

STUDIA METODOLOGICZNE

Marta ANACKA
Anna JANICKA

Prognoza ludności dla Polski na podstawie ekonometrycznej prognozy strumieni migracyjnych¹

Streszczenie. *Celem artykułu jest przedstawienie wyników prognozy ludności Polski na lata 2015—2060, opartej na ekonometrycznym modelu strumieni migracyjnych. Od dotychczas tworzonych prognoz i projekcji podejście to odróżnia się trzema istotnymi założeniami: przyjęciem za przedmiot prognozy populacji rezydentów, zastosowaniem ekonometrycznych narzędzi do szacowania czterech strumieni migracyjnych (napływu oraz odpływu w podziale na cudzoziemców i Polaków) oraz uwzględnieniem (w sposób formalny) niepewności uzyskiwanych oszacowań.*

Wyniki badania wskazują na zgodność zastosowanych modeli strumieni migracyjnych z teoriami migracyjnymi. Prognozy przewidują nasilenie imigracji do Polski w ciągu najbliższych czterech dekad. Należy się przy tym spodziewać spadku liczby ludności i starzenia się populacji, choć tempo tych dwóch zjawisk będzie wolniejsze, niż przewidują to inne analizy demograficzne.

Słowa kluczowe: prognozowanie demograficzne, prognozowanie migracji, modele bayesowskie, starzenie się, depopulacja.

JEL: J11

¹ Publikacja powstała w ramach projektu „Niezakończone przejście migracyjne a starzenie się ludności w Polsce. Asynchroniczność przemian ludnościowych a zmiana formalnych i nieformalnych instytucji opiekuńczych”, realizowanego w latach 2013—2018 w Ośrodku Badań nad Migracjami Uniwersytetu Warszawskiego pod kierunkiem prof. dr. hab. Marka Okólskiego. Projekt był finansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki (grant nr UMO-2013/08/A/HS4/00602, konkurs MAESTRO).

Niniejszy artykuł przedstawia wyniki prognozy ludności Polski do 2060 r., uwzględniającej trzy istotne założenia odróżniające ją od dotychczas tworzonych prognoz i projekcji². Po pierwsze, za przedmiot prognozy przyjęto populację rezydentów (a nie ludność liczoną według kryteriów krajowej definicji zamieszkania). Po wtóre, zastosowano ekonometryczne narzędzia do szacowania wielkości czterech strumieni migracyjnych — napływu i odpływu cudzoziemców oraz napływu i odpływu Polaków, zamiast przyjmowania arbitralnych założeń dotyczących przebiegu tych procesów w przyszłości. Wreszcie, wykorzystując narzędzia statystyki bayesowskiej, uwzględniono w sposób formalny niepewność uzyskiwanych oszacowań związaną z przewidywaniami na temat płodności i umieralności. Wprawdzie obecnie dostępne są prognozy dla Polski — sporządzone przez GUS oraz ONZ — które odwołują się do kategorii rezydentów (prognoza ONZ zawiera również komponent szacowania niepewności), ale żadna nie łączy wszystkich wymienionych wcześniej elementów. Dodatkowo, jak zostanie wykazane, prognozy te opierają się na odmiennych oszacowaniach stanów historycznych populacji, co ma niebagatelne znaczenie dla przebiegu procesów populacyjnych w przyszłości.

Punktem wyjścia jest dobrze zakorzeniona w tradycji prognozowania ludności metoda kohortowo-składnikowa, polegająca na zalgorytmizowaniu równania bilansowego, którego kolejne iteracje pozwalają na oszacowanie stanu populacji w dowolnym momencie w przyszłości. Wyjściowe równanie można zapisać jako:

$$P_{t+1} = P_t + NG_{t,t+1} + NM_{t,t+1} = P_t + B_{t,t+1} - D_{t,t+1} + I_{t,t+1} - E_{t,t+1} \quad (1)$$

gdzie:

- P_t — stan populacji według przyjętej definicji w momencie t ,
- $NG_{t,t+1}$ — przyrost naturalny populacji w okresie $(t, t + 1)$, na który składają się urodzenia i zgony w okresie $(t, t + 1)$, odpowiednio $B_{t,t+1}$ i $D_{t,t+1}$,
- $NM_{t,t+1}$ — saldo migracji zagranicznych w okresie $(t, t + 1)$, na które składają się imigracje i emigracje w okresie $(t, t + 1)$, odpowiednio $I_{t,t+1}$ i $E_{t,t+1}$.

Jeżeli moment t jest ostatnim momentem obserwacji, to oszacowanie wielkości strumieni urodzeń, zgonów, napływu i odpływu ludności dla następujących później okresów wymaga założeń co do poziomu płodności kobiet oraz umieralności i natężenia migracji w kolejnych okresach. Z uwagi na fakt, że rozrodczość w różnych grupach wieku kobiet, a także natężenie umieralności i migracji w różnych grupach wieku obu płci są różne, tradycyjnie przyjmuje się oparcie prognozowania stanu wielkości populacji ogółem na szacunkach liczby kobiet i mężczyzn w poszczególnych grupach wieku, przy założeniu przyszłych częściowych współczynników płodności i zgonów oraz migracji.

² Prognoza opisuje spodziewany przez badacza przebieg zjawiska. W projekcji uwzględnia się dodatkowe, hipotetyczne założenia, np. że kraj będzie zamknięty na migracje lub że nastąpią istotne zmiany poziomu płodności.

Omawianą prognozę oparto na tej samej arytmetycznej regule co inne znane prognozy i projekcje ludności Polski, sporządzane m.in. przez GUS, Eurostat i ONZ. Różnice pomiędzy wynikami przedstawianymi w niniejszym artykule a innymi dostępnymi rezultatami projekcji ludności biorą się z faktu zastosowania przez autorki oryginalnego oszacowania wyjściowej populacji w poszczególnych okresach obserwacji (co wynika ze stosowania innego źródła pomiaru strumieni migracyjnych) oraz odmiennego prognozowania strumieni migracyjnych (w omawianym przypadku są to procedury ekonometryczne dla danych panelowych). Warto przy tym zaznaczyć, że zmiana historycznych wielkości populacji ma wpływ nie tylko na punkt wyjścia prognozy, lecz także na oszacowanie historycznych wartości współczynników, co przekłada się na inną ich predykcję. Dodatkowo przy formułowaniu założeń dotyczących umieralności i płodności przyjęto podejście probabilistyczne, zaczerpnięte z metodologii ONZ (Alkema, Gerland, Raftery i Wilmoth, 2015), które zmodyfikowano tak, aby odpowiadało zrewidowanym szacunkom ludności Polski³.

KLUCZOWE ELEMENTY KONSTRUKCJI PROGNOZY LUDNOŚCI POLSKI DO 2060 R.

Pierwsza decyzja, jaką musi podjąć badacz przygotowujący się do wyliczenia prognozy, dotyczy horyzontu prognozy. W niniejszej analizie zdecydowano się na rok 2060. Jest to wypadkowa dwóch przesłanek, działających w przeciwnych kierunkach. Z jednej strony, prognozy o krótszym horyzoncie czasowym (niż np. 2100 r., który jest przyjmowany przez ONZ) są obciążone mniejszym ryzykiem popełnienia błędu. Z drugiej strony jednak, wydłużenie perspektywy (powyżej roku 2050, przyjmowanego np. przez GUS) pozwala na uwzględnienie wpływu procesów, których efekt nie byłby możliwy do zaobserwowania w krótszym okresie (tu: wpływu procesów migracyjnych na zmiany populacji). Przyjęcie perspektywy 2060 r. pozwala skwantyfikować efekty zwiększonego napływu migrantów i obecności ich drugiego pokolenia.

Stan wyjściowy populacji w 2015 r.

W niniejszej prognozie stan ludności Polski ustalono zgodnie z definicją rezydenta jako osoby zamieszkującej/przebywającej na danym terenie przez co najmniej 12 miesięcy, którą przyjmuje się za obowiązującą w ramach statystyki publicznej krajów europejskich (GUS, 2017a, s. 71). Stanowi ona punkt wyjścia do szacowania wielkości wskaźników demograficznych, gospodarczych i społecznych, w przypadku których istotne jest odniesienie się do wielkości populacji. Pomimo powszechnej zgody co do zasadności i użyteczności tego kryterium, praktyka pomiaru stanu populacji według podanej wyżej definicji jest w Europie zróżnicowana. Wynika to z uwarunkowań politycznych i prawnych poszczegól-

³ Zob. podrozdział *Probabilistyczne założenia prognozy natężenia umieralności i płodności*.

nych krajów oraz tradycji ich statystyki publicznej, a także z jakości źródeł danych, przede wszystkim źródeł informacji o wielkości strumieni migracyjnych. Te ostatnie mają kluczowe znaczenie dla jakości oszacowań.

