

Elżbieta Gołata *

REGIONALNE ZMIANY PŁODNOŚCI W ŚWIELE TRANSLACJI DEMOGRAFICZNEJ

Streszczenie. Przedmiotem opracowania jest analiza płodności w okresie transformacji w Polsce. Badanie obejmować będzie płodność generacji rzeczywistych oraz hipotetycznych z uwzględnieniem interakcji między ujęciem wzdłużnym i poprzecznym. Cel badania sprowadza się do wskazania zniekształceń miar natężenia płodności w ujęciu przekrojowym w skutek zmian kalendarza w kohortach rzeczywistych, z uwzględnieniem zróżnicowania regionalnego. W tym celu zaadoptowane zostaną propozycje J. Bongaartsa i G. Feeneya (2005) dotyczące porównania TFR (współczynnika dzietności teoretycznej) i CFR (współczynnika dzietności rzeczywistej) oraz wprowadzenia odpowiednich korekt. W szczególności przeprowadzone zostanie badanie relacji między zmianami natężenia i kalendarza płodności w przekroju regionalnym.

Słowa kluczowe: analiza płodności, translacja demograficzna, interakcje między intensywnością i kalendarzem urodzeń, formuła Bongaartsa i Feeneya.

I. WPROWADZENIE

Współczynnik dzietności teoretycznej, w całym okresie transformacji gospodarczej w Polsce, wskazuje na płodność nie zapewniającą reprodukcji prostej (poziom około 2.25). W latach 1990–2005 wartość TFR zmniejszyła się jednak drastycznie, tj. o około 0.75 „dziecka na kobietę”. Początek lat 80-tych to okres szczytu ostatniego wyżu demograficznego. Stąd naturalne wydawałoby się oczekiwanie jego echa po upływie czasu trwania jednego pokolenia, za który umownie przyjmuje się średni wiek kobiet w momencie rodzenia. Tymczasem dotychczasowe obserwacje w zakresie płodności potwierdzają trwałą tendencję spadkową. Trudno ocenić, czy niewielki wzrost urodzeń (3.77%) w roku 2005 w porównaniu do 2003 jest konsekwencją liczniejszych roczników kobiet w wieku prokreacyjnym, czy też efektem realizacji odłożonych w czasie urodzeń, czy być może oznacza bardziej trwałą tendencję wzrostu natężenia płodności? Stąd rozważając zmiany płodności w okresie transformacji w Polsce sformułowano następujący problem badawczy. W jaki sposób, obserwowane podczas transformacji gospodarczej, zmiany natężenia i rozkładu urodzeń w generacjach rzeczywistych, wpływają na wartość miar koniunktury wykorzystywanych do bieżącej oceny terytorialnego zróżnicowania płodności kobiet w Polsce?

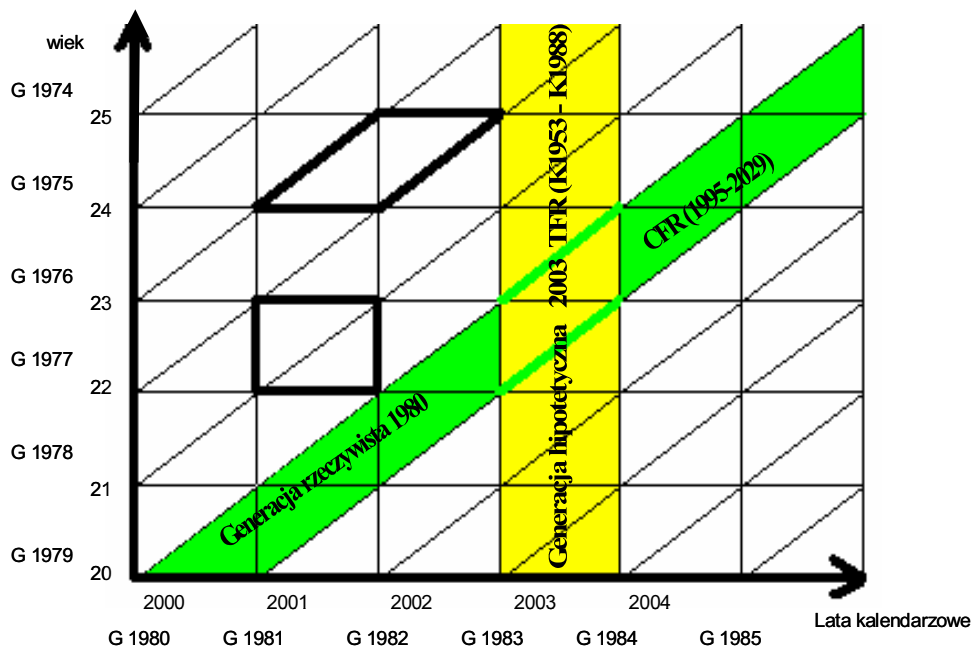
* Dr hab., Katedra Statystyki, Wydział Informatyki i Gospodarki Elektronicznej, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu.

