendencji zmian w strukturze wieku ludności Polski do roku 2030 na podstawie prognozy.

2. Poziom starości demograficznej w 1988, 1998 i 2007 r.

W 1988 r., biorąc pod uwagę udziały ludności w wieku 65 lat i więcej, przestrzenny obraz starości demograficznej odzwierciedlał powojenny podział demograficzny kraju na młodsze ziemie północno-zachodnie i starsze środkowo-wschodnie (Kurek, 2006, 2007, 2008; Ryc. 1). Rozkład wartości odsetka osób starszych wahał się od 0,0 do 21,7%, a największymi udziałami charakteryzowały się obszary wiejskie i małe miasta województw podlaskiego, lubelskiego i świętokrzyskiego. Wśród jednostek o najmniejszym odsetku ludności w tej grupie wieku przeważały ośrodki wówczas nowouprzemysławiane, z rozwijającym się hutnictwem miedzi (Polkowice 2,0%, Lubin 2,8%, Głogów 3,7%), wydobywaniem węgla kamiennego (Łęczna 2,5%, Jastrzębie-Zdrój 3,0%, Żory 3,2%) i brunatnego (Bełchatów 3,7%) oraz przemysłem chemicznym (Police 3,4%, Zdzeszowice 3,6%, Nowa Sarzyna 2,6%) i środków transportu (Jelcz-Laskowice 3,4%), do których migrowała ludność w związku z tworzeniem nowych miejsc pracy. Na tym tle w dużych miastach udziały tej grupy wieku ludności były na średnim, a nawet dość niskim poziomie (Łódź 12,6%, Warszawa 11,9%, Poznań 11,1%, Kraków 9,9%, Gdańsk 9,0%, Wrocław 8,8%, Szczecin 7,7%). Do nowo budowanych osiedli mieszkaniowych napływała ludność w młodym wieku i zakładała rodziny, co powodowało relatywny spadek udziału ludności starszej. W 1998 r. nastąpił wzrost rozpiętości udziałów osób w wieku 65 lat i więcej (od 0,5 do 33,1%) oraz zwiększenie liczby jednostek w przedziale od 15 do 20 oraz powyżej 20%. Obejmowały one nie tylko obszar województwa podlaskiego, lubelskiego i świętokrzyskiego ale także łódzkiego i mazowieckiego. Z kolei zmniejszyła się znacznie liczba miast i gmin o niskich wartościach odsetka tej grupy ludności (poniżej 10%), które nie obejmowały już terenów Polski zachodniej i południowo-zachodniej. Najwyższe wartości zanotowano w peryferyjnie położonych gminach województwa podlaskiego (Orla 33,1%, Bielsk Podlaski 32,3%, Czyże 31,4% oraz Dubicze Cerkiewne 31,3%). Wśród miast najwyższe wartości zanotowano w małych ośrodkach takich jak Brańsk w województwie podlaskim (21,5%), Gnojno w świętokrzyskim (20%) czy Łazy w śląskim (19,5%). Najniższy odsetek osób starszych zamieszkiwał nadal miasta przemysłowe (np. Łęczna 2,7%, Polkowice 4,0%, Połaniec i Bełchatów 4,3%, Żory 4,4%). Z największych miast Łódź i Warszawa charakteryzowały się dość wysokim poziomem starości (16%), natomiast w pozostałych ośrodkach powyżej 200-tysięcznych udział osób w wieku 65 lat i więcej mieścił się w przedziale średnim – 10-15%. Do 2007 r. nastąpił dalszy wzrost zróżnicowania odsetka osób starszych (rozpiętość od 3,9 do 40,5%), a jednostki o wartości poniżej 10% obejmowały swym zasięgiem tylko obszar

Pomorza Gdańskiego i okolic Poznania. Zwiększył się za to obszar o wartościach tego wskaźnika powyżej 15%, rozszerzając się na tereny Górnego Śląska i Opolszczyzny. Największymi udziałami nadal charakteryzowały się gminy województwa podlaskiego, a wśród miast największy odsetek zanotowały Szczawno-Zdrój (20,6%) w województwie dolnośląskim, Sopot (20,3%) oraz Kleszczele w podlaskim (19,9%); ponadto Wąchock, Ciechocinek, Ćmielów oraz Kazimierz Dolny. W dużych miastach nadal największe wartości wystąpiły w Warszawie (17,2%) oraz Łodzi (16,9%).

Biorąc pod uwagę relacje pomiędzy udziałem ludności w wieku 65 lat i więcej a udziałem ludności w wieku 0-14 lat (indeks starości demograficznej), stwierdzono jeszcze większe różnice ilościowe i przestrzenne w trzech badanych przekrojach czasowych (Ryc. 2). W 1988 r. w 14 gminach udział ludności w wieku 65 lat i więcej przewyższył udział dzieci w wieku 0-14, czyli wartość indeksu starości demograficznej przekroczyła 100. Spośród tych jednostek 7 położonych było w województwie podlaskim, 6 w województwie lubelskim i jedna w województwie świętokrzyskim, a wszystkie z nich były gminami wiejskimi. Wśród miast, najwyższym indeksem starości demograficznej charakteryzowały się Podkowa Leśna (87,9; województwo mazowieckie), Koziegłowy (79,2; województwo śląskie), Suraż (77,0; województwo podlaskie) oraz Ćmielów (75,1; województwo świętokrzyskie). W dużych miastach zanotowano średnie wartości tego wskaźnika (Łódź 66,7, Warszawa 62,1, Poznań 50,7, Kraków 47,0, Wrocław 41,2, Gdańsk 42,2, Szczecin 35,5). Niskim poziomem starości demograficznej charakteryzowały się miasta, a wśród nich przeważały jednostki małe, o liczbie ludności nieprzekraczającej 20 tysięcy. Niemniej jednak, podobnie jak w przypadku udziału ludności w wieku 65 lat i więcej, najniższe wartości indeksu starości wystąpiły w ośrodkach przemysłowych różnej wielkości. W układzie przestrzennym dominowały jednostki z niskimi wartościami tego wskaźnika (poniżej 40 osób) rozciągając się na terenach Polski północnej, zachodniej i południowej. Najbardziej niekorzystna sytuacja wystąpiła w gminach położonych peryferyjnie, wzdłuż północno-wschodniej granicy kraju. W 1998 r. wartości indeksu starości wahały się od 2,5 do 276,4, a obszar o przewadze osób starszych nad dziećmi zwiększył swój zasięg do Polski środkowej. Oprócz gmin województwa podlaskiego wysokie wartości tego wskaźnika (powyżej 100) zanotowano także w niektórych miastach (Kleszczele 175,8, Kazimierz Dolny 149,1, Koziegłowy 135,6, Sopot 127,1, Szczawno-Zdrój 121,0 a także Warszawa, Łódź, Frampol, Wąchock, Ćmielów i Skalmierz). W układzie przestrzennym obszar o niskich wartościach indeksu starości demograficznej skurczył się do wybranych gmin na północy kraju i na krańcach południowych, a większą część obszarów północno-zachodnich i południowo-zachodnich zajmowały jednostki w

przedziale 40-60 osób w wieku 65 lat i więcej przypadających na 100 osób w wieku 0-14 lat. Największe zmiany wystąpiły w okresie 1998-2007. Obszar o wartościach wskaźnika powyżej 100 osób rozciągnął się w kierunku południowo-zachodnim oraz objął także miasta. Z kolei obszar o niskich wartościach indeksu (poniżej 40) zmniejszył się, obejmując jedynie tereny Kaszub, a jednostki o wartościach w przedziale 40-60 tworzyły zwarty obszar w Polsce północno-zachodniej oraz w województwie małopolskim. Znacząco wzrósł poziom wartości tego wskaźnika w Sudetach, gdzie w 2007 r. dominowały jednostki w przedziale 80-100. Rozpiętość wartości indeksu starości wzrosła i wahała się od 25 do 527 osób. Wzrosła znacznie liczba miast o przewadze odsetka osób starszych nad dziećmi, a wśród nich znalazły się największe ośrodki (Łódź 150,7, Warszawa 145,4, Wrocław 134,3, Kraków 119,9, Poznań 118,9, Szczecin 116,0, Gdańsk 114,3).

3. Zmiany w strukturze wieku ludności na wybranych przykładach

Analizując rozkład struktury wieku ludności (według 5-letnich grup wieku) należy stwierdzić znaczne różnice dla Polski w układzie miasto-wieś. Na obszarach wiejskich w 1988 r. odsetki ludności w młodszych grupach wieku były wyższe niż w mieście (w przedziałach 0-14 oraz 20-29 lat), z kolei ludność miast charakteryzowała się wyraźną nadwyżką w grupie wieku produkcyjnego mobilnego (30-44 lata) oraz niewielką przewagą w przedziałach 45-54 lata. Natomiast na wsi zaobserwowano nadwyżki w grupach 60-69 lat, a zwłaszcza 70 lat i więcej. Różnice te wynikały głównie z przemieszczeń migracyjnych pomiędzy wsią a ośrodkami miejskimi, stąd zdecydowanie mniejsze udziały ludności młodszej produkcyjnej na wsi. W 1998 r. nadal obszary wiejskie Polski cechował mniejszy udział dzieci (0-14 lat) w stosunku do miast, ale wyraźna przewaga miast wśród ludności produkcyjnej przesunęła się do starszych przedziałów (40-54 lata). Nastąpiło także zmniejszenie różnicy pomiędzy miastem a wsią w najstarszych grupach wieku (65 lat i więcej), ale nadal to ludność wsi charakteryzowała się wyższym poziomem starości. W okresie 1998-2007 nastąpił dalszy spadek udziałów dzieci i młodzieży (większy w miastach), co spowodowało przewagę ludności wsi w grupach 0-24 lata. Nadwyżka odsetka ludności miejskiej w 2007 r. występowała w grupach 25-34 lata oraz w przedziałach ludności produkcyjnej niemobilnej i częściowo w wieku emerytalnym (45-69 lat), co świadczy o starzeniu się ludności w wieku produkcyjnym. Obszary wiejskie natomiast, wykazywały się nadwyżką odsetka ludności w grupach 70 lat i więcej (Ryc. 3 i 4).

Dla porównań bardziej szczegółowych wzięto pod uwagę 3 jednostki o zróżnicowanym poziomie odsetka osób w wieku 65 lat i więcej oraz indeksu starości demograficznej, a mianowicie gminę Kleszczele (województwo podlaskie) jako przykład jednostki o zaawansowanym stanie starości, miasto Łęczna (województwo lubelskie) jako przykład ośrodka przemysłowego o dużym napływie ludności młodej oraz Warszawę dla zobrazowania zmian w dużym mieście (Ryc. 5). Porównując te trzy jednostki przestrzenne w 1988 r. można zauważyć bardzo wysoką koncentrację ludności Łęcznej w grupach wieku 25-39 (ponad 36%) oraz 0-14 lat (ponad 38%). Znacznie mniejszą koncentrację w wymienionych wyżej grupach wieku reprezentowała ludność Warszawy, ale z kolei ze znaczną przewagą ludności w starszych grupach wieku. Struktura wieku populacji Kleszczeli była wysoce anormalna, gdzie ponad 54% ludności liczyła przynajmniej 45 lat. W okresie 1988-1998 największe zmiany w rozkładzie wieku populacji zaobserwowano w Łęcznej, gdzie nastąpił wyraźny spadek udziału dzieci w wieku 0-14 lat oraz młodej ludności produkcyjnej (25-34 lata) – związany ze spadkiem napływu osób do pracy w górnictwie. Wzrost odsetka ludności można było zauważyć w przedziałach 40-49 lat, w związku z postarzeniem ludności produkcyjnej. Podobne zmiany, lecz na mniejszą skalę dało się zaobserwować w przypadku struktury wieku ludności Warszawy, lecz z wyraźnym wzrostem odsetka ludności starszej. W gminie Kleszczele nastąpił dalszy wzrost odsetka ludności najstarszej (powyżej 65 lat), lecz zaobserwowano tam spadek udziału ludności produkcyjnej niemobilnej (45-64 lata). W 2007 r. największym odsetkiem dzieci w wieku 0-4 lat spośród tych trzech jednostek charakteryzowała się Warszawa, natomiast wysokie udziały Łęcznej występowały w przedziałach 5-24 lata oraz 40-54 lata. Ludność stołeczna charakteryzowała się najwyższymi udziałami w grupie 25-39 lat, co świadczy o dalszym napływie migracyjnym oraz w wieku 55-59 lat. W gminie Kleszczele z kolei, największa przewaga wystąpiła w najstarszych grupach wieku (60 lat i więcej), chociaż należy stwierdzić niewielki spadek odsetka ludności w wieku 55-69 lat.

Interesujące wyniki można uzyskać również porównując roczne zmiany w udziałach poszczególnych grup wieku ludności (Ryc. 6). Przeanalizowano tu zmiany od 1995 r. (od tego roku możliwe jest uzyskanie danych Banku Danych Regionalnych GUS). Ze względów poglądowych poszerzono wykaz porównywanych miejscowości do 10 na przykładzie dużych miast, ośrodków przemysłowych, gmin o utrzymującym się wysokim przyroście naturalnym (z regionu Kaszub i Karpat) oraz peryferyjnych i odpływowych obszarów wiejskich. Ze względu na ramy objętościowe tego opracowania prześledzono jedynie wybrane grupy wieku.

W grupie wieku 0-4 lata w drugiej połowie lat 1990. można zauważyć wyraźny spadek udziałów, największe w ośrodkach przemysłowych w wyniku zakończenia przejścia roczników napływowych przez wiek reprodukcyjny, ponadto duży spadek udziałów dzieci nastąpił w obszarach dotąd prężnych demograficznie (Kaszuby, Małopolska) i we wsiach położonych peryferyjnie. Nieco bardziej zrównoważone zmiany miały miejsce w dużych miastach. Na początku XXI wieku następuje zahamowanie tempa spadku odsetka dzieci i zrównanie ich udziałów w małych ośrodkach przemysłowych jak i dużych miastach. Ponadto w ostatnich latach te ostatnie wykazują niewielki wzrost udziału tej grupy ludności, wskutek zwiększenia poziomu urodzeń i wejścia w wieki reprodukcyjny fali echa wyżu z lat 80. Natomiast ciągły spadek udziałów ludności wyraźnie widać w grupie wieku 10-14 lat, z tymże największa dynamika wystąpiła w Łęcznej i Bełchatowie. Świadczy to o tym, że napływ migracyjny związany z ofertami pracy do tych ośrodków się już zakończył i następuje starzenie się ludności in-situ. Zupełnie inne tendencje można było zaobserwować w badanym okresie w grupie wieku 20-24 lata (ludność produkcyjna mobilna, a także grupa potencjalnych studentów). Wyraźnym wzrostem tej kategorii ludności charakteryzują się ośrodki przemysłowe oraz gminy młode demograficznie (Łabowa, Luzino). Spadek tej grupy widoczny jest od ok. 2002 r. w dużych miastach, co przy utrzymującej się tendencji może wpłynąć na liczbę studentów w najbliższym czasie. Z kolei zmiany w grupie wieku przedemerytalnego (w wieku 55-59 lat) sugerują spodziewany wzrost poziom starości społeczeństwa, gdyż za wyjątkiem gmin o bardzo starej strukturze wieku ludności (Kleszczelce, Dubicze Cerkiewne – gdzie wzrost udziałów w tej grupie został zahamowany), zaobserwowano znaczący przyrost odsetka ludności (największy w dużych miastach). W zagregowanej grupie wieku 65 lat i więcej od 1995 r. można zauważyć gwałtowny przyrost udziału tej kategorii ludności w gminach Podlasia, następnie w ośrodkach przemysłowych i dużych miastach, natomiast w młodych demograficznie gminach zmiany te nie są tak wyraźne.

4. Dynamiczny indeks zmian w strukturze wieku ludności

Aby jednolicie przedstawić dynamikę zmian struktury wieku ludności w układzie przestrzennym, zaproponowano dynamiczny indeks starzenia się ludności, pozwalający na analizę przemian struktury wieku na podstawie jednej, syntetycznej zmiennej. W tym celu przyjęto założenie, że wzrost udziałów procentowych ludności w młodszych grupach wieku ludności (przedprodukcyjnej i produkcyjnej mobilnej) przyczynia się do odmłodzenia

struktury wieku, natomiast analogiczny wzrost w starszych grupach wieku (produkcyjnej niemobilnej i poprodukcyjnej) prowadzi do postarzania struktury wieku. Następnie obliczono ilorazy udziałów procentowych w 5-letnich grupach wieku pomiędzy analizowanymi okresami i przekształcono otrzymane wyniki (poprzez odjęcie od jedności), tak aby dodatnie wartości w poszczególnych grupach wieku wskazywały na postarzanie a ujemne na odmładzanie. Ostatecznie, zsumowano wartości dla poszczególnych przedziałów wieku i otrzymano wskaźnik syntetyczny zmian w strukturze wieku ludności. Do obliczeń wzięto pod uwagę dwa podokresy 1988-1998 oraz 1998-2007. Im wyższa wartość indeksu, tym większa dynamika starzenia się ludności, natomiast wartości ujemne świadczą o odmładzaniu struktury wieku danej populacji.

$$I_{ds} = \sum_{x=0-4}^{40-44} \left(1 - \frac{p(x)_{t+1}}{p(x)_t}\right) + \sum_{x=45-49}^{70+} \left(\frac{p(x)_{t+1}}{p(x)_t} - 1\right)$$

I_{ds} – dynamiczny indeks zmian w strukturze wieku

$p(x)$ – udział ludności w przedziale wiekowym x

$t, t+1$ – badany okres czasu

W okresie 1988-1998 największymi wartościami wskaźnika I_{ds} charakteryzowały się miasta o dominującej funkcji przemysłowej (Polkowice 6,3, Jastrzębie-Zdrój 6,1, Lubin 5,7, Głogów 4,9, Żory 4,8) a także małe miasta (Małogoszcz 5,5, Annopol 4,7, Barcin 4,4). Wśród obszarów wiejskich największą dynamikę zmian w strukturze wieku zanotowano w gminie Lutowiska (5,1). Dość wysoką dynamiką starzenia się ludności charakteryzowały się także duże miasta (np. Szczecin i Wrocław 2,4, Gdańsk 2,3, Kraków 2,1, Poznań 2,0, Łódź i Warszawa 1,8). Na wysoką dynamikę starzenia się w ośrodkach przemysłowych niewątpliwie duży wpływ miało zahamowanie imigracji związane z trudnościami na rynku pracy, podobnie w małych ośrodkach nastąpił duży odpływ migracyjny do większych miast. Z kolei w największych ośrodkach nastąpił wyraźny spadek poziomu rozrodczości, co spowodowało zwiększanie się udziałów ludności w starszych grupach wieku. Zaobserwowano także, że w 1081 jednostkach nastąpiło odmłodzenie struktury wieku populacji, głównie na obszarach wiejskich. W układzie przestrzennym wyraźnie widoczny jest podział na starzejące się obszary, które dotąd były uznawane za młode demograficznie (ziemie północno-zachodniej) oraz relatywnie odmładzające się obszary Polski wschodniej, o wysokim stanie zaawansowania starości demograficznej (Ryc. 7). W szczególności wysoką dynamiką procesu

starzenia się ludności charakteryzowały się tereny przemysłowe Górnego Śląska, obszary Sudetów oraz północno-zachodnich krańców Polski. Ponadto wysokie wartości tego wskaźnika zauważono na obszarze Bieszczad. W układzie miasto-wieś wyraźnie widoczna jest wysoka dynamika starzenia się w miastach (w tym w wielkich ośrodkach). W drugim badanym podokresie 1998-2007, nadal wysoka dynamika starzenia się ludności wystąpiła w miastach przemysłowych (np. Połaniec 9,1, Łęczna 7,4, Jelcz-Laskowice 6,0, Bełchatów 5,5) oraz małych ośrodkach (np. Wolin 4,3). Mniejszą dynamiką w tym ostatnim okresie charakteryzowały się duże miasta (Szczecin 1,9, Łódź 1,6, Gdańsk 1,4, Wrocław 1,3, Poznań 1,2, Kraków 1,0, Warszawa 0,4). Związane to było z poprawą sytuacji na rynku pracy w dużych miastach, a także zwiększonym napływem ludzi młodych w celach edukacyjnych. Tylko w 23 jednostkach stwierdzono odmładzanie się struktury wieku, dotyczyło to głównie terenów położonych wokół wielkich miast (strefa podmiejska) – np. gminy Łomianki i Jabłonna oraz miasto Piaseczno w aglomeracji warszawskiej czy miasto Luboń w aglomeracji poznańskiej. W układzie przestrzennym nastąpiło zwiększenie polaryzacji pomiędzy terenami o niskiej i wysokiej dynamice starzenia się ludności. Wysokimi wartościami tego wskaźnika charakteryzowały się obszary województwa warmińsko-mazurskiego, pomorskiego, zachodniopomorskiego, lubuskiego, dolnośląskiego, opolskiego oraz śląskiego.