GUS publikuje szacunki wielkości populacji rezydującej od 2011 r. Raportowane wielkości w latach 2009—2016 oscyływały pomiędzy 37,967 mln (dla roku 2015) i 38,064 mln (dla roku 2011). Korzystanie z tych oszacowań nastrocza jednak pewnych trudności, zwłaszcza gdy interesuje nas dynamika wielkości populacji i uwzględnienie komponentów wpływających na obserwowane zmiany (przede wszystkim salda migracji zagranicznych). Za ilustrację owych trudności niech posłuży zestawienie statystyk i szacunków dla 2016 r., opublikowanych w *Roczniku Demograficznym 2017* (GUS, 2017a), oraz arytmetyczne konsekwencje przyjęcia tychże wartości. 31 grudnia 2016 r. wielkość populacji stałej (według krajowej definicji zamieszkania — liczba osób zameldowanych na pobyt stały w Polsce) wynosiła 38,433 mln (GUS, 2017a, s. 78). Jednocześnie na podstawie krajowych (w tym NSP 2011) i zagranicznych źródeł danych GUS szacuje, że 31 grudnia 2016 r. ok. 2,515 mln spośród osób, które są zameldowane (tj. nie dokonały wymeldowania z pobytu stałego w Polsce), przebywało za granicą co najmniej 3 miesiące (GUS, 2017a, s. 463). Dodatkowo, według szacunków GUS ok. 80% czasowych emigrantów z Polski przebywa za granicą przez co najmniej 12 miesięcy (GUS, 2017b, s. 3), a więc zaliczają się oni do emigrantów długookresowych, którzy w świetle europejskiej definicji zamieszkania nie powinni być traktowani jako rezydenci Polski. Zgodnie z tym szacunkiem ok. 2 mln osób należy traktować jako rezydentów innych krajów, a liczba zameldowanych na pobyt stały rezydentów w Polsce powinna wynosić ok. 36,4 mln. Tak przeprowadzony szacunek różni się znacząco od raportowanej przez GUS liczby rezydentów, która na 31 grudnia 2016 r. wynosiła 37,973 mln (GUS, 2017a, s. 175).

Istnieje kilka czynników, które mogą być przyczyną zaobserwowanej rozbieżności. Pierwszym jest fakt, że formalnie różnicę mogą stanowić rezydenci niezameldowani w Polsce na pobyt stały (w tym cudzoziemcy). Nie wyjaśnia to jednak całej rozbieżności, gdyż liczba ok. 1,5 mln niezameldowanych na pobyt stały rezydentów wydaje się bardzo mało prawdopodobna (zob. przedstawienie analogicznych wyliczeń dla lat wcześniejszych, dających podobne wyniki, w opracowaniu Anackiej, 2015). Drugim czynnikiem jest podkreślana przez GUS konieczność traktowania szacunku emigracji jako wartości przybliżonych (GUS, 2017b, s. 3). I w tym przypadku nie wydaje się jednak możliwe, by to przybliżenie w szacowaniu było odpowiedzialne za wszystkie różnice. Kolejnym wyjaśnieniem jest niejednolite podejście GUS do określenia faktu zamieszkiwania na terytorium danego kraju — inne przyjmuje się w szacunkach emigracji bazujących na wynikach NSP 2011 (w szczególności dotyczy to szacunku zasobu emigracji z Polski), a nieco inne w raportowanych szacunkach ludności rezydującej (zob. Śleszyński, 2015 i definicje tam przytoczone, s. 2 i 3). Różnice uwidoczniają się ponadto w publikowanych przez GUS statystykach dotyczących wielkości populacji rezydującej i ruchu naturalnego oraz strumieni migracji na

pobyt co najmniej 12 miesięcy, które są raportowane do Eurostatu. I tak np. liczba rezydentów między 31 grudnia 2015 r. i 31 grudnia 2016 r. spadła o 5,8 tys. osób (GUS, 2017a, s. 175). Jednocześnie ruch naturalny wyniósł w tym okresie –5,8 tys. osób (GUS, 2017a, s. 80), a więc należałoby się spodziewać salda migracji zagranicznych na poziomie zera. Tymczasem na podstawie szacunków migracji na okres co najmniej 12 miesięcy przekazanych przez GUS do Eurostatu można wyliczyć, że saldo emigracji wynosi ok. 28 tys.

Niezależnie od tego, czy obserwowane niespójności wynikają z niedokładności szacunków migracji, czy raczej z przyjęcia odmiennych definicji rezydenta w różnych szacunkach, sam fakt występowania niezgodności pomiędzy statystykami mówiącymi o wielkości populacji rezydującej i tymi zdającymi sprawę z wielkości strumieni czy zasobów migracyjnych oznacza, że jednoczesne ich stosowanie w równaniu bilansowym populacji jest niepoprawne. Procedura prognostyczna wymaga jednak zastosowania obu miar. W związku z tym w omawianej prognozie posłużono się innymi szacunkami. Za punkt wyjścia do wyliczenia wielkości populacji rezydującej w 2015 r. (tj. w startowym momencie prognozy) przyjęto statystykę pochodzącą z publikacji pierwszych wyników spisu powszechnego z 2011 r. (37,214 mln według stanu na 31 marca 2011 r. — GUS, 2012, s. 26; tę wielkość wykorzystuje też Śleszyński, 2012), potwierdzoną m.in. przez wyliczenia Gołaty (2012). Konsekwencją tego wyboru jest szacunek populacji w 2015 r. (tj. podstawy prognozy) na poziomie 37,022 mln. Choć wartość ta różni się znacznie od wielkości ludności rezydującej, którą publikuje GUS, warto zauważyć, że istnieją jeszcze niższe oszacowania populacji rezydującej dla tego okresu (Fihel, 2018).

Źródła pomiaru i sposób prognozowania napływu i odpływu ludności

Analiza w kategoriach populacji rezydującej oznacza, że na zmianę stanu i struktury populacji wpływają migracje rozumiane jako opuszczenie terytorium Polski bądź przyjazd do kraju na okres co najmniej 12 miesięcy. Do wykonania poprawnej prognozy konieczne jest zatem przewidzenie przyszłych wartości strumieni migracyjnych mierzonych zgodnie z powyższą definicją. Zadanie to jest ułatwione dzięki wprowadzeniu w życie rozporządzenia (WE) nr 862/2007 z dnia 11 lipca 2007 r. w sprawie statystyk Wspólnoty z zakresu migracji i ochrony międzynarodowej. Rozporządzenie obliguje kraje unijne do przekazywania do Eurostatu danych na temat wielkości i struktury strumieni migracyjnych (od 2009 r.) zgodnie z jednolitą definicją. Dane zebrane i publikowane przez Eurostat dezagregowane są standardowo według wieku i płci, a dodatkowo również według kraju obywatelstwa. Pozwala to na odrębne analizowanie strumieni napływu i odpływu obywateli danego kraju i cudzoziemców w każdym kierunku. Możliwość określenia zestawów odrębnych czynników determinujących migrację powrotną Polaków czy imigrację cudzoziemców sprawia zaś, że w prognozowaniu można uchwycić różnice w charakterystyce tych strumieni, co powinno się przełożyć na dokładność prognoz.

Gromadzenie danych przez Eurostat według wytycznych zharmonizowanych dla wszystkich krajów oznacza, że dane te mogą służyć nie tylko jako źródło informacji o przepływach migracyjnych z i do Polski, ale dodatkowo umożliwiają dokonywanie analiz porównawczych pomiędzy krajami europejskimi. Pozwalają też na przewidywanie strumieni migracyjnych z i do Polski przy wykorzystaniu statystyk innych krajów europejskich. Istnieją bowiem teoretyczne przesłanki, by sądzić, że mechanizmy wpływające na strumienie napływu i odpływu ludności są do pewnego stopnia uniwersalne (Zelinsky, 1971). Oczywiście możemy się spodziewać krótkookresowych zakłóceń w postaci kryzysów gospodarczych czy politycznych, które na pewno będą oddziaływać na przebieg procesów migracyjnych. W długim okresie jednak przepływy warunkuje nie tylko bieżąca sytuacja gospodarcza i polityczna krajów przyjmujących i wysyłających, lecz także sytuacja demograficzna, zaawansowanie procesu starzenia się danej populacji czy bilans ruchu naturalnego (Chesnais, 1986). Jeśli zatem celem prognozy jest przewidywanie przebiegu procesów ludnościowych w długim okresie (jak w omawianym przypadku), warto odnieść się do danych pozwalających na uwzględnienie owych uniwersalnych prawidłowości. Przykładem takich danych są statystyki migracyjne krajów innych niż będący przedmiotem analizy, znajdujących się na różnych etapach rozwoju gospodarczego, technologicznego, demograficznego itd. Jeśli w przyjętym za podstawę analizy zestawie znajdują się informacje z krajów doświadczających faz wzrostu, spadku, kryzysu itp., będą też podstawy do wyciągania ogólniejszych wniosków, wykraczających poza krótkookresowe prawidłowości.

Badacze dostrzegają, że kraje europejskie podlegają uniwersalnemu procesowi przekształcania się z kraju emigracji netto w kraj imigracyjny (Bonifazi, 2008; Fassmann i Reeger, 2012), zgodnie z koncepcją cyklu migracyjnego (Arango, 2012; Okólski, 2012). Sprawia to, że doświadczenia krajów znajdujących się na bardziej zaawansowanych etapach tego procesu mogą być wykorzystane do przewidywania rozwoju wypadków w krajach znajdujących się na etapach wcześniejszych. Dotyczy to w szczególności Polski, która nie doświadczyła jeszcze przejścia migracyjnego (dotychczas emigracja przeważała liczebnie nad imigracją). W takim przypadku nie można się spodziewać, że oparcie prognozowania procesów migracyjnych jedynie na danych historycznych przyniosłoby trafne przewidywania dotyczące przyszłości kraju (w której spodziewamy się zmiany trendu).

