

Różnice w pomiarze płodności kobiet zależnie od szacunku liczby ludności

Elżbieta Gołata^a

Streszczenie. Głównym celem artykułu jest przedstawienie różnic w pomiarze płodności kobiet w Polsce w zależności od metody szacunku liczby ludności. Dodatkowym zamierzeniem jest określenie zróżnicowania płodności według wieku oraz w ujęciu terytorialnym jako konsekwencji przyjętych definicji ludności. W analizach wykorzystano dane GUS i Eurostatu oraz dane z Human Fertility Database za 2021 r., z uwzględnieniem zmian płodności kobiet od generacji 1945 r. Wykorzystano metody analizy demograficznej, przekrojowej i kohortowej. Zastosowanie ujęcia wzdłużnego pozwoliło wskazać także zmiany wzorców płodności w kolejnych generacjach kobiet. Zgodnie z zasadą konstrukcji współczynników demograficznych odniesiono liczbę zdarzeń do ludności mogącej ich rzeczywiście doświadczyć, tj. ludności rezydującej. Przeliczono wszystkie współczynniki płodności, opierając się na szacunku liczby ludności rezydującej na podstawie wyników Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań 2021.

Z analizy wynika, że współczynnik dzietności kobiet w Polsce w 2021 r. obliczony dla ludności według definicji krajowej był niższy o 4,3% od współczynnika obliczonego dla ludności rezydującej. Największe zaniżenie w skali kraju dotyczyło kobiet z grupy wieku 35–39 lat (6,3%), a w przekroju terytorialnym – zamieszkujących woj. podkarpackie (11,0%). Rozbieżności są większe dla grup wieku i regionów o większej mobilności, co wskazuje na potrzebę uwzględnienia ludności rezydującej w pomiarze natężenia procesów demograficznych.

Słowa kluczowe: płodność, ludność, ludność rezydująca, spis ludności

JEL: A10, C8, J10, J11

Varying measurement of women's fertility depending on different estimates of a population

Abstract. The primary objective of the article was to present the differences in women's fertility measurements in Poland depending on the method of estimating the population number. An additional aim was to determine the variability of fertility rates by age and geographical region as a consequence of the adopted definitions of population. The study used data from Statistics Poland, Eurostat and the Human Fertility Database for 2021, taking into account changes in women's fertility starting from the 1945 generation. Demographic, period and cohort analysis methods were employed in the study. The longitudinal approach was used to additionally identify changes in fertility patterns across generations of women. In accordance with the principle of constructing demographic coefficients, the number of events was related to the population that could actually experience them, i.e. the resident population. All partial fertility rates were

^a Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Instytut Informatyki i Ekonomii Ilościowej, Katedra Statystyki, Polska / Poznań University of Economics and Business, Institute of Informatics and Quantitative Economics, Department of Statistics, Poland. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5570-9576>.
E-mail: elzbieta.golata@ue.poznan.pl.

recalculated based on the estimated resident population according to the Population and Housing Census 2021.

The results of the analysis indicate that total fertility rate (TFR) of women in Poland in 2021 calculated for the population according to the national definition was lower by 4.3% than the rate calculated for the resident population. The most significant underestimation was observed for the 35–39 age group (by 6.3%), and in terms of geographical regions, for Podkarpacie (by 11.0%). The discrepancies are larger for age groups and regions with greater mobility, showing the need to take into account the resident population when measuring the intensity of demographic processes.

Keywords: fertility, population, resident population, population census

1. Wprowadzenie

Szacunek liczby ludności ma zasadnicze znaczenie dla badania i oceny wszystkich procesów demograficznych, a także ekonomicznych i społecznych, szczególnie gdy poziom zjawiska mierzony jest per capita. Określenie właściwego stanu i struktury ludności, które powinny stanowić podstawę odniesienia w konstrukcji współczynników demograficznych, jest jednak złożone i dyskusyjne.

Najważniejszym źródłem danych o mieszkańcach kraju jest Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań (NSP) przeprowadzany przez Główny Urząd Statystyczny. W niniejszym opracowaniu wyniki NSP 2021 posłużyły do oszacowania populacji Polski według dwóch definicji: krajowej definicji *ludności* stosowanej przez GUS na potrzeby polskiej statystyki oraz definicji *ludności rezydującej* (ang. *usually resident population*) stosowanej przez GUS na potrzeby statystyki międzynarodowej i przez Eurostat. W kategorii *ludności* określanej według definicji krajowej ujmowani są stali mieszkańcy, w tym osoby, które przebywają czasowo za granicą (bez względu na to, jak długo), ale zachowały stałe zameldowanie w Polsce, nie są natomiast do niej zaliczani imigranci czasowo przebywający w Polsce (GUS, 2022a, s. 19). Z kolei *ludność rezydująca* – zgodnie z Rozporządzeniem Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) nr 1260/2013 z dnia 20 listopada 2013 r. w sprawie statystyk europejskich w dziedzinie demografii (dalej: rozporządzenie nr 1260/2013) – to ludność zamieszkująca nieprzerwanie przez okres co najmniej 12 miesięcy przed czasem odniesienia¹. Różnica polega więc na tym, że w definicji krajowej są uwzględnione osoby, które wyjechały z kraju, i nie są uwzględnieni cudzoziemcy mieszkający w Polsce, jeśli nie mają pozwolenia na osiedlenie się (karty stałego pobytu), nawet gdy czas ich zamieszkania w Polsce jest dłuższy niż 12 miesięcy. Każde z tych podejść do definiowania pojęcia *ludności* ma swoich zwolenników i przeciwników, co uwidoczniło się podczas dyskusji, którą wywołała publikacja Unii Metropolii i Fundacji im. Stefana Batorego (Abramowska-Kmon i in., 2023)².

¹ Bądź deklarująca zamiar przebywania w miejscu zamieszkania przez co najmniej rok.

² Panel dyskusyjny poświęcony tej tematyce zorganizował prezes GUS Dominik Rozkrut podczas Konferencji Metodologia Badań Statystycznych MET2023 5 lipca 2023 r. w Warszawie, a 12 lipca 2023 r. odbyła się

Rozważane zagadnienie wiąże się przede wszystkim z problemem szacowania migracji, który nie jest ani nowy, ani prosty do rozwiązania. Dyskusja dotycząca definiowania pojęcia *ludności* była podejmowana w wielu opracowaniach (m.in.: Bijak i in., 2007; Fihel, 2015; Gołata, 2012, 2013, 2014, 2016a, 2016b, 2018; Jończy, 2015, 2023; Kędelski, 1990; Paradysz, 2007a, 2007b; Sakson, 2002; Śleszyński, 2004a, 2004b, 2005). Wzrost mobilności międzynarodowej, spowodowany przez rosnące nierówności ekonomiczne i społeczne, kryzys klimatyczny oraz konflikty lokalne i międzynarodowe, nie tylko komplikuje pomiar liczby ludności, lecz także potęguje jego skalę i znaczenie (Komitet Nauk Demograficznych Polskiej Akademii Nauk, 2022). Do 2015 r. rozbieżności w pomiarze populacji według definicji krajowej i według definicji ludności rezydującej tłumaczono skalą emigracji z Polski, szczególnie dużą liczbą osób, które wyjechały za granicę, ale nie wymeldowały się z pobytu stałego (zob. Fihel, 2015; Gołata, 2012, 2013, 2018; Jończy, 2015)³. Od 2016 r. Polska stała się również jednym z najważniejszych krajów docelowych migracji w Unii Europejskiej, a masowa imigracja i fala uchodźców z Ukrainy po 24 lutego 2022 r. przyniosły dodatkowe wyzwania. Zadaniem statystyki publicznej jest dokonanie pomiaru migracji i szacunku liczby ludności jak najlepiej odzwierciedlającego stan rzeczywisty, a przyjęte rozwiązania powinny umożliwiać porównywalność międzynarodową.

Problematyka definiowania pojęcia *ludności* w badaniach demograficznych jest bardzo obszerna. W niniejszym opracowaniu ograniczono się do ukazania konsekwencji przyjętej definicji ludności dla pomiaru jednego z najczęściej dyskutowanych zjawisk demograficznych – płodności kobiet. Pierwsze pytania dotyczące natężenia płodności pojawiają się już przy porównaniu wartości powszechnie znanej miary syntetycznej, jaką jest współczynnik dzietności teoretycznej (ang. *total fertility rate* – TFR). Okazuje się, że wartości TFR wyznaczone na podstawie danych Eurostatu różnią się od wartości obliczanych na podstawie danych GUS – te pierwsze są nieco wyższe od drugich, co może dziwić, zwłaszcza że bazy danych Eurostatu są zasilane przez GUS⁴.

Rozważania podjęte w niniejszym opracowaniu zmierzają do wyjaśnienia przyczyn powyższych rozbieżności. Omówiono konsekwencje niespójności definicji zdarzeń ujmowanych w liczniku i ludności stanowiącej podstawę odniesienia w mianowniku współczynników demograficznych. Zasadniczym celem artykułu jest przedstawienie różnic w pomiarze płodności kobiet w Polsce w zależności od metody szacunku liczby ludności. Dodatkowym zamierzeniem jest określenie zróżnicowania płodności według wieku i w ujęciu terytorialnym jako konsekwencji przyjętych definicji ludności.

debata zorganizowana przez prezesa Fundacji im. Stefana Batorego Edwina Bendyka i Marcina Wojdata z Unii Metropolii im. Pawła Adamowicza.

³ Zdaniem Pawła Kaczmarczyka (Gołata, 2022) nie powinniśmy o tym zapominać, ponieważ Polska nadal jest jednym z najważniejszych w Europie krajów emigracji.

⁴ Źródłem większości danych bezwzględnych w bazach Eurostatu są statystyki krajowe, a dane względne, w tym współczynniki odnoszące liczby zdarzeń do liczby ludności, są opracowywane bezpośrednio przez Eurostat – jednolicie dla wszystkich krajów (GUS, 2016).