Utrzymujące się tendencje w zakresie przestrzennego zróżnicowania przemian w strukturze wieku ludności Polski mogą doprowadzić do zmiany demograficznego obrazu Polski. Według sporządzonej prognozy starzenia się ludności Polski w układzie miast i gmin (Kurek, 2008), w 2030 r. obszary o najwyższych odsetkach ludności starszej będą się koncentrować wzdłuż tzw. ściany wschodniej (przygraniczne tereny województwa podlaskiego i lubelskiego), we wschodniej części województwa mazowieckiego, północnej części łódzkiego, w obrębie GOP, w południowej części Opolskiego oraz w Sudetach (Ryc. 8). Z kolei, relatywnie niskim poziomem starości pod względem udziału ludności w wieku 65 lat i więcej charakteryzować się będą tereny południowej małopolski, północnej części województwa podkarpackiego, obszary Kaszub, środkowo-zachodniej części wielkopolskiego (w tym strefy podmiejskiej Poznania) oraz wokół innych wielkich aglomeracji (warszawskiej, bydgosko-toruńskiej, trójmiejskiej, wrocławskiej, lubelskiej). Porównując rozkład przestrzenny poziomu starości demograficznej (zarówno na podstawie odsetka ludności w wieku 65 lat i więcej jak i indeksu starości demograficznej) z sytuacją w roku 2007, łatwo zauważyć istotne zmiany w koncentracji obszarów o wysokim i niskim poziomie starości. Tradycyjny obraz demograficzny młodej Polski północno-zachodniej i starej środkowo-

wschodniej ulegnie rozczłonkowaniu ze względu na, z jednej strony wzrost poziomu starości na Górnym Śląsku, Opolszczyźnie i w Sudetach oraz w pewnym sensie na północno-zachodnim wybrzeżu, a z drugiej strony relatywne jego zmniejszenie w Wielkopolsce, na Podkarpaciu i na obrzeżach wielkich miast. Przyczyni się do tego zapewne dalszy rozwój procesów suburbanizacyjnych i wzrost gospodarczy pewnych regionów i ich centrów, a także kontynuacja tradycyjnych wartości wysokiej płodności na obszarze Kaszub i południowej Małopolski.

5. Podsumowanie

W pracy przeanalizowano zmiany w strukturze wieku ludności Polski w układzie przestrzennym, obejmując analizą w sumie 3046 miast i gmin. Stwierdzono, znaczne różnice pomiędzy obszarami o różnych funkcjach i ośrodkami różnej wielkości. Zaobserwowano zmieniający się układ przestrzenny stanu zaawansowania i dynamiki procesu starzenia się ludności w Polsce. Ziemie północno-zachodnie i południowo-zachodnie (w tym Opolszczyzna i Górny Śląsk) charakteryzowały się wzrostem tempa dynamiki starzenia się ludności porównując dwa podokresy 1988-1998 (a więc pierwszego dziesięciolecia transformacji społeczno-gospodarczej) oraz 1998-2007 – okresu stabilizacji gospodarczej i wejścia do Unii Europejskiej. Znaczące zmiany w strukturze wieku ludności zauważono w przypadku ośrodków intensywnie uprzemysławianych w latach 1970. i 80., w których postarzenie napływowej kohorty z tamtego okresu przyczynia się do ich gwałtownego starzenia się. Wskazano także na rozwój procesów suburbanizacyjnych, które mogą kształtować strukturę wieku ludności dużych miast i obszarów ich otaczających. Pod względem metodologicznym zaproponowano indeks dynamicznych zmian w strukturze wieku ludności I_{ds} , który za pomocą jednej syntetycznej zmiennej pozwala stwierdzić czy dana populacja starzeje się czy odmładza oraz pozwala na względne porównanie badanych jednostek między sobą i wykrycie prawidłowości przestrzennych tych przemian. Kontynuacja niniejszych tendencji w zakresie przemian w strukturze wieku ludności polegających na pogłębieniu dynamiki procesu starzenia się w Polsce północno-zachodniej i w miastach, natomiast spowolnienie na obszarach wiejskich Polski środkowej i wschodniej, spowoduje całkowite zatarcie się utrwalonego do tej pory powojennego podziału na młodsze demograficznie ziemie odzyskane i starsze ziemie dawne.

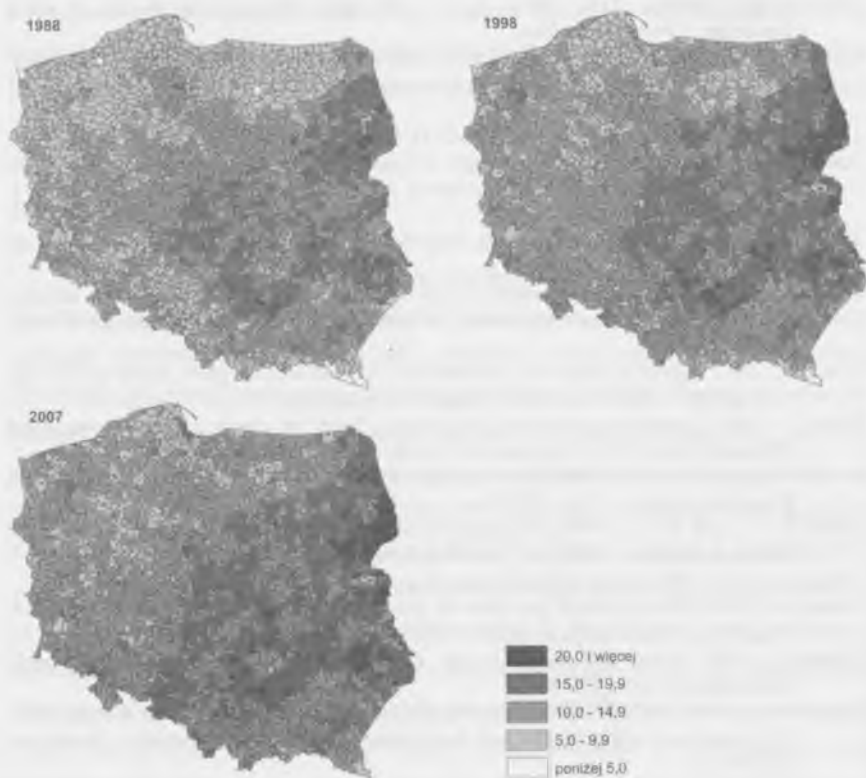
BIBLIOGRAFIA

- Andrews G. J., Phillips, D. R., 2002, *Changing local geographies of private residential care for older people 1983-1999: lessons for social policy in England and Wales*, Social Science and Medicine, 55, s. 63-78.
- Andrews G.J., Phillips, D.R., 2005, *Ageing and Place. Perspectives, Policy, Practice*, Routledge, London, New York.
- Greenwell L., Bengston V., 1997, *Geographic distance and the contact between middle-aged children and their parents*, Journal of Gerontology, 52B, s. 13-26.
- GUS, 2008, *Prognoza ludności na lata 2008-2035*, www.stat.gov.pl
- Joseph A. E., Hallman B.C., 1998, *Over the hill and far away, distance as a barrier to the provision of assistance to elderly relatives*, Social Science and Medicine, 46, 6, s. 631-639.
- King R., Warnes T., Williams A., 2000, *Sunset Lives, British retirement migration to the Mediterranean*, Oxford, Berg.
- Kurek S., 2006, *Taksonomiczne różnicowanie struktur wieku ludności Polski w układzie miast i gmin na tle procesu starzenia się ludności*, Studia Demograficzne, nr 2/150, s. 78-95.
- Kurek S., 2007, *Typologia procesu starzenia się ludności miast i gmin Polski na tle jego demograficznych uwarunkowań*, Przegląd Geograficzny, 79, 1, s. 133-156.
- Kurek S., 2008, *Typologia starzenia się ludności Polski w ujęciu przestrzennym*, Prace Monograficzne nr 497, Wydawnictwo Naukowe Akademii Pedagogicznej, Kraków.
- Lin G., Rogerson A., 1995, *Elderly parents and the geographic availability of their children*, Research on Aging, 17, s. 303-331.
- Smith G. C., Ford R. G., 1998, *Geographical change in residential care provision for the elderly in England, 1988-1993*, Health and Place, 4, s. 15-31.
- Warnes A. (red.), 1982, *Geographical Perspectives on the Elderly*, Chichester: Wiley.
- Warnes A., 1990, *Geographical questions in gerontology: needed directions for research*, Progress in Human Geography, 14, s. 24-56.
- Warnes A., 1994, *Cities and elderly people: recent population and distributional trends*, Urban Studies, 31, s. 799-816.
- Warnes A., Ford R., 1992, *The Changing Distribution of Elderly People: Great Britain, 1981-91*, Department of Geography and Age Concern Institute of Gerontology, Occasional Paper no. 37.
- Warnes A., Law C. M., 1984, *The elderly population of Great Britain: locational trends and policy implications*, Transactions of the Institute of British Geographers, NS 9, s. 37-59.

RYCINY 1-8

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS

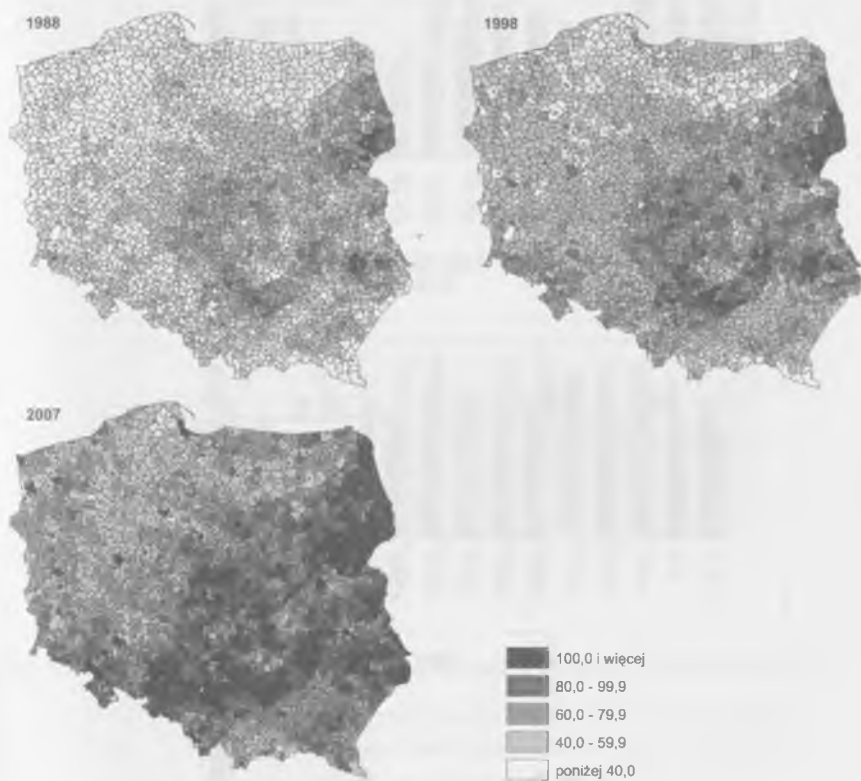
Ryc. 1 Udziały procentowe ludności w wieku 65 lat i więcej w latach 1988, 1998 i 2007



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS

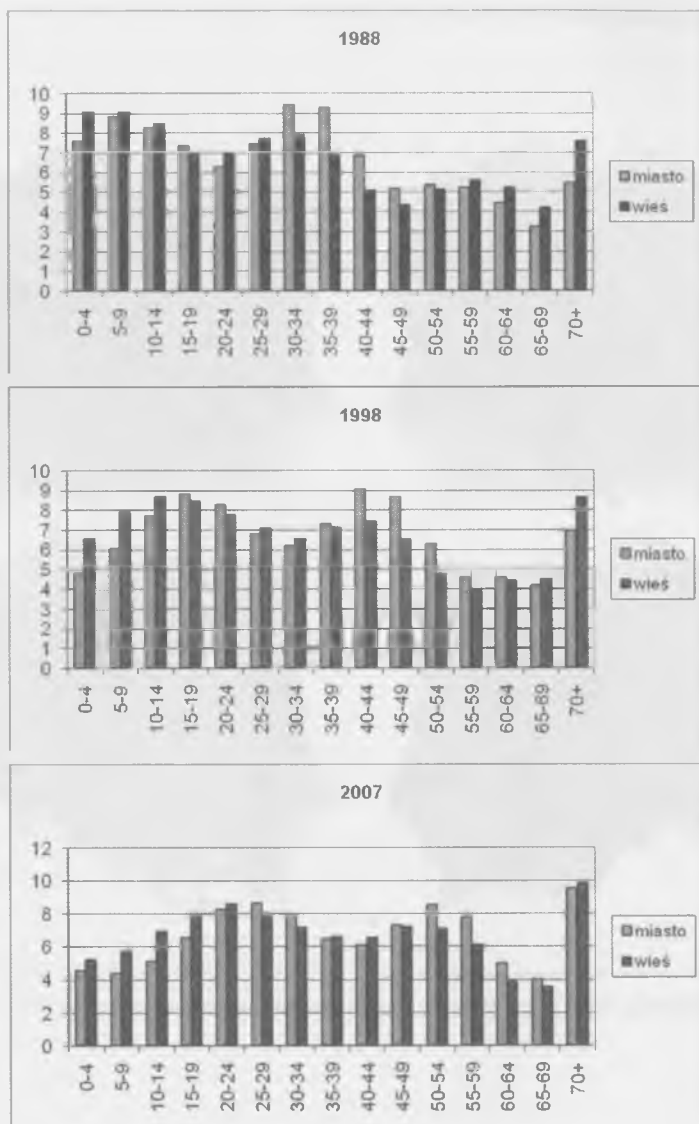
Ryc. 1 Udziały procentowe ludności w wieku 65 lat i więcej w latach 1988, 1998 i 2007.

Ryc. 2 Indeks starości demograficznej w latach 1988, 1998 i 2007

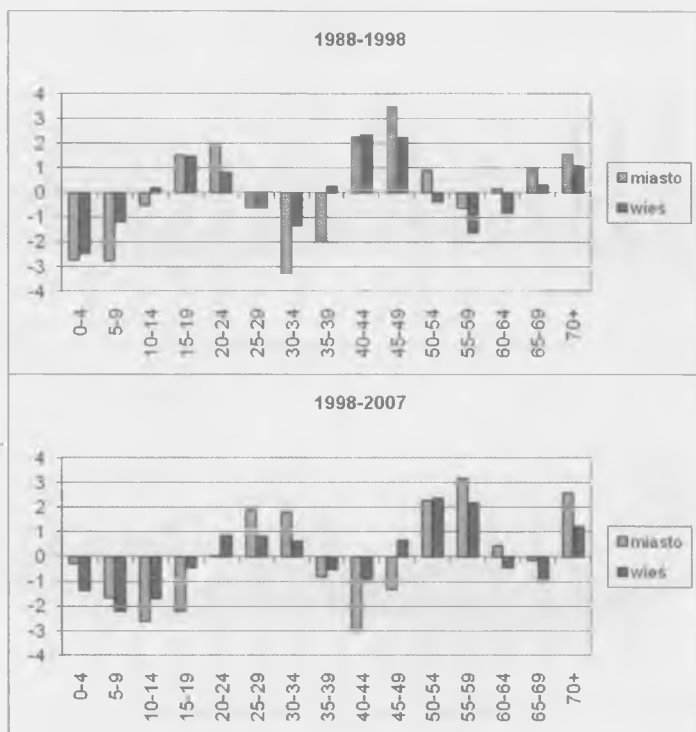


Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS

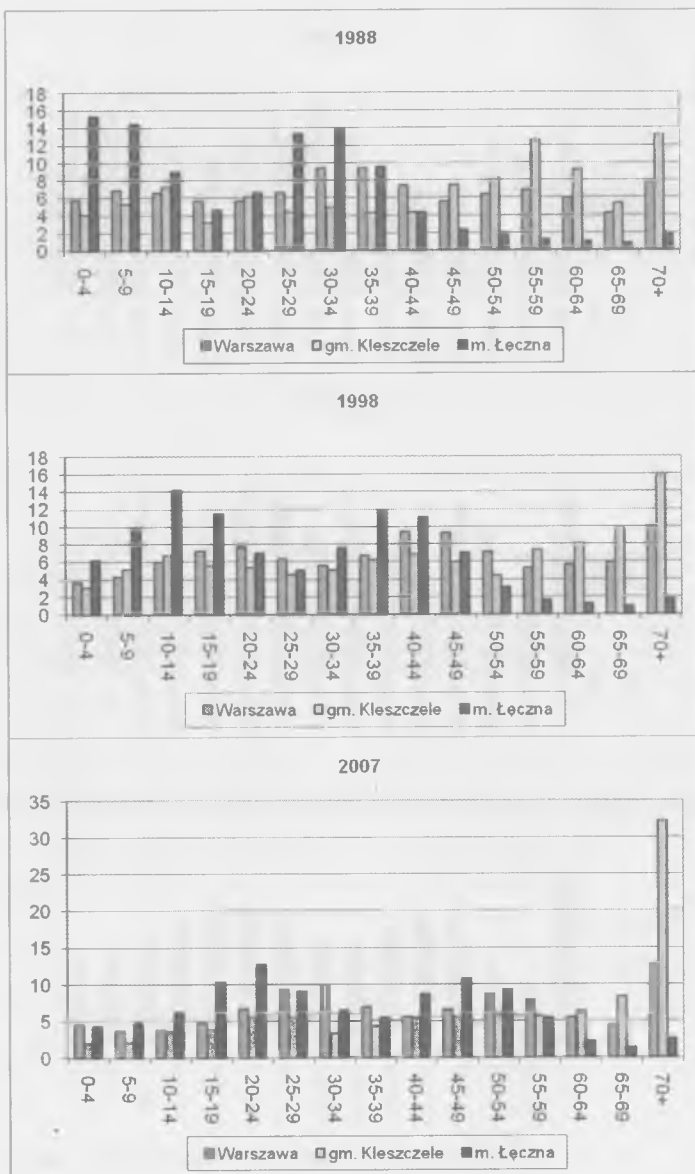
Ryc. 2 Indeks starości demograficznej w latach 1988, 1998 i 2007.



Ryc. 3 Struktura wieku ludności Polski w latach 1988, 1998 i 2007.

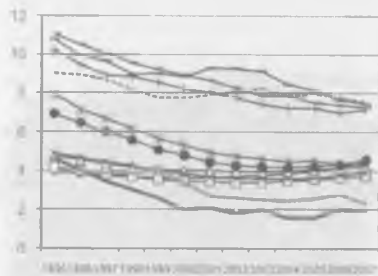


Ryc. 4 Zmiany struktury wieku ludności Polski w latach 1988-1998 i 1998-2007 (w pkt. %).

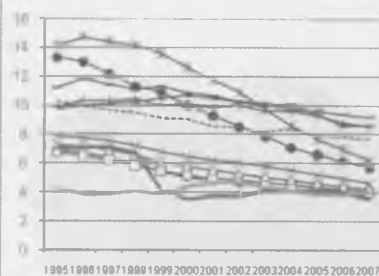


Ryc. 5 Struktura wieku ludności na przykładzie wybranych miast i gmin w 1988, 1998 i 2007 r.