Analizując przyczyny zmian procesów ludnościowych, obok czynników demograficznych uwzględniamy panujące w danym czasie uwarunkowania historyczne, w szczególności wojny, kryzysy gospodarcze i społeczne, zmiany ustawodawstwa czy polityki ludnościowej. Oddziaływanie tych czynników jest zazwyczaj wyraźnie odczuwalne w danym momencie czasu, tj. w ujęciu przekrojowym w odniesieniu do tzw. kohort hipotetycznych. Wartości stosowanych w tym przypadku miar, określanych mianem koniunktury demograficznej, ukazują wpływ sytuacji bieżącej na natężenie zdarzeń. Jednym z najczęściej podawanych przykładów takiej sytuacji jest powojenny 'baby boom'. N. B. Ryder (1964) tłumacząc wysoką dzietność kobiet wskazuje na obniżenie wieku zawierania małżeństw oraz zmiany kalendarza płodności w generacjach rzeczywistych. Z kolei J. Paradysz (2006, s.82) przedstawia wpływ bieżących wydarzeń na miary natężenia przypominając przejściowy, aczkolwiek wyraźny spadek małżeńskości w 1965 r. Spowodowany on został podwyższeniem w 1964 r. dolnej granicy wieku zawierania małżeństw dla mężczyzn z 18 na 21 lat. Jednak, w kolejnych latach natężenie małżeńskości powróciło do poprzedniej wysokości i nie zaobserwowano spadku natężenia zawierania małżeństw w generacjach rzeczywistych.

II. TRANSWERSALNA I WZDŁUŻNA ANALIZA PŁODNOŚCI INTENSYWNOŚĆ I KALENDARZ ZDARZEŃ

Na wzajemne oddziaływanie ujęć wzdłużnych na przekrojowe jako pierwszy zwrócił uwagę Norman Ryder w serii artykułów z lat 1956, 1959, 1964, 1980, 1983. Sformułował w nich podstawy analizy relacji między miarami natężenia i kalendarza nazywanej translacją demograficzną. W polskiej literaturze przedmiotu rozważania na ten temat zawierają prace J. Paradysza (1985, 1990, 2006). W demografii rozróżnia się analizę wzdłużną, zwaną analizą kohortową, od analizy przekrojowej. Analiza przekrojowa nosi też nazwę analizy poprzecznej, transwersalnej lub według kohort (generacji) hipotetycznych (por. rys. 1).

Aby określić natężenie płodności w generacji rzeczywistej należałoby objąć ją obserwacją przez cały czas, gdy możliwe jest wystąpienie badanych zdarzeń. W przypadku płodności, okres zdolności prokreacyjnej kobiet obejmuje 35 lat od 15 do 50 roku życia, przy przyjęciu upraszczających założeń. W wyniku pomiaru otrzymujemy wartość współczynnika dzietności zrealizowanej, tj. średnią liczbę dzieci, jaką urodziła kobieta z generacji np. 1980 roku. Jednakże informacja ta jest możliwa do uzyskania dopiero w roku 2030, tj. po upływie czasu, w którym mogą zajść analizowane zdarzenia. Współczynnik ten oznaczany jest skrótem CFR określonym przez jego nazwę w języku angielskim – Completed Fertility Rate (co przez zbieżność liter może być interpretowane również w kategoriach ujęcia wzdłużnego, tj. Cohort Fertility Rate).



Rys. 1. Graficzna ilustracja ujęcia wzdłużnego i poprzecznego na siatce Lexisa
 Źródło: Opracowanie własne.