2. Metoda badania

Badanie dotyczyło oceny wpływu szacunku liczby ludności na pomiar płodności kobiet w Polsce, w tym na jej zróżnicowanie według wieku i w ujęciu terytorialnym. Najpierw przedstawiono rezultaty szacowania populacji Polski według dwóch definicji: krajowej definicji *ludności* i definicji *ludności rezydującej*, opublikowane przez GUS na podstawie wyników NSP 2021. Konsekwencje szacunku liczby ludności przedstawiono w ujęciu – najczęściej stosowanej – analizy poprzecznej (przekrojowej) dla kohort hipotetycznych z uwzględnieniem zróżnicowania terytorialnego oraz analizy wzdłużnej (kohortowej) dla generacji rzeczywistych. Ponieważ dane z NSP 2021 stanowią podstawę korekty bilansów ludności (według definicji krajowej) dla lat wcześniejszych oraz szacunku liczby ludności dla lat kolejnych, do badania wybrano dane za 2021 r. W celach porównawczych w analizie uwzględniono także lata wcześniejsze, co zostało każdorazowo wskazane w komentarzach. Dane GUS zaczerpnięto z roczników demograficznych, Bazy Demografia GUS⁵ i Banku Danych Lokalnych (BDL) GUS⁶. Korzystano także z danych Eurostatu i Human Fertility Database (HFD)⁷.

Zastosowano metody demograficznej analizy płodności, intensywności i kalendara w ujęciu poprzecznym i wzdłużnym. Obliczono podstawowe miary płodności dla ludności rezydującej, które porównano z publikowanymi przez GUS współczynnikami dla ludności określanej według definicji krajowej. Wprowadzono odpowiednie indeksy dla rozróżnienia liczby kobiet i współczynników obliczanych w odniesieniu do ludności według definicji krajowej (K) i ludności rezydującej (R).

Szczegółowe informacje dotyczące systemu współczynników i kryteriów ich klasyfikacji (m.in. surowe i cząstkowe, pierwszej i drugiej kategorii oraz przekrojowe i wzdłużne) zostały wyczerpująco przedstawione w podręcznikach Holzera (2003), Kędelskiego i Paradysza (2006) oraz Kurkiewicz (2010). Podstawowa zasada konstrukcji współczynników polega na odniesieniu liczby zdarzeń demograficznych do liczby osób mogących doświadczyć tych zdarzeń (Kędelski i Paradysz, 1984, 2006). Aby nie naruszać zasady spójności, liczbę urodzeń żywych w Polsce odnoszono do liczby kobiet rezydujących w Polsce. Cząstkowe współczynniki płodności według wieku i miejsca zamieszkania w przekroju województw obliczono według następującego wzoru:

⁵ <https://demografia.stat.gov.pl/bazademografia>.

⁶ <https://bdl.stat.gov.pl/bdl>.

⁷ Human Fertility Database (<https://www.humanfertility.org/>) powstała w 2007 r. jako rezultat międzynarodowego projektu z udziałem zespołów badawczych z Instytutu Badań Demograficznych Maxa Plancka i Wiedeńskiego Instytutu Demografii.

$$F_R(x) = \frac{U(x)}{K_R(x)} \cdot C, \quad (1)$$

gdzie:

$F_R(x)$ – cząstkowy współczynnik płodności kobiet rezydujących w wieku x . Jeśli $C = 1000$, to współczynnik ten przedstawia liczbę urodzeń żywych na 1000 kobiet rezydujących w wieku x w roku $t = 2021$,

$U(x)$ – liczba dzieci żywo urodzonych przez kobiety w wieku x w roku $t = 2021$,

$\overline{K_R(x)}$ – średnia liczba kobiet rezydujących w 2021 r. w wieku x , którą z uwagi na dostępność danych obliczono jako średnią dla stanu na 31 grudnia 2020 r. i 2021 r.,

x – wiek w latach ukończonych $x = 15, \dots, 49$,

C – stała (1 lub 1000).

W analizie wykorzystano także TFR, nazywany *sumą zdarzeń zredukowanych*. Wskazuje on przeciętną liczbę żywo urodzonych dzieci, które urodziłaby kobieta w ciągu całego okresu zdolności rozrodczej, przy cząstkowych współczynnikach płodności według wieku takich jak w roku badania (np. 2021). Obliczono go jako sumę cząstkowych współczynników płodności według wieku:

$$TFR_R = \sum_x F_R(x). \quad (2)$$

W pierwszej kolejności przedstawiono wyniki szacunku miar płodności w skali kraju, a następnie w przekroju województw.

Analiza wzdłużna pozwoliła uzupełnić wnioski z badania w dłuższej perspektywie. Porównano płodność najmłodszych generacji kobiet oraz tych, które są już po okresie prokreacyjnym. Zastosowano tutaj analogiczne miary intensywności płodności, ale obliczone dla generacji rzeczywistych G , tj. zgodnie z zasadami analizy wzdłużnej (kohortowej). Z uwagi na wymagany długi okres obserwacji i zasady analizy porównawczej, w tej części ograniczono się do ludności według definicji krajowej, ale na tyle, na ile pozwalała na to dostępność danych o ludności rezydującej, dokonano odpowiednich szacunków i przedstawiono relacje pomiędzy analizowanymi współczynnikami. W tym celu wykorzystano dane GUS, dane z HFD oraz wyniki wcześniejszych badań Tymickiego i in. (2018), które uzupełniono własnymi szacunkami wzdłużnych cząstkowych współczynników płodności (ang. *Cohort age-specific fertility rates*):

$$F_G(x) = \frac{U_G(x)}{K_G(x)} \cdot C, \quad (3)$$

gdzie:

$F_G(x)$ – wzdłużny cząstkowy współczynnik płodności kobiet generacji G , np. urodzonych w roku $G = 1980$ w wieku x w roku t . Jeśli $C = 1000$, to współczynnik ten przedstawia liczbę urodzeń żywych na 1000 kobiet urodzonych np. w roku $G = 1980$, będących w wieku x w roku obserwacji t ,

$U_G(x)$ – liczba dzieci żywo urodzonych przez kobiety generacji G będące w wieku x w roku obserwacji t ,

$\overline{K_G(x)}$ – średnia liczba kobiet generacji G będących w wieku x w roku obserwacji t .⁸

Wzdłużny współczynnik dzietności kobiet generacji G (ang. *cohort total fertility rate* – CTFR) jest miarą rzeczywistej dzietności kobiet urodzonych w danym roku. Przedstawia on przeciętną liczbę żywo urodzonych dzieci przez kobietę generacji G , np. urodzoną w roku $G = 1980$, w ciągu całego okresu zdolności rozrodczej, przy wzdłużnych cząstkowych współczynnikach płodności dla poszczególnych lat wieku prokreacyjnego $x = 15, \dots, 49$ rzeczywiście obserwowanych dla tej generacji kobiet. Obliczono go jako sumę wzdłużnych cząstkowych współczynników płodności według wieku, zgodnie ze wzorem:

$$CTFR(G) = \sum_x F_G(x). \quad (4)$$

3. Wyniki badania

Wartości TFR publikowane przez GUS i Eurostat są różne. W danych za lata 1990–2022 (wykr. 1) zwracają uwagę dwa okresy, w których uwidoczniły się szczególnie duże różnice: 1990–1999 i 2009–2021. Pierwszy okres to czas przed akcesją Polski do UE, a drugi obejmuje lata, dla których dostępny jest szacunek ludności rezydującej. Przyczyn rozbieżności można szukać w odmiennym definiowaniu *urodzenia żywego*⁹ i szacowaniu liczby kobiet według wieku.

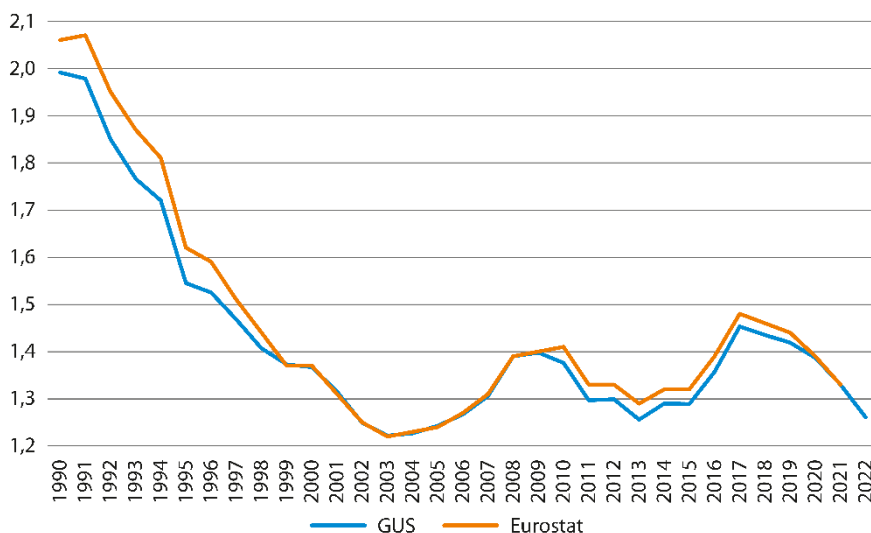
Tymicki i Zeman (2022) w opracowaniu przedstawiającym wyniki szacunków w HFD zastrzegają, że ze względu na dużą emigrację z Polski, która nie jest w pełni ujmowana w oficjalnych statystykach ludności, wskaźniki dzietności od 2000 r. mogą być zaniżone nawet o 10%. Omawiając jakość danych, autorzy zwracają uwagę na

⁸ Zwyczajowo przyjmuje się stan na 30 czerwca danego roku albo wyznacza się średnią ze stanów na 31 grudnia roku poprzedniego (1 stycznia roku badanego) i 31 grudnia roku badanego.

⁹ W 1994 r. wprowadzono definicję *urodzenia żywego* opartą na trzech elementach: czasie trwania ciąży, urodzeniowej masie ciała i wzroście urodzeniowym. Według zaleceń Światowej Organizacji Zdrowia noworodka uważa się za żywego, jeśli waży co najmniej 501 g lub – w przypadku nieznaney masy urodzeniowej – został wydobyty z organizmu matki po co najmniej 22. tygodniu ciąży lub ma co najmniej 25 cm długości.

definicję *urodzenia*¹⁰, zgodność roku urodzenia i rejestracji zdarzenia, urodzenia poza Polską i szacunek liczby ludności, zwłaszcza w zakresie uwzględniania emigracji. Zauważają, że według danych GUS (2015) liczba obywateli polskich, którzy byli zaliczani do populacji rezydentów, ale w rzeczywistości mieszkali za granicą, wzrosła z 0,4 mln w 2002 r. do 2,3 mln w 2014 r. i w większości były to osoby w wieku prokreacyjnym.