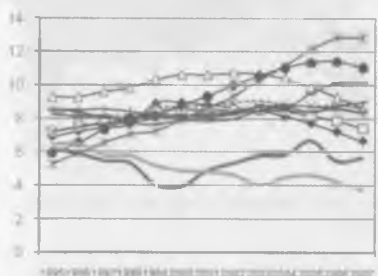
0-4 lata



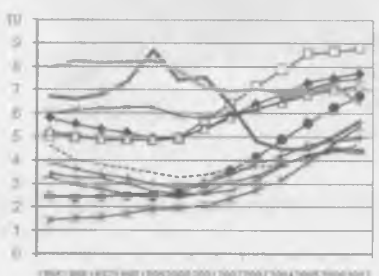
10-14 lat



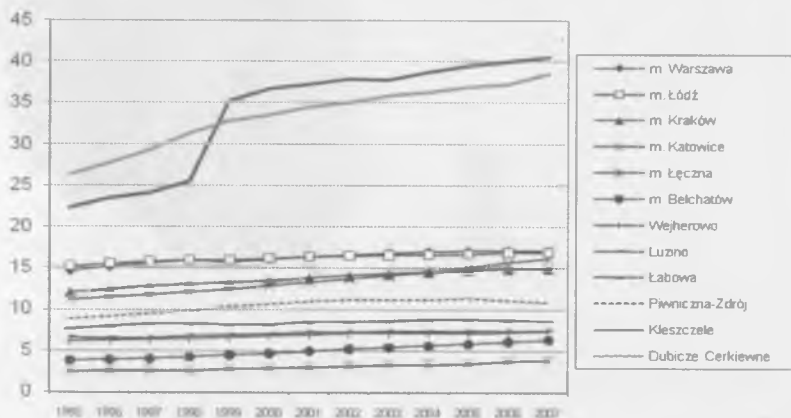
20-24 lata



55-59 lat

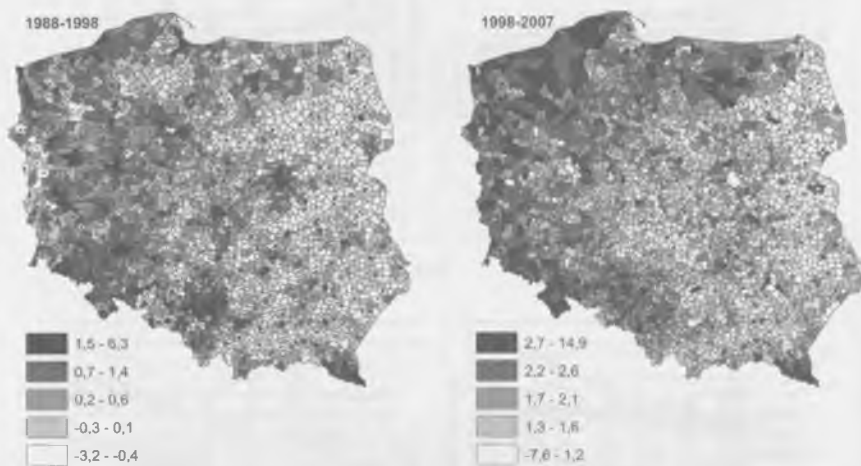


65+



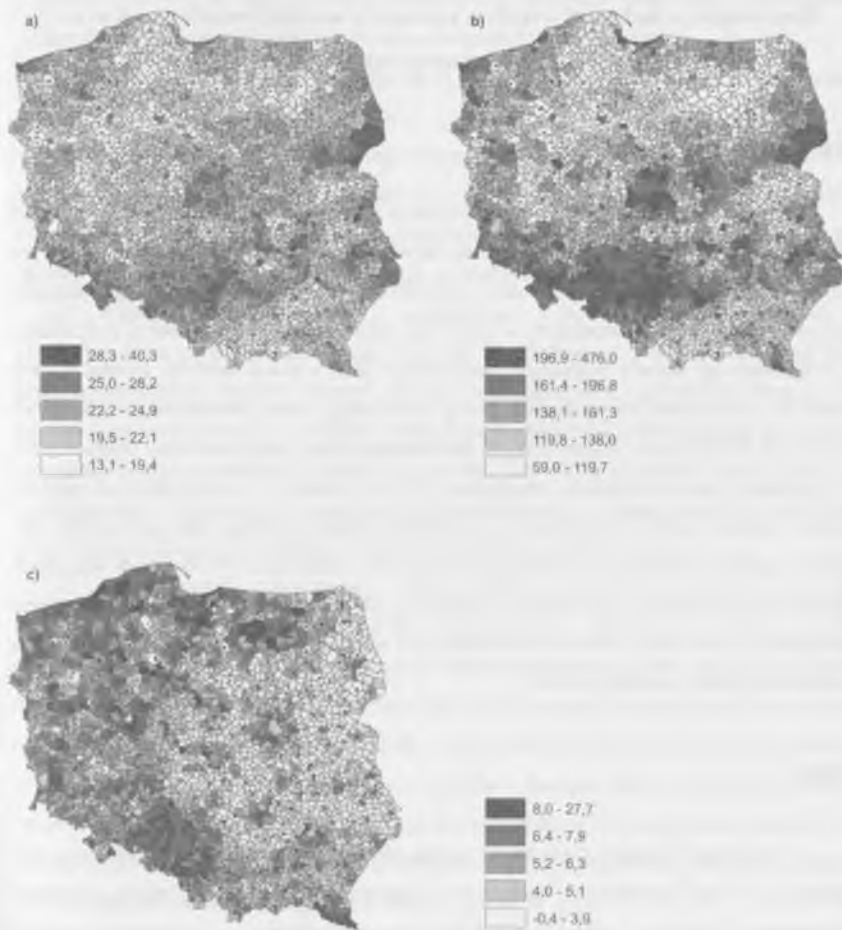
Ryc. 6 Roczne zmiany w wybranych grupach wieku ludności na przykładzie wybranych miast i gmin w latach 1995-2007.

Ryc. 7 Dynamiczny indeks zmian w strukturze wieku ludności w okresie 1988-1998 oraz 1998-2007



Ryc. 7 Dynamiczny indeks zmian w strukturze wieku ludności w okresie 1988-1998 oraz 1998-2007.

Ryc. 8 Prognoza starzenia się ludności Polski w układzie miast i gmin na rok 2030: a) udziały procentowe ludności w wieku 65 lat i więcej; b) indeks starości demograficznej; c) dynamiczny indeks zmian w strukturze wieku ludności za lata 2007-2030 w latach 1988, 1998 i 2007



Źródło: Opracowanie własne

Ryc. 8 Prognoza starzenia się ludności Polski w układzie miast i gmin dla roku 2030 r.

Dr Milena Lange

Zakład Demografii i Gerontologii Społecznej
Uniwersytet Łódzki,

Reprodukcja ludności – wpływ struktury urodzeń według płci oraz umieralności na odtwarzanie struktur demograficznych

Streszczenie

Powszechnie uznawanym za wystarczający do utrzymania prostej zastępowalności pokoleń jest poziom współczynnika dzietności teoretycznej na poziomie 2,1. Sytuacja taka ma faktycznie miejsce w krajach o niskiej umieralności. W przypadku wyższego poziomu zgonów kobiet w wieku rozrodczym, w zależności od struktury urodzeń według płci, a także od realizowanego wzorca płodności (rozumianego jako rozkład urodzeń według wieku) wartość ta może ulegać podwyższeniu. Biorąc pod uwagę obecną umieralność w niektórych krajach (np. Sierpa Leone, Afganistan) do zachowania prostej zastępowalności pokoleń może być niezbędny poziom dzietności teoretycznej od 3 do blisko 4 – w zależności od rozkładu urodzeń według wieku. Zaburzenia w strukturze urodzeń według płci, na korzyść płci męskiej, powodują konieczność podwyższenia poziomu dzietności. W obecnych warunkach najwyższy udział urodzeń płci męskiej występuje w Chinach. W przypadku wzrostu poziomu maskulinizacji urodzeń ze 106 na 100 urodzeń płci żeńskiej do 115 omawiany współczynnik powinien ulec podwyższeniu o 4%.s

Wstęp

Na zmiany w strukturze ludności według płci i wieku bezpośredni wpływ mają: ruch naturalny, a więc urodzenia i zgony, oraz migracje. Celem pracy będzie określenie oddziaływania struktury urodzeń według płci oraz umieralności na odtwarzanie struktur demograficznych, przy czym rozumiem przez to oddziaływanie na zmiany w kształcie piramidy wieku. Analizie poddany zostanie poziom dzietności niezbędny – przy określonym poziomie umieralności oraz wzorcu płodności (rozumianym tutaj jako rozkład grupowych współczynników płodności) – do utrzymania prostej zastępowalności pokoleń.

1. Charakterystyka miar reprodukcji

Do opisu reprodukcji ludności stosowane są dwie grupy klasycznych mierników:

- proste (surowe), do których należą współczynnik przyrostu naturalnego, współczynnik przyrostu rzeczywistego oraz współczynnik dynamiki demograficznej;
- zagregowane (syntetyczne), obejmujące współczynnik dzietności teoretycznej, współczynnik reprodukcji netto i brutto.

Na reprodukcję ludności w konkretnej przestrzeni geograficznej mają wpływ nie tylko urodzenia i zgonu [Kędelski M., Paradysz J., 2006, s. 255], ale także migracje. Wśród wymienionych wyżej mierników tylko współczynnik przyrostu rzeczywistego uwzględnia wpływ ruchu wędrownego na zmiany w strukturze ludności.

Współczynnik przyrostu naturalnego (nazywany także surowym współczynnikiem przyrostu naturalnego [Kędelski M., Paradysz J. 2006, s. 255]) daje obraz tempa wzrostu liczby ludności badanej populacji wynikających z ruchu naturalnego, a więc urodzeń i zgonów. Identyczne wartości współczynnika przyrostu naturalnego mogą wystąpić przy niskich współczynnikach urodzeń i zgonów oraz przy wysokich wartościach tych współczynników. Dlatego też oceniając jego wartość należy zawsze pamiętać o strukturze tegoż przyrostu [Holzer J.Z., 2003, s. 249-250; Cieślak M., 1992, s. 278].

Współczynnik przyrostu rzeczywistego (nazywany także surowym współczynnikiem przyrostu rzeczywistego [Kędelski M., Paradysz J. 2006, s. 255]), przedstawia łączny efekt działania trzech procesów demograficznych: urodzeń, zgonów i migracji [Cieślak M., 1992, s. 279]. Podobnie jak w przypadku współczynnika przyrostu naturalnego jego wartość diagnostyczna dla oceny długofalowych perspektyw reprodukcji ludności jest niewielka, ze względu na silny wpływ – na jego wartość – bieżącej struktury według wieku. Oba współczynniki mówią jedynie o aktualnej dynamice liczby ludności, nie czyniąc rozróżnienia, czy są one wynikiem procesów demograficznych, czy tylko struktury według wieku [Kędelski M., Paradysz J. 2006, s. 256].

M. Kędelski i J. Paradysz [2006, s. 257] zwracają uwagę, iż „przy obliczaniu wymienionych miar reprodukcji ludności nie bierze się pod uwagę: migracji zewnętrznych; abstrahuje się od migracji wewnętrznych (na przykład typu miasto-wieś); nie rozważa się problemów związanych ze zróżnicowaniem w strukturze według płci; całość rozwoju populacji rozpatruje się jednym tylko roku lub okresie (ujęcie trawersalne); nie uwzględnia się zawierania, ani rozpadu małżeństw”.

Współczynnik dzietności teoretycznej wyraża średnią liczbę dzieci, jaką urodziłaby kobieta w ciągu okresu rozrodczego, przy stałym wzorcu płodności z danego roku kalendarzowego [Holzer J.Z., 2003, s. 253]. Płodność rzeczywistą kohorty, która zakończyła płodność obrazuje **współczynnik kohortowej dzietności całkowitej** [Holzer J.Z., 2003, s. 255].

Współczynnik reprodukcji brutto określa średnią liczbę żywo urodzonych córek przypadających na jedną kobietę w wieku rozrodczym, przy założeniu, że przez cały okres rozrodczy kobiety panują niezmiennione warunki płodności na poziomie roku badanego [Cieślak M., 1992, s. 279-281]. Interpretuje się go jako miarę zastępowalności pokoleń: ile dziewczynek zastąpi swe matki w procesie reprodukcji ludności. Przy ocenie perspektyw demograficznych krajów o relatywnie wysokiej umieralności może wprowadzać w błąd, gdyż współczynnik ten nie uwzględnia szans dożycia dziewczynek do wieku ich matek w momencie rodzenia dzieci [Kędelski M., Paradysz J. 2006, s. 259].

Współczynnik reprodukcji netto charakteryzuje aktualną płodność i umieralność, wyrażając średnią liczbę żywo urodzonych dzieci płci żeńskiej, które dożyją wieku swych matek, a przypadających na 1 kobietę będącą w wieku rozrodczym, przy założeniu niezmiennego aktualnego poziomu cząstkowych współczynników płodności i umieralności zgodnych z tablicami płodności i trwania życia [Holzer J.Z., 2003, s. 259]. Osiągnięcie przez współczynnik reprodukcji netto poziomu równanego jedności, lub nawet poniżej jedności, nie oznacza jednocześnie ujemnego przyrostu naturalnego ludności. Dodatni przyrost naturalny utrzymuje się jeszcze długo, mimo wartości współczynników reprodukcji w granicach 0-1. Dostatecznie wczesne zwiększenie poziomu płodności kobiet może zapobiec zagrożeniu ujemnego przyrostu naturalnego [Holzer J.Z., 2003, s. 260].

Najbardziej intuicyjnym w odbiorze miernikiem – spośród wymienionych – jest kohortowy współczynnik dzietności. Aby go obliczyć badana kohorta musi jednak zakończyć okres rozrodczy. W takim przypadku analizując wartość współczynnika dowiadujemy o wpływie dzietności na strukturę ludności według wieku, ale niemożliwe jest już – przypadku pojawiających się negatywnych dla struktury ludności według wieku efektów – podjęcie działań na rzecz zmiany zachowań prokreacyjnych.

O hipotetycznym wpływie dzietności na przyszłą strukturę ludności według wieku możemy wnioskować na podstawie współczynnika dzietności teoretycznej. Należy jednak mieć na uwadze, iż w przypadku nadzwyczajnych zmian w zachowaniach prokreacyjnych – mam tu na myśli przede wszystkim zmiany w kalendarzu urodzeń – może dochodzić przejściowego, lub silniejszego niż ma to faktycznie miejsce, obniżenia jego wartości. W

takim przypadku należałoby zastosować formułę Bongaartsa-Feeneya [Frątczak, Ptak-Chmielewska, 2005]. Ze względu na dość skomplikowany i wymagający wielu danych sposób obliczeń nie jest ona powszechnie wykorzystywana. Analizie nie powinno się, w związku z tym, poddawać rocznych współczynników dzietności, ale badać długookresowe zmiany jego wartości. Należy także pamiętać, że relatywnie wysoka dzietność w sytuacji wysokiej umieralności nie zawsze prowadzi do rozszerzonej reprodukcji.

Współczynnik reprodukcji brutto różni się od współczynnika dzietności teoretycznej tym, że uwzględnia tylko urodzenia płci żeńskiej, a nie wszystkie urodzenia. Przyjmuje on wartość bliską 48,5% wartości współczynnika dzietności teoretycznej, gdy na 100 urodzeń płci żeńskiej przypada 106 urodzeń płci męskiej (w przypadku zachwiania tej prawidłowości demograficznej może stanowić inny udział, najniższy obecnie to 46,5%).

Współczynniki przyrostu naturalnego i rzeczywistego obciążone są wpływem struktury ludności według wieku. Współczynnik dzietności teoretycznej, jak i współczynnik reprodukcji brutto, nie uwzględniają wpływu umieralności na reprodukcję. Dlatego też największą wartość poznawczą – w badaniu reprodukcji – ma współczynnik reprodukcji netto. Prawdopodobnie z tego powodu, że korzystanie z tegoż miernika wymaga szerszego objaśnienia, w mediach znacznie częściej do prezentowania sytuacji w zakresie reprodukcji ludności wykorzystywany jest współczynnik dzietności teoretycznej. O ile jednak wartość współczynnika reprodukcji netto równa 1 wskazuje na zachowanie – przy założeniu długookresowego utrzymywania się na takim poziomie – prostej zastępowalności pokoleń, o tyle w przypadku współczynnika dzietności teoretycznej nie ma stałej wartości, która wskazywałaby na taką sytuację. W krajach o niskiej umieralności do odtwarzania struktury ludności – przy założeniu braku migracji – wystarczająca byłaby dzietność na poziomie niewiele przekraczającym 2. W kolejnej części pracy poddane zostanie analizie oddziaływanie różnych czynników na poziom dzietności pozwalający zagwarantować utrzymywanie się w długim okresie czasu prostej zastępowalności pokoleń.

2. Wpływ struktury urodzeń według płci na reprodukcję ludności

Najniższy z możliwych poziom dzietności pozwalający na zachowanie prostej zastępowalności pokoleń występowałby w warunkach braku zgonów kobiet do końca wieku rozrodczego, czyli 50 roku życia. Niewystarczające byłoby jednak, aby przeciętna liczba urodzeń przez kobietę wynosiła 2, gdyż udział urodzeń płci żeńskiej jest niższy niż płci męskiej. Przyjmuje się – jako jedną z prawidłowości demograficznych [Okólski M., 2004, s.

15] – że na 100 dziewczynek rodzi się około 106 chłopców (udział urodzeń płci żeńskiej wynosi 48,5%). Przy takiej strukturze urodzeń według płci do zachowania prostej reprodukcji niezbędny jest poziom współczynnika dzietności teoretycznej 2,07.

Możemy jednak obserwować zaburzenia struktury urodzeń. Opisana prawidłowość zachodzi bowiem w dużych populacjach. Innym powodem zakłóceń może być wystąpienie nadzwyczajnych warunków. Na przykład w Chinach, w wyniku prowadzonej polityki jednego dziecka [Balicki J., Frątczak E., Nam Ch. B. 2003, s. 342] wraz z kulturowymi preferencjami posiadania dziecka płci męskiej, regulacja urodzeń według płci doprowadziły do zaburzenia struktury urodzeń. Według ONZ [2007] na 100 żywo urodzonych dziewczynek odnotowywanych jest aż 115 urodzeń chłopców (dziewczynki stanowią 46,5% wszystkich urodzeń). Takie zaburzenie struktury urodzeń według płci zwiększa niezbędny poziom dzietności o 4% w stosunku do wynikającej z prawidłowości w zakresie struktury urodzeń według płci do poziomu 2,16.

3. Wpływ umieralności i rozkładu wieku w momencie urodzenia dziecka na reprodukcję ludności

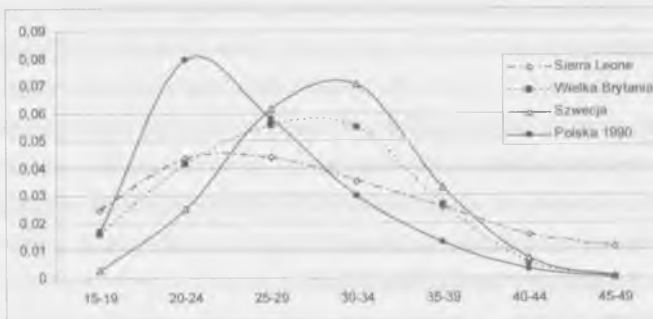
Obecnie umieralność kobiet w młodszych grupach wieku w wielu krajach świata jest na niskim poziomie (wg ONZ [2007] w 58 umieralność niemowląt płci żeńskiej nie przekraczała 10‰), w znacznej grupie pozostaje jednak na relatywnie wysokim poziomie (w 65 krajach, głównie afrykańskich i azjatyckich, na 1000 żywo urodzonych dziewczynek co najmniej 50 umiera przed ukończeniem pierwszego roku życia). W przypadku występowania – na jakimkolwiek poziomie – zgonów przed 50 roku życia, a więc w sytuacji z jaką mamy do czynienia na całym świecie, do określenia niezbędnego poziomu dzietności dla zachowania prostej zastępowalności pokoleń niezbędne jest, nie tylko określenie natężenia zgonów w poszczególnych grupach wieku, ale także rozkładu urodzeń według wieku (wzorca płodności).