Skoro procesy migracyjne w wielu krajach europejskich mają podobną naturę, to do opisu ich przebiegu można wykorzystać szczególne narzędzia ekonometryczne, jakimi są modele dla danych panelowych. Pozwalają one na uchwycenie ogólnych zależności zaobserwowanych historycznie w całej próbie krajów, jednocześnie umożliwiając uwzględnienie specyfiki każdego z nich, a w przypadku omawianej prognozy — nie tylko specyfikę Polski, lecz także zaobserwowane (wcześniej) w innych krajach uniwersalne prawidłowości.

Przy doborze zmiennych objaśniających w modelach kierowano się zarówno powyższymi przesłankami teoretycznymi, jak i ograniczoną dostępnością danych. Ze względu na zastosowanie procedury modelowania do sformułowania prognozy strumieni migracyjnych możliwe było wykorzystanie jedynie tych zmiennych, dla których prognozowane wartości zmiennych objaśniających istniały bądź mogły być oszacowane dla Polski w horyzoncie czasowym prognozy (tj. do 2060 r.). W związku z tym katalog determinant został zawężony do podstawowych zmiennych gospodarczych (PKB i poziom bezrobocia) oraz zmiennych demograficznych możliwych do wyliczenia z prognozy ludności. Wśród zmiennych demograficznych analizowano zarówno czynniki, które mogą wpływać na potencjał (e)migracyjny bądź presję migracyjną poszczególnych krajów (np. odsetek populacji w wieku mobilnym, przyrost naturalny czy współczynnik urodzeń), jak i czynniki wpływające na sytuację na rynku pracy, co przekłada się na atrakcyjność danego kraju jako celu migracji lub presję emigracyjną, np. współczynnik obciążenia demograficznego ludźmi starymi (*old-age-dependency ratio* — *OADR*) czy odsetek osób w wieku poprodukcyjnym. Takie podejście nie odbiega od przyjmowanych w innych demograficzno-ekonomicznych modelach migracji (zob. przegląd prognoz w Bijak, 2011).

Ostatecznie, po wstępnych analizach, listę zmiennych ograniczono do:

- odsetka populacji w wieku mobilnym (20—39 lat);
- współczynnika *OADR*;
- stopy przyrostu naturalnego;
- tempa wzrostu PKB⁴;
- poziomu PKB *per capita* (w liczbach bezwzględnych według parytetu siły nabywczej oraz w relacji do innych krajów)⁵;
- stopy bezrobocia⁶.

Po wstępnym wskazaniu czynników mających wpływ na przyjęte do prognozowania cztery kategorie, tj. napływ i odpływ Polaków oraz napływ i odpływ cudzoziemców, zastosowano procedurę przebiegającą w dwóch krokach.

Krok pierwszy obejmował oszacowanie parametrów czterech równań o postaci:

$$y_{it}^m = \alpha^m x_{it}^m + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

gdzie y_{it}^m — wielkość strumienia typu m podzielonego przez wielkość populacji analizowanego kraju i w roku t .

Wektor zmiennych objaśniających x jest dostosowany do ustalonego typu przepływu m i może uwzględniać bieżące oraz wcześniejsze wartości zmiennej y dla różnych kategorii przepływów. Uwzględnienie wśród zmiennych objaśnia-

⁴ Na podstawie prognozy OECD (https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=EO95_LTB).

⁵ Na podstawie prognozy OECD (https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=EO95_LTB).

⁶ Na podstawie prognozy Komisji Europejskiej (Komisja Europejska, 2015).

jących przeszłych wartości zmiennych objaśnianych jest przy tym bardzo istotne, gdyż pozwala na uchwycenie autoregresyjnego charakteru procesów; w sposób oczywisty np. imigracja Polaków (migracja powrotna) będzie zależeć od tego, ile osób wcześniej wyjechało. Umożliwia również wzięcie pod uwagę (w sposób pośredni) czynników, których opóźnione wartości zmiennej objaśnianej mogą być wskaźnikiem (np. wielkość sieci migracyjnych).

Oszacowania wektora parametrów α^m dokonano zgodnie z procedurą estymacji zaproponowaną przez Arellana i Bonda (1991), pozwalającą na uwzględnienie w równaniu komponentu autoregresyjnego, na próbie 31 krajów europejskich, obejmującej dane za lata 1998—2014 (przy czym nie dla wszystkich krajów dostępne były dane od początku okresu). Szczegółowe wyniki estymacji modeli zawiera tabl. 1.

TABL. 1. WYNIKI OSZACOWAŃ MODELI EKONOMETRYCZNYCH WEDŁUG KATEGORII PRZEPLÝWÓW WYKORZYSTANYCH DO PROGNOZOWANIA NA PODSTAWIE DANYCH ZA LATA 1998—2014

Zmienne objaśniające	Współczynnik	Odchylenie standardowe	p-value
Stopa emigracji Polaków			
Wartość z poprzedniego okresu	0,3489	0,1083	0,001
Poziom bezrobocia w Polsce	0,2199	0,0979	0,025
Luka PKB w stosunku do średniej UE-15	2,1726	1,1179	0,052
Stała	-0,2308	0,6550	0,725
Stopa imigracji Polaków			
Wartość z poprzedniego okresu	0,4879	0,1424	0,001
Stopa wzrostu PKB w Polsce	0,0220	0,0117	0,060
Stopa emigracji Polaków z Polski	-0,0553	0,0291	0,057
Wartość stopy emigracji Polaków z Polski w poprzednim okresie	0,1169	0,0207	0,000
Kraj UE-15 ^a	-0,1858	0,0940	0,048
Stała	0,9016	0,4220	0,033
Stopa imigracji cudzoziemców			
Wartość z poprzedniego okresu	0,4577	0,0704	0,000
Stopa przyrostu naturalnego	-1,1857	0,3969	0,003
Poziom PKB <i>per capita</i> (PPP)	0,0002	0,0000	0,000
Stopa wzrostu PKB w Polsce	0,0678	0,0421	0,108
Poziom bezrobocia w Polsce	-0,3272	0,1196	0,006
OADR	-0,2900	0,1469	0,048
Kraj UE-15 ^a	0,9727	0,5561	0,080
Stała	8,8556	3,5834	0,013
Stopa emigracji cudzoziemców			
Wartość z poprzedniego okresu	0,2963	0,1243	0,017
Wartość stopy imigracji cudzoziemców dwa okresy wcześniej	0,0616	0,0230	0,007
Stała	2,2100	0,6808	0,001

^a Nie dotyczy Polski.

U w a g a. Oszacowania dotyczą modeli panelowych dla pełnej próby krajów i uwzględniają również zmienną identyfikującą kraje „starej” UE (UE-15), która dla Polski nie ma znaczenia w procesie prognozowania (przyjmuje wartość 0).

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu, GUS i OECD.

Warto podkreślić, że kierunek wpływu postulowanych zmiennych jest zgodny z wnioskami, jakie płyną z prac teoretycznych. W szczególności potwierdzono:

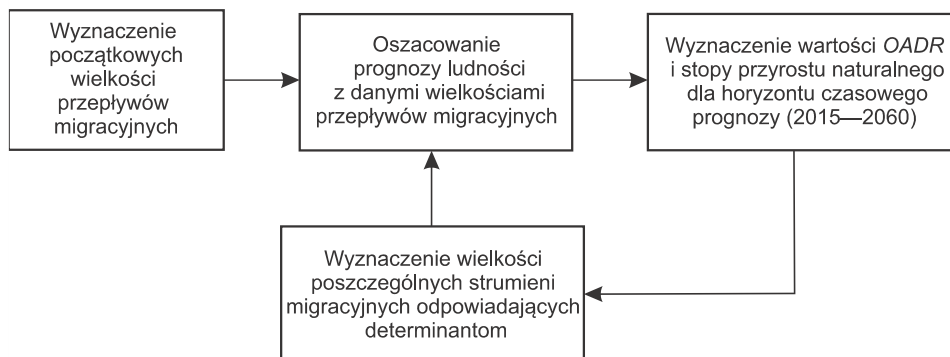
- dodatni wpływ poziomu bezrobocia w Polsce, wielkości luki PKB w stosunku do krajów europejskich oraz stopy emigracji w poprzednim okresie na wielkość strumienia emigracji Polaków w danym okresie;
- dodatni wpływ tempa wzrostu PKB w Polsce, wielkości napływu i odpływu Polaków w poprzednim okresie oraz ujemny wpływ stopy emigracji Polaków w danym okresie na wielkość imigracji Polaków do Polski;
- dodatni wpływ tempa wzrostu PKB w Polsce, poziomu PKB *per capita* w Polsce i wielkości napływu cudzoziemców do Polski w poprzednim okresie oraz ujemny wpływ poziomu bezrobocia, współczynnika *OADR* i stopy przyrostu naturalnego w Polsce na wielkość imigracji cudzoziemców do Polski w danym okresie;
- dodatni wpływ stopy imigracji cudzoziemców dwa okresy wcześniej oraz stopy emigracji cudzoziemców w poprzednim okresie na wielkość emigracji cudzoziemców w danym okresie.

Krok drugi polegał na oszacowaniu przyszłych wartości czterech strumieni migracyjnych.