Wykr. 1. Współczynnik dzietności teoretycznej (TFR) dla Polski według danych GUS i Eurostatu



Źródło: opracowanie własne na podstawie Eurostatu (b.r.), roczników demograficznych i danych z BDL.

Dyskusja na temat szacowania liczby ludności, która toczyła się po NSP 2011, skłoniła GUS (2016) do opublikowania informacji o zakresie danych dotyczących stanu i struktury ludności i ruchu naturalnego oraz ich dostępności w świetle rozporządzenia nr 1260/2013. Opisano mechanizm gromadzenia danych i źródła możliwych rozbieżności. Wyjaśniono, że we wskazanym akcie prawnym zostały przyjęte rozwiązania odmienne od rozwiązań stosowanych przez niektóre kraje na własne potrzeby, ale Eurostat dopuszcza różnice szacunków w stosunku do podawanych przez poszczególne kraje. W odniesieniu do Polski oznacza to uznanie podwójnego szacunku liczby ludności: według definicji krajowej i według definicji ludności rezydującej, tj. zgodnie ze wspomnianym rozporządzeniem. Chociaż omawiane rozporządzenie obowiązuje od 2013 r., to GUS przekazał do Eurostatu dane o liczbie i strukturze ludności rezydującej

¹⁰ Również GUS (2016) zwraca uwagę na różnice definicyjne. Podkreśla, że baza Eurostatu zawiera informacje o dzieciach martwo urodzonych po okresie trwania ciąży wynoszącym co najmniej 28 tygodni, natomiast dane publikowane przez GUS dotyczą dzieci martwo urodzonych o ciężarze urodzeniowym wynoszącym co najmniej 500 g (co odpowiada ok. 22 tygodniom trwania ciąży).

również za lata 2009–2012. Jednak do tej pory wszystkie współczynniki demograficzne szacowane są w odniesieniu do definicji krajowej.

3.1. Różnice w szacunku liczby ludności według definicji krajowej i ludności rezydującej

W 2021 r. urodziło się w Polsce 331 511 dzieci (liczba urodzeń żywych). Określenie miary intensywności, jaką jest współczynnik płodności, wymaga odniesienia liczby tych dzieci do liczby kobiet w wieku prokreacyjnym w połowie roku¹¹. Z NSP 2021 wynika, że ludność Polski według definicji krajowej liczyła 38 036 118 osób, w tym 8 790 600 kobiet w wieku prokreacyjnym (15–49 lat), a według definicji ludności rezydującej Polskę zamieszkiwało 37 019 327 osób, w tym 8 425 384 kobiety w wieku prokreacyjnym. Różnica dla całej populacji wynosi ponad milion osób, co stanowi 2,7% ludności według definicji krajowej. Największe różnice liczebności w zakresie grup wieku pomiędzy obiema kategoriami ludności dotyczą grupy wieku 20–55 lat (wykr. 2). Są to osoby w wieku produkcyjnym, w większości mobilnym, w tym kobiety w wieku prokreacyjnym. W danych wyraźnie uwidacznia się pokłosie migracji poakcesyjnych w postaci dużo mniej licznych roczników dzieci w wieku do 18 lat. Liczba rezydujących dzieci i młodzieży w wieku do 18 lat okazała się niższa o ponad 230 tys. od wielkości obliczonej dla ludności według definicji krajowej. Z kolei liczba osób w wieku produkcyjnym jest niższa o ponad 800 tys., a liczba kobiet w wieku prokreacyjnym – o 365 216. Największa różnica pomiędzy omawianymi kategoriami ludności dotyczy kobiet w grupie wieku 35–39 lat i wynosi blisko 93 tys., co stanowi prawie 6%. Współczynnik płodności dla 2021 r. oszacowany na podstawie liczby ludności spełniającej definicję krajową wynosi 37,77 urodzenia na 1000 kobiet, a na podstawie liczby ludności rezydującej¹² – 39,41.

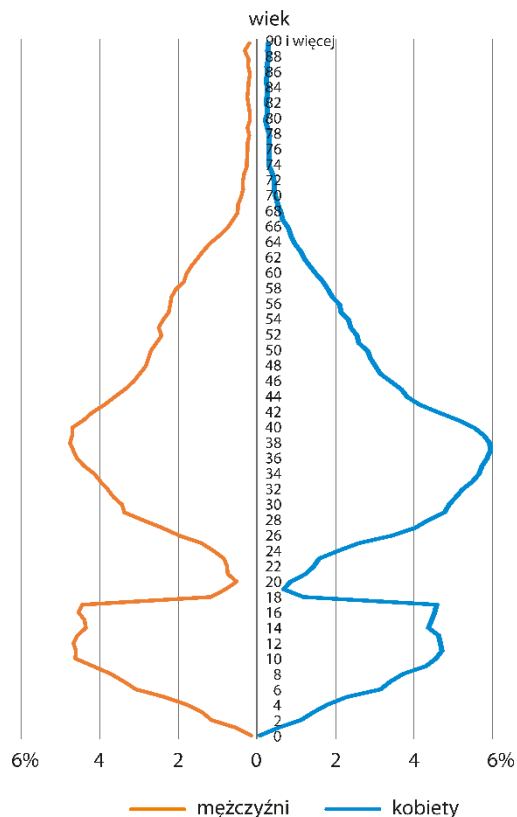
Zróznicowanie relacji liczby ludności określanej według definicji krajowej i liczby ludności rezydującej uwidacznia się szczególnie w ujęciu terytorialnym. We wszystkich województwach liczba kobiet w wieku prokreacyjnym mieszczących się w definicji ludności rezydującej jest niższa niż kobiet w populacji Polski określanej według definicji krajowej. W woj. podkarpackim w wymiarze względnym jest to 8,8%. Podobnie wysokie różnice dotyczą województw podlaskiego (8,0%) i opolskiego (7,8%). Najmniejsza różnica dotyczy woj. mazowieckiego (ok. 1%). Wyraźniejsze rozbieżności w rozpatrywanym zakresie uwidaczniają się na niższym poziomie podziału administracyjnego¹³.

¹¹ Zwyczajowo przyjmuje się stan na 30 czerwca danego roku albo wyznacza średnią ze stanów na 31 grudnia roku poprzedniego (1 stycznia roku badanego) i 31 grudnia roku badanego.

¹² Obydwa współczynniki uwzględniają stany skorygowane z wykorzystaniem danych z NSP 2021.

¹³ W gminie Trzcianne (woj. podlaskie) różnica między liczbą ludności rezydującej i liczbą ludności określanej według definicji krajowej wynosi 14,4%, a w Gorzowie Śląskim (woj. opolskie) – 14,0%. Odwrotna relacja między szacunkami opartymi na tych definicjach dotyczy jedynie 2,8% jednostek podziału administracyjnego. W mieście Wronki (woj. wielkopolskie) liczba ludności rezydującej jest o 6,8% wyższa niż liczba

Wykr. 2. Względna różnica między liczbą ludności według definicji krajowej i liczbą ludności rezydującej w podziale na wiek i płeć w 2021 r.



Źródło: obliczenia własne na podstawie: GUS (b.r.).

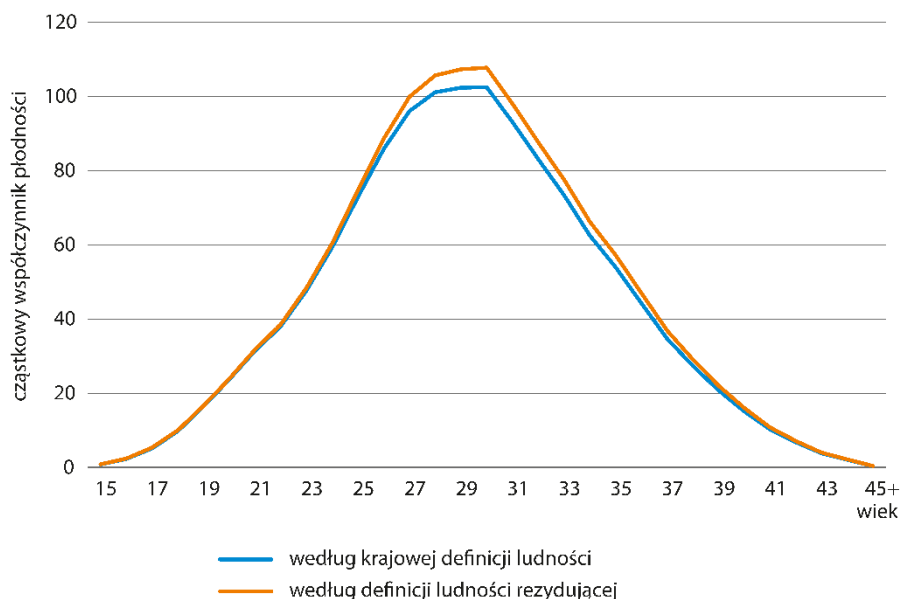
3.2. Pomiar płodności w analizie poprzecznej

Powyższe różnice w szacunku liczby kobiet zmieniają wartości cząstkowych współczynników płodności. Zmiany są szczególnie wyraźne w grupie kobiet w wieku o najwyższej intensywności płodności. Dla kobiet w wieku 37 i 38 lat cząstkowe współczynniki płodności są o ponad 6,3% wyższe w przypadku ludności rezydującej niż w przypadku ludności określanej według definicji krajowej (wykr. 3 i 4). Ta zmiana wielkości odniesienia nie wpływa istotnie na zmianę kalendarza płodności¹⁴.

ludności określane według definicji krajowej. Podobnie jest w mazowieckich gminach Raszyn i Lesznowola (odpowiednio 6,7% i 5,8%).

¹⁴ Kalendarze płodności to statystyczne charakterystyki rozkładu urodzeń według wieku kobiet, np. średni wiek kobiet w momencie rodzenia, wiek najczęstszy, miary dyspersji i asymetrii. Analiza uwzględniająca kolejność urodzeń pozwala także na wskazanie średniego wieku w momencie rodzenia pierwszego dziecka i kolejnych dzieci oraz odstępów intergenetycznych.