W polskich warunkach umieralności (polskie tablice trwania życia w 2007 roku [(GUS 2007b)] przy obecnym rozkładzie urodzeń według wieku matki (grupowe współczynniki płodności z 2006 roku [GUS 2007a]) oraz 48,5% udziale urodzeń płci żeńskiej, do zachowania prostej zastępowalności pokoleń (współczynnik reprodukcji netto równy 1) niezbędna byłaby dzietność na poziomie 2,086 (0,9% wyższa od tej z braku zgonów; dla porównania przy rozkładzie urodzeń według wieku z roku 1990, a więc przy niższym średnim wieku wydawania na świat dziecka, wartość ta wynosiłaby 2,084). Gdyby

urodzenia były realizowane tylko w najmłodszej grupie wieku (15-19 lat, przy czym w każdej grupie z jednakowym natężeniem), to współczynnik dzietności teoretycznej mógłby przyjąć nieznacznie niższą wartość – 2,079. W sytuacji odkładania urodzeń do wieku 45-49 lat (również przy założeniu równego natężenia w każdym z roczników) wartość ta musiałaby być wyższa i wynosić powinna 2,124. Oznacza to, że w warunkach relatywnie niskiej umieralności w zależności od rozkładu wieku urodzeń dla utrzymania prostej zastępowalności pokoleń współczynnik dzietności teoretycznej musiałby być od 0,6% do 2,8% wyższy od wartości występującej przy założeniu braku zgonów.

Na sytuację w zakresie umieralności w dużej mierze rzutuje umieralność niemowląt i dzieci do 5. roku życia. Umieralność najmłodszych znajduje silne odbicie w reprodukcji ludności. Przyjmując jeden z najwyższych, obecnie obserwowanych (2000-2005 [ONZ 2007]), poziomów umieralności niemowląt (Sierra Leone, gdzie na 1000 żywo urodzonych dziewczynek 155 nie dożywa pierwszego roku), przy niezmiennych prawdopodobieństwach zgonu w starszych grupach wieku, do utrzymania prostej zastępowalności pokoleń niezbędne byłoby, aby średnio na 1000 kobiet rodziło się 2415 dzieci (urodzenia tylko w grupie 15-19 lat; gdyby realizacja miała przebiegać w najstarszej grupie – 45-49 lat – to współczynnik dzietności teoretycznej musiałby wynieść 2,458).

Do zobrazowania jak silnie oddziałuje umieralność na reprodukcję niech posłuży przykład oparty o prawdopodobieństwa zgonów w Sierra Leone (wg ONZ dla lat 2000-2005 przeciętne dalsze trwanie życia noworodka płci żeńskiej wynosiło 42,3 roku, nieznacznie niższe było tylko w Zambii, Zimbabwie i Angoli). Do zachowania prostej zastępowalności pokoleń niezbędne byłoby od 2,907 (przy założeniu, że wszystkie urodzenia realizowane byłyby w grupie 15-19 lat) do 4,017 urodzeń na kobietę (urodzenia w grupie 45-49 lat). Przyjmując rzeczywiste warianty rozkładu urodzeń według wieku (rys. 1, rozkłady po przeliczeniu na jednakowy poziom dzietności) wartości te zawierają się pomiędzy 3,113 (rozkład urodzeń obserwowany w 1990 roku w Polsce [GUS 2007a]), a 3,251 (rozkład z lat 2000-2005 [ONZ 2007] w Szwecji). Przy obecnym wzorcu płodności, jaki występuje w Sierra Leone do zachowania prostej zastępowalności pokoleń niezbędnym poziomem dzietności jest 3,229.



Rys. 1. Wyrównane rozkłady grupowych współczynników płodności* w latach 2000-2005 w Sierra Leone, Wielkiej Brytanii, Szwecji oraz w 1990 roku w Polsce

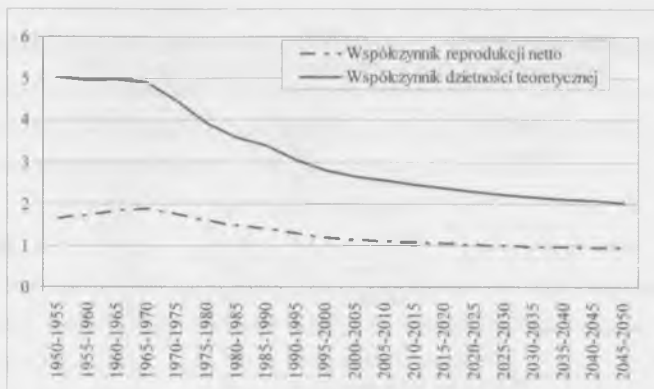
* - współczynnik dzietności teoretycznej równy 1

Źródło: [ONZ 2007, GUS 2007a]

W zależności od wieku, w którym realizowane są urodzenia, niezbędny poziom współczynnika dzietności teoretycznej może różnić się aż o 38%. Przedstawione obliczenia prowadzone były przy założeniu współczynnika maskulinizacji urodzeń 106. Gdyby współczynnik ten wynosił 115, to dzietność musiałaby być wyższa o 4% (odpowiednio 3,032 i 4,19).

4. Dzietność a reprodukcja na świecie – stan obecny

Ze względu na różnice w poziomie umieralności, rozkładach urodzeń według wieku matki, a nawet w strukturze urodzeń według płci relacje między współczynnikiem dzietności teoretycznej, a współczynnikiem reprodukcji netto nie są stałe. Hipotetycznie najniższa relacja wynosić może 2,07, a najwyższa – teoretycznie – ponad 4. Ze względu na wydłużanie trwania życia na świecie widoczne jest następujące zmniejszanie w czasie tej relacji. W latach 50. XX wieku współczynnik dzietności teoretycznej był 3-krotnie wyższy od współczynnika reprodukcji netto, obecnie (2000-2005) stosunek ten wynosi 2,15 (rys. 2). Obniżenie tej relacji wynika ze spadku umieralności. To że obecnie znacznie więcej dziewcząt dożywa wieku rozrodczego swoich matek, potwierdza także zbliżanie się wielkości stosunku współczynnika reprodukcji netto do współczynnika reprodukcji brutto. Stosunek ten wynosił w latach 30. XX wieku 0,88, a w latach 90. aż 0,98. [Kędelski M., Paradysz J. 2006, s. 264, Holzer J.Z., 2003, s. 263].



Rys. 2. Współczynnik dzietności teoretycznej i reprodukcji netto dla świata w latach 1950-2005

Źródło: [ONZ 2007]

Analizując relację między wartością współczynnika dzietności teoretycznej, a współczynnika reprodukcji netto, można zauważyć znaczące różnice występujące w poszczególnych krajach (2000-2005 [ONZ 2007]). W krajach rozwiniętych stosunek ten oscyluje około 2,1 (w Europie najwyższy jest dla Albanii i Czarnogóry – 2,15). Najwyższa dzietność – w stosunku do osiąganego poziomu reprodukcji (przy uwzględnieniu panującej umieralności) występuje w krajach afrykańskich, przekraczając poziom 3,2 (Angola, Sierra Leone), zaś najwyższa na świecie w Afganistanie (3,3; przy współczynniku dzietności teoretycznej wynoszącym blisko 7,5, współczynnik reprodukcji netto wynosi 2,27).

Wielodzietność, z którą często utożsamia się dzietność (współczynnik dzietności teoretycznej) na poziomie powyżej 3, nie zawsze prowadzi do rozszerzonej reprodukcji. Przykładem może tu być Botswana, w której przy współczynniku dzietności teoretycznej 3,18 odpowiada wartość współczynnika reprodukcji netto 1,16.

Tab. 1.

Współczynniki dzietności teoretycznej (TFR) i reprodukcji netto (WRN) według kontynentów w latach 2005-2010 według prognozy ONZ

	TFR	WRN	TFR/WRN
ŚWIAT	2,65	1,13	2,35
Afryka	4,98	1,84	2,71
Południowa	2,90	1,16	2,50
Północna	3,16	1,40	2,26
Wschodnia	5,60	2,03	2,76
Środkowa	6,21	2,13	2,92
Zachodnia	5,77	2,04	2,83
Azja	2,47	1,07	2,31
Południowo-Centralna	3,19	1,33	2,40
Południowo-Wschodnia	2,51	1,15	2,18
Wschodnia	1,66	0,74	2,24
Zachodnia	3,22	1,44	2,24
Europa	1,41	0,67	2,10
Australia i Nowa Zelandia	1,79	0,86	2,08
Ameryka Północna	1,99	0,95	2,09
Ameryka Południowa	2,46	1,15	2,14
Ameryka Łacińska i Karaiby	2,52	1,18	2,14

Zródło: [ONZ 2007]

5. Podsumowanie

Odtwarzanie struktury ludności – utożsamiane często (w mediach, publikacjach popularnych) mylnie głównie z dzietnością – zależy jest od trzech procesów demograficznych (rozrodczości, umieralności i ruchu przestrzennego). W krótkich okresach dodatkowo silnie oddziałuje na reprodukcję ludności dotychczasowa struktura ludności według płci i wieku. W związku z powyższym istotny jest w przypadku analizy mierników reprodukcji wybór właściwego wskaźnika, bądź rozeznanie w czynnikach mogących oddziaływać na rzeczywistą reprodukcję (np.: struktura urodzeń według płci, prawdopodobieństwo dożycia określonego wieku, zmiany w zachowaniach prokreacyjnych). Istotnego znaczenia w dzisiejszej rzeczywistości nabiera także wpływ migracji na reprodukcję ludności. Żaden z syntetycznych mierników reprodukcji nie uwzględnia wpływu ruchu przestrzennego na odtwarzanie struktury ludności. Teoretycznie możliwe byłoby włączenie do współczynnika reprodukcji netto, na podobieństwo prawdopodobieństwa zgonu – prawdopodobieństw emigracji, bądź imigracji kobiety w danym wieku. Należy tutaj jednak przypomnieć, że obliczając wartości poszczególnych z omawianych współczynników reprodukcji (współczynnika dzietności teoretycznej, reprodukcji brutto i netto) przyjmujemy

założenia o niezmienności natężenia urodzeń w poszczególnych grupach wieku oraz rozkładu prawdopodobieństw zgonów według wieku. Założenia te, szczególnie odnośnie płodności, są rzadko realizowane. W przypadku migracji prawdopodobieństwo stałości kierunku, natężenia i rozkładu według wieku migrantów jest bliskie 0. Dlatego też takie kalkulacje nie miałyby wielkiej wartości merytorycznej.

Bibliografia

Balicki J., Frączak E., Nam Ch.B., 2003, *Przemiany ludnościowe. Fakty-interpretacje-opinie*, t. I, Instytut Politologii Uniwersytetu Kardynała Stefana Wyszyńskiego w Warszawie, Warszawa, 537 s.

Frączak E., Ptak-Chmielewska A., 2005, *Zastosowanie formuły Bongaartsa-Feeneya do oceny zmian w procesie zawierania pierwszych małżeństw i urodzeń w Polsce*, Zeszyty Sekcji Analiz Demograficznych KND PAN, Warszawa, s. 71-92 dostępne na stronie

Holzer J.Z., 2003, *Demografia*, wyd. VI zmienione, PWE, Warszawa, 364 s.

Kędelski M., Paradysz J., 2006, *Demografia*, Wyd. Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań, 323 s.

Okólski M., 2004, *Demografia. Podstawowe pojęcia, procesy i teorie w encyklopedycznym zarysie*, WN SCHOLAR, Warszawa, 238 s.

Dane źródłowe:

GUS (Główny Urząd Statystyczny), 2007a, *Rocznik Demograficzny 2007*, Warszawa, dostępny na stronie www.stat.gov.pl/gus/45_3697_PLK_HTML.htm

GUS (Główny Urząd Statystyczny), 2007b, *Tablice trwania życia w 2007 r.*, Warszawa, www.stat.gov.pl/gus/45_4721_PLK_HTML.htm

ONZ (Organizacja Narodów Zjednoczonych), 2007, *World Population Prospects: The 2006 Revision Population Database*, dane dostępne na stronie <http://esa.un.org/unpp>

WHO (Światowa Organizacja Zdrowia), 2008, dane dostępne na stronie www.who.int/whosis/database/life_tables/life_tables.cfm

Spoleczny wymiar starości demograficznej

Streszczenie

Przemiany struktury populacji, zwłaszcza w kontekście starzenia się społeczeństw mają istotny wpływ na przebieg transferów międzypokoleniowych, które z kolei determinowane są poprzez następujące czynniki: produktywność społeczeństwa, aktywność ekonomiczną ludności i stopień zaawansowania procesu starzenia się ludności. Wzrost liczby emerytów, przy jednoczesnym spadku liczby osób czynnych zawodowo może doprowadzić do sytuacji, w której odbiór wierztelności w postaci emerytur okaże się problemem. Warto zastanowić się również nad wpływem tych problemów, które mogą napotkać aktywni obecni zawodowo pokolenia Polaków na zmiany w obrębie więzi międzypokoleniowej.

1. Wprowadzenie

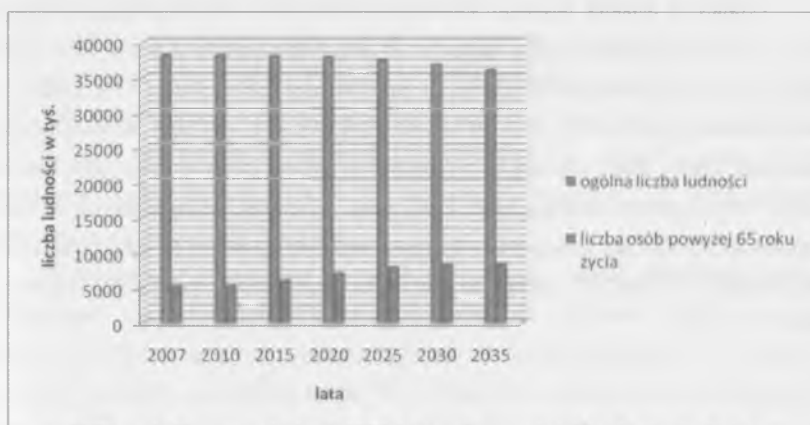
Starzenie się społeczeństw to współcześnie jeden z najważniejszych procesów demograficznych, które dokonują się zarówno w Europie, jak i w Polsce. Proces ten jest związany z przejściem od wysokiej do niskiej płodności i umieralności i ma on dwa wymiary. Pierwszy z nich, to wymiar osobowy, czy inaczej mówiąc jednostkowy. Nie można jednak zapominać, że starzeje się również społeczeństwo. I to jest drugi, analizowany w poniższym artykule wymiar starości demograficznej, który możemy nazwać społecznym.

Spoleczny wymiar starości demograficznej posiada kilka aspektów. Pierwszym są transfery międzypokoleniowe zarówno prywatne, jak i społeczne. Determinują je trzy czynniki, którymi są: produktywność społeczeństwa, aktywność ekonomiczna ludności i stopień zaawansowania procesu starzenia się ludności. W związku z postępującym procesem starzenia się społeczeństw coraz bardziej zauważalny staje się problem redystrybucji dochodów i wydolności systemów emerytalnych uwzględniających zasadę solidarności. Trudności związane z możliwościami ekonomicznymi zrealizowania nagromadzonych wierztelności w formie emerytur, doprowadzić mogą do niekorzystnych zmian w obrębie więzi międzypokoleniowych, będących drugim aspektem społecznego wymiaru starości demograficznej.

We współczesnym świecie zapewnienie właściwych proporcji między rozwojem demograficznym, a społeczno – ekonomicznym jest bardzo istotnym problemem, ponieważ właściwe i prawidłowe poznanie oraz rozumienie uwarunkowań i konsekwencji procesów ludnościowych powinno stanowić podstawę do podejmowania strategicznych decyzji na szczeblu światowym, kontynentalnym, a także krajowym oraz regionalnym. Poniższy artykuł jest próbą przybliżenia powyższych zagadnień i problemów na gruncie społeczeństwa polskiego.

2. Sytuacja demograficzna Polski

Wydłużenie się życia spowodowało, że coraz więcej osób ma szansę dożyć wieku, który w przeszłości osiągały nieliczne jednostki. Niestety sytuacja taka niesie ze sobą pewne konsekwencje, zarówno ekonomiczne, jak i społeczne, a także zdrowotne. W 1965 roku Polska przekroczyła tzw. „próg starości demograficznej” oznaczający 7% i większy udział osób w wieku 65 lat i więcej w ogólnej strukturze ludności, natomiast w roku 1980 osoby te stanowiły już 10%. Oznacza to przekroczenie progu „zaawansowanej starości demograficznej”. W latach 2010 – 2025 sytuacja ma ulec pogorszeniu, ponieważ będzie to okres wyraźnego przyspieszenia procesu starzenia się ludności Polski. Szacuje się, że w roku 2025 osoby starsze (powyżej 65 roku życia) stanowiły będą ok. 21% całej populacji, a w 2035 ok. 23,2% populacji, co w znaczący sposób wpłynie na wydolność systemu emerytalnego.



Wykres 1. Prognoza ludności Polski i osób powyżej 65 roku życia (tyś.)

Źródło: Prognoza ludności na lata 2008 – 2035, GUS 2009, s. 204.

Jedną z konsekwencji postępującego starzenia się społeczeństw, jest wzrost liczby emerytów, przy jednoczesnym spadku liczby osób czynnych zawodowo. Sytuacja taka powoduje wzrost obciążenia osobami starszymi, szczególnie w latach 2010 – 2025, czego wynikiem jest rosnąca wartość współczynnika obciążenia demograficznego, obliczonego jako iloraz liczby ludności w wieku powyżej 65 roku życia do 100 osób w wieku 15 – 64 lata. Przyrostowi osób powyżej 65 roku życia towarzyszyć będą zmiany relacji liczebności poszczególnych grup wieku. Zmniejszać się, bowiem będzie bardzo szybko liczba ludności w wieku 15 – 64 lata, jak również, choć już wolniej, liczba osób w wieku do 14 roku życia.

Tabela 1.

Odsetki ludności w poszczególnych grupach wieku oraz współczynnik obciążenia demograficznego w Polsce

Rok	Odsetek ludności w wieku			Współczynnik obciążenia demograficznego ¹	
	0 – 14	15 – 64	65+	Wartość	rok 2007 = 100
2007	15,5	71,1	13,5	18,98	100
2010	15,0	71,4	13,5	18,91	99,6
2015	15,2	69,2	15,6	22,54	118,8
2020	15,6	66,0	18,4	27,88	146,9
2025	15,0	64,1	21,0	32,76	172,6
2030	13,7	64,0	22,3	34,84	183,6
2035	12,5	64,2	23,2	36,14	190,4

¹ osoby w wieku 65 lat i więcej w przeliczeniu na 100 osób w wieku 15-64 lata.

Źródło: Prognoza ludności na lata 2008 – 2035, GUS 2009, s. 219; obliczenia własne.

Zgodnie z ostatnią prognozą GUS liczba ludności w wieku przedprodukcyjnym (0 – 17 lat) będzie systematycznie spadała aż do osiągnięcia wartości 5,6 mln osób w 2035 roku, co spowoduje zmniejszenie udziału tej grupy w całej populacji do 15,7%. Ludność w wieku produkcyjnym (kobiety: 18 – 59 lat oraz mężczyźni: 18 – 64 lata) odzwierciedlająca potencjalne zasoby pracy również będzie malała w wyniku czego w roku 2035 stanowić będzie 57,6% ludności naszego kraju (20,7 mln). Natomiast liczba ludności w wieku poprodukcyjnym (kobiety powyżej 60 roku życia, mężczyźni powyżej 65 roku życia) będzie stale wzrastać. W roku 2035 odsetek osób w wieku emerytalnym wyniesie 26,7% (9,6 mln osób).

Tabela 2.

**Zmiany liczby ludności w wieku przedprodukcyjnym, produkcyjnym
i poprodukcyjnym w Polsce**

Rok	Liczba ludności w wieku (w tys.)			Odsetek ludności w wieku		
	0 – 17	18 – 59/64	60+/65+	0 – 17	18 – 59/64	60+/65+
2007	7 488	24 545	6 082	19,7	64,4	16,0
2010	7 107	24 571	6 414	18,7	64,5	16,8
2015	6 918	23 718	7 380	18,2	62,4	19,4
2020	6 959	22 503	8 368	18,4	59,5	22,1
2025	6 816	21 625	8 997	18,2	57,8	24,0
2030	6 253	21 254	9 289	17,0	57,8	25,2
2035	5 632	20 739	9 622	15,7	57,6	26,7

Źródło: Prognoza ludności na lata 2008 – 2035, GUS 2009, s. 234 i 240.

3. Problem redystrybucji dochodów

Już w latach 60. XX wieku A. Sauvy stworzył teorię ludności, której tezą generalną „jest twierdzenie, że w procesie poprawy warunków życia człowieka środowisko naturalne stawia opór w toku pozyskiwania zasobów nieodnawialnych („substancji”), czego przejawem jest także malejąca produktywność krańcowa społeczeństwa przy danych umiejętnościach gospodarczych, o których decydują (...) następujące czynniki: wiedza nagromadzona dzięki nauce, technika i technologia produkcji, kapitał ludzki.