Oszacowanie wartości y_{it}^m dla lat 2015—2060 wymagało uporania się z techniczną trudnością, uniemożliwiającą dokonanie tego w standardowej procedurze podstawienia przyszłych wartości zmiennych objaśniających do równań o znanych już (oszacowanych) współczynnikach. Wynikało to z faktu, że wśród determinant w równaniach migracyjnych znajdowały się zmienne, które same były szacowane w prognozie (zmienne demograficzne — *OADR* oraz stopa przyrostu naturalnego). Zastosowano w związku z tym procedurę rekurencyjną przedstawioną na schemacie. Za punkt wyjścia przyjęto prognozę populacji zamkniętej (tj. takiej, w której nie będzie przepływów migracyjnych) opartą na modelach płodności i umieralności⁷. W pierwszym kroku prognozowania strumieni migracji przyjęto więc, że demograficzne zmienne objaśniające w latach 2015—2060 będą odpowiadać populacji zamkniętej. Na tej podstawie zbudowano prognozę czterech typów migracji i uzyskano wstępne oszacowania wielkości przepływów. Nie były one spójne z wcześniej wykorzystanymi wartościami zmiennych objaśniających (ponieważ zakładały populację o zerowej migracji), ale posłużyły do wyznaczenia nowych stanów i parametrów struktury populacji w przyszłości, tj. do wykonania nowej bayesowskiej prognozy populacyjnej metodą kohortowo-składnikową. Zmodyfikowane cechy populacji potraktowano jako dane do wyznaczenia nowych szacunków przepływów migracyjnych w przyszłości na podstawie równań (2).

⁷ Modele te są omówione w podrozdziale *Probabilistyczne założenia prognozy natężenia umieralności i płodności*.

SCHEMAT PROCEDURY REKURENCYJNEJ SŁUŻĄCEJ DO WYZNACZENIA WIELKOŚCI STRUMIENI MIGRACYJNYCH



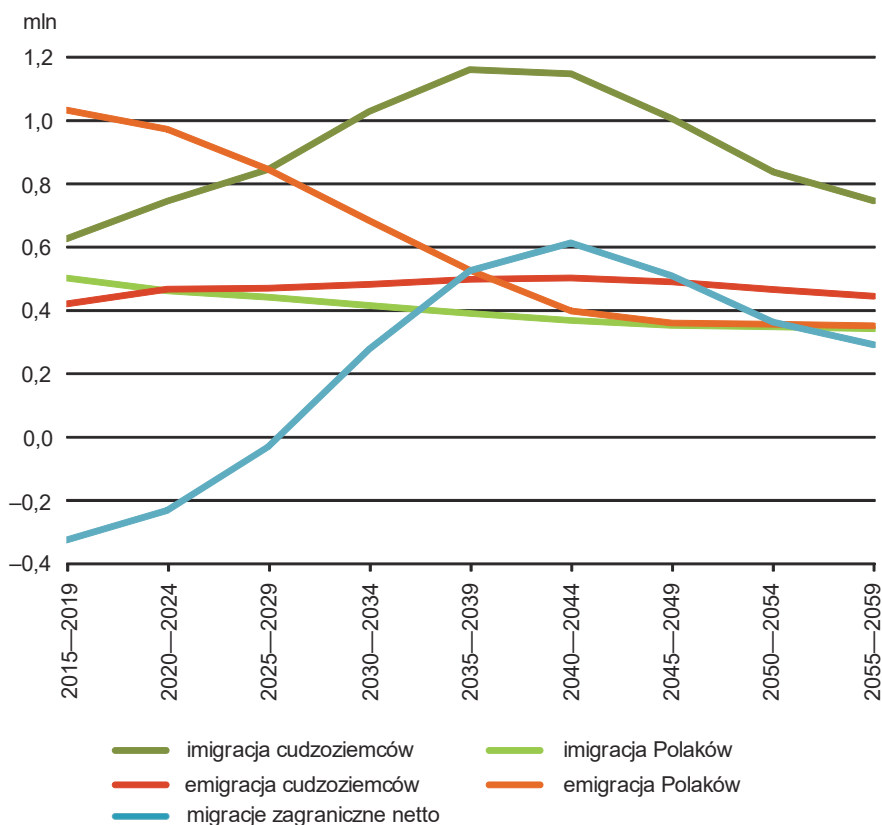
Źródło: Janicka i Anacka (2018).

Przedstawioną sekwencję powtarzano do momentu, w którym zmiany w oszacowaniu wielkości populacji w ostatnim roku horyzontu czasowego prognozy były mniejsze niż 1 tys. osób (czyli charakterystyki struktury populacji w przeszłości, stosowane do wyznaczenia przyszłych przepływów migracyjnych, powodowały uzyskanie stanu populacji w pełni zgodnego z tymi charakterystykami). Można to interpretować jako osiągnięcie stabilności procedury prognostycznej i traktować jako warunek stopu dla powyższego algorytmu (gdy dalsze iteracje nie wprowadzają istotnych zmian w ostatecznym wyniku). Na podstawie rezultatów ostatniego kroku procedury rekurencyjnej ustalono wielkości przepływów migracyjnych, a w konsekwencji — ostateczne wyniki prognozy ludności.

Finalne oszacowania wielkości strumieni migracyjnych w okresie 2015—2060 wskazują, że przed rokiem 2030 powinniśmy oczekiwać zmiany statusu Polski z kraju emigracyjnego (o ujemnym saldzie migracji) na imigracyjny (o przewadze napływu ludności nad jej odpływem). Stanie się to przede wszystkim za sprawą wzmożonego napływu cudzoziemców i stopniowego wygaszania emigracji z Polski. Największe natężenie przyjazdów do Polski ma nastąpić na przełomie lat 30. i 40. XXI w., po czym będzie stopniowo spadać. Pod koniec horyzontu czasowego prognozy (rok 2060) intensywność imigracji będzie zbliżona do notowanej obecnie (wykr. 1).

Wielkość prognozowanych tutaj (z wykorzystaniem modeli ekonometrycznych) strumieni migracyjnych różni się znacznie od wielkości strumieni w pozostałych dostępnych prognozach ludności dla Polski, w których projekcje migracji netto w okresie pięcioletnim nigdy nie przekraczają poziomu 200 tys. osób, a w większości przypadków nawet 50 tys. (Anacka, 2018).

WYKR. 1. WIELKOŚĆ IMIGRACJI I EMIGRACJI POSZCZEGÓLNYCH GRUP OBYWATELI PROGNOZOWANA DLA POLSKI (łącznie dla okresów pięcioletnich)



Źródło: opracowanie własne.

Probabilistyczne założenia prognozy natężenia umieralności i płodności

Do modelowania natężenia umieralności i płodności wykorzystano metodę stosowaną również na użytek prognoz ONZ (Alkema i in., 2015). Ma ona charakter probabilistyczny; przewidywane są rozkłady prawdopodobieństwa dla wartości ogólnego współczynnika dzietności (*Total Fertility Rate* — *TFR*) oraz przeciętnego dalszego trwania życia w momencie narodzin (e_0) w przyszłości.

W przypadku prognozowania e_0 dla kobiet⁸ zakłada się, że dalszy jego wzrost będzie postępować zgodnie z ustaleniami poczynionymi przez Oeppena i Vaupela (2002), a tempo zmian będzie zależało od poziomu e_0 w danym kraju, dotychczasowego tempa wzrostu oraz tempa wzrostu w innych krajach. Dla oszacowania kształtu tej zależności (jak również do modelowania *TFR*) stosuje się

⁸ Na podstawie prognozy e_0 dla kobiet tworzy się prognozę odpowiedniej wielkości dla mężczyzn, opierając się na prognozie luki między płciami.

hierarchiczne modele bayesowskie (Alkema i in., 2015; omówienie metod wnioskowania bayesowskiego można znaleźć np. w pracy Gelmana i in., 2014).

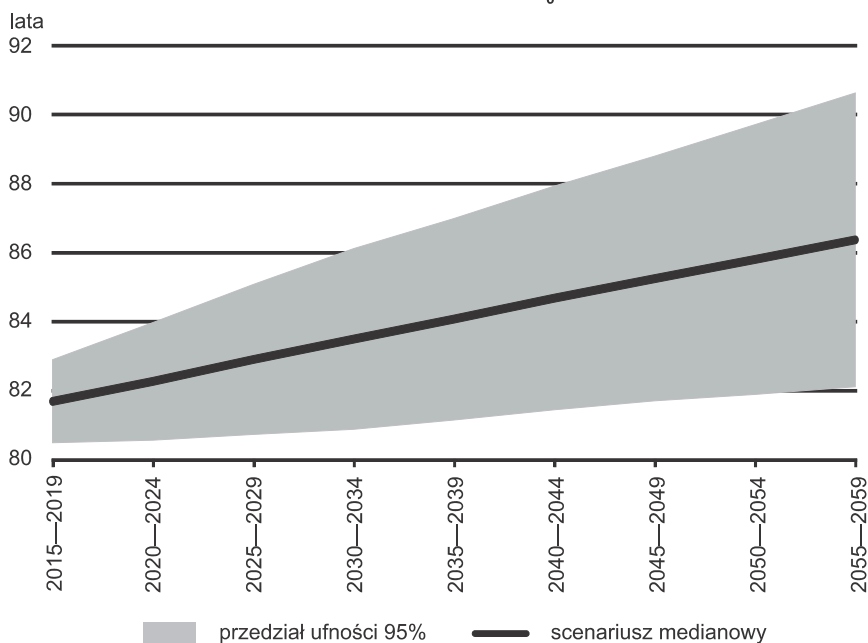
W modelowaniu bayesowskim zakłada się, że parametry opisujące zależności między zmiennymi objaśnianymi (np. e_0) oraz zmiennymi objaśniającymi (np. historyczne poziomy czy tempo wzrostu tej zmiennej) są losowe. Celem modelowania jest wskazanie rozkładów tych parametrów, co pozwala m.in. na prognozowanie rozkładów zmiennych objaśnianych w przyszłości. W celu wyznaczenia rozkładów nieznanymi parametrów równań w modelach przyjmuje się pewne wstępne założenia (tzw. rozkłady *a priori*), które potem modyfikuje się zgodnie z twierdzeniem Bayesa, uwzględniając informacje o obserwacjach w celu otrzymania rozkładów warunkowych pod warunkiem danych (tzw. rozkłady *a posteriori*). W hierarchicznych modelach bayesowskich dopuszcza się dodatkowo sytuacje, w których parametry o rozkładach mających podlegać modelowaniu mogą zależeć od innych parametrów (które również mogą być losowe, a ich rozkłady będą wyznaczone techniką bayesowską). Często odnosi się to do sytuacji prowadzenia analizy na różnych poziomach, np. poszczególnych krajów i całego świata. W takim wypadku można chcieć przyjąć — jak w niniejszym podejściu — że istnieje uniwersalny mechanizm (zakłada się, że parametry dla poszczególnych krajów pochodzą z jednego globalnego rozkładu, wyznaczonego pod warunkiem danych dla całego świata), ale na trajektorie w poszczególnych krajach mogą wpływać również indywidualne uwarunkowania tych krajów i ich historia (modyfikuje się wyznaczone na podstawie danych dla całego świata rozkłady dla poszczególnych krajów, pod warunkiem danych konkretnego kraju) (Alkema i in., 2015)⁹. W omawianej tu prognozie zarówno przywołane modele, jak i wyniki oszacowań parametrów rozkładów e_0 w latach 2015—2060 pozostały identyczne jak w prognozie ONZ dla Polski (wykr. 2).