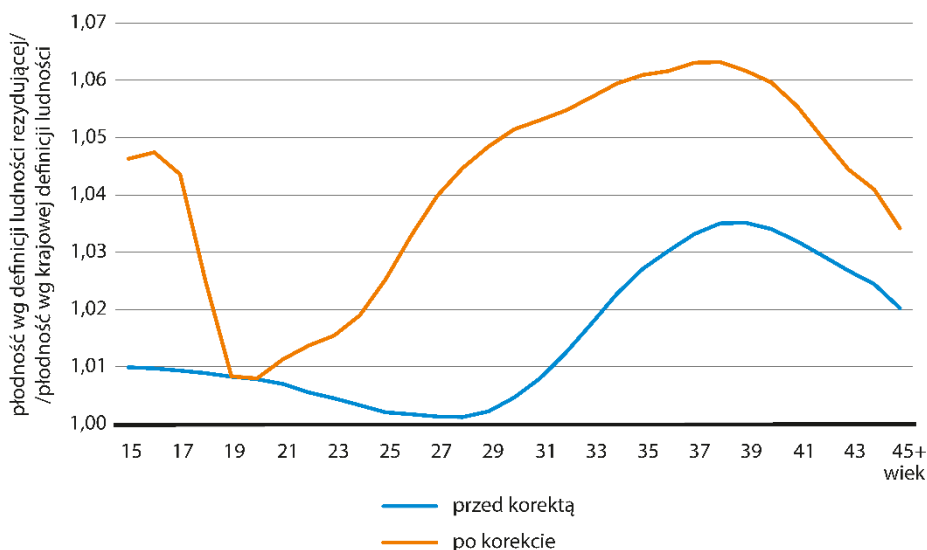
Wykr. 3. Krzywa płodności w 2021 r. dla ludności określonej według definicji krajowej i ludności rezydującej na podstawie danych po korekcie wynikającej z oszacowań NSP 2021



Źródło: opracowanie własne na podstawie GUS (2022b, 2022c) i danych z Bazy Demografia.

Suma częściowych współczynników płodności dla kolejnych roczników wieku prokreacyjnego stanowi TFR, który w 2021 r. dla kobiet rezydujących wynosił 1,386 w porównaniu z 1,328 dla kobiet ujętych w krajowej definicji ludności. Różnica wartości $TFR_R - TFR_K = 0,058$ w odniesieniu do przeciętnej liczby żywo urodzonych dzieci jest znaczna. Ten wynik dotyczy porównania współczynników obliczonych na podstawie danych po korekcie wynikającej z oszacowań NSP 2021. Szacunki ludności rezydującej sprzed tej korekty również wskazywały na zniżenie częściowych współczynników płodności i w efekcie – współczynnika dzietności (1,333 w stosunku do 1,319), jednak nie było ono tak wyraźne, jak po uwzględnieniu danych z NSP 2021 (wykr. 4).

Wykr. 4. Relacja między cząstkowymi współczynnikami płodności obliczonymi na podstawie liczby kobiet oszacowanej zgodnie z krajową definicją ludności i zgodnie z definicją ludności rezydującej w 2021 r. przed korektą wynikającą z oszacowań NSP 2021 i po korekcie



Źródło: opracowanie własne na podstawie GUS (2022b, 2022c) i danych z Bazy Demografia.

Relacje przedstawione na wyk. 4 unaoczniają, jak złożony i trudny jest szacunek liczby ludności, w tym ludności rezydującej. Gdyby w poszczególnych rocznikach liczba kobiet rezydujących i liczba kobiet w populacji określanej według krajowej definicji ludności były takie same, to cząstkowe współczynniki płodności byłyby identyczne, co odzwierciedlałaby linia równoległa do osi wieku. Warto w tym miejscu zauważyć, jak niewielka była różnica liczby kobiet w wieku 25–29 lat reprezentujących dwójako definiowaną ludność według danych przed korektą wynikającą z oszacowań NSP 2021 (niebieska linia na wyk. 4). Gdyby wyniki spisu były zgodne z wcześniejszymi bilansami, to na wykresie widniałaby tylko jedna krzywa przedstawiająca relację współczynników dla ludności rezydującej i ludności według definicji krajowej. Jest tak tylko w odniesieniu do kobiet w wieku 19 lat, co wyraźnie uwidoczniło się na wyk. 2 i co można określić mianem efektu akcesji (wzrost emigracji po 2004 r.). Poza tym jednym rocznikiem relacja szacunku liczby kobiet rezydujących w 2021 r. przed korektą wynikającą z oszacowań NSP 2021 i po korekcie jest różna co do poziomu oraz zróżnicowana według wieku. Szczególnie duże różnice dotyczą grupy wieku 30–34 lata (różnica w liczbie rezydentek wynosi ponad 62,5 tys. kobiet). W efekcie współczynnik płodności dla rezydentek tej grupy wieku wynosił 83 urodzenia żywe na 1000

kobiet przed korektą opartą na wynikach NSP 2021 w porównaniu z 87 po uwzględnieniu wyników NSP 2021.

3.3. Pomiar płodności w ujęciu terytorialnym

Wyraźne różnice szacunku liczby ludności obserwowane w skali całego kraju oraz przestrzenne zróżnicowanie rozmieszczenia ludności, jej struktur i natężenia procesów demograficznych sugerują potrzebę zwrócenia uwagi na rozbieżności szacunku płodności w ujęciu terytorialnym. W rocznikach demograficznych GUS zamieszczane są szacunki w odniesieniu do ludności według definicji krajowej. W tabl. 1 przedstawiono wartości współczynnika płodności dla ludności rezydującej. Z uwagi na dostępność danych i dla celów porównawczych wartości współczynnika oszacowano dla 5-letnich grup wieku.

Różnice szacunku liczby kobiet w wieku prokreacyjnym rozpatrywanych w populacji według krajowej definicji ludności i w zbiorowości ludności rezydującej w przekroju województw wynoszą w wymiarze względnym 1–9%. Przekłada się to bezpośrednio na oszacowania wartości współczynnika płodności kobiet w wieku prokreacyjnym. Dla wszystkich województw wyniki dotyczące kobiet rezydujących są wyższe niż dla kobiet ujmowanych w ramach ludności według definicji krajowej. Różnice między wartościami współczynnika w odniesieniu do tych definicji wynoszą od 0,8% dla woj. mazowieckiego do 9,6% dla woj. podkarpackiego. Stosunkowo niewielkie różnice dotyczą dwóch najmłodszych grup wieku: 15–19 lat i 20–24 lata. W przypadku województw łódzkiego i mazowieckiego wartości współczynnika płodności dla rezydentek i kobiet w ujęciu krajowej definicji ludności są zbliżone, a dla województw podlaskiego, warmińsko-mazurskiego czy zachodniopomorskiego – o blisko 6% wyższe w przypadku ludności rezydującej. W kolejnych grupach wieku rozbieżności są zdecydowanie wyraźniejsze. W grupach wieku o największej płodności, od 25 do 44 lat, w województwach podkarpackim, opolskim, podlaskim i warmińsko-mazurskim współczynniki płodności dla rezydentek są o 10–13% wyższe niż te określone dla kobiet w ujęciu krajowej definicji ludności.

Bardzo zróżnicowane są relacje między szacunkiem ludności według definicji krajowej i ludności rezydującej w przekroju województw dla najstarszej grupy wieku prokreacyjnego – 44–49 lat. Dodatkowo niewielka liczba urodzeń przez kobiety w tym wieku powoduje, że względna różnica pomiędzy wartościami współczynnika płodności dla rezydentek i dla kobiet w ujęciu krajowej definicji ludności waha się od –13% (woj. lubuskie) do 18% (woj. wielkopolskie).

Tabl. 1. Płodność kobiet i współczynnik dzietności teoretycznej w 2021 r. według województw na podstawie szacunku ludności według definicji krajowej i ludności rezydującej

Województwa		Ogółem	Urodzenia żywe na 1000 kobiet w wieku						TFR	
			15–19 lat	20–24	25–29	30–34	35–39	40–44		45–49 lat
<i>K</i> – ludność według definicji krajowej										
<i>R</i> – ludność rezydująca										
Ogółem	<i>K</i>	37,8	6,9	40,6	92,4	82,5	36,1	7,7	0,4	1,330
	<i>R</i>	39,4	7,1	41,1	95,9	87,0	38,3	8,1	0,4	1,390
Dolnośląskie	<i>K</i>	36,0	8,2	38,8	80,3	80,4	35,6	6,7	0,4	1,249
	<i>R</i>	37,5	8,5	39,5	82,8	84,2	37,8	7,1	0,4	1,301
Kujawsko-pomorskie	<i>K</i>	36,1	9,2	48,6	92,2	74,6	30,9	7,0	0,4	1,314
	<i>R</i>	37,9	9,6	49,7	96,9	79,6	33,1	7,4	0,4	1,383
Lubelskie	<i>K</i>	36,5	6,2	35,9	91,0	82,2	36,4	8,1	0,4	1,300
	<i>R</i>	38,7	6,4	36,5	96,5	89,2	39,6	8,7	0,4	1,386
Lubuskie	<i>K</i>	35,0	9,4	51,3	90,0	71,3	31,9	6,4	0,2	1,304
	<i>R</i>	36,6	9,8	51,7	93,3	76,0	34,1	6,7	0,2	1,359
Łódzkie	<i>K</i>	36,8	6,6	38,9	94,5	84,1	35,3	7,0	0,4	1,333
	<i>R</i>	37,7	6,7	38,6	96,1	87,1	36,7	7,2	0,4	1,365
Małopolskie	<i>K</i>	40,5	4,4	34,3	93,8	88,7	40,7	9,0	0,4	1,349
	<i>R</i>	42,6	4,5	35,1	98,1	94,1	43,5	9,6	0,5	1,427
Mazowieckie	<i>K</i>	40,8	5,7	34,8	90,5	93,8	43,7	9,8	0,6	1,390
	<i>R</i>	41,1	5,7	34,3	90,5	94,9	44,6	10,0	0,6	1,403
Opolskie	<i>K</i>	33,8	7,6	40,6	90,4	71,3	29,0	5,7	0,6	1,226
	<i>R</i>	36,7	7,9	41,5	97,2	79,3	32,6	6,3	0,6	1,327
Podkarpackie	<i>K</i>	37,1	5,0	34,4	94,6	81,5	36,3	7,2	0,3	1,294
	<i>R</i>	40,6	5,2	35,9	104,8	91,9	40,9	8,0	0,4	1,436
Podlaskie	<i>K</i>	39,2	5,2	36,8	101,2	86,8	35,3	8,0	0,5	1,364
	<i>R</i>	42,6	5,5	38,0	109,0	96,3	39,4	8,8	0,5	1,488
Pomorskie	<i>K</i>	41,5	9,1	50,9	96,3	84,9	37,2	8,6	0,4	1,432
	<i>R</i>	43,2	9,5	52,4	100,1	88,7	39,3	9,0	0,5	1,497
Śląskie	<i>K</i>	35,4	7,1	39,3	93,5	76,7	33,2	7,0	0,4	1,284
	<i>R</i>	36,7	7,3	39,8	97,0	80,6	35,1	7,3	0,5	1,337
Świętokrzyskie	<i>K</i>	33,6	4,9	38,3	90,8	75,0	30,7	5,8	0,2	1,228
	<i>R</i>	35,7	5,1	39,0	96,7	81,6	33,6	6,2	0,2	1,312
Warmińsko-mazurskie	<i>K</i>	33,7	10,0	48,1	85,1	69,4	28,6	6,3	0,2	1,240
	<i>R</i>	36,2	10,6	49,6	92,1	76,4	31,5	6,7	0,2	1,335
Wielkopolskie	<i>K</i>	40,5	6,9	47,6	102,5	84,8	35,9	7,8	0,3	1,425
	<i>R</i>	41,5	7,0	47,9	104,5	87,5	37,2	8,0	0,4	1,462
Zachodniopomorskie	<i>K</i>	34,2	9,5	48,5	84,8	71,5	30,6	6,6	0,4	1,260
	<i>R</i>	36,0	10,0	49,2	88,5	76,0	32,8	7,0	0,4	1,320