Dla określonych proporcji pracowników i nie-pracowników istnieje optymalna i maksymalna liczba ludności przy danej krańcowej produktywności gospodarki, poziomie życiowym i poziomie biologicznego minimum egzystencji” (Ochocki 2007). Jeśli przyjmiemy stałą produktywność krańcową gospodarki, to okaże się, że każda zmiana proporcji liczby pracowników i nie-pracowników wpływa na liczbę ludności optymalnej (a nie maksymalnej). Znamienne, że zwiększenie liczby pracowników powoduje zmniejszenie liczby ludności optymalnej i jednocześnie wpływa na wzrost poziomu życia społeczeństwa, który mierzony jest wartością konsumpcji na osobę (PKB per capita). I odwrotnie. Gdy zwiększymy liczbę nie-pracowników, to jednocześnie zwiększy się liczba ludności optymalnej, ale obniży się poziom życia.

Wykorzystując opracowany przez A. Ochockiego Model Międzypokoleniowej Redystrybucji Dochodów (MMRD) możemy zbadać na podstawie dwóch wybranych okresów modelową dynamikę realnego wzrostu przeciętnej emerytury w warunkach określonej dynamiki: produktywności, liczby ludności zawodowo czynnej na rynku pracy i liczby emerytów. Okazuje się, że w Polsce w roku 2005 w stosunku do roku 2001 modelowa dynamika świadczeń (dochody brutto z ubezpieczeń społecznych z systemów państwowych,

zakładowych i rolniczych, w tym emerytury) wynosiła 112,6%, a rzeczywista aż 121,3%, natomiast rzeczywista dynamika tylko i wyłącznie przeciętnej realnej emerytury pracowniczej i rolniczej 107,1%. Oznacza to, że biorąc pod uwagę rzeczywistą dynamikę wszystkich świadczeń (121,3%) mamy do czynienia z przekroczeniem wskaźników modelowych, co może spowodować: „konieczność zmniejszenia udziału inwestycji w gospodarce narodowej i/lub podwyższenia cen, co z kolei ustala nowe relacje produktywności, wynagrodzeń i emerytur oraz proporcję podziału dochodu narodowego” (Ochocki 2008: 238-240).

MMRD pozwala jednocześnie określić, przy założeniu stałych proporcji podziału dochodu narodowego na spożycie i akumulację oraz stałej relacji przeciętnego wynagrodzenia do przeciętnej produktywności osoby zawodowo czynnej, graniczne wskaźniki dynamiki wynagrodzeń. Przyjmując znowu za punkt wyjścia rok 2001, okazuje się że w 2005 roku rzeczywista dynamika wynagrodzeń wynosiła 103,5%, a modelowa 117,4%. Widzimy więc, że w tym przypadku wskaźniki modelowe nie zostały przekroczone. Jeśli pod uwagę weźmiemy rzeczywistą dynamikę samych przeciętnych realnych emerytur pracowniczych i rolniczych (107,1%), to również i w tym przypadku okazuje się, że wskaźniki modelowe nie zostały przekroczone. Sytuacja taka „oznacza utrzymanie dynamiki realnych wynagrodzeń i dynamiki realnych emerytur w granicach wyznaczonych tempem wzrostu produktywności osób czynnych zawodowo” (Ochocki 2008: 240).

Obowiązujący obecnie w Polsce system emerytalny jest systemem o zdefiniowanej składce (ang. defined contribution), co oznacza, że znana jest wysokość składki, natomiast nie jest znana wysokość przyszłego świadczenia emerytalnego. Zreformowany system zabezpieczenia społecznego składa się z trzech tzw. filarów. Pierwszy z nich opiera się na zasadzie umowy międzypokoleniowej, a pozostałe dwa mają postać kapitałową. Należy dodać, że pierwszy filar, tak jak dwa pozostałe również opiera się na zasadzie repartycyjnej, co osiągnięto poprzez związek między wysokością opłacanej składki, a otrzymywanym świadczeniem (zastąpienie zasady zdefiniowanego świadczenia zasadą zdefiniowanej składki). Znamienne, że w systemie tym przerzucono ryzyko wysokości przyszłego świadczenia na przyszłych świadczeniobiorców. Państwo jest tylko i wyłącznie gwarantem emerytury minimalnej wypłacanej z obowiązkowej części systemu. Na wysokość przyszłego świadczenia emerytalnego ma wpływ długość aktywności zawodowej, czyli okres, przez jaki odprowadzane są składki oraz wysokość składki. Natomiast sama składka (19,52%) przeznaczona jest na wypłaty bieżących emerytur (I filar – 12,22%) i na kumulację kapitału, czyli inwestycje w OFE (II filar – 7,3%). Taki podział składki emerytalnej powoduje, że ONZ wprowadziło pojęcie „społeczeństwa dla każdego pokolenia”, w którym każda generacja

inwestuje w siebie, by następnie korzystać z efektów tych inwestycji, ale korzystanie to oparte jest na zasadzie wzajemności i solidarności. Oznacza to, że każde pokolenie w pierwszej fazie swojego życia (dzieciństwo, dorastanie) zabezpieczane jest przez starszą generację, a następnie, gdy jest aktywne zawodowo, wypracowuje wartości, dzięki którym zabezpieczane są pokolenia młodsze i starsze. Następnie pokolenie to samo wchodzi w fazę trzecią (emerytura, lub inaczej mówiąc wiek poprodukcyjny) i nabiera prawa do otrzymywania emerytury, która wypracowywana jest przez pokolenie następne.

Kumulacja kapitału w II filarze skutkuje tym, że każda osoba pracująca zawodowo gromadzi kapitał mający zabezpieczyć ją na starość. Eliminuje to z systemu emerytalnego zasadę kontraktu międzypokoleniowego, ponieważ każdy indywidualnie troszczy się o swoją emeryturę. Takie stanowisko nie uwzględnia jednak podstawowych zależności i powiązań ekonomicznych, ponieważ wypłata świadczeń w systemie kapitałowym możliwa jest tylko wówczas, gdy młodsze pokolenie zrezygnuje z konsumpcji na rzecz starszego pokolenia, ponieważ zaoszczędzony wcześniej kapitał pokolenia starszego jest ulokowany w akcjach, nieruchomościach, papierach wartościowych itd. Starsza generacja potrzebuje do pokrycia świadczeń gotówki, co z kolei oznacza, że papiery wartościowe, czy akcje muszą zostać sprzedane, a jest to możliwe tylko wówczas, gdy znajdzie się na nie kupiec. Natomiast kupcem może być generacja, która pracuje zawodowo i zainwestuje własne pieniądze w przyszłą emeryturę.

Pokazuje to, że zarówno system ubezpieczeń obowiązkowych, składkowych, jak również kapitałowych bazuje na współdziałaniu pokoleń. Kontrakt międzypokoleniowy zależy nie tylko od wielkości i struktury demograficznej społeczeństwa (liczby ludności zawodowo czynnej na rynku pracy i liczby emerytów), ale także od ogólnej sytuacji gospodarczej kraju, poziomu aktywności ekonomicznej ludności, sytuacji na rynku pracy i przeciętnej produktywności osób zawodowo czynnych.

Niezależnie od rodzaju obowiązującego systemu emerytalnego, we wszystkich krajach europejskich wzrasta udział wydatków na emerytury w PKB. Dzieje się tak również w Polsce, gdzie w 2004 roku udział wydatków na emerytury i renty rodzinne w PKB wynosił 11,8%. Powstaje więc problem podziału dochodów między pracownikami i emerytami. Rozwiązaniem tego problemu może być wzrost produktywności ludności aktywnej ekonomicznie o wskaźnik równy wzrostowi liczby emerytów – przy założeniu stałych cen – nawet w sytuacji niezmiennej liczby ludności aktywnej ekonomicznie.

Według D. van de Kaa, negatywny wpływ przemian demograficznych na gospodarkę może zniechęcać młodych ludzi do wcześniejszego wejścia na rynek pracy. Pamiętajmy

również i o tym, że współcześnie wiele młodych osób decyduje się na podjęcie pracy dopiero po skończeniu studiów wyższych. Kolejny czynnik to promowanie aktywności zawodowej kobiet, ale tu napotyka się na problem bezrobocia. Innym wyjściem z sytuacji może się okazać przesunięcie wieku emerytalnego, a także likwidacja uprawnień do wcześniejszej emerytury, jednak propozycje te napotyka na silny opór społeczny samych pracowników. Jak wynika z badań przeprowadzonych w 2007 roku przez CBOS znacząca większość respondentów, bo aż 72% optuje za obniżeniem wieku emerytalnego. Jeśli chodzi o wcześniejsze emerytury, to dwie trzecie badanych (67%) uważa, że są one korzystne dla pracowników, którzy zdecydowali się nie czekać na osiągnięcie wieku emerytalnego. Jako niekorzystne postrzega je tylko 18% ankietowanych. Pogląd, że przechodzenie na wcześniejszą emeryturę jest korzystne dla ogółu pracujących, podziela prawie połowa respondentów (49%), przeciwnego zdania było 31% badanych (CBOS 2007).

Ostatnia z propozycji D. van de Kaa to wzmocnienie procesów integracyjnych w Unii Europejskiej. Wydaje się, że Europa wybrała właśnie ten kierunek. Wracając jednak do A. Sauvy warto w tym kontekście przytoczyć jego tezę, że w dziejach świata nie było jeszcze żadnego kraju, który osiągnąłby trwały rozwój gospodarczy podczas demograficznej stagnacji. Słowa te można bez wahania odnieść do całej zjednoczonej Europy. Otóż nie osiągnie ona trwałego rozwoju gospodarczego, jeśli nie upora się z problemami demograficznymi.

4. Więź międzypokoleniowa w świetle zmian w strukturze wieku ludności

Przyjrzelśmy się, co dzieje się w obrębie szeroko pojętej ekonomii, a ściślej rzecz ujmując w zakresie redystrybucji dochodów w starzejącym się społeczeństwie. Teraz zajmiemy się zmianami, jakie zachodzą w obrębie więzi międzypokoleniowej. Czy problemy, które mogą napotkać obecnie aktywne zawodowo pokolenia Polaków, wpływają na zmiany w obrębie więzi międzypokoleniowej, która jest rodzajem więzi społecznej?

Zastanówmy się na początek nad tym, czym jest więź społeczna. Pojęcie więzi należy do jednych z elementarnych pojęć socjologii. Można nawet powiedzieć, że jego treść uległa pewnego rodzaju banalizacji, co utrudnia naukową analizę. W literaturze przedmiotu spotykamy najczęściej dwa znaczenia pojęcia więzi społecznej. W pierwszym, termin ten oznacza wszelkie powiązania pojawiające się między ludźmi i przeciwstawiany jest indywidualizmowi. Wydaje się, że w ten właśnie sposób pojęcia więzi społecznej używa U. Beck, a na gruncie polskiej socjologii J. Szczepański, który definiuje ją, jako „zorganizowany

system stosunków, instytucji, środków kontroli społecznej, skupiający jednostki, podgrupy i inne elementy składowe zbiorowości w całość zdolną do trwania i rozwoju” (Szczepański 1970, s. 239).

W drugim znaczeniu więź społeczna jest równoznaczna z identyfikacją jednostki z grupą społeczną. W ten sposób pojęcia tego używali R. Dahrendorf i S. Ossowski, dla którego więź społeczna oznacza równoważnik wyrażenia *esprit de corps*, na które składa się „aprobująca świadomość przynależności do grupy, zachowanie najważniejszych konformizmów grupowych, wspólne wartości, świadomość wspólnych interesów, oraz gotowość do przedkładania interesów grupy nad interesy osobiste, jeżeli taki konflikt zajdzie, albo przynajmniej przekonanie, że się powinno interesy grupy przedkładać nad swoje” (Ossowski 1967, s. 153).

Szczególnym rodzajem więzi społecznej, jest więź rodzinna (Kotlarska – Michalska 1992, s. 17-32). Analizując pojęcie więzi w starzejącym się społeczeństwie nie można pominąć problemów związanych właśnie z więzią między członkami rodziny. Czym więc ona jest? L. Dyczewski określa ją jako: „cały kompleks sił przyciągających jej członków nawzajem do siebie i wiążących ich ze sobą, a siły te wynikają ze związku małżeńskiego, świadomości związków genetycznych, przeżyć emocjonalnych, stosunków zależności, współdziałania, z czynników prawnych, religijnych, obyczajowych, a także z podobnych postaw członków rodziny wobec uwarunkowań społecznych, kulturowych i gospodarczych, w jakich żyje dana rodzina” (Dyczewski 2002, s. 11).

Więź społeczna nie da się bezpośrednio zaobserwować, dlatego też, aby ją opisać, określić jej intensywność, czy też zaobserwować zmiany w niej zachodzące należy posłużyć się pewnymi wskaźnikami empirycznymi. Najczęściej za wskaźnik empiryczny więzi społecznej przyjmuje się częstotliwość kontaktów. C. Homans i W. Board (C. Homans 1950, W. Bovard 1963) uważają, że jedynie na podstawie liczby interakcji można określić stopień spójności grupy społecznej. Oznacza to, że wraz ze wzrostem częstotliwości interakcji wzrasta wzajemny stopień sympatii oraz spójności grupowej. Za kolejny wskaźnik posłuży nam analiza odpowiedzi dotyczących miejsca osób starszych w społeczeństwie. Warto także przyrzeć się poglądom dotyczącym odpowiedzialności za opiekę nad osobami starszymi.

Problem badania więzi międzypokoleniowej w kontekście starzenia się społeczeństw, a także społecznej percepcji przemian zachodzących w Europie, w tym także w Polsce oraz poglądów o rozwiązaniach polityki ludnościowej w tym zakresie, został podjęty w ramach 5 Programu Ramowego koordynowanego przez Niemiecki Instytut Badań Ludnościowych w Wiesbaden (Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung – BIB). Koordynatorem badań w

Polsce jest Irena Kotowska ze Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie. Poniżej zostanie zaprezentowana część badań przeprowadzonych w Polsce w drugiej turze projektu.

Jak już wspomniano jednym z najważniejszych wskaźników empirycznych więzi międzypokoleniowej jest częstotliwość kontaktów. Najczęściej odwiedzani są rodzice, ponieważ ponad 24% respondentów wskazało, że odwiedza rodziców kilka razy w tygodniu, prawie 19% codziennie, 26% raz w tygodniu, a ponad 19% raz w miesiącu. Na drugim miejscu znaleźli się znajomi, którzy najczęściej odwiedzani są kilka razy w roku (33%), raz w miesiącu (30%), bądź też raz w tygodniu (21,5%). Starsi krewni odwiedzani są kilka razy w roku (41%) lub raz w miesiącu (32%). Zaskakujące jest, że znajomi odwiedzani są częściej niż krewni. W literaturze przedmiotu fakt ten tłumaczony jest wolnością wyboru, bądź też siłą relacji nawiązanych w dzieciństwie (Dykstra 2004: 20). Niemniej jednak więź ze znajomymi niejednokrotnie okazuje się silniejsza niż z krewnymi.

Przyjrzyjmy się teraz stosunkowi do osób starszych w społeczeństwie. Należy jeszcze zaznaczyć, iż świadomość społeczna dotycząca procesu starzenia się w kategoriach ilościowych jest bardzo niska. Oznacza to, że społeczeństwo nie jest świadome wzrastającego odsetka osób powyżej 65 roku życia w strukturze całej populacji. Jednocześnie sam proces starzenia się jest już oceniany jako zjawisko negatywne (65% respondentów). Mimo tego osoby starsze postrzegane są, jako przydatne w życiu społecznym i rodzinnym.

Zastosowana do omówienia wyników badania analiza czynnikowa zmiennych pozwoliła na wyłonienie dwóch ukrytych czynników. Pierwszy związany jest z pozytywnym postrzeganiem osób starszych, co oznacza, że stanowią one istotny kapitał społeczny, ponieważ posiadają ogromną wiedzę i doświadczenie, a także, że należy respektować ich prawa i problemy. Czynniki drugi stanowią negatywne skojarzenia dotyczące starości i procesu starzenia się. Osoby w podeszłym wieku traktowane są, jako obciążenie dla społeczeństwa. W badaniu z 2001 roku wyodrębniono jeszcze jeden czynnik, który dotyczył przekazywania wartości materialnych i niematerialnych młodszemu pokoleniom.

Najliczniejszą grupę stanowią respondenci, którzy postrzegają osoby sędziwe, jako kapitał społeczny i są jednocześnie przeciwni twierdzeniu, że stanowią one społeczne obciążenie. Można wysnuć wniosek, że pomimo obecnego w debatach politycznych i publicznych przeświadczenia o negatywnych konsekwencjach procesu starzenia się społeczeństwa polskiego, głównie natury ekonomicznej, to w społecznej percepcji silnie zakorzeniony jest pogląd, iż osoby starsze stanowią kapitał społeczny (Kotowska 2004, s. 29-30).

W kwestii opieki nad osobami sędziwymi dominuje przekonanie o odpowiedzialności za nią przede wszystkim dzieci, a w dalszej kolejności członków rodziny. Ponowne zastosowanie analizy czynnikowej, także w tym przypadku pozwoliło wyodrębnić trzy grupy ukrytych czynników. Pierwszy z nich związany jest z przekonaniem, że tylko rodzina i dzieci odpowiedzialne są za sprawowanie opieki i pielęgnację osób starszych. Drugi czynnik przypisuje tę odpowiedzialność państwu i społeczeństwu. Trzeci czynnik najlepiej charakteryzuje pogląd, że opiekę nad osobami starszymi powinna sprawować rodzina, natomiast w sytuacji, gdy nie może się wywiązać z tego obowiązku, powinno zrobić to państwo. Po dokonaniu segmentacji na podstawie powyższych czynników okazało się, że większość badanych stanowią respondenci uważający, że opieka nad osobami sędziwymi to powinność rodziny, która w razie trudności powinna być wspierana przez odpowiednie działania instytucjonalne.

Uznanie domów opieki, jako formy opieki instytucjonalnej spotkało się w większości przypadków z negatywną oceną, natomiast zostało zaakceptowane jedynie w sytuacji przymusowej. W przypadku, gdy konieczna jest pomoc w życiu codziennym, bądź opieka zdrowotna, czy pielęgnacyjna, wskazywany jest najczęściej współmałżonek, a później dzieci jako osoby, które powinny podjąć się tego zadania. Istnienie silnej więzi międzypokoleniowej w Polsce zdają się również potwierdzać przytoczone wcześniej wyniki analizy kontaktów społecznych respondentów z osobami starszymi z rodziny i otoczenia. Znamienne, że powoli można zauważyć przyzwolenie na komercjalizację usług społecznych dla osób sędziwych, które wzrasta wraz z wiekiem respondenta. To właśnie starsze osoby są częściej zdania, że opieka nad nimi powinna być sprawowana poprzez różnego rodzaju instytucje, a nie rodzinę. Prawdopodobnie nie chcą być oni dla nikogo ciężarem (Kotowska 2004, s. 30-32).

5. Zakończenie

Starzenie się społeczeństwa polskiego to już nie prognoza, ale fakt implikujący wiele ekonomicznych i społecznych następstw. Zrozumienie wagi tego procesu dla naszego kraju, wiąże się ze wzrostem wiedzy na temat zmiany w strukturze wieku, wywołanej toczącymi się ostatnio debatami dotyczącymi podwyższenia wieku emerytalnego. W scenariuszach rozwoju Polski na przyszłe lata starzenie się ludności jest kluczowym problemem, aczkolwiek różnie traktowanym z punktu widzenia proponowanych rozwiązań w zakresie gospodarki, czy polityki społecznej.

Pamiętajmy jednak, że problemy gospodarcze wywołane zmianami w strukturze wieku populacji pociągną za sobą zmiany społeczne. Inaczej mówiąc w sytuacji niemożliwości odbioru wierzytelności w formie emerytur, może dojść do osłabienia więzi międzypokoleniowych, bądź też do konfliktu. Najlepszą drogą do uniknięcia owego konfliktu jest rozwój przyszłego, starzejącego się społeczeństwa w klimacie etyki międzypokoleniowej, która może być osiągnięta przy zapewnieniu odpowiedniej równowagi pomiędzy międzypokoleniową solidarnością a sprawiedliwością.