W podobny sposób wykorzystano zaproponowany i stosowany przez ONZ hierarchiczny model bayesowski, pozwalający na modelowanie parametrów rozkładów, a następnie wyznaczenie rozkładów wartości *TFR* w okresie do 2060 r. Różnica pomiędzy wynikami uzyskanymi w omawianej prognozie a wynikami, jakie publikuje ONZ, bierze się z przeliczenia w tej pierwszej prognozie historycznych wartości *TFR* dla lat 1980—2015 tak, by odpowiadały one przyjętej definicji popu-

⁹ Wydaje się to warte zastosowania również do modelowania migracji. Okazuje się jednak, że w tym zakresie możliwość wykorzystania hierarchicznych modeli i ustalenia wiarygodnych rozkładów *a posteriori* dla poszczególnych parametrów nie jest oczywista. Wynika to z faktu, że w niektórych przypadkach szeregi czasowe danych migracyjnych dla poszczególnych strumieni są bardzo krótkie, co oznacza, że decydujący wpływ na rozkład *a posteriori* ma wskazany (arbitralnie) przez badacza rozkład *a priori* (Bijak, 2011). Dodatkowo, ponieważ prognoza migracyjna opiera się na prognozach ekonomicznych (które są deterministyczne, a których stworzenie nie mogło być przedmiotem omawianej prognozy), zastosowanie modeli bayesowskich i tak nie pozwoliłoby w pełni uchwycić niepewności procesów migracyjnych. Z tego powodu w niniejszej prognozie nie zdecydowano się na zastosowanie modelowania bayesowskiego w odniesieniu do strumieni migracji, natomiast zastosowano podejście deterministyczne.

lacji rezydującej¹⁰. Należy podkreślić, że rewizja historycznych wartości *TFR* (oryginalne i zmodyfikowane wartości zawiera tabl. 2) była istotnym elementem całej procedury. Wpłynęła ona, po pierwsze, na startową wartość *TFR*, w stosunku do której wyliczano przyszłe wartości tego współczynnika, a po drugie (w związku z przyjęciem przez ONZ trójfazowego modelu zmian wartości *TFR* — Alkema i in., 2015) — na ścieżkę jego dalszego wzrostu.

WYKR. 2. PROGNOZA WARTOŚCI e_0 DLA KOBIET



Źródło: jak przy wyk. 1.

Różnica pomiędzy wartością *TFR* odnoszącą się do populacji stałej i oszacowanej wielkości populacji rezydującej oscylowała w analizowanym okresie między 0,8 a 11,2%¹¹. Różnice wzrastały wraz z upływem czasu, co jest zgodne

¹⁰ Oficjalne, publikowane przez GUS wartości *TFR* wyliczono dla tego okresu na podstawie struktury populacji faktycznie zamieszkałej, w której nie uwzględniano ubytków ludności związanych z długotrwałą emigracją. W omawianej prognozie natomiast do szacowania wartości *TFR* wykorzystano informacje o wielkości i strukturze populacji nieobecnej od co najmniej roku, uzyskane ze spisów powszechnych z lat 1988, 2002 i 2011, mikrospisu z 1995 r., oraz informacje o ruchu naturalnym. Dodatkowo uwzględniono migracje długookresowe, szacowane na podstawie danych o zameldowaniach i wymeldowaniach, danych o ruchu granicznym (pochodzących z SERP), szacunków migracji długookresowych GUS z lat 2011—2015 oraz opracowań eksperckich (Sakson, 2002; Stola, 2010).

¹¹ GUS w omówieniu założeń prognozy ludności rezydującej wskazuje, że współczynnik dzietności ogólnej różni się od oficjalnie raportowanego o ok. 0,03 (GUS, 2016). Obliczenia GUS opierają się jednak na wyższym szacunku ludności rezydującej.

z oczekiwaniami. Nierejestrowane emigracje długookresowe nasiliły się znacząco po wstąpieniu Polski do UE i pozostały intensywne w okresie stopniowego otwierania się rynków pracy krajów europejskich dla obywateli Polski (Anacka i Okólski, 2014), co przy niezmienionej liczbie urodzeń zarejestrowanych w Polsce musiało przełożyć się na zwiększenie rozbieżności między szacunkami *TFR* opartymi na dwóch wielkościach populacji.

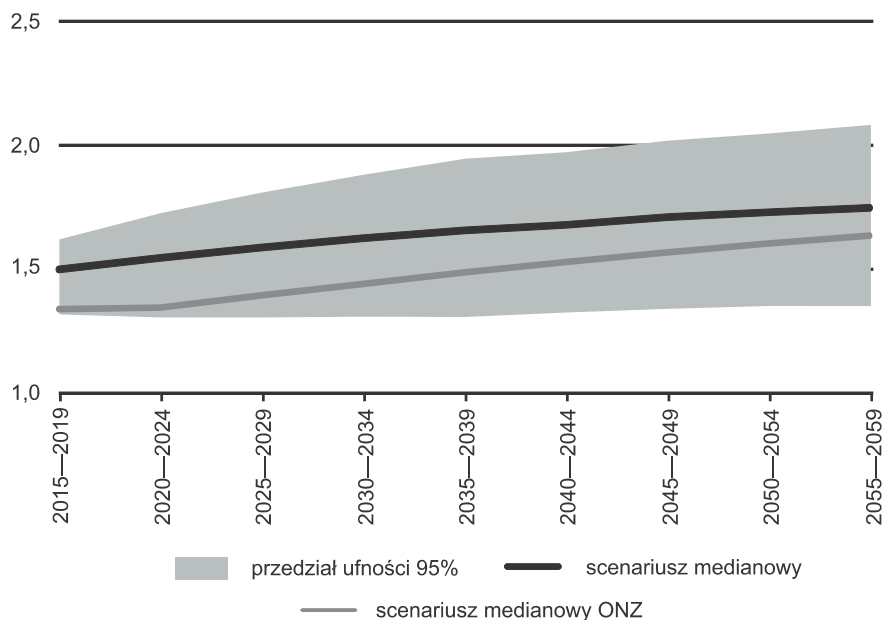
TABL. 2. WARTOŚCI *TFR* NA PODSTAWIE DANYCH GUS I W PRZELICZENIU NA POPULACJĘ REZYDUJĄCĄ

L a t a	<i>TFR</i> według GUS	Skorygowana wartość <i>TFR</i>
1985	2,329	2,348
1990	1,991	2,054
1995	1,545	1,681
2000	1,367	1,401
2005	1,243	1,287
2010	1,376	1,506
2015	1,289	1,433

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie: GUS (2003, 2013, 2014, 2017a); UN (2015); Stola (2010); Sakson (2002).

Na podstawie tak sformułowanych założeń i wyjściowych wartości *TFR* skali-browano model i wyznaczono rozkłady prognozowanej wartości *TFR* (wykr. 3).

WYKR. 3. PROGNOZOWANA WARTOŚĆ *TFR*



Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie oszacowań autorskich oraz UN (2015).

Zgodnie z trójfazowym modelem ONZ przewiduje się podwyższanie się wartości *TFR*; w ostatnim roku horyzontu czasowego prognozy mediana współczynnika dzietności dla Polski osiąga wartość 1,75. Co warto podkreślić, górny kres 95-procentowego przedziału ufności dla *TFR* w 2060 r. przewyższa wartość 2,1 pozwalającą na prostą zastępowalność pokoleń. Różnica pomiędzy prognozowaną tutaj wartością *TFR* a wartością tego współczynnika wynikającą z prognoz ONZ oscyluje pomiędzy 6,6 a 13,4%, jest zatem zbliżona do różnicy wynikającej z przeszacowania wielkości populacji rezydującej w roku 2015.