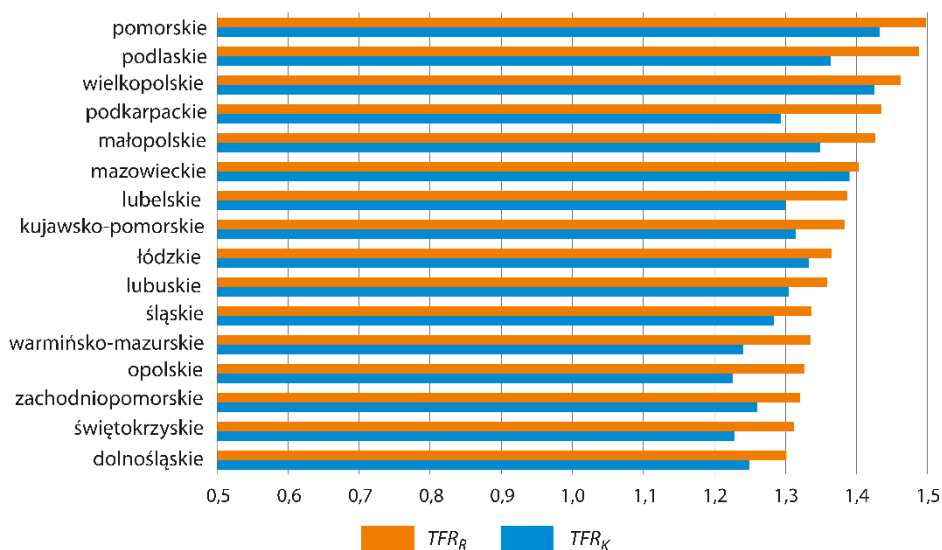
Źródło: opracowanie własne na podstawie GUS (2022b, 2022c) i danych z Bazy Demografia.

Synteza powyższych rozbieżności uwidacznia się w wartościach TFR dla kobiet rozpatrywanych w dwóch odmiennie zdefiniowanych populacjach kraju (tabl. 1). W woj. podkarpackim szacunek TFR_R jest o 11,0% wyższy niż TFR_K . Podobna relacja dotyczy województw podlaskiego (9,1%), opolskiego (8,2%) czy warmińsko-mazurskiego (7,7%). Wyniki te potwierdzają relację zaobserwowaną w przypadku miar płodności dla ludności według definicji krajowej i dla ludności rezydującej już na podstawie danych z NSP 2011. Dla województw opolskiego, podkarpackiego i podlaskiego wartości współczynnika płodności były zaniżone o 10–17% (Gołata, 2013).

Dane NSP 2021 wskazują, że w woj. mazowieckim TFR_R jest wyższy od TFR_K o niespełna 1%, a w woj. łódzkim – o 2,4%. Stosunkowo niewielka różnica wartości tych współczynników w woj. mazowieckim jest rezultatem dużego zróżnicowania terytorialnego tego obszaru. Wobec tego warto byłoby podjąć badania w przekroju mniejszych jednostek podziału administracyjnego. Jest to często utrudnione nie tylko z powodu braku danych, lecz także małej liczby zdarzeń demograficznych, co może potęgować oddziaływanie czynników losowych. Trzeba podkreślić, że w samym m.st. Warszawie liczba mieszkańców odpowiadających definicji ludności rezydującej jest o 4398 osób wyższa niż liczba mieszkańców według definicji krajowej (GUS, b.r.). Uwzględniając różne relacje według wieku, zauważono, że w 2021 r. średnia liczba rezydentek w wieku prokreacyjnym była o 807 osób wyższa niż kobiet w ujęciu krajowej definicji ludności (dane z BDL i Bazy Demografia). Częstkowe współczynniki płodności kobiet ujmowanych według krajowej definicji ludności okazały się nieco wyższe niż w przypadku rezydentek, poza grupą wieku 35–44 lata. W rezultacie wartość $TFR_R = 1,222$ była wyższa od $TFR_K = 1,213$ o 0,7%. Można przypuszczać, że sytuacja podobna do obserwowanej w Warszawie dotyczy także innych gmin woj. mazowieckiego, ponieważ wśród dziesięciu gmin, w których liczba ludności rezydującej była większa niż liczba ludności według definicji krajowej, trzy znajdują się w woj. mazowieckim. Są to gminy Raszyn, Lesznowola i Tarczyn.

Ważna refleksja pojawia się w odniesieniu do klasyfikacji województw według poziomu płodności. Przestrzenne zróżnicowanie migracji powoduje zniekształcenie wyników analizy terytorialnego zróżnicowania dzietności dla ludności według definicji krajowej (wykr. 5).

Wykr. 5. Współczynnik dzietności teoretycznej dla ludności rezydującej i dla ludności według definicji krajowej w przekroju województw w 2021 r.



Źródło: opracowanie własne na podstawie GUS (2022b, 2022c) i danych z Bazy Demografia.

Jeżeli szacunki wielkości licznika i mianownika współczynników płodności są zgodne, to można zauważyć, że najwyższe wartości TFR_R (tabl. 1) dotyczą województw: pomorskiego (1,5), podlaskiego (1,49), wielkopolskiego (1,46), podkarpackiego (1,44) i małopolskiego (1,43). W przypadku ludności według definicji krajowej uporządkowanie województw ze względu na TFR_K jest następujące: pomorskie (1,43), wielkopolskie (1,43), podlaskie (1,39), mazowieckie (1,36) i małopolskie (1,35). Jest to efekt odniesienia liczby urodzeń do liczby kobiet uwzględniającej te osoby, które w rzeczywistości nie mieszkają na danym obszarze. Wykorzystanie TFR_K jako miary dzietności prowadzi do konfuzji, ponieważ przykładowo z porównania TFR_K dla województw wielkopolskiego i podlaskiego można by wnioskować, że dzietność kobiet w tym pierwszym (1,425) jest wyższa niż w tym drugim (1,364). Tymczasem TFR_R dla woj. podlaskiego (1,488) jest wyższy niż dla woj. wielkopolskiego (1,462), więc nieprawdziwe jest twierdzenie o wyższej dzietności kobiet w Wielkopolsce. Podobna relacja dotyczy także innych województw, np. dzietność według TFR_K jest wyższa w woj. mazowieckim (1,390) niż w woj. podkarpackim (1,294), podczas gdy TFR_R wskazuje na odmienne uporządkowanie i znaczną różnicę wartości (odpowiednio 1,403 i 1,463).

3.4. Pomiar płodności w analizie wzdłużnej

Przedstawiając problemy pomiaru płodności, nie sposób pominąć analizy kohortowej. We wprowadzeniu wskazano na odmienne wartości współczynnika dzietności teoretycznej szacowane przez GUS i przedstawiane przez Eurostat (wykr. 1). W HFD, w której uwzględniane są długie szeregi czasowe w ujęciu przekrojowym i wzdłużnym, widnieje ostrzeżenie o zaniżeniu dzietności dla kohort urodzonych po 1965 r. wynoszącym nawet 10%. Powoduje to konsternację wśród odbiorców danych w środowisku międzynarodowym, ale także refleksję dotyczącą szacowania liczby ludności. Wyjściowy stan ludności w sposób oczywisty decyduje o rezultatach projekcji, a wyniki analiz kohortowych powinny stanowić podstawę założeń dotyczących płodności. Z tych względów dyskusji poddano także kohortowe współczynniki płodności według wieku i wzdłużne współczynniki dzietności dla generacji urodzonych przed 2000 r. Jest to syntetyczne uzupełnienie analizy dla Polski dostępnej w HFD, ale – zgodnie z celem artykułu – tam, gdzie to możliwe, wskazano konsekwencje stosowanej metody szacunku liczby ludności.

Wzdłużne ujęcie płodności kobiet stosunkowo rzadko bywa przedmiotem analiz, ponieważ wymaga obserwacji trwającej co najmniej 35 lat. Jednak analiza zmian zachowań prokreacyjnych znajduje uzasadnienie właśnie dla rzeczywistych generacji kobiet. Ujęcie przekrojowe dotyczące kohort hipotetycznych obserwowanych w jednym roku kalendarzowym jest rozwiązaniem teoretycznym. Jest ono uwarunkowane spełnieniem założeń dotyczących natężenia płodności w poszczególnych rocznikach wieku, takich jak w roku obserwacji dla kobiet różnych generacji urodzonych w okresie 35 lat. W celu rozszerzenia dotychczasowego ujęcia przekrojowego poniżej przedstawione zostaną syntetyczne wyniki analizy dla rzeczywistych generacji kobiet. Jest to kontynuacja (po 2015 r.) szacunków i analiz omówionych w artykule Tymickiego i in. (2018).