Powyższy artykuł jest jedynie próbą przybliżenia niektórych problemów, przed którymi stoją starzejące się społeczeństwa, w tym także Polska. Odrębnej analizy wymaga zbadanie negatywnych skutków starzenia się ludności dla makroekonomicznych proporcji podziału dochodu narodowego. Warto również zanalizować w powyższym kontekście problem osłabienia więzi międzypokoleniowych. Celem takiej analizy powinno być ukazanie kwestii redystrybucji dochodów, która kształtuje charakter więzi międzypokoleniowych.

Na zakończenie warto przytoczyć słowa Jana Pawła II. „Istnieją kultury przejawiające szczególną cześć i wielką miłość dla osób starszych. Człowiek stary nie bywa tam nigdy wyłączony z rodziny, czy traktowany jako nieużyteczny ciężar; pozostaje w rodzinie i chociaż zobowiązany do szanowania autonomii nowej rodziny, nadal bierze czynny i odpowiedzialny udział w jej życiu, a nade wszystko wypełnia cenne posłannictwo świadka przeszłości i inspiratora mądrości dla młodych i dla przeszłości.

Inne kultury natomiast, zwłaszcza w następstwie nieuporządkowanego rozwoju przemysłowego i urbanistycznego, doprowadziły i nadal prowadzą do niedopuszczalnego zepchnięcia starszych na margines życia, co jest dla nich źródłem wielkiego cierpienia, a równocześnie duchowego zubożenia dla wielu rodzin” (Jan Paweł II 2000: I. p. 27).

Literatura:

Książki i artykuły:

Bovard E. W. (1962). *Group structure and perceptron*. [w:] D. Cartwright, A. Zander (red.) *Group dynamics. Research and theory*. New York: Evanston. s. 175 – 165.

Dyczewski L. (2002). *Więź między pokoleniami w rodzinie*. Lublin: TW KUL.

Dykstra P. (2004). *Het zit in de familie. Oratie ter gelegenheid van de aanvaarding van de leerstoel Verwantschapsdemografie aan de universiteit Utrecht*, 29 Oktober 2003. *Bevolking en Gezin*. 1: 3-28.

Holzer J. Z., Serek R. (2000). *Sytuacja demograficzna świata i Polski w okresie do roku 2020*. [w:] *Strategia rozwoju Polski do roku 2020*. t.I: *Diagnoza ogólnych uwarunkowań*

rozwojowych. Warszawa: Komitet Prognoz „Polska 2000 Plus” przy prezydium PAN. s. 7 – 24.

Homans C. G. (1950). *The Human Group*. New York: Havacourt, Brace & Company.

Jan Paweł II (2000). *Familiaris consortio*. Wrocław: TUM.

Karpowicz E. (2008). *Ubezpieczenia emerytalne w opiniach społecznych*. [w:] System emerytalny 9 lat po reformie. Studia BAS, nr 11. Warszawa: Biuro Analiz Sejmowych Kancelarii Sejmu. s. 45 – 63.

Kotlarska – Michalska A. (1992). *Więź rodzinna jako szczególny rodzaj więzi społecznej*. „Roczniki Socjologii Rodziny” 4: 17 – 32.

Kotowska I. (2004). *Proces starzenia się ludności Polski do 2030 r. – opis i jego percepcja społeczna*. [w:] I. Wóycicka (red.) *Później na emeryturę? Niebieskie Księgi 2004*. Rekomendacje Nr 16. Gdańsk: Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową. s. 12 – 35.

Légaré J. (2006). *Economic, Social and Cultural Consequences of the Aging of the Population*. [w:] G. Caselli, J. Vallin, G. Wunsch (red.) *Demography Analysis and Synthesis*. Vol. 3 A Treatise in Population Studies. London – New York – Tokio: Elsevier. s. 327 – 335.

Marody M., Giza – Poleszczuk A. (2004). *Przemiany więzi społecznych*. Warszawa: Scholar.

Ochocki A. (2007). *Próba interpretacji ekonomicznej teorii ludności Alfreda Sauvy*. Warszawa: UKSW (maszynopis).

Ochocki A. (2008). *Redystrybucja dochodów w starzejącym się społeczeństwie*. [w:] T. J. Kowaleski, P. Szukalski (red.) *Pomyślne starzenie się w perspektywie nauk o pracy i polityce społecznej*. Łódź: Uniwersytet Łódzki. s. 235 – 247.

Ossowski S. (1967). *O osobliwościach nauk społecznych*. [w:] *O nauce*. Dzieła, t. IV. Warszawa: PWN.

Pędich W. (2000). *Postulaty Polskiego Towarzystwa Gerontologicznego dotyczące opieki nad ludźmi starymi w reformowanym systemie ochrony zdrowia w Polsce*. [w:] T. Kowaleski, P. Szukalski (red.) *Sytuacja zdrowotna osób w starszym wieku w Polsce. Aspekt medyczny i społeczno – demograficzny*. Łódź: Oficyna Wydawnicza IMP. s. 19 – 29.

Piotrowski J. (1973), *Miejsce człowieka starego w rodzinie i społeczeństwie*, Warszawa: PWN.

GUS (2004): *Prognoza Demograficzna na lata 2003 – 2030*. Warszawa 2004.

GUS (2008): *Rocznik Demograficzny 2007*. Warszawa 2008

Szukalski P. (2004). *Kontrakt międzypokoleniowy a zasada sprawiedliwości międzypokoleniowej*. [w:] L. Frąckiewicz, A. Rączaszek (red.) *Kapitał społeczny*. Katowice: Wydawnictwo AE. s. 169 – 184.

Szukalski P. (2008). *Starzenie się ludności – ku redefinicji kontraktu międzypokoleniowego?* [w:] T. Kowaleski, P. Szukalski (red.) *Pomyślne starzenie się w perspektywie nauk o pracy i polityce społecznej*. Łódź: KND PAN, UŁ. s. 145 – 156.

Szczepański J. (1970). *Elementarne pojęcia socjologiczne*. Warszawa: PWN.

Raporty i strony internetowe:

Bezpieczeństwo dzięki emeryturze. Raport na temat zakładów emerytalnych oraz sposobu wypłat emerytur z II filara (2002). Warszawa: Urząd Nadzoru nad Funduszami Emerytalnymi.

CBOS (2007). *Wcześniejsze emerytury i praca zarobkowa emerytów*. Warszawa. Listopad. http://www.cbos.pl/SPISKOM.POL/2007/K_168_07.PDF.

International Solidarity, the Elderly and Ageing, Dialog Population Policy Acceptance Study (PPAS) Work Package 8 (2006). <http://www.bib-demographie.de/>.

Prognoza ludności na lata 2008 – 2035 (2009). Warszawa: GUS. <http://www.stat.gov.pl/>.

Raport z wyników Narodowego Spisu Powszechnego ludności i mieszkań 2002 (2003). Warszawa: GUS.

Prof. Andrzej Ochocki

Uniwersytet Kardynała Stefana Wyszyńskiego

Model międzypokoleniowej redystrybucji dochodów

Streszczenie

Starzenie się ludności powoduje narastanie kwestii podziału bieżącego strumienia dóbr i usług wytwarzanych w procesie gospodarczym. Możliwości w tym zakresie są zdeterminowane relacjami dynamiki liczebności ludności aktywnej ekonomicznie, liczebności emerytów i wolumenu dochodu narodowego. Wynikające stąd zależności są przedmiotem analizy dokonanej za pomocą modelu międzypokoleniowej redystrybucji dochodów (MMRD), który został opracowany przez autora niniejszego artykułu. Przedstawiony model pozwala ukazać istotę problemu publicznych transferów międzypokoleniowych, które w państwie traktowanym jako dobro wspólne należy pojmować jako wiarygodności emerytów, a ich spłacanie powinno zapewniać godziwy poziom życia ludziom starszym. Prezentację modelu przeprowadzono dla kilku państw Unii Europejskiej na podstawie danych zaczerpniętych z Międzynarodowego Funduszu Walutowego (IMF) i statystyk krajowych.

1. Wprowadzenie

Problem podziału dochodu narodowego w kontekście międzypokoleniowej redystrybucji dochodów należy rozważać na trzech płaszczyznach: makroekonomicznej, systemu emerytalnego i prywatnych transferów dochodów w sektorze gospodarstw domowych [Rosset, 1967, 5, Kurkiewicz, 2007, 25 – 30]. Szczególne znaczenie tych powiązań ma miejsce w sytuacji starzenia się ludności, który to proces powoduje narastanie kwestii podziału bieżącego strumienia dóbr i usług wytwarzanych w procesie gospodarczym [Legare, 2006, 327 – 336]. Możliwości w tym zakresie są zdeterminowane relacjami dynamiki liczby ludności aktywnej ekonomicznie, liczby emerytów i wolumenu dochodu narodowego. Wynikające stąd zależności są przedmiotem analizy przeprowadzonej za pomocą modelu międzypokoleniowej redystrybucji dochodów (MMRD), który został opracowany przez autora niniejszego artykułu. Przedstawiony model pozwala ukazać istotę problemu publicznych transferów międzypokoleniowych.

Prezentacji modelu dokonano dla kilku państw Unii Europejskiej na podstawie danych zaczerpniętych z Międzynarodowego Funduszu Walutowego (IMF) i statystyk krajowych, które są zamieszczane w Euromonitor International dostępnym w Centrum Informacji Europejskiej Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie.

2. Założenia modelu

W procesie podziału dochodu narodowego, w jego części przeznaczony na spożycie, kluczowe znaczenie mają proporcje między płacami i emeryturami. Proporcje te – przy założeniu *ceteris paribus* – kształtują następujące czynniki:

- produktywność zasobów pracy,
- poziom wynagradzania za pracę,
- stosunek liczebności pracowników do emerytów,
- wielkość wierzytelności emerytalnych.

Równowagę w procesie podziału dochodu narodowego w części przeznaczony na spożycie zapewnia równość relacji przeciętnego wynagrodzenia do przeciętnej kwoty wypłaconej z funduszy emerytalnych, obliczonej na jedną osobę zawodowo czynną na rynku pracy, w dwóch kolejnych okresach (MMRD):

$$\frac{\frac{\alpha(P_a \cdot L_a)}{L_a}}{\frac{L_e \cdot R}{L_a}} = \frac{\frac{\alpha'(P'_a \cdot L'_a)}{L'_a}}{\frac{L'_e \cdot R}{L'_a}} \quad (1)$$

gdzie:

L_a – liczba ludności zawodowo czynnej na rynku pracy,

L_e – liczba emerytów,

P_a – przeciętna produktywność osoby zawodowo czynnej (PKB/L_a),

α – relacja przeciętnego wynagrodzenia do przeciętnej produktywności osoby zawodowo czynnej (udział wynagrodzeń w PKB),

R – kwota przeciętnej emerytury.

Z równości tej wynikają – przy założeniu stałych cen, niezmiennych proporcji podziału dochodu narodowego na spożycie i akumulację, stałego udziału wydatków

publicznych i udziału wynagrodzeń w dochodzie narodowym oraz w warunkach określonych zmian: produktywności, liczebności pracowników i emerytów – dwa graniczne wskaźniki:

1/ dynamiki siły nabywczej przeciętnej emerytury:

$$\frac{R'}{R} = \frac{P'_a}{P_a} \cdot \frac{L'_e}{L_e} \cdot \frac{L'_a}{L_a} \quad (2)$$

2/ dynamiki siły nabywczej przeciętnego wynagrodzenia, która równa się dynamice produktywności w ujęciu realnym:

$$\frac{P'_a}{P_a} = \frac{R'}{R} \cdot \frac{L'_e}{L_e} \cdot \frac{L'_a}{L_a} \quad (3)$$

Zaprezentowana formuła „1” pozwala również dokonać klasyfikacji rozpatrywanych zależności na podstawie porównania wielkości rzeczywistych z wielkościami granicznymi (modelowymi). Przyjmijmy w związku z tym następujące oznaczenia:

- α – rzeczywista relacja przeciętnego wynagrodzenia do przeciętnej produktywności osoby zawodowo czynnej w okresie bazowym,
- α' – rzeczywista relacja przeciętnego wynagrodzenia do przeciętnej produktywności osoby zawodowo czynnej w okresie badanym,
- β – rzeczywisty wskaźnik dynamiki przeciętnego realnego wynagrodzenia osoby zawodowo czynnej w okresie badanym (okres bazowy = 1,00)
- β' – modelowy wskaźnik dynamiki przeciętnego realnego wynagrodzenia w okresie badanym w porównaniu z okresem bazowym – formuła „3” (okres bazowy = 1,00),
- γ – rzeczywisty wskaźnik dynamiki przeciętnej realnej emerytury w okresie badanym w porównaniu z okresem bazowym,
- γ' – modelowy wskaźnik dynamiki realnej przeciętnej emerytury w okresie badanym w porównaniu z okresem bazowym – formuła „2” (okres bazowy = 1,00).

Możliwe skrajne sytuacje, przy założeniu $\alpha = \alpha'$, można ująć następująco:

$$A.1.: \beta < \beta'; \gamma < \gamma'; \quad B.1.: \beta > \beta'; \gamma > \gamma'$$

Sytuacja A.1. oznacza utrzymanie dynamiki realnych wynagrodzeń i dynamiki realnych emerytur w granicach wyznaczonych tempem wzrostu produktywności osób czynnych zawodowo.

W sytuacji jednoczesnego przekroczenia granicznej dynamiki płac i granicznej dynamiki emerytur (B.1.) zostaje uruchomiony mechanizm osiągania nowego stanu równowagi poprzez – występujące łącznie lub alternatywnie – następujące procesy:

- ustalania nowego poziomu wynagrodzeń za pracę,
- kształtowania adekwatnych systemów emerytalnych,
- zmiany dynamiki inwestowania w sektorach prywatnym i publicznym gospodarki,
- modyfikowania reguł podatkowych i wydatków publicznych państwa,
- narastania długu publicznego,
- podwyższania i zmiany relacji cen towarów i usług konsumpcyjnych.

W wyniku tych procesów ustalają się nowe relacje produktywności, wynagrodzeń i emerytur, a w konsekwencji nowe proporcje podziału dochodu narodowego na spożycie i akumulację [Branson, 1989, 23].

Na tej podstawie możemy twierdzić, że w procesie podziału dochodu narodowego w gospodarce rynkowej działa prawo równowagi płac i emerytur, które uruchamia procesy dostosowawcze w wypadku przekroczenia granicznych wskaźników dynamiki tych dwóch parametrów, w warunkach określonej produktywności zatrudnionych, liczebności populacji pracowników i emerytów.

3. Dynamika wynagrodzeń i świadczeń społecznych w wybranych krajach Unii Europejskiej

Sytuację w wybranych krajach Unii Europejskiej przedstawiono na podstawie rzeczywistych danych w zakresie PKB, zatrudnienia i wynagrodzeń, populacji emerytów i świadczeń z ubezpieczeń społecznych za lata 2001 i 2005. Wskaźniki modelowe (graniczne) obliczono na podstawie formuł 2 i 3. Należy jednak zwrócić uwagę na to, że zamieszczona w tabl. 1 faktyczna dynamika świadczeń z ubezpieczeń społecznych obejmuje nie tylko emerytury, ale także pozostałe świadczenia (np. renty) ze względu na zakres prezentowanych danych przez Euromonitor International 2007. Przyjęte z konieczności rozwiązanie, chociaż ukazuje obraz przybliżony, odzwierciedla kierunek obserwowanych tendencji.

Tablica 1.

Rzeczywiste i modelowe wskaźniki dynamiki przeciętnych realnych wynagrodzeń i świadczeń z ubezpieczeń społecznych w wybranych krajach Unii Europejskiej w latach 2001 i 2005.

Kraj	Dynamika przeciętnych realnych			
	wynagrodzeń ¹		świadczeń ²	
	rzeczywista	modelowa	rzeczywista	modelowa
	2001 = 100,0			
Francja	91,1	102,2	102,0	104,4
Niemcy	102,8	104,2	93,4	91,4
Polska	103,5	117,4	121,3 ³	112,6
Rep. Czeska	100,3	116,4	99,0	117,1
Szwecja	99,3	110,9	101,2	105,6
Węgry	89,2	116,2	100,0	115,1
W. Brytania	94,1	111,0	98,6	106,4
Włochy	89,5	97,3	101,9	99,0

¹ wynagrodzenia brutto: praca, samozatrudnienie (także w rolnictwie).

² dochody brutto z ubezpieczeń społecznych z systemów państwowych, zakładowych i rolniczych, w tym emerytury.

³ dynamika przeciętnej emerytury pracowniczej i rolniczej wyniosła 107,7%.

Źródło: obliczenia własne na podstawie: Euromonitor International 2007, Rocznik statystyczny GUS, 2002 i 2006.

W żadnym z wyodrębnionych krajów Unii Europejskiej nie wystąpiła sytuacja przekroczenia modelowego wskaźnika dynamiki płac realnych. Okazało się jednak, że w Niemczech i Włoszech, a więc w krajach o najbardziej zawansowanym procesie starzenia się ludności [Cieślak, 2004, 9 i 14], została przekroczona granica uzasadnionego ekonomicznie wzrostu realnych świadczeń z ubezpieczeń społecznych (w tym emerytur). Ponadto w Niemczech obniżyła się ich realna siła nabywcza w 2005 roku w porównaniu z 2001 rokiem, a we Włoszech obniżył się w tym okresie poziom płacy realnej. Tak więc, w obydwu tych krajach pojawiły się już symptomy napięć gospodarczych związanych z procesem demograficznego starzenia się społeczeństwa. W Polsce dynamika przeciętnej realnej emerytury pracowniczej i rolniczej (107,1%) była niższa od modelowej (112,6%), ale dynamika wszystkich świadczeń była już znacznie wyższa. Ustalenie przyczyn takiej sytuacji w Polsce wymaga odrębnej analizy.

4. Proporcje wynagrodzeń i świadczeń z ubezpieczeń społecznych

Ukształtowane proporcje świadczeń z ubezpieczeń społecznych (w tym emerytur) w PKB są większe w krajach demograficznie starszych niż w krajach o młodszej strukturze wieku społeczeństwa. Wyrażna jest też tendencja powiększania finansowego obciążenia na fundusze tych świadczeń osób czynnych zawodowo. Wyjątek pod tym względem stanowi

Francja (stabilizacja), w której udział dochodów z ubezpieczeń społecznych w PKB był jednak najwyższy wśród wyodrębnionych krajów w obydwu porównywanych latach (tabl. 2).

Tablica 2.

Rzeczywisty udział wynagrodzeń za pracę i świadczeń z ubezpieczeń społecznych w PKB oraz dynamika obciążenia na fundusze tych świadczeń osoby czynnej zawodowo w wybranych krajach Unii Europejskiej w latach 2001 i 2005

Kraj	Udział w PKB				Wskaźnik dynamiki obciążenia na fundusze świadczeń z ubezpieczeń społecznych osoby czynnej zawodowo 2001 = 100,0
	wynagrodzeń ¹		świadczeń ²		
	2001	2005	2001	2005	
	w procentach				
Francja	57,4	55,4	27,0	26,3	99,8
Niemcy	58,1	60,9	18,9	19,3	106,4
Polska	46,4	44,4	16,7	17,8	126,4
Rep. Czeska	46,9	43,1			
Szwecja	57,6	56,7	17,1	16,3	106,2
Węgry	44,6	41,7	15,2	13,1	101,0
W. Brytania	63,4	59,5	18,3	16,9	102,9
Włochy	53,3	53,8	17,0	17,1	100,1

¹ wynagrodzenia brutto: praca, samozatrudnienie (także w rolnictwie),

² dochody brutto z ubezpieczeń społecznych z systemów państwowych, zakładowych i rolniczych, w tym emerytury,

Źródło: obliczenia własne na podstawie: Euromonitor International 2007.

Polska wykazywała znacznie wyższą dynamikę obciążenia osoby czynnej zawodowo na fundusze świadczeń z ubezpieczeń społecznych w porównaniu z innymi krajami. Dochody brutto tylko z emerytur pracowniczych i rolniczych stanowiły w PKB: w 2001 roku – 7,3% a w 2005 roku – 9,9%, natomiast dynamika obciążenia osoby czynnej zawodowo tylko na te dwa fundusze emerytalne wniosła 111,7% w latach 2001 – 2005 (dane GUS).