WYNIKI PROGNOZY

Założenia omawianej prognozy mogły zostać zaimplementowane dzięki udostępnieniu przez statystyków ONZ narzędzi programu R¹², które pozwalają na replikację wyników prognozy probabilistycznej ONZ z ewentualnymi modyfikacjami. W przypadku prognozy dla Polski polegały one na zmianie:

- stanu i struktury populacji wyjściowej w 2015 r. tak, by wynosiła ona 37,022 mln osób i uwzględniała ubytki ludności na skutek długotrwałej emigracji w każdej grupie wieku i płci;
- historycznych wartości *TFR* w latach 1980—2015 tak, by odpowiadały one natężeniu rozrodczości w populacji rezydującej;
- wielkości prognozowanych strumieni migracyjnych na wielkości wynikające z modelu ekonometrycznego przedstawionego w niniejszym artykule;
- horyzontu czasowego prognozy — skróceniu do 2060 r.

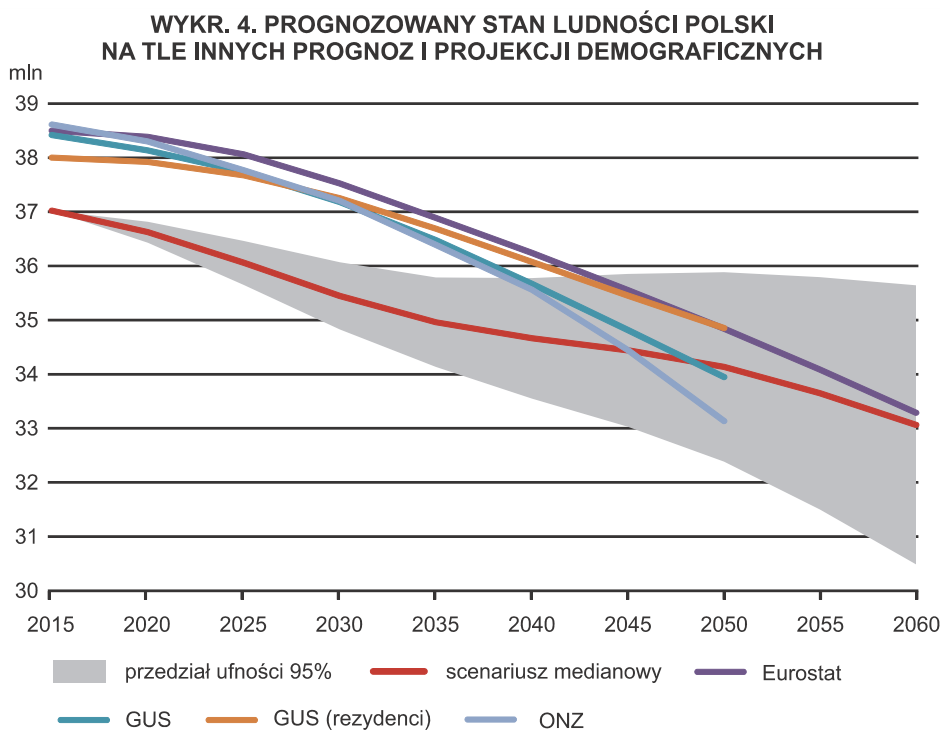
W wyniku tych modyfikacji uzyskano prognozę znacząco różną zarówno od prognozy ONZ, jak i od pozostałych powszechnie dostępnych prognoz (GUS, Eurostat). Tak jak w innych prognozach przewiduje się, że depopulacja Polski będzie się pogłębiać; można oczekiwać, że do roku 2060 liczba ludności Polski zmniejszy się o ok. 4 mln osób (10,8%). Niemniej jednak tempo zmian wielkości populacji będzie wolniejsze i zmienne w czasie, a zmniejszenie się stanu populacji będzie nie tak duże, jak zapowiadane w innych projekcjach (wykr. 4, tabl. 3). Bardziej optymistyczne spojrzenie na współczynniki płodności wynika z zastosowania innej kategorii populacji, zaś rezultaty modelowania ekonometrycznego wskazują dodatkowo na bardziej optymistyczny rozwój przepływów migracyjnych. Ponadto część ubytku ludności uwzględniono w punkcie wyjścia prognozy.

Warto zwrócić uwagę na niepewność wyniku prognozy dotyczącego stanu populacji. U schyłku horyzontu czasowego prognozy granice 95-procentowego przedziału ufności dzieli wartość ok. 5,1 mln, stanowiąca ok. 15,2% prognozowanej mediany (tabl. 3)¹³. Kres górny i dolny tak określonego przedziału ufności

¹² Wykorzystano autorskie pakiety: bayesPOP, bayesTFR, bayesLife, bayesDem i wpp2015 (Sevcikova, Raftery i Gerland, 2013).

¹³ Nie uwzględniono niepewności komponentu migracyjnego, który modelowano deterministycznie.

można nazwać *wysokim* i *niskim* scenariuszem prognozy, a wykorzystanie jako scenariuszy konkretnych kwantyli rozkładu pozwala precyzyjnie opisać prawdopodobieństwo realizacji poszczególnych wariantów. Widać też, że podstawowe scenariusze innych prognoz nie mieszczą się w zakresie realizacji, które z punktu widzenia niniejszej prognozy mogłyby być uznane za realistyczne aż do momentu, gdy przedział ufności nie staje się bardzo szeroki (ok. 2045 r. — wykr. 4).



Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (2017); GUS (2014, 2016); UN (2015).

TABL. 3. WYBRANE WYNIKI PROGNOZY LUDNOŚCI POLSKI (statystyki pozycyjne rozkładów *a posteriori*) NA TLE INNYCH PROGNOZ I PROJEKCJI

Lata	Prognoza autorska			GUS		ONZ	Eurostat
	kwantyl 0,025	mediana	kwantyl 0,975	rezydenci		(mediana)	
Wielkość populacji w tys.							
2015	37022	37022	37022	38419	38001	38612	38006
2050	31994	34137	36151	33951	34856	33136	34373
2060	29653	33080	36483	—	—	30827	32848
Odsetek osób 80+							
2015	3,9	3,9	3,9	4,1	4,1	4,0	4,0
2050	9,7	9,9	10,7	10,4	10,3	9,7	10,1
2060	10,8	11,9	13,3	—	—	12,6	12,6

TABL. 3. WYBRANE WYNIKI PROGNOZY LUDNOŚCI POLSKI (statystyki pozycyjne rozkładów *a posteriori*) NA TLE INNYCH PROGNOZ I PROJEKCJI (dok.)

L a t a	Prognoza autorska			GUS		ONZ (mediana)	Eurostat
	kwantyl 0,025	mediana	kwantyl 0,975	rezydenci			
OADR							
2015	22,9	22,9	22,9	22,8	22,2	22,3	22,2
2050	48,8	51,4	54,2	59,2	56,4	55,8	54,6
2060	52,1	57,5	64,2	—	—	67,2	64,8
TFR							
2015	1,43	1,43	1,43	1,24	1,27	1,37	1,32
2050	1,24	1,71	2,07	1,52	1,55	1,56	1,65
2060	1,25	1,75	2,14	—	—	1,63	1,68
e_0							
2015	81,1	81,1	81,1	81,1	81,1	81,1	81,2
2050	81,7	85,3	88,8	88,4	88,4	85,3	87,0
2060	81,9	86,4	90,4	—	—	86,4	88,3

Ź r ó d ł o: opracowanie własne z wykorzystaniem: Eurostat (2017); GUS (2014, 2016); UN (2015).

Fakt, że — jak wskazuje prognoza autorska — stan populacji jest obecnie i będzie w przyszłości niższy, niż wskazują na to oficjalne statystyki i prognozy, może mieć fundamentalne znaczenie dla możliwości realizacji polityki społeczno-ekonomicznej. Nie zmienia tego obserwacja, że choć prognozowany w niniejszym opracowaniu stan populacji jest niższy, to jednak struktura wiekowa może być bardziej korzystna, niż by to wynikało z innych prognoz. Przewiduje się, tak jak w przypadku innych prognoz, że znacząco wzrośnie w populacji udział osób starszych (w 2060 r. osoby w wieku 80 lat i więcej będą stanowiły 11,9% ludności, podczas gdy obecnie jest to ok. 3,9%). Z kolei współczynnik *OADR* (22,9 w 2015 r.) wzrośnie ponaddwukrotnie, już w 2050 r. osiągając wartość 51,4 (z 95-procentowym przedziałem ufności pomiędzy 48,8 a 54,2). Będzie ona jednak mniejsza niż wartości wynikające z innych przewidywań — *OADR* w 2050 r. ma według GUS wynieść 59,2 lub 56,4 (w zależności od tego, czy odnosi się do populacji faktycznie zamieszkałej, czy rezydującej — GUS, 2014, 2016), zaś według Eurostatu — 54,6 (Eurostat, 2017). Również tutaj widać wpływ bardziej optymistycznych przewidywań dotyczących płodności i migracji. Warto jednak podkreślić, że w przypadku tych drugich zwiększony napływ osób w wieku produkcyjnym przełoży się na wzrost liczby osób w wieku poprodukcyjnym kilkadziesiąt lat po migracji, a więc obserwowany efekt odmładzający zostanie w długim okresie złagodzony.