W tabl. 2 i na wykr. 6 przedstawiono szacunki wzdłużnych cząstkowych współczynników płodności dla generacji rzeczywistych 1945–2005. Tablicę 2 uzupełniono o wartości kohortowych współczynników dzietności, które przedstawiono także na wykr. 7. Dla generacji 1945–1970 współczynniki dzietności dotyczą płodności zakończonej¹⁵. Podobnie można traktować wartości tych współczynników dla generacji 1975–1980, choć w wyniku urodzeń przez kobiety w wieku 43 lat i więcej mogą one wzrosnąć. Nie ma podstaw, by przypuszczać, aby była to istotna zmiana, ponieważ w generacji 1970 r. wskutek urodzeń po ukończeniu 42 lat wzdłużny współczynnik dzietności wzrósł o 0,006. Z kolei wzdłużne współczynniki dzietności dla generacji 1985 r. i młodszych dotyczą płodności niezakończonej. Zaznaczono je kolorami: brązowym, pomarań-

¹⁵ Współczynniki dzietności obliczone dla wskazanych generacji kobiet uwzględniają cały – zakończony już – okres zdolności prokreacyjnej.

czowym, czerwonym i fioletowym i wprowadzono jedynie w celu analizy porównawczej. Wszystkie powyższe miary płodności obliczono dla ludności według definicji krajowej. Uwzględnienie ludności rezydującej jest możliwe dopiero od 2009 r. Przy ograniczonej migracji w latach wcześniejszych różnice są stosunkowo niewielkie.

Tabl. 2. Wzdłużne cząstkowe współczynniki płodności dla generacji rzeczywistych

Wiek	Urodzenia żywe na 1000 kobiet generacji												
	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
15 lat	0,0	1,3	1,1	1,3	1,4	1,5	1,8	1,3	1,0	0,9	1,4	1,5	0,9
16	7,3	4,9	4,1	5,4	5,5	6,4	6,7	4,7	3,9	3,5	4,7	4,1	2,3
17	24,1	16,4	14,4	17,8	19,5	19,9	18,5	11,6	9,8	11,0	11,5	8,1	4,3
18	59,5	43,5	41,1	43,8	48,8	46,1	37,9	26,9	20,2	23,1	19,7	14,7	.
19	118,3	90,3	86,4	90,3	96,4	90,0	64,0	44,0	31,4	35,3	27,2	21,9	.
20	163,8	140,6	133,8	136,5	140,8	131,7	81,3	55,5	40,8	43,4	35,1	27,1	.
21	190,7	174,0	168,7	176,4	170,8	156,0	96,4	60,8	50,1	46,7	42,7	31,2	.
22	201,9	182,8	183,6	203,3	185,5	156,3	101,8	66,6	58,4	49,2	49,8	35,5	.
23	196,9	192,1	191,0	206,2	184,5	147,1	101,1	72,1	63,4	57,3	57,7	.	.
24	185,5	177,9	185,2	193,4	171,6	138,4	100,9	78,7	71,7	62,8	67,6	.	.
25	164,5	165,7	168,2	173,4	155,9	122,0	99,2	83,9	78,0	73,1	79,0	.	.
26	147,6	149,2	151,1	148,1	135,7	112,1	93,9	91,3	84,6	85,8	87,9	.	.
27	128,6	128,9	141,8	131,7	117,2	101,4	90,2	97,7	91,0	102,2	94,6	.	.
28	121,1	116,1	125,7	110,6	100,6	86,0	88,7	99,5	92,5	107,1	.	.	.
29	106,3	102,7	106,4	93,6	87,2	75,6	83,9	98,1	93,5	106,5	.	.	.
30	91,9	88,3	90,0	79,3	71,1	67,4	79,2	90,7	92,9	102,5	.	.	.
31	79,7	76,1	72,9	68,4	62,6	57,8	74,7	78,7	87,7	93,0	.	.	.
32	66,4	69,9	62,6	57,2	54,3	50,2	70,5	69,7	89,2	80,0	.	.	.
33	56,6	60,9	50,7	49,6	44,1	44,2	61,9	61,4	77,7
34	49,6	51,1	41,7	42,0	37,5	38,8	54,9	54,4	67,5
35	40,5	41,2	35,7	33,4	30,5	33,5	45,9	46,7	56,4
36	35,7	32,0	28,9	27,5	25,4	29,3	36,1	37,2	44,7
37	29,9	26,2	23,8	22,2	20,4	26,4	28,9	35,7	33,9
38	23,7	19,5	20,5	16,8	16,8	20,7	22,6	28,0
39	19,8	15,0	15,6	13,0	13,2	16,4	17,5	21,8
40	13,3	11,3	10,4	9,1	9,6	12,0	12,8	15,6
41	8,9	8,1	7,2	6,5	6,8	8,1	8,0	10,2
42	5,8	5,3	4,8	3,9	5,1	5,2	5,9	6,2
43	3,5	3,6	2,5	2,4	2,8	3,1	3,7
44	1,8	1,8	1,4	1,4	1,6	1,6	2,0
45	0,9	0,7	0,7	0,7	0,8	0,8	1,0
46	0,4	0,3	0,3	0,3	0,4	0,3	0,5
47	0,2	0,1	0,1	0,2	0,1	0,2	0,3
48	0,1	0,0	0,1	0,1	0,1	0,0
49 lat	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1
<i>CTFR(G)</i>	2,345	2,198	2,173	2,166	2,025	1,807	1,593	1,449	1,340	1,083	0,579	0,144	0,007

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z badań Tymickiego i in. (2018) oraz danych z Bazy Demografia.

Tablica 3 zawiera wartości wzdłużnych cząstkowych współczynników płodności dla generacji rzeczywistych 1965–2005 z uwzględnieniem szacunku dla ludności rezydującej od 2009 r., co było możliwe tylko dla niektórych lat wieku (zaznaczonych szarym

kolorem). Z uwagi na zbyt krótki okres obserwacji nie jest możliwe obliczenie $CTFR_R(G)$, czyli współczynnika dzietności bazującego na szacunku liczby kobiet rezydujących, w odniesieniu do żadnej z analizowanych kohort. Konsekwencje wynikające z przyjętej definicji ludności uwiadcniają się najwyraźniej w generacjach 1980 i 1985 r. W poniższej analizie, w miarę możliwości, starano się wprowadzić porównania uwzględniające sposób szacunku liczby ludności. Syntetycznie zostały one ujęte w tabl. 4.

Tabl. 3. Wzdłużne cząstkowe współczynniki płodności dla generacji rzeczywistych z uwzględnieniem szacunku ludności rezydującej od 2009 r.

Wiek	Urodzenia żywe na 1000 kobiet generacji								
	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
15 lat	1,4	1,5	1,8	1,3	1,0	0,9	1,6	1,5	1,0
16	5,5	6,4	6,7	4,7	3,9	3,5	4,5	4,1	2,4
17	19,5	19,9	18,5	11,6	9,8	11,0	11,6	8,2	4,5
18	48,8	46,1	37,9	26,9	20,2	23,1	20,1	14,8	.
19	96,4	90,0	64,0	44,0	31,4	35,3	28,6	22,1	.
20	140,8	131,7	81,3	55,5	40,8	42,0	35,3	27,5	.
21	170,8	156,0	96,4	60,8	50,1	43,8	42,9	31,7	.
22	185,5	156,3	101,8	66,6	58,4	49,6	50,0	35,8	.
23	184,5	147,1	101,1	72,1	63,4	55,3	57,9	.	.
24	171,6	138,4	100,9	78,7	71,7	62,8	67,8	.	.
25	155,9	122,0	99,2	83,9	86,6	73,2	80,5	.	.
26	135,7	112,1	93,9	91,3	91,0	86,4	89,6	.	.
27	117,2	101,4	90,2	97,7	97,4	103,0	97,3	.	.
28	100,6	86,0	88,7	99,5	95,9	107,9	.	.	.
29	87,2	75,6	83,9	98,1	98,9	107,2	.	.	.
30	71,1	67,4	79,2	95,2	95,8	105,7	.	.	.
31	62,6	57,8	74,7	82,9	90,4	95,9	.	.	.
32	54,3	50,2	70,5	73,6	91,9	84,1	.	.	.
33	44,1	44,2	61,9	62,0	80,0
34	37,5	38,8	54,9	56,5	69,4
35	30,5	33,5	45,9	48,4	59,0
36	25,4	29,3	36,0	38,5	46,8
37	20,4	26,4	28,8	37,0	35,9
38	16,8	20,7	21,7	28,9
39	13,2	16,4	17,6	22,5
40	9,6	12,2	13,1	16,3
41	6,8	8,2	8,2	10,7
42	5,1	5,1	6,1	6,6
43	2,8	3,1	3,8
44	1,6	1,6	2,0
45	0,8	0,8	1,0
46	0,4	0,3	0,5
47	0,1	0,2	0,3
48	0,1	0,0
49 lat	0,1	0,1

Uwaga. Wartości współczynników, do obliczenia których wykorzystano szacunki ludności rezydującej, umieszczono na szarym tle.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z badań Tymickiego i in. (2018) oraz danych z Bazy Demografia.

Tabl. 4. Wzdłużne współczynniki dzietności dla generacji rzeczywistych według krajowej definicji ludności i z uwzględnieniem szacunku ludności rezydującej od 2009 r.

Wyszczególnienie	Generacje rzeczywiste kobiet urodzonych w roku (G)								
	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
$CTFR_K(G)$	2,025	1,807	1,593	1,449	1,340	1,083	0,579	0,144	0,007
$CTFR_R(G)$	2,025	1,807	1,593	1,472	1,390	1,091	0,588	0,146	0,008

Uwaga. Wytłuszczoną czcionką zaznaczono wartości $CTFR$, dla których różnice są największe.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z badań Tymickiego i in. (2018) oraz danych z Bazy Demografia.