5. Zasada solidarności w systemach emerytalnych

Ograniczenia makroekonomiczne poziomu i dynamiki realnych emerytur tworzą ramy dla reguł systemów emerytalnych funkcjonujących w danym społeczeństwie. Uwzględnienie w tych systemach zasady solidarności pozwala kształtować na odpowiednim poziomie dochody z emerytur tych grup ludności, które uzyskiwały w przeszłości niskie dochody z pracy i jednocześnie z różnych powodów nie osiągnęły długiego stażu pracy. Zasada solidarności jest jednym z imperatywów życia społecznego, a jej respektowanie implikuje troskę o każdego obywatela w państwie traktowanym jako dobro wspólne. Jej odzwierciedleniem w sferze ubezpieczeń społecznych jest partycypacyjny system emerytalny.

Należy jednak pamiętać, że zarówno system partycypacyjny, jaki i kapitałowy system ubezpieczeń emerytalnych bazuje na współdziałaniu pokoleń. Realizacja wierzytelności emerytalnych w każdym z tych systemów wymaga ich opłacenia w postaci gromadzenia oszczędności na starość przez osoby pracujące.

W Polsce parametrami partycypacyjnego systemu emerytalnego są: staż pracy, poziom płacy, wysokość składki emerytalnej i wskaźnik partycypacji określany w ustawie będącej odpowiednikiem swoistej „umowy społecznej”. Rozważmy te relacje w postaci określonych formuł.

Fundusz emerytalny jest funkcją:

$$F_e = f(r, R) \quad (5.1)$$

gdzie:

F_e – fundusz emerytalny w danym roku,

r – relacja liczby czynnych zawodowo na rynku pracy do liczby emerytów (L_a/L_e),

R – kwota przeciętnej emerytury.

Kwotę przeciętnej emerytury możemy określić za pomocą równania:

$$R = W(\rho + n \times \lambda \times \mu) \quad (5.2)$$

gdzie:

R – kwota przeciętnej emerytury,

W – kwota przeciętnego wynagrodzenia w gospodarce narodowej,

ρ – wskaźnik partycypacji określający część kwoty emerytury w relacji do przeciętnego wynagrodzenia w gospodarce narodowej niezależnie od stażu pracy, płacy i poziomu składki emerytalnej,

n – przeciętna liczba lat stażu pracy (opłacania składki emerytalnej),

λ – wskaźnik relacji podstawy wymiaru emerytury (przeciętne wynagrodzenie bazowe w skali roku) do przeciętnego wynagrodzenia w gospodarce narodowej,

μ – wskaźnik wymiaru emerytury za każdy rok opłacania składek.

Maksymalną kwotę przeciętnej emerytury określa równanie:

$$R_{\max} = W \times r \times \varepsilon \quad (5.3)$$

gdzie:

R_{\max} – maksymalna kwota przeciętnej emerytury,

W – kwota przeciętnego wynagrodzenia w gospodarce narodowej,

r – relacja liczby czynnych zawodowo na rynku pracy do liczby emerytów (L_a/L_e),
 ε – stopa składki emerytalnej.

Podstawiając do równania 5.2. równanie 5.3. otrzymujemy:

$$W \times r \times \varepsilon = W (\rho + n \times \lambda \times \mu) \quad (5.4)$$

$$\rho = r \times \varepsilon - n \times \lambda \times \mu \quad (5.5)$$

$$\mu = \frac{r \times \varepsilon - \rho}{n \times \lambda} \quad (5.6)$$

Nawiązując do formuły 2 w punkcie 3 formuła 5.3 określa również wysokość minimalnej składki emerytalnej ε .

$$\varepsilon = \frac{R \times \frac{1}{r}}{W} \quad (5.7)$$

gdzie:

R – kwota przeciętnej emerytury wynikająca z formuły 3.2 (MMRD),

r – relacja liczby czynnych zawodowo na rynku pracy do liczby emerytów (L_a/L_e),

W – kwota przeciętnego wynagrodzenia w gospodarce narodowej.

Przykład: $W = 3000$ zł; $R = 1500$ zł; $r = 2,4$; $\varepsilon = 0,24$; $\lambda = 1$; $n = 30$ lat; $\rho = 0,25$; $\mu = 0,011$;

Jeżeli $\rho = 0,15$, to $\mu = 0,014$.

Wskaźnik partycypacji p jest ustalany w wyniku umowy społecznej respektującej zasadę solidarności w systemie emerytalnym, ale jego ograniczeniem jest możliwy do osiągnięcia konsensus społeczny i ekonomicznie uwarunkowana dynamika realnej emerytury. Ekonomicznym warunkiem brzegowym dynamiki przeciętnej realnej emerytury w kapitałowych systemach emerytalnych jest wyłącznie ograniczenie wynikające z relacji zmian produktywności, poziomu aktywności ekonomicznej ludności i proporcji populacji emerytów.

6. Konieczny konsensus społeczny

Demograficzne starzenie się społeczeństwa – jak wynika z dotychczasowych doświadczeń krajów europejskich – powoduje wzrost udziału wydatków na emerytury w PKB bez względu na rozwiązania systemowe w dziedzinie ubezpieczeń społecznych. Narasta więc

problem podziału dochodów realnych w relacjach międzypokoleniowych. Na przykład, we Włoszech wydatki na emerytury i renty rodzinne przekroczyły już 15% PKB (tabl. 3).

Tablica 3.

PKB per capita, wydatki na emerytury i renty rodzinne per capita i ich udział w PKB w 2004 roku w wybranych krajach Unii Europejskiej

Kraj	PKB	Emerytury	Emerytury/PKB
	per capita w euro		w procentach
Francja	26500	3392	12,8
Niemcy	26800	2975	11,1
Polska	5100	602	11,8
Rep. Czeska	8500	663	7,8
Szwecja	31000	3937	12,7
Węgry	8000	688	8,6
W. Brytania	28800	3312	11,5
Włochy	23300	3588	15,4

Źródło: Europe in figures. Eurostat yearbook 2006 – 2007, s. 125; The social situation in European Union 2005 – 2006, Eurostat 2006, s. 146; Social protection in the European Union. Statistics in figures, Eurostat 2007, s. 5; obliczenia własne.

Dynamika produktywności i potrzeby rozwojowe gospodarki wyznaczają pole możliwego konsensusu społecznego w sprawie podziału dochodów między pracownikami i emerytami. W starzejącym się społeczeństwie osiągnięcie takiego konsensusu jest trudne nawet w warunkach odpowiedniego wzrostu gospodarczego, ponieważ istotną rolę odgrywają w takiej sytuacji co najmniej trzy grupy czynników: ekonomiczne, socjologiczne i psychologiczne [Sauvy, 1963, 93].

Wzrost produktywności wiąże się zwykle z procesami modernizacyjnymi w gospodarce, co wymaga nie tylko zwiększenia inwestycji, ale i zmiany struktury zawodowej ludności, która w warunkach starzenia się ludności napotyka na szereg barier różnorodnej natury. Z kolei, zwiększony wysiłek społeczny nakierowany na wzrost produktywności bez wzrostu realnych dochodów pracowników wywołuje zwykle sprzeciw związków zawodowych i powoduje napięcia społeczne. Na płaszczyźnie psychologicznej stagnacja dochodów pracowników osłabia ich motywacyjną funkcję.

Próby dokonywania zmian transferów społecznych w ramach istniejących możliwości ekonomicznych, które polegałyby na ich uszczuplaniu dla dzieci i młodzieży nawet w sytuacji

zmniejszania się ich liczebności i jednoczesnym powiększaniu tych transferów w celu utrzymania poziomu realnej emerytury, są praktycznie niewykonalne chociażby ze względu na rosnące aspiracje społeczne i koszty edukacji, a także rosnące wydatki na ochronę zdrowia ludzi w starszym wieku.

Z trzech możliwych rozwiązań, a mianowicie: obniżki płac, obniżki emerytur i przedłużenia okresu aktywności zawodowej, najlepszym wydaje się podwyższenie wieku emerytalnego. Wiemy jednak, że i ta propozycja napotyka na silny sprzeciw pracowników, a najczęściej podnoszonymi argumentami są: prawo do odpoczynku ludzi starszych, ich zmniejszona wydajność pracy, blokowanie miejsc pracy dla młodych, hamowanie awansu zawodowego młodym pracownikom, petryfikacja struktur zawodowych, przewagi polityczne ludzi w starszym wieku.

7. Podsumowanie

Dyskusja i spory wokół problemu odzyskiwania wierzytelności emerytalnych w warunkach starzenia się społeczeństwa mogą więc prowadzić do konfliktów pokoleniowych, a w konsekwencji osłabiać więzi społeczne. W związku z tą kwestią wybitny demograf francuski A. Sauvy konstatawał: „Możliwe, że kiedyś społeczeństwo znajdzie sposób przystosowania się do starzenia, a nawet do zmniejszania się liczebności populacji. Będzie trzeba w tym celu podjąć szczególne wysiłki dla przekształcenia świadomości obywatelskiej” [Sauvy, 1963, 93].

Przedstawiony model pozwala właśnie ukazać istotę problemu publicznych transferów międzypokoleniowych, które w państwie traktowanym jako dobro wspólne należy pojmować jako wierzytelności emerytów, a ich spłacanie powinno zapewniać godziwy poziom życia ludziom starszym. Tu także napotykamy na twarde reguły ekonomiczne, sprostanie którym w sytuacji starzenia się ludności wymaga odważnego kształtowania sprawiedliwej umowy społecznej i niezbędnego konsensusu w kwestii podziału dochodów [Schoenmaeckers, Vanderleyden, 2005; Kotowska, 2005; Szukalski, 2002]. Możliwości w tym zakresie są bowiem zdeterminowane relacjami dynamiki: liczby ludności aktywnej ekonomicznie, liczby emerytów i wolumenu dochodu narodowego. Niemniej jednak, należy przestrzegać takiej reguły podziału dochodu narodowego między pracującymi i emerytami, która chroniłaby realne dochody i poziom życia ludzi w starszym wieku [Majka, 47 – 66].

Literatura

- Branson W. H., 1989, *Macroeconomic. Theory and Policy*, Third Edition, Princeton University, New York.
- Cieślak M., 2004, *Pomiar procesu starzenia ludności*, „Studia Demograficzne”, nr 2/146, Warszawa.
- Kotowska I.E., red., 2005, *Scenariusze polityki ludnościowej dla Polski. Badanie eksperckie Delphi*, SGH, Warszawa.
- Kurkiewicz J. red., 2007, *Ludzie starsi w rodzinie i społeczeństwie*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków.
- Legare J., 2006, *Economic, Social, and Cultural Consequences of the Aging of the Population*, [w:] Caselli G., Vallin J., Wunsch G., *Demography. Analysis and synthesis. A Treatise in population studies*, vol. 3, Elsevier, London – New York – Tokyo.
- Majka J., 1993, *Etyka społeczna i polityczna*, Ośrodek Dokumentacji i Studiów Społecznych, Chrześcijańska Myśl Społeczna, T. 4., Warszawa.
- Rosset E., 1967, *Ludzie starzy. Studium demograficzne*, PWE, Warszawa.
- Sauvy A. (1963), *Theorie generale de la population*, vol. I i II. Bibliotheque de Sociologie Contemporaine. Presses Universitaires de France. (*Życie ludności*, t. II, PWN, Warszawa 1969; tekst do druku, tłumaczenie: A. Rudzińska).
- Shoenmaeckers R.C., Vanderleyden L., 2005, *Intergenerational Solidarity, the Elderly and Ageing: Main Results*, „Studia Demograficzne, nr 2/148.
- Szukalski P., 2002, *Proces starzenia się ludności a sprawiedliwość i równość międzypokoleniowa*, [w:] J.T.Kowaleski, P.Szukalski (red), *Proces starzenia się ludności – potrzeby i wyzwania*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.

Zastosowanie rozkładu Kumaraswamy w konstrukcji tablic dalszego oczekiwanego trwania życia

1. Wprowadzenie

W niniejszej pracy podjęta jest próba modelowania danych dotyczących umieralności (przy wykorzystaniu dostępnych narzędzi probabilistycznych) w celu oszacowania oczekiwanego dalszego trwania życia w zachodnioeuropejskim społeczeństwie u schyłku XX i początku XXI wieku. Jednocześnie w pracy zostanie zawarta próba prognozy na lata następne. Do analiz zostały użyte dane dla Holandii i Polski. W skrócie opisano również warsztat matematyczny, oparty głównie na teorii zmiennych losowych.

W obliczeniach pominięte zostały dane o umieralności niemowląt i dzieci do lat czterech ze względu na inny charakter tego procesu, który należałoby modelować osobno. Jest to przedmiot osobnych rozważań, nie związanych merytorycznie z treścią tej pracy.

Punktem docelowym będzie przedstawienie tablicy oczekiwanego dalszego trwania życia, wyliczonej na podstawie szacowań probabilistycznych.

2. Podstawy teoretyczne

2.1. Model dalszego oczekiwanego trwania życia

Niech X oznacza zmienną losową opisującą długość życia danej jednostki, $X > 0$. Przedmiotem naszych rozważań będzie oszacowanie dalszego trwania życia w oparciu o jej obecny wiek (czyli w chwili t). W oparciu o powyższe definicje należy zatem wyznaczyć $E(X | X > t)$.

²⁸ Studenci IV roku matematyki UJ oraz II roku informatyki i ekonometrii UEK

$$\begin{aligned}
E(X|X>t) &= \frac{1}{P(X>t)} \int_{(X>t)} X dP = \frac{1}{P(X>t)} E(X \cdot 1_{(X>t)}) = \\
&= \frac{1}{P(X>t)} \int_0^{\infty} x f(x) 1_{(X>t)} dx = \frac{1}{P(X>t)} \lim_{M \rightarrow \infty} \left[\int_t^M x f(x) dx \right] = \\
&= \frac{1}{P(X>t)} \lim_{M \rightarrow \infty} \left[x \int_0^x f(s) ds \Big|_t^M - \int_t^M \left(\int_0^x f(s) ds \right) dx \right] = \\
&= \frac{1}{P(X>t)} \lim_{M \rightarrow \infty} \left[MF(M) - tF(t) - \int_t^M (1 - P(X > x)) dx \right] = \\
&= \frac{1}{P(X>t)} \left(t(1 - F(t)) + \lim_{M \rightarrow \infty} \left(\int_t^M P(X > s) ds \right) \right) = \\
&= t + \frac{1}{P(X>t)} \int_t^{\infty} P(X > s) ds
\end{aligned}$$

2.2. Rozkład Kumaraswamy

W teorii prawdopodobieństwa i statystyce, rozkładem Kumaraswamy nazywamy dwuparametrową $(a, q \in (0, \infty))$ rodzinę ciągłych rozkładów określoną na przedziale $[0, 1]$. Dla naszych rozważań, przeskalujemy ten przedział na $[0, 100]$ lub $[0, 110]$, w zależności od dostępnych danych statystycznych.

Gęstością tego rozkładu jest funkcja:

$$f(x; a, q) = aqx^{a-1}(1-x^a)^{q-1}.$$

Dystrybuanta wyraża się zaś wzorem:

$$F(x; a, q) = 1 - (1 - x^a)^q.$$

Dla tego rozkładu momenty zwykłe dowolnego rzędu $n \in \mathbb{N}$ istnieją i wyrażają się następująco:

$$m_n = \frac{q \Gamma\left(1 + \frac{n}{a}\right) \Gamma(q)}{\Gamma\left(1 + q + \frac{n}{a}\right)} = q \beta\left(1 + \frac{n}{a}, q\right).$$

Jak widać z powyższego wzoru na momenty, rozkład ten jest blisko związany z rozkładem Beta. Jeśli bowiem $X_{a,q}$ jest zmienną losową o rozkładzie Kumaraswamy, a $Y_{\alpha, \beta}$ zmienną losową o rozkładzie Beta, to zachodzi zależność:

$$X_{a,q} = (Y_{\alpha, \beta})^{\frac{1}{a}}.$$

Rozszerzeniem przedstawionego powyżej rozkładu jest 3-parametrowy rozkład Kumaraswamy na przedziale $[0, b]$, szerzej opisany przez S. Nadarajah [6]. Jego gęstość wyraża się wzorem:

$$f(x) = \frac{ax^{a-1} \left(1 - \left(\frac{x}{b}\right)^a\right)^{p-1}}{b^a \beta(p, q)}$$

gdzie $0 < x < b$, zaś parametry a, p, q są liczbami dodatnimi. Zauważmy, że podstawiając $b=1$ i $p=1$ wzór ten sprowadza się do gęstości 2-parametrowego rozkładu Kumaraswamy na przedziale $[0, 1]$.

Najbardziej znanym dotychczas zastosowaniem rozkładu Kumaraswamy jest użycie go do określenia optymalnej objętości przechowywanych zapasów (Fletcher, Ponnambalam [1]).

3. Wyniki empiryczne

3.1. Charakterystyka dostępnych danych

Do przeprowadzonych badań posłużyły dane dostępne w bazie Human Mortality Database (HMD [2]). Szczegółową analizę przeprowadzono na przykładzie Holandii (dane z lat 1980-2006), osobno dla kobiet i mężczyzn oraz Polski (z 2006r.) dla kobiet i mężczyzn. Wykorzystano tablice umieralności "1x1", czyli przekrojowe przez wszystkie grupy wiekowe z dokładnością do jednego roku (0-110+), w rocznych odstępach czasowych.

Tablice umieralności użyte do analizy zostały wykonane według modelu zaproponowanego przez Chianga, który opiera się na wprowadzeniu średniej frakcji przedziału wieku [4].

Na podstawie danych o liczbie zgonów w rocznym przedziale wiekowym wyliczona została (empiryczna) dystrybuanta rozkładu umieralności, czyli (empiryczne) prawdopodobieństwo tego, że jednostka umrze przed osiągnięciem wieku t .

3.2. Porównanie rozkładów dla danych z roku 2006

Poniżej przedstawione zostały rozkłady, które przybliżano do danych rzeczywistych poprzez dobór parametrów metodami numerycznymi. Przyjętym kryterium estymacji parametrów jest minimalizacja odległości dystrybuanty empirycznej od zadanej dystrybuanty

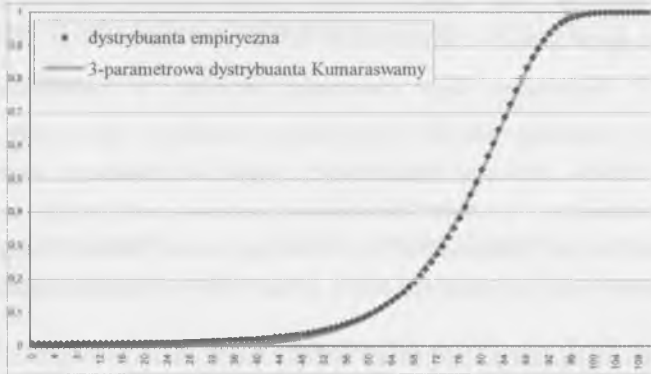
teoretycznej $(\sum_{x=5}^{110} |F_n(x) - F_i(x)|)$, gdzie F_n jest dystrybuantą uzyskaną z danych rzeczywistych, natomiast F_i dystrybuantą i -tego rozważanego rozkładu). W wyjściowym badaniu wykorzystano następujące rozkłady 2-parametrowe: Gompertza, log-normalny, Gamma, normalny, Weibulla, Beta oraz Kumaraswamy. Wśród nich najlepszym dopasowaniem charakteryzował się zawsze rozkład Kumaraswamy, a zatem w prezentowanym opracowaniu postanowiono rozwinąć 3-parametrowe uogólnienie tego właśnie rozkładu. Poniższa tabela (Tab.1) ilustruje wyniki uzyskane dla danych z roku 2006. Za średnią odległość przyjęto $\frac{1}{105} \sum_{x=5}^{110} |F_n(x) - F_i(x)|$, jako miernik przeciętnego błędu dopasowania rozkładów dla danego wieku.