Jeden z najbardziej wyrazistych wyników omawianej prognozy mówi o strukturze populacji ze względu na obywatelstwo. Konsekwencją założeń przyjętych na podstawie ekonometrycznych modeli strumieni migracyjnych jest stopniowy wzrost udziału cudzoziemców w populacji rezydującej, który u schyłku horyzontu czasowego prognozy dla scenariusza medianowego osiągnie wartość ok. 14% ogółu ludności (wliczając w to przedstawicieli drugiego pokolenia, ale bez uwzględnienia możliwej naturalizacji części przybyszów). Oznacza to, że ze

względem na udział cudzoziemców w populacji Polska z kraju niemal homogenicznego etnicznie, jakim była w 2015 r., stanie się w perspektywie roku 2060 krajem podobnym pod tym względem do dzisiejszej Holandii, Francji, Wielkiej Brytanii czy Niemiec. Wynik ten wybija się na tle innych prognoz, które w ogóle nie podejmują tematu narodowości migrantów; jednocześnie wskazuje na potencjalnie niezmiernie istotne konsekwencje społeczne procesów demograficznych.

DYSKUSJA WYNIKÓW

Przyszłe stan i struktura populacji w omawianej prognozie obarczone są relatywnie wysoką niepewnością, ale liczba ludności Polski w 2060 r. z prawdopodobieństwem 95% będzie się zawierać w przedziale 30,4—35,6 mln, przy scenariuszu medianowym 33,080 mln¹⁴. Oznacza to, że odwrócenie obserwowanych obecnie i prognozowanych (również przez innych autorów) trendów depopulacyjnych jest wysoce nieprawdopodobne. W najbliższych dekadach należy się spodziewać dalszego wzrostu *TFR* (do wartości ok. 1,75 u schyłku prognozowanego okresu), jednak tempo zmian tego współczynnika będzie coraz wolniejsze. Przewiduje się kontynuację wydłużenia się przeciętnego dalszego trwania życia kobiet; wartość e_0 z każdym kolejnym rokiem ma się zwiększać o ok. 1¼ miesiąca. Jest to tempo niższe od dotychczas obserwowanego w Polsce i od prognozowanego przez Oeppena i Vaupela dla krajów przodujących pod względem długości trwania życia (Oeppen i Vaupel, 2002).

W najbliższych dekadach, z uwagi m.in. na spodziewany długookresowy wzrost PKB *per capita* i dodatnie tempo wzrostu PKB, przewidywany jest wzrost skali długookresowej imigracji do Polski i spadek skali długookresowej emigracji z Polski. Na przełomie lat 20. i 30. XXI w. Polska przeobrazi się w kraj o stałym dodatnim bilansie migracji zagranicznych, a apogeum napływu netto przypadnie na przełom lat 30. i 40. XXI w., kiedy to saldo migracji zagranicznych będzie wynosiło średnio ok. 100 tys. osób rocznie. Wpłynie to istotnie zarówno na liczebność, jak i strukturę wiekową populacji, ale należy się spodziewać również konsekwencji społecznych, wynikających ze zmiany populacji homogenicznej etnicznie w populację zróżnicowaną. Aspekt ten jest nieobecny w innych dostępnych prognozach ludności dla Polski, co sprawia, że omawiana prognoza ma unikalny charakter.

Skonstruowano ją na podstawie instrumentarium zaprojektowanego przez statystyków ONZ i w zakresie prognozowania umieralności jest tożsama z prognozą ONZ. Także model przewidujący płodność zaczerpnięto z tej prognozy. Omawiana analiza wyróżnia się natomiast tym, że z uwagi na modyfikacje danych historycznych dotyczących *TFR* za lata 1980—2015, tak by zdarzenia de-

¹⁴ Bez uwzględnienia niepewności związanej z procesami migracyjnymi.

mograficzne (urodzenia) były standaryzowane wielkościami odpowiadającymi definicji populacji rezydującej, znacząco zmieniły się prawdopodobne trajektorie dla tego współczynnika w przyszłości. Jak już podkreślano, zupełnie odmienne podejście przyjęto w przypadku przewidywania strumieni migracyjnych — w prognozie ONZ z 2015 r. we wszystkich krajach migracje netto mają maleć do 0 w perspektywie roku 2100¹⁵.

Przedstawiona tu prognoza jest więc udoskonaleniem prognozy ONZ dla Polski, z daleko bardziej zniuansowanym podejściem do przewidywania strumieni migracyjnych. Po pierwsze, prognozuje się cztery odrębne strumienie przepływów; po drugie, dla każdego z nich szacuje się model ekonometryczny, w którym zależności determinowane są przede wszystkim zmiennymi demograficznymi i ekonomicznymi. Niemniej jednak uzyskane w wyniku modelowania przyszłe wielkości przepływów migracyjnych są, podobnie jak w oryginalnej prognozie ONZ, scenariuszami deterministycznymi i nie pozwalają na kwantyfikację niepewności (co jest podstawową zaletą głównych komponentów prognozy ONZ). Oznacza to, że entropia przewidywanych tu rozkładów przyszłych stanów populacji czy miar jej struktury (takich jak *OADR* czy odsetek populacji w wieku 80 lat i więcej) jest niedoszacowana.

Trudno ocenić skalę tego niedoszacowania. Bijak i Wiśniowski (2010) przekonują, że migracje są w zasadzie nieprzewidywalne w długim okresie (sugerując 10-letni horyzont czasowy jako ten, dla którego możliwa jest wiarygodna prognoza). Ich analizy opierają się jednak na innych źródłach — rejestrowych, w przypadku których można mieć poważne wątpliwości, czy właściwie mierzą strumienie przepływów¹⁶. Niedokładność danych mogłaby częściowo uzasadniać obserwowaną przez autorów niestacjonarność szeregów czasowych.

Nieco bardziej optymistyczne wnioski co do możliwości przewidywania strumieni migracyjnych płyną z badań Azose i Raftery'ego, którzy podejmują próbę prognozowania migracji netto dla wybranych krajów z wykorzystaniem hierarchicznych modeli bayesowskich (Azose i Raftery, 2015). Okazuje się, że w długim okresie migracje netto nie wykazują się niestacjonarnością, a relatywnie wysoka niepewność cechuje jedynie wartości prognozowane w pierwszych kilku okresach.

Zauważyć należy, że w przypadku przedstawionego tu podejścia dodatkowym źródłem niepewności, nieobecny w dotychczasowych analizach przyszłych migracji (Bijak, 2005; Bijak i Wiśniowski, 2010; Azose i Raftery, 2015), są wykorzystane prognozy gospodarcze, mówiące o przyszłych wartościach tempa wzrostu PKB, PKB *per capita* oraz poziomie bezrobocia. Uwzględnienie tego czynnika wykracza jednak daleko poza obszar prognoz demograficznych i wy-

¹⁵ Zarówno w omawianej prognozie, jak i w prognozie ONZ scenariusze migracyjne, w odróżnieniu od tych opracowanych dla płodności i umieralności, są deterministyczne i nie uwzględniają niepewności.

¹⁶ W przypadku Polski z pewnością nie oddają nawet właściwej skali.

magaloby dysponowania bayesowską prognozą tych wielkości (co nie jest przedmiotem niniejszej analizy demograficznej).

Warto również zaznaczyć, że proponowana tu metoda prognozowania migracji nie uwzględnia informacji o krajach docelowych emigracji ani, co pewnie istotniejsze, krajów pochodzenia imigrantów. W obliczu przewidywanej rosnącej skali napływu cudzoziemców pytanie o jego źródła jest oczywiście zasadne. Statystyki mówiące o długookresowym napływie ludności, wykorzystane do przygotowania niniejszej prognozy, nie pozwalają na przewidywania w tej mierze z uwagi na brak odpowiednich rozkładów. Co za tym idzie, do stawiania jakichkolwiek hipotez w tym zakresie konieczne jest posiłkowanie się innymi źródłami danych. Najnowsze statystyki Urzędu do Spraw Cudzoziemców (UdSC) potwierdzają trend rosnący w liczbie składanych wniosków o zezwolenie na pobyt czasowy lub stały; w pierwszych trzech kwartałach 2017 r. złożyło je ok. 137 tys. cudzoziemców (o 1/3 więcej niż w analogicznym okresie 2016 r. i o ponad 3/4 więcej niż w analogicznym okresie 2015 r.). Wnioskodawcami w większości byli obywatele Ukrainy (65%), a poza tym obywatele Białorusi, Indii (wzrost o 104% w stosunku do poprzedniego roku), Wietnamu i Chin¹⁷. Sugeruje to dwa najbardziej naturalne kierunki przewidywanego napływu: z Europy Wschodniej, w szczególności Ukrainy, oraz z wysoko zaludnionych krajów azjatyckich. Można przypuszczać, że w początkowym okresie horyzontu czasowego prognozy bardziej popularny będzie pierwszy ze wskazanych regionów wysyłających, z uwagi na ułatwienia w dostępie do rynku pracy (możliwość uzyskania zatrudnienia w ramach tzw. procedury uproszczonej), bliskość geograficzną i wysoki udział cudzoziemców z tego obszaru wśród ogółu cudzoziemców w Polsce. W obliczu przewidywanego intensywnego starzenia się populacji Ukrainy i co za tym idzie, wyczerpywania się jej potencjału migracyjnego (UN, 2015), ten kierunek jednak będzie stawał się coraz mniej popularny, a przewagę liczebną mogą zyskać imigranci z Chin, Indii i Wietnamu.