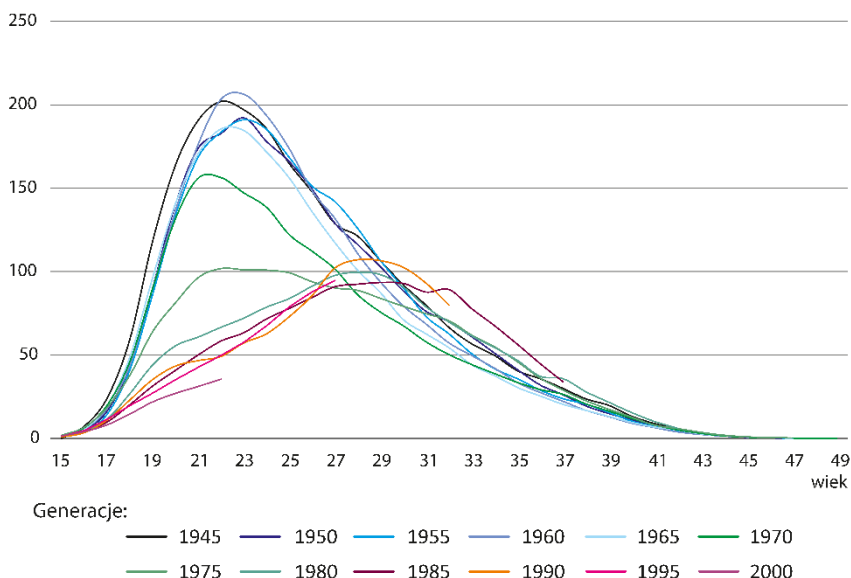
Krzywe płodności dla kobiet generacji 1945–1965 są silnie prawostronnie asymetryczne (wykr. 6). Wyraźne maksimum natężenia urodzeń dotyczy wieku 22–23 lata, a kohortowe współczynniki płodności przyjmują wartości powyżej 2, jednak obniżają się dla każdej kolejnej generacji (Tymicki i in., 2018). Dla kobiet urodzonych między 1945 r. a 1965 r. spadek dzietności wynosi $CTFR(1945) - CTFR(1965) = 2,345 - 2,025 = 0,32$.

Zmiany dotyczące kolejnych generacji są jeszcze bardziej znaczące. Wśród urodzonych w 1970 r. następuje wyraźny spadek płodności, chociaż kalendarz nie ulega zmianie. W tej generacji dla wieku 23 lata zanotowano spadek płodności o 37,4 urodzenia na 1000 kobiet w porównaniu z generacją 1965 r. Podobny, ok. 20-procentowy, spadek płodności dotyczy kolejnych rocznych grup wieku kobiet urodzonych w 1970 r. W rezultacie dzietność całkowita generacji 1970 r. jest o 0,22 niższa niż kobiet urodzonych w 1965 r.

Dla generacji 1975 r. zaobserwowano dalsze znaczne obniżenie płodności i pierwsze symptomy zmiany kalendarza. Polegały one na zniwelowaniu wyraźnego maksimum rozkładu wieku rodzenia dzieci i większym jego zróżnicowaniu. W grupie wieku 21–28 lat intensywność urodzeń była podobna i wynosiła od 89 do 102 urodzeń na 1000 kobiet.

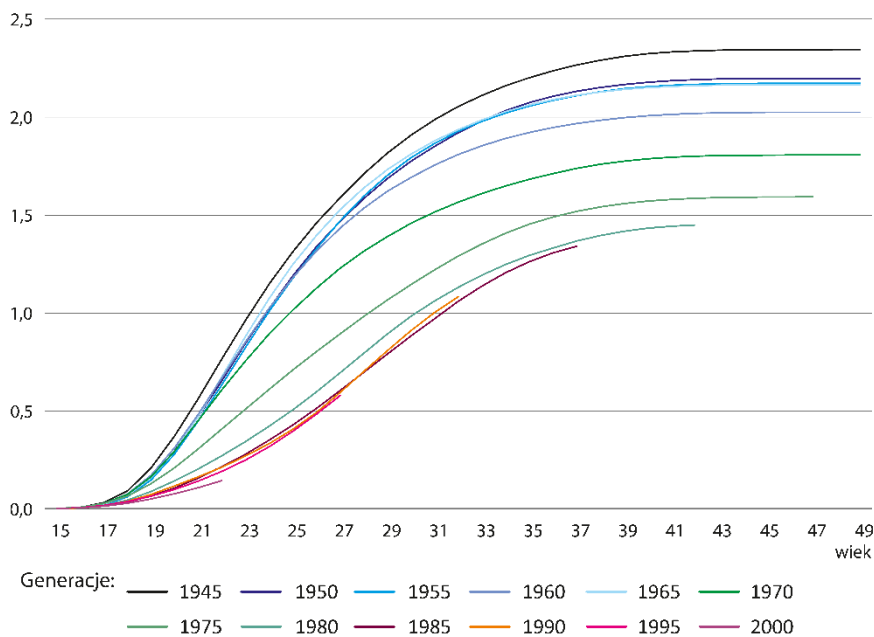
Generacja 1980 r. doświadczyła kolejnej znacznej zmiany natężenia i kalendarza płodności. Polegała ona przede wszystkim na wyraźnym obniżeniu płodności w grupie wieku 25–29 lat, a w efekcie – dalszym obniżeniu kohortowego współczynnika dzietności ($CTFR(1975) - CTFR(1980) = 1,593 - 1,449 = 0,144$). Od tej generacji krzywa płodności jest niemal symetryczna, a maksimum częstości urodzeń na 1000 kobiet przypada na wiek ok. 29–30 lat.

Wykr. 6. Kohortowe cząstkowe współczynniki płodności według wieku dla generacji rzeczywistych



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z badań Tymickiego i in. (2018) oraz danych z BazyDemografia.

W odniesieniu do generacji kobiet 1980 r. uwidacznia się też efekt sposobu szacowania liczby ludności. Uwzględnienie kobiet rezydujących w mianownikach kohortowych cząstkowych współczynników płodności dotyczy roczników wieku o intensywnej płodności. Dla wieku 30–32 lata oznacza to zwiększenie wartości współczynników o ponad 4 urodzenia na 1000 kobiet (powyżej 5%). W rezultacie współczynnik dzietności z uwzględnieniem szacunku liczby kobiet rezydujących wynosi 1,472 i jest o 0,023 wyższy niż w przypadku ludności według definicji krajowej. Nadal jednak – chociaż nieco mniej – natężenie płodności jest zaniżone w stosunku do kobiet urodzonych 5 lat wcześniej.

Wykr. 7. Kohortowe współczynniki dzietności dla generacji rzeczywistych

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych z badań Tymickiego i in. (2018) oraz danych z Bazy Demografia.

Generacja 1985 r. i młodsze nie zakończyły jeszcze okresu prokreacyjnego, więc poniższe uwagi mają charakter porównawczy w stosunku do starszych generacji. W przypadku generacji 1985 r. zaobserwowano nieznaczne obniżenie płodności dla wieku do 30 lat, ale nieco wyższą płodność dla wieku do 38 lat – w porównaniu z generacją 1980 r. Do 2022 r. dzietność tej generacji kobiet wynosi 1,344 (dla kobiet rezydujących – 1,39). W generacji 1990 r. zaobserwowano wyższą płodność w wieku 27–32 lata w porównaniu z generacją 1985 r., ale po osiągnięciu maksimum w wieku 29 lat nastąpił gwałtowny spadek wartości współczynnika płodności. Dzietność w wieku do 30 lat dla generacji 1990 r. jest nieco niższa niż w starszych generacjach. Wartości współczynników dzietności z uwzględnieniem rezydentek są o blisko 0,01 wyższe.

Również kobiety urodzone w 1995 r. jeszcze nie zakończyły okresu prokreacyjnego. Dzietność w tej generacji do wieku 27 lat jest na poziomie 0,579, tj. o 0,015 niższym niż dla generacji 1990 r. i o 0,116 niż dla generacji 1980 r. Kobiety urodzone w 1995 r. właśnie rozpoczynają okres największego natężenia płodności, ale przytoczone dane nie dają podstaw, by przewidywać płodność wyższą niż obserwowana w młodszych generacjach. Podobnie trudno ocenić płodność wśród kobiet urodzonych w 2000 r.,

które w momencie analizy miały 22 lata. Jednak cząstkowe współczynniki płodności dla wieku 20–22 lata w tej generacji są o 23–29% niższe niż dla kobiet o 5 lat starszych. Dla wieku 22 lata cząstkowy współczynnik płodności wynosi 35,5 urodzenia na 1000 kobiet w porównaniu z 49,8 dla generacji 1995 r. Uwzględnienie ludności rezydującej w mianowniku kohortowych cząstkowych współczynników płodności nieznacznie łagodzi to obniżenie płodności.

Wpływ przyjętej definicji ludności na uzyskane rezultaty najwyraźniej uwidocznił się w przypadku kohorty 1985 r. (tabl. 4). Wynika to z tego, że w kohortowych cząstkowych współczynnikach płodności ludność rezydującą uwzględniono dla wieku o dużej intensywności urodzeń, tj. 25–37 lat. Tylko dla kobiet generacji 1985 r. będących w wieku 25 lat kohortowy cząstkowy współczynnik płodności rezydentek jest o 11% wyższy niż w ujęciu ludności według definicji krajowej.

7. Podsumowanie

W artykule przedstawiono wyniki analizy płodności kobiet w Polsce z uwzględnieniem szacunku liczby ludności według definicji krajowej i liczby ludności rezydującej. Analizowano szacunki płodności kobiet według wieku i w ujęciu terytorialnym, w przekroju województw. Płodność kobiet poddano analizie przekrojowej i wzdłużnej.

Zwrócono uwagę na potrzebę przestrzegania zasady konstrukcji współczynników, czyli odnoszenia zdarzeń demograficznych do średniej liczby ludności mogącej doświadczyć tych zdarzeń. Zgodnie z tym podejściem uznano, że ludność rezydująca stanowi lepszą podstawę nie tylko porównań międzynarodowych, lecz także badania procesów demograficznych i społecznych w Polsce, w szczególności w ujęciu regionalnym i lokalnym.