Tab. 1.
Porównanie rozkładów przybliżanych do danych rzeczywistych (dla Polski)

Rozkład	średnia odległość			
	dane dla Polski		dane dla Holandii	
	kobiety	mężczyźni	kobiety	mężczyźni
Gompertza	0,0389	0,0378	0,0344	0,0346
Log-normalny	0,0302	0,0322	0,0259	0,0254
Gamma	0,0286	0,0290	0,0253	0,0239
Normalny	0,0250	0,0213	0,0219	0,0204
Weibulla	0,0168	0,0148	0,0146	0,0126
Beta	0,0133	0,0094	0,0164	0,0154
Kumaraswamy(2-parametr.)	0,0119	0,0072	0,0129	0,0110
Kumaraswamy(3-parametr.)	0,0096	0,0050	0,0080	0,0071

Zródło: Opracowanie własne

Najlepszy wynik uzyskano dla 3-parametrowego rozkładu Kumaraswamy, który posłuży do dalszej analizy. Pozostałe rozkłady, jako mniej adekwatne, zostaną pominięte. Na wykresie poniżej (Rys.1) przedstawiono porównanie dystrybuanty empirycznej z dystrybuantą 3-parametrowego rozkładu Kumaraswamy.



Rys. 1. Porównanie dystrybuant: empirycznej i Kumaraswamy (mężczyźni, Holandia 2006r.)

Jak widać, krzywa uzyskana przez aproksymację numeryczną nie jest zbyt "oddalona" od danych empirycznych. Dziwić może mała liczba punktów przecięcia obydwu wykresów, jednak jest to tłumaczone nie błędem dopasowania, ale tym, że obie krzywe muszą mieć konkretne własności probabilistyczne. Brak możliwości lepszego dopasowania wynika ze zbyt małej "giętkości" (tzn. możliwości manipulowania krzywizną oraz położeniem punktu przecięcia) dystrybuanty nawet 3-parametrowego rozkładu Kumaraswamy.

3.3. Konstrukcja tablic oczekiwanego dalszego trwania życia

Wykorzystując 3-parametrowy rozkład Kumaraswamy możliwe jest mało skomplikowane numerycznie konstruowanie tabel dalszego oczekiwanego trwania życia. Poniżej zaprezentowano porównanie tabeli wygenerowanej prezentowaną metodą oraz tabeli udostępnionej przez HMD (Tab.2). Różnica uzyskanych wyników nie przekracza 0,5 roku.

Tab. 2.

Porównanie tabel dalszego oczekiwanego trwania życia (Holandia 2006 - mężczyźni)

HMD				poprzez rozkład Kumaraswamy			
0	77,63	51	28,54	0	77,65	51	27,87
1	77,01	52	27,64	1	76,65	52	26,99
2	76,04	53	26,76	2	75,65	53	26,12
3	75,06	54	25,87	3	74,65	54	25,27
4	74,07	55	24,99	4	73,65	55	24,42
5	73,08	56	24,12	5	72,65	56	23,58
6	72,09	57	23,25	6	71,65	57	22,76
7	71,10	58	22,40	7	70,65	58	21,94
8	70,11	59	21,55	8	69,65	59	21,14
9	69,11	60	20,71	9	68,65	60	20,34
10	68,12	61	19,88	10	67,65	61	19,56
11	67,13	62	19,09	11	66,65	62	18,79
12	66,13	63	18,30	12	65,65	63	18,04
13	65,14	64	17,51	13	64,65	64	17,29
14	64,15	65	16,73	14	63,65	65	16,56
15	63,16	66	15,96	15	62,65	66	15,85
16	62,17	67	15,19	16	61,65	67	15,14
17	61,19	68	14,46	17	60,65	68	14,45
18	60,21	69	13,74	18	59,65	69	13,78
19	59,23	70	13,04	19	58,65	70	13,12
20	58,25	71	12,37	20	57,65	71	12,48
21	57,28	72	11,71	21	56,66	72	11,85
22	56,31	73	11,06	22	55,66	73	11,24
23	55,34	74	10,43	23	54,66	74	10,64
24	54,37	75	9,82	24	53,67	75	10,07
25	53,39	76	9,22	25	52,67	76	9,51
26	52,42	77	8,65	26	51,68	77	8,96
27	51,44	78	8,12	27	50,69	78	8,44
28	50,47	79	7,62	28	49,70	79	7,93
29	49,49	80	7,13	29	48,71	80	7,45
30	48,52	81	6,67	30	47,72	81	6,98
31	47,55	82	6,22	31	46,73	82	6,53
32	46,57	83	5,79	32	45,75	83	6,11
33	45,61	84	5,41	33	44,77	84	5,70
34	44,63	85	5,01	34	43,79	85	5,32
35	43,66	86	4,63	35	42,81	86	4,96
36	42,69	87	4,36	36	41,84	87	4,62
37	41,73	88	4,03	37	40,87	88	4,30
38	40,77	89	3,74	38	39,91	89	4,00
39	39,80	90	3,46	39	38,95	90	3,73
40	38,85	91	3,18	40	37,99	91	3,48
41	37,89	92	2,98	41	37,04	92	3,26
42	36,93	93	2,76	42	36,09	93	3,06
43	35,98	94	2,61	43	35,15	94	2,89
44	35,04	95	2,48	44	34,22	95	2,74
45	34,08	96	2,32	45	33,29	96	2,63
46	33,14	97	2,18	46	32,37	97	2,55
47	32,21	98	2,06	47	31,45	98	2,52
48	31,28	99	1,94	48	30,54	99	2,44
49	30,36	100	1,84	49	29,64	100	2,35
50	29,45			50	28,75		

Źródło: Opracowanie własne

3.4. Zmienność parametru rozkładu Kumaraswamy w czasie

W podobny sposób jak w poprzednim rozdziale wyznaczono optymalne współczynniki dla danych o umieralności w Holandii dla poszczególnych lat, osobno dla kobiet i mężczyzn, wraz z ich oddaleniem od dystrybuanty rzeczywistej. Wyniki zostały zestawione w tabeli poniżej (Tab.3):

Tab. 3.

Rok	Optymalne współczynniki rozkładu Kumaraswamy wraz z błędem							
	mężczyźni				kobiety			
	a	p	q	błąd	a	p	q	błąd
1980	12,873	0,395	24,158	0,0108	17,652	0,347	25,079	0,0110
1981	13,252	0,398	23,293	0,0105	18,601	0,337	24,134	0,0106
1982	13,170	0,401	22,813	0,0099	18,868	0,326	23,562	0,0109
1983	13,094	0,412	22,558	0,0102	19,108	0,322	23,309	0,0110
1984	12,789	0,422	21,048	0,0103	19,042	0,326	23,344	0,0101
1985	12,754	0,431	21,501	0,0093	18,969	0,327	23,375	0,0102
1986	12,806	0,426	21,561	0,0094	19,040	0,324	23,500	0,0109
1987	12,932	0,427	21,171	0,0091	19,537	0,316	22,628	0,0100
1988	12,888	0,439	21,522	0,0094	19,301	0,329	23,246	0,0094
1989	12,840	0,445	21,672	0,0086	19,397	0,322	23,894	0,0098
1990	12,817	0,445	20,795	0,0094	19,451	0,325	23,598	0,0101
1991	12,872	0,448	20,769	0,0090	19,765	0,316	24,026	0,0092
1992	12,990	0,445	20,624	0,0090	19,979	0,312	23,877	0,0093
1993	12,847	0,457	21,658	0,0087	19,573	0,327	25,813	0,0095
1994	13,210	0,444	21,267	0,0083	20,046	0,314	25,014	0,0090
1995	13,249	0,448	21,775	0,0086	20,164	0,312	25,161	0,0089
1996	13,335	0,448	22,192	0,0087	20,505	0,308	26,552	0,0088
1997	13,599	0,442	22,029	0,0082	20,610	0,305	25,829	0,0086
1998	13,737	0,437	22,290	0,0081	20,698	0,307	26,272	0,0084
1999	13,884	0,434	22,442	0,0080	20,702	0,308	27,366	0,0089
2000	14,098	0,430	22,829	0,0084	20,822	0,307	27,432	0,0092
2001	14,312	0,423	22,510	0,0084	21,016	0,305	27,645	0,0087
2002	14,405	0,426	23,123	0,0084	21,054	0,307	28,787	0,0088
2003	14,792	0,416	23,583	0,0083	21,415	0,304	28,335	0,0089
2004	15,184	0,405	22,863	0,0075	22,005	0,294	28,021	0,0085
2005	15,354	0,409	23,144	0,0077	22,230	0,297	28,471	0,0090
2006	15,824	0,395	22,861	0,0075	22,586	0,295	28,581	0,0085

Źródło: Opracowanie własne

Można zauważyć, że przedstawiony model jest coraz bliższy danym rzeczywistym wraz z upływem czasu, zarówno dla kobiet, jak i mężczyzn. Zaobserwowany błąd nie przekracza 0,011 na jednostkę czasową. Można zatem uznać powyższy model za adekwatny.

3.5. Prognoza dalszego oczekiwanego trwania życia

Do zmiennych w czasie współczynników (uzyskanych poprzez aproksymację dystrybuanty empirycznej) dopasowano wielomianową linię trendu rzędu 5 ($f(x) = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2 + \beta_3 x^3 + \beta_4 x^4 + \beta_5 x^5$), na podstawie której oparta została prognoza do roku 2015. Do oszacowania błędu dla poszczególnych parametrów oraz wyznaczenia współczynników linii trendu zastosowano model regresji liniowej. Przykładowe rezultaty zamieszczono w tabelach poniżej (Tab. 4., Tab. 5.):

Tab. 4.

Przykładowe współczynniki linii trendu

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
12,88205	0,18208	-0,05365	$5,07 \cdot 10^{-3}$	$1,87 \cdot 10^{-4}$	$2,57 \cdot 10^{-6}$

Źródło: Opracowanie własne

Tab. 5.

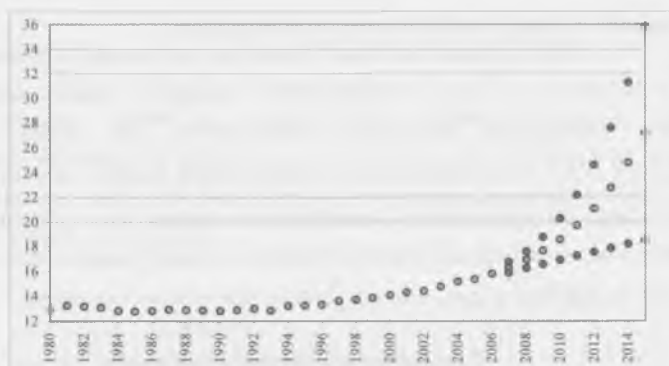
Estymowane wartości parametru a wraz z granicami przedziału ufności 0,95 (Holandia, mężczyźni)

	dolna wartość parametru	przewidywana wartość parametru	górną wartość parametru
2007	15,902	16,326	16,750
2008	16,251	16,935	17,620
2009	16,590	17,682	18,774
2010	16,926	18,599	20,272
2011	17,258	19,721	22,184
2012	17,587	21,092	24,596
2013	17,911	22,757	27,602
2014	18,227	24,769	31,312
2015	18,533	27,189	35,844

Źródło: Opracowanie własne

W obliczeniach zastosowano wielomian rzędu 5, ponieważ użycie wyższych potęg wiąże się ze znacznym wzrostem długości przedziału ufności. Z przeprowadzonych obliczeń wynika, że wszystkie współczynniki linii trendu są istotne, co wyklucza redukcję stopnia wielomianu trendu.

Uzyskana długość przedziału ufności znacznie wzrasta wraz ze wzrostem okresu przewidywania. Powyższą zależność, dla lepszego zobrazowania, przedstawiono na wykresie (Rys.2):



Rys. 2. Estymowane wartości parametru a wraz z granicami przedziału ufności 0,95 (Holandia, mężczyźni)

Znajomość wartości prawdopodobieństw w kolejnych latach pozwoli w prosty sposób trzymać tabelę dalszego oczekiwanego trwania życia. Wystarczy bowiem wyliczyć je na podstawie wzoru otrzymanego w punkcie 2.1, wykorzystując prognozę wartości parametrów modeli dla kobiet i mężczyzn. Poniżej przedstawiamy tabelę oczekiwanego dalszego trwania życia w roku 2015 (Tab.6) wykonaną na podstawie rozkładu Kumaraswamy z parametrami (mężczyźni: 17,173; 0,393; 25,032 kobiety: 22,487; 0,297; 30,503).

Niestety dokładne oszacowanie błędu przypadającego na konkretną wartość dalszego oczekiwanego trwania życia dla danego wieku w przypadku konstrukcji tablic za pomocą 3-parametrowego rozkładu Kumaraswamy jest uciążliwe, ze względu na brak (jak do tej pory) analitycznego wzoru na dystrybuentę tego rozkładu. Trudno też wnioskować o wpływie błędu parametrów (który jest coraz większy w dalszym prognozowaniu) na błąd dystrybuenty. Nie jest to przecież zależność liniowa. Takie oszacowania byłyby możliwe dla 2-parametrowego rozkładu Kumaraswamy, w którym wzór na dystrybuentę jest jawny, jednakże lepsze dopasowywanie się rozkładu 3-parametrowego do danych empirycznych zachęca do badań w kierunku tego właśnie rozkładu. Również wartości dalszego oczekiwanego trwania życia prezentowane w tabeli powyżej (Tab. 6.) są zgodne z intuicją, co skłania do przypuszczeń o adekwatności przedstawionej metody.

Tab. 6.

Tabela oczekiwanego dalszego trwania życia dla Holandii w 2015 r.

kobiety				mężczyźni			
0	82,85	51	32,44	0	79,26	51	29,14
1	81,85	52	31,52	1	78,26	52	28,24
2	80,85	53	30,59	2	77,26	53	27,35
3	79,85	54	29,68	3	76,26	54	26,46
4	78,85	55	28,77	4	75,26	55	25,59
5	77,85	56	27,87	5	74,26	56	24,72
6	76,85	57	26,98	6	73,26	57	23,86
7	75,85	58	26,09	7	72,26	58	23,02
8	74,85	59	25,21	8	71,26	59	22,18
9	73,85	60	24,35	9	70,26	60	21,36
10	72,85	61	23,49	10	69,26	61	20,55
11	71,85	62	22,64	11	68,26	62	19,74
12	70,85	63	21,80	12	67,26	63	18,95
13	69,85	64	20,97	13	66,26	64	18,18
14	68,85	65	20,16	14	65,26	65	17,41
15	67,85	66	19,35	15	64,26	66	16,66
16	66,85	67	18,56	16	63,26	67	15,93
17	65,85	68	17,77	17	62,26	68	15,20
18	64,85	69	17,00	18	61,26	69	14,50
19	63,85	70	16,25	19	60,26	70	13,80
20	62,85	71	15,50	20	59,26	71	13,12
21	61,85	72	14,77	21	58,26	72	12,46
22	60,85	73	14,05	22	57,26	73	11,82
23	59,85	74	13,35	23	56,27	74	11,19
24	58,85	75	12,66	24	55,27	75	10,57
25	57,86	76	11,98	25	54,27	76	9,98
26	56,86	77	11,32	26	53,27	77	9,40
27	55,86	78	10,68	27	52,28	78	8,85
28	54,86	79	10,05	28	51,28	79	8,31
29	53,87	80	9,44	29	50,29	80	7,79
30	52,87	81	8,85	30	49,30	81	7,29
31	51,88	82	8,28	31	48,31	82	6,81
32	50,88	83	7,72	32	47,32	83	6,36
33	49,89	84	7,19	33	46,33	84	5,92
34	48,90	85	6,67	34	45,34	85	5,51
35	47,91	86	6,18	35	44,36	86	5,12
36	46,92	87	5,71	36	43,38	87	4,75
37	45,93	88	5,27	37	42,40	88	4,41
38	44,95	89	4,85	38	41,42	89	4,10
39	43,97	90	4,45	39	40,45	90	3,80
40	42,99	91	4,09	40	39,48	91	3,54
41	42,01	92	3,75	41	38,51	92	3,30
42	41,04	93	3,45	42	37,55	93	3,08
43	40,06	94	3,18	43	36,60	94	2,90
44	39,10	95	2,94	44	35,64	95	2,74
45	38,13	96	2,75	45	34,70	96	2,62
46	37,17	97	2,60	46	33,75	97	2,54
47	36,22	98	2,50	47	32,82	98	2,51
48	35,27	99	2,48	48	31,89	99	2,54
49	34,32	100	2,35	49	30,97	100	2,66
50	33,38			50	30,05		

Źródło: Opracowanie własne

4. Zastosowania rozkładu Kumaraswamy w demografii

Prezentowane w pracy podejście znacznie ułatwia analizę umieralności dla konkretnych społeczeństw lub ich podgrup, np. kobiet, mężczyzn, mieszkańców poszczególnych województw, miast, wsi, itd. Umożliwia obliczanie wszystkich wartości potrzebnych do takiej analizy w prosty sposób, mianowicie za pomocą trzech parametrów rozkładu przy (jak się wydaje) relatywnie niskim błędzie. Horyzont prognozowania zależy bezpośrednio od stabilizacji trendu dla badanej grupy. Na przykładzie Holandii można

wyróżnić trendy, które z łatwością mogą zostać przybliżone przez funkcje ciągłe, np. funkcje wielomianowe.

Sposób wyznaczania tabel umieralności za pomocą rozkładów prawdopodobieństwa ma jednak wyraźne ograniczenia. Po pierwsze metoda ta nie jest odpowiednia do obliczeń opartych na danych z krajów o wysokiej umieralności, zwłaszcza zdywersyfikowanej na różne grupy wiekowe. Obserwuje się wtedy nagły wzrost błędu, który uniemożliwia sensowną interpretację uzyskanych wyników. Podejście to również nie daje możliwości wyodrębnienia poszczególnych składników całego procesu, takich jak śmiertelność związana z konkretnymi schorzeniami. Jest to więc podejście typowo ilościowe, a nie jakościowe. Również nie uwzględnia ono zgonów w wieku dziecięcym, w tym noworodków. Kolejną wadą jest niemożność przeprowadzenia analizy przy choćby w części niekompletnych danych. Na przykład przekrój wiekowy 0-85+ nie jest odpowiedni. Zadowalające są dane w przekroju co najmniej 0-100+. Również częstotliwość próbkowania danych może mieć duże znaczenie: aproksymujemy przecież dane dyskretne za pomocą funkcji ciągłej, być może lepsze wyniki uzyskano by na danych półrocznych. Analiza umieralności z wykorzystaniem rozkładu Kumaraswamy może jednak istnieć jako proste i szybkie narzędzie w praktycznych zastosowaniach demografii, jak na przykład zagadnienia aktuarialne.

BIBLIOGRAFIA

- S.G. Fletcher, K. Ponnambalam *Estimation of reservoir yield and storage distribution using moments analysis*. Journal of Hydrology 182: 259-275, 1996.
- Human Mortality Database [online]. [dostęp: 4 maja 2008]. Dostępny w Internecie: <<http://mortality.org>>.
- Jacek Jakubowski, Rafał Sztencel *Wstęp do teorii prawdopodobieństwa*. Warszawa: SCRIPT, 2004.
- Mieczysław Kędelski, Jan Paradysz *Demografia*. Poznań: Wydawnictwo AE Poznań, 2006.
- P. Kumaraswamy *A generalized probability density function for double-bounded random processes*. Journal of Hydrology 46: 79-88, 1980.
- Saralees Nadarajah *On the distribution of Kumaraswamy*. Journal of Hydrology 348: 568-569, 2008.

Spis treści

Izabela Grabowska

Zdolność do pracy osób w starszym wieku produkcyjnym 7

Marta Hozer-Koćmiel

Struktury demograficzne a budżet czasu ludności 22

Dorota Kopczyńska

Opinia społeczna wobec rozwodów w wybranych krajach Europy 32

Joanna Krupowicz

Zmiany struktury populacji kobiet w okresie zdolności rozrodczej a kształtowanie się procesu urodzeń w Polsce – propozycje w zakresie prognozowania 48

Marzena Książkiewicz

Terytorialne różnicowanie dyskryminacji kobiet na rynku pracy 67

Sławomir Kurek

Przestrzenne różnicowanie zmian w strukturze wieku ludności Polski 79

Milena Lange

Reprodukcja ludności – wpływ struktury urodzeń według płci oraz umieralności na odtworzenie struktur demograficznych 98

Marta Luty-Michalak

Społeczny wymiar starości demograficznej 108

Andrzej Ochocki

Model międzypokoleniowej redystrybucji dochodów 121

Krzysztof Osiewalski, Beata Zając

Zastosowanie rozkładu Kumaraswamy w konstrukcji tablic dalszego oczekiwanego trwania życia 132