Podsumowanie

Przedstawiona tu prognoza na tle innych dostępnych prognoz i projekcji ludności jest atrakcyjna ze względu na trzy aspekty. Po pierwsze, dzięki kwantyfikacji części niepewności wynikającej z przyszłego przebiegu procesów umieralności i płodności umożliwiono jej użytkownikom daleko bardziej pogłębioną interpretację i wykorzystanie dla celów m.in. kształtowania narzędzi polityki ludnościowej czy formułowania przewidywań dotyczących zjawisk społecznych i gospodarczych. Po drugie, położono nacisk na osadzenie założeń w teorii demografii. W przypadku umieralności są to teoria przejścia demograficznego i najnowsze ustalenia badaczy długowieczności (*longevity*), w przypadku płod-

¹⁷ Dane liczbowe UdSC dotyczące postępowań prowadzonych wobec cudzoziemców (<https://udsc.gov.pl/statystyki>).

ności — również koncepcja drugiego przejścia demograficznego, a w przypadku migracji — hipoteza przejścia mobilności i przejścia migracyjnego. Jest to niewątpliwa zaleta prezentowanego podejścia, ponieważ ogranicza zakres spekulacji, jakie zazwyczaj towarzyszą formułowaniu eksperckich sądów na temat przyszłych wartości e_0 , TFR czy salda migracji. Wreszcie, po trzecie, przy formułowaniu założeń dla wartości TFR , e_0 i migracji korzystano w możliwie najbardziej zaawansowany sposób z narzędzi statystycznych (hierarchicznych modeli bayesowskich i dynamicznych modeli dla danych panelowych). To dodatkowo ograniczyło komponent subiektywnych interpretacji eksperckich.

dr Marta Anacka, dr Anna Janicka — *Uniwersytet Warszawski*

LITERATURA

- Alkema, L., Gerland, P., Raftery, A., Wilmoth, J. (2015). The United Nations Probabilistic Population Projections: An Introduction to Demographic Forecasting with Uncertainty. *Foresight: The International Journal of Applied Forecasting*, (37), 19—24.
- Anacka, M. (2015). Nazywam się Milijon... czy wielka improwizacja? *Biuletyn Migracyjny — Dodatek Specjalny*, (52), 1.
- Anacka, M. (2018). Przyszłość demograficzna Polski. Dlaczego potrzebne są nam nowe prognozy. W: M. Okólski (red.), *Wyzwania starzejącego się społeczeństwa. Polska dziś i jutro* (s. 314—333). Warszawa: Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego.
- Anacka, M., Okólski, M. (2014). Migracja z Polski po akcesji do Unii Europejskiej. W: M. Lesińska, M. Okólski, K. Slany, B. Solga (red.), *Dekada członkostwa w UE. Społeczne skutki emigracji Polaków po 2004 roku* (s. 45—70). Warszawa: Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego.
- Arango, J. (2012). Early starters and latecomers. Comparing countries of immigration and immigration regimes in Europe. W: M. Okólski (red.), *European Immigrations. Trends, structures and Policy Implications* (s. 45—64). Amsterdam: Amsterdam University Press.
- Arellano, M., Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277—297.
- Azose, J., Raftery, A. (2015). Bayesian Probabilistic Projection of International Migration. *Demography*, 52(5), 1627—1650.
- Bijak, J. (2005). Bayesian Methods in International Migration Forecasting. CEFMR Working Papers 6/2005. Pobrane z: http://www.cefmr.pan.pl/docs/cefmr_wp_2005-06.pdf.
- Bijak, J. (2011). *Forecasting international migration in Europe: A Bayesian view*. Dordrecht-Heidelberg-London-New York: Springer.
- Bijak, J., Wiśniowski, A. (2010). Bayesian forecasting of immigration to selected European countries by using expert knowledge. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*. 173(4), 775—796.
- Bonifazi, C. (2008). Evolution of regional patterns of international migration in Europe. W: C. Bonifazi, M. Okólski, J. Schoorl, P. Simon (red.), *International migration in Europe. New trends and new methods of analysis* 107—128. Amsterdam: Amsterdam University Press.
- Chesnais, J. C. (1986). *La transtion demographique: Etapes, forms, implications economiques*. Paris: Presses Universitaires de France.

- Eurostat. (2017). Population projection at national level (2015—2080). Pobrane z: <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.
- Fassmann, H., Reeger, U. (2012). 'Old' immigration countries in Europe. The concept and empirical examples. W: M. Okólski (red.), *European Immigrations. Trends, structures and Policy Implications*, 65—90. Amsterdam: Amsterdam University Press.
- Fihel, A. (2018). Przejście struktury wieku. W: M. Okólski (red.), *Wyzwania starzejącego się społeczeństwa. Polska dziś i jutro* (s. 109—131). Warszawa: Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego.
- Gelman, A., Carlin, J. B., Stern, H. S., Dunson, D. B., Vehtari, A., Rubin, D. B. (2014). *Bayesian data analysis*. Boca Raton, FL: CRC press.
- Gołata, E. (2012). Spis ludności i prawda. *Studia Demograficzne*, 161(1), 23—55.
- GUS. (2003). *Ludność. Stan i struktura demograficzno-społeczna*. Warszawa: GUS.
- GUS. (2012). *Wyniki Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań 2011. Podstawowe informacje o sytuacji demograficzno-społecznej ludności Polski oraz zasobach mieszkaniowych. Opracowanie przygotowane na Kongres Demograficzny w dniach 22—23 marca 2012 r.* Pobrane z: http://stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/lu_nps2011_wyniki_nsp2011_22032012.pdf.
- GUS. (2013). *Informacja o rozmiarach i kierunkach czasowej emigracji z Polski w latach 2004—2013*. Warszawa: GUS.
- GUS. (2014). *Prognoza ludności na lata 2014—2050*. Warszawa: GUS.
- GUS. (2016). *Prognoza ludności rezydującej dla Polski na lata 2015—2050*. Warszawa: GUS.
- GUS. (2017a). *Rocznik Demograficzny 2017*. Warszawa: GUS.
- GUS. (2017b). *Informacja o rozmiarach i kierunkach czasowej emigracji z Polski w latach 2004—2016*. Pobrane z: https://stat.gov.pl/download/gfx/portalinformacyjny/pl/defaultaktualnosci/5471/2/10/1/informacja_o_rozmiarach_i_kierunkach_emigracji_z_polski_w_latach_20042016.pdf.
- Janicka, A., Anacka, M. (2018). Starzenie się populacji w warunkach dopetniającego się przejścia migracyjnego. W: M. Okólski (red.), *Wyzwania starzejącego się społeczeństwa. Polska dziś i jutro* (s. 334—354). Warszawa: Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego.
- Kaczmarczyk, P., Okólski, M. (2008). Demographic and labour-market impacts of migration on Poland. *Oxford Review of Economic Policy*, 24(3), 599—624.
- Komisja Europejska. (2015). The 2015 Ageing Report. Economic and budgetary projections for the 28 EU Member States (2013—2060), *European Economy*, (3). Pobrane z: http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/european_economy/2015/pdf/ee3_en.pdf.
- Oeppen, J., Vaupel, J. (2002). Broken limits to life expectancy. *Science*, 296(5570), 1029—1031.
- Okólski, M. (2012). Transition from emigration to immigration. Is it the destiny of modern European countries?. W: M. Okólski (red.), *European Immigrations. Trends, structures and Policy Implications* (s. 23—44). Amsterdam: Amsterdam University Press.
- UN. (2015). *World Population Prospects: The 2015 Revision. Key findings & advance tables*. New York: United Nations.
- Sakson, B. (2002). *Wpływ „niewidzialnych” migracji zagranicznych lat osiemdziesiątych na struktury demograficzne Polski*. Warszawa: Szkoła Główna Handlowa.
- Sevcikova, H., Raftery, A., Gerland, P. (2013). *Bayesian Probabilistic Population Projections: Do It Yourself*. Pobrane z: https://www.unece.org/fileadmin/DAM/stats/documents/cece/ces/ge.11/2013/WP_13.2.pdf.
- Stoła, D. (2010). *Kraj bez wyjścia? Migracje z Polski 1949—1989*. Warszawa: Instytut Pamięci Narodowej, Instytut Studiów Politycznych PAN.
- Śleszyński, P. (2012). „Faktyczne” dane rzeczywiste, czyli o NSP 2011. *Biuletyn Migracyjny*, (37), 2.

- Śleszyński, P. (2015). Komentarz do wyników GUS na temat ludności rezydującej. *Biuletyn Migracyjny — Dodatek Specjalny*, (52), 2—4.
- Zelinsky, W. (1971). The hypothesis of the mobility transition. *Geographical Review*, 61(2), 219—249.

Summary. *The aim of this article is to present the results of a population forecast for Poland for the years 2015—2060, based on an econometric model of migration flows. This approach differs from existing forecasts and projections in three significant ways: the projected population are residents, the four migration flows (i.e. inflow and outflow divided into foreigners and Polish citizens) are estimated with econometric tools and the uncertainty of the obtained estimates is taken into account (in a formal manner).*

The results obtained indicate consistency of the applied econometric models of migration flows with theories of migration. Immigration to Poland is expected to intensify during the next four decades. Depopulation as well as ageing are expected nevertheless, although the pace of these two phenomena will be slower than predicted in other demographic analyses.

Keywords: population forecasting, migration forecasting, Bayesian models, ageing, depopulation.