W ramach badania przeliczono wszystkie miary płodności w odniesieniu do ludności rezydującej. Wykazano, że współczynnik dzietności kobiet w Polsce w 2021 r. obliczany dla ludności według definicji krajowej był o 4,3% niższy niż dla ludności rezydującej. Największe zaniżenie szacunku dotyczy kobiet w wieku o największej intensywności urodzeń i wiąże się z uwarunkowaniami historycznymi dotyczącymi migracji. Płodność kobiet w wieku 35–39 lat oszacowana dla ludności według definicji krajowej jest zaniżona o 6,3%. Analiza zróżnicowania terytorialnego w przekroju województw wykazała największe zaniżenie współczynnika płodności kobiet zamieszkujących woj. podkarpackie (11,0%).

Omówione wyniki analizy wzdłużnej wskazują na znaczny spadek płodności wśród kobiet młodszych generacji. Uwzględnienie ludności rezydującej nieznacznie zmniejsza szacunek spadku płodności w kolejnych generacjach kobiet, ale go nie niweluje. Dostępne od 2009 r. szacunki ludności rezydującej dotyczą zbyt krótkiego okresu, by

móc przedstawić różnice w pomiarze dzietności dla którejkolwiek z badanych generacji rzeczywistych.

Analiza wzdłużna została przeprowadzona dla ludności według definicji krajowej. W 2004 r., w momencie wejścia Polski do UE, kobiety urodzone w 1980 r. miały 24 lata. Wówczas też zwiększyła się intensywność emigracji. Dlatego dla generacji 1980 i 1985 r., pomimo niezakończonego okresu prokreacji, różnice dotyczące wartości kohortowych cząstkowych współczynników płodności są najwyraźniejsze. Od 2016 r. Polska stała się także ważnym krajem docelowym migracji. Uwzględnienie nie tylko emigracji, lecz także imigracji stanowi poważne wyzwanie dla szacunku liczby ludności rezydującej.

Ustalenie właściwego stanu ludności, który powinien stanowić podstawę odwołań w analizie procesów demograficznych, jest dyskusyjne. Przede wszystkim pojawia się pytanie o osoby, które wyjechały za granicę, ale jeszcze się nie wymeldowały, nie podjęły decyzji o powrocie i nie wiadomo, czy podejmą ją w przyszłości. Zadaniem statystyki publicznej jest zaś dokonanie pomiaru jak najbliższego stanu rzeczywistego w danym momencie.

Bibliografia

- Abramowska-Kmon, A., Batorski, D., Cześniak, M., Marczewski, P., Rakocy, K., Salamońska, J., Turlejski, M., Wojdat, M. (2023). *Czy wiemy, ile nas jest? O potrzebie reformy sposobu pomiaru liczebności i struktury populacji*. Fundacja im. Stefana Batorego, Unia Metropolii Polskich im. Pawła Adamowicza. https://www.batory.org.pl/wp-content/uploads/2023/06/Czy_wiemy_ile_nas_jest_raport.pdf.
- Bijak, J., Kicinger, A., Kupiszewski, M. (2007). *Studium metodologiczne oszacowania rzeczywistej liczby ludności Warszawy* (CEFMR Working Paper No. 2/2007). http://www.cefmr.pan.pl/docs/cefmr_wp_2007-02.pdf.
- Eurostat. (b.r.). *Fertility indicators*. https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/DEMO_FIND__custom_7013627/default/table?lang=en.
- Fihel, A. (2015). Wpływ czasowych migracji zagranicznych na perspektywy demograficzne Polski. *Wiadomości Statystyczne*, 60(7), 74–89. <https://doi.org/10.5604/01.3001.0015.5550>.
- Gołata, E. (2012). Spis ludności i prawda. *Studia Demograficzne*, (1), 23–55. <https://econjournals.sgh.waw.pl/SD/article/view/2556/2215>.
- Gołata, E. (2013). Ludność rezydująca a faktyczna. W: P. Ulman (red.), *Zjawiska społeczne w badaniach statystycznych. Księga jubileuszowa dedykowana Profesor Barbarze Podolec* (s. 69–84). Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.
- Gołata, E. (2014). Jakość spisów nowej generacji. *Wiadomości Statystyczne*, 59(5), 26–38. <https://doi.org/10.59139/ws.2014.05.3>.
- Gołata, E. (2016a). Estimation of fertility in Poland and of Polish born women in the United Kingdom. *Studia Demograficzne*, (1), 13–38. <https://doi.org/10.33119/SD.2016.1.1>.
- Gołata, E. (2016b). Shift in methodology and population census quality. *Statistics in Transition new series*, 17(4), 631–658. <https://doi.org/10.59170/stattrans-2016-035>.

- Gołata, E. (2018). *Koniec ery tradycyjnych spisów ludności*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Gołata, E. (red.). (2022). *Członkowie Komitetu Nauk Demograficznych Polskiej Akademii Nauk wyjaśniają zmianę demograficzną w Polsce*. https://knd.pan.pl/images/Panel12.12.2022_1.pdf.
- Główny Urząd Statystyczny. (b.r.). *Informacje o wynikach Narodowego Spisu Powszechnego Ludności i Mieszkań 2021*. <https://stat.gov.pl/aktualnosci/informacje-o-wynikach-narodowego-spisu-powszechnego-ludnosci-i-mieszkan-2021,422,1.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2015). *Informacja o rozmiarach i kierunkach czasowej emigracji z Polski w latach 2004–2014*. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/migracje-zagraniczne-ludnosci/informacja-o-rozmiarach-i-kierunkach-emigracji-z-polski-w-latach-20042014,2,8.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2016). *Zakres danych dotyczących stanu i struktury ludności oraz ruchu naturalnego, a także ich dostępność w świetle Rozporządzenia Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) nr 1260/2013 w sprawie statystyk europejskich w dziedzinie demografii*. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/ludnosc/baza-eurostat-u-w-zakresie-statystyki-demografii,25,1.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2022a). *Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań 2021. Metodologia i organizacja badania*. <https://stat.gov.pl/spisy-powszechne/nsp-2021/nsp-2021-wyniki-wstepne/narodowy-spis-powszechny-ludnosci-i-mieszkan-2021-metodologia-i-organizacja-badania-,5,2.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2022b). *Rezydenci (ludność rezydująca)*. Pobrano 1 sierpnia 2023 r. z <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/ludnosc/rezydenci-ludnosc-rezydujaca,19,1.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2022c). *Rocznik Demograficzny 2022*. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/roczniki-statystyczne/roczniki-statystyczne/rocznik-demograficzny-2022,3,16.html>.
- Główny Urząd Statystyczny. (2023). *Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań 2021. Ocena jakości danych*. <https://stat.gov.pl/spisy-powszechne/nsp-2021/nsp-2021-wyniki-ostateczne/narodowy-spis-powszechny-ludnosci-i-mieszkan-2021-ocena-jakosci-danych,2,1.html>.
- Holzer, J. Z. (2003). *Demografia* (wyd. 6 zmienione). Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Jończy, R. (2015). *Ekonomiczno-społeczne skutki współczesnych migracji w wymiarze regionalnym – na przykładzie regionu opolskiego*. Wydawnictwo Instytut Śląski.
- Jończy, R. (2023). *Migracje jako przyczyna wyludniania w skali regionalnej*. W: B. Solga (red.), *Migracje i rozwój regionu. Materiały z III Kongresu Demograficznego. Część 7* (s. 53–66). Główny Urząd Statystyczny, Rządowa Rada Ludnościowa.
- Kędełski, M. (1990). *Fikcja demograficzna w Polsce i RFN (ze studiów nad migracjami zagranicznymi)*. *Studia Demograficzne*, (1), 21–55.
- Kędełski, M., Paradysz, J. (1984). *Uwagi o kolejnych edycjach Rocznika Demograficznego*. *Wiadomości Statystyczne*, 29(5), 41–43.
- Kędełski, M., Paradysz, J. (2006). *Demografia*. Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.
- Komitet Nauk Demograficznych Polskiej Akademii Nauk. (2022). *Przesłanie Komitetu Naukowego konferencji „Zrozumieć zmianę demograficzną”*. https://knd.pan.pl/images/Przeslanie_Komitetu_Naukowego_konferencji_Zrozumiec_zmiane_demograficzna_ost.pdf.
- Kurkiewicz, J. (red.). (2010). *Procesy demograficzne i metody ich analizy*. Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.
- Paradysz, J. (2007a). *Recenzja opracowania „Studium metodologiczne oszacowania rzeczywistej liczby ludności Warszawy”, przygotowanego w Środkowoeuropejskim Forum Badań Migracyjnych przez zespół w składzie: Jakub Bijak, Anna Kicingier, Marek Kupiszewski (maszynopis)*.

- Paradysz, J. (2007b). Rejestry administracyjne jako źródło zasilania w statystyce regionalnej. W: J. Paradysz (red.), *Statystyka regionalna w jednoczącej się Europie* (s. 193–206). Internetowa Oficyna Wydawnicza Centrum Statystyki Regionalnej.
- Rozporządzenie Parlamentu Europejskiego i Rady (UE) nr 1260/2013 z dnia 20 listopada 2013 r. w sprawie statystyk europejskich w dziedzinie demografii (Dz.U. UE L330/39).
- Sakson, B. (2002). *Wpływ „niewidzialnych” migracji zagranicznych lat osiemdziesiątych na struktury demograficzne Polski*. Szkoła Główna Handlowa.
- Śleszyński, P. (2004a). Regionalne różnice pomiędzy liczbą ludności według Narodowego Spisu Powszechnego w 2002 r. i rejestrowaną na podstawie ewidencji bieżącej. *Studia Demograficzne*, (1), 93–103.
- Śleszyński, P. (2004b). Różnice liczby ludności wykazane w NSP 2002 – suplement. *Studia Demograficzne*, (2), 104–109.
- Śleszyński, P. (2005). Różnice w spisie ludności ujawnione w Narodowym Spisie Powszechnym 2002. *Przegląd Geograficzny*, 77(2), 193–212.
- Tymicki, K., Zeman, K., Holzer-Żelaźewska, D. (2018). Cohort fertility of Polish women, 1945–2015: the context of postponement and recuperation. *Studia Demograficzne*, (2), 5–23. <https://doi.org/10.33119/SD.2018.2.1>.
- Tymicki, K., Zeman, K. (2022). *Human Fertility Database Documentation: Poland*. <https://www.humanfertility.org/File/GetDocumentFree/Docs/POL/POLcom.pdf>.