Dokonując oceny bieżącej sytuacji demograficznej obserwujemy w jednym roku kalendarzowym pewną kohortę hipotetyczną kobiet różnych generacji, które w przykładowo wybranym roku 2003, są w wieku prokreacyjnym tj. od 15 do 50 lat, czyli urodziły się w latach 1953–1988. W przypadku analizy transwersalnej posługujemy się miarą zwaną współczynnikiem dzietności teoretycznej (TFR Total Fertility Rate), która obliczana jest jako suma zdarzeń zredukowanych tj. suma cząstkowych współczynników płodności według wieku. Oznacza on przeciętną liczbę dzieci, jaka urodziłaby kobieta (kohorty hipotetycznej badanego roku kalendarzowego), gdyby spełnione było założenie o takim natężeniu urodzeń podczas całego jej okresu zdolności prokreacyjnej, jakie jest obserwowane dla różnych grup wieku w danym roku kalendarzowym.

Obok ujęcia wzdłużnego i transwersalnego, dla wyników analizy demograficznej duże znaczenie ma rodzaj uwzględnionych miar. W klasyfikacji współczynników demograficznych [por. Paradysz, 2006a] obok kryterium szczegółowości ujęcia zjawiska, niezmiernie istotne jest znaczenie kryterium rodzaju zbiorowości według siatki Lexisa oraz stopnia wystawienia na ryzyko doznania określonego zdarzenia. według tego ostatniego kryterium współczynniki demograficzne dzieli się na współczynniki pierwszej i drugiej kategorii (por. tab. 1).

Współczynniki pierwszego rodzaju przedstawiają stosunek liczby zdarzeń do liczby takich osób, narażonych na zajście danego zdarzenia, które go jeszcze nie doświadczyły. Podczas gdy współczynniki drugiego rodzaju odnoszą liczbę zdarzeń demograficznych w określonym wieku do liczby osób w tym wieku bez względu na to czy doświadczyły one już tego zdarzenia czy nie.

Współczynniki pierwszej kategorii są najczęściej ilustrowane poprzez współczynniki zgonów gdyż tego zdarzenia, w przeciwieństwie do innych zdarzeń takich jak urodzenie dziecka czy zawarcie związku małżeńskiego, można doświadczyć tylko jeden raz w życiu. Przeprowadzając analizę z uwzględnieniem struktury według płci i wieku posługujemy się współczynnikami specjalnymi pierwszego rodzaju. Współczynniki te nazywane są w literaturze ryzykiem (risk), hazardem (hazard), natężeniem (intensity), współczynnikami warunkowymi (conditional rates) czy occurrence- exposure rates. Przykładem współczynników drugiego rodzaju mogą być współczynniki płodności według wieku, w których liczba urodzeń dzieci pierwszej kolejności przez kobiety w wieku np. 25 lat odniesiona jest do liczby kobiet w wieku 25 lat bez względu na to czy są one już matkami czy nie. W literaturze przedmiotu dla współczynników drugiego rodzaju stosuje się następujące określenia: gęstość (density), współczynniki bezwarunkowe (unconditional rates), zredukowana stopa zdarzeń (reduced rates), częstość (incidence rates, frequency).

Tabela 1. Współczynniki demograficzne pierwszej i drugiej kategorii

Zdarzenia	Współczynniki 1-szej kategorii	Współczynniki 2-giej kategorii
Urodzenia pierwszej kolejności	$\frac{\text{urodzenia pierwszej kolejności w wieku } x \text{ w roku } t}{\text{kobiety bezdzietne w wieku } x \text{ w roku } t}$	$\frac{\text{urodzenia pierwszej kolejności w wieku } x \text{ w roku } t}{\text{wszystkie kobiety w wieku } x \text{ w roku } t}$
Pierwsze małżeństwa	$\frac{\text{pierwsze małżeństwa w wieku } x \text{ w roku } t}{\text{kobiety niezamężne w wieku } x \text{ w roku } t}$	$\frac{\text{pierwsze małżeństwa w wieku } x \text{ w roku } t}{\text{wszystkie kobiety w wieku } x \text{ w roku } t}$
Zgony	$\frac{\text{zgony w wieku } x \text{ w roku } t}{\text{osoby żyjące w wieku } x \text{ w czasie } t}$	$\frac{\text{zgony w wieku } x \text{ w roku } t}{\text{wszystkie osoby urodzone w czasie } t-x}$

Źródło: J. Bongaarts, G. Feeney, *The Quantum and Tempo of Life-Cycle Events*, 2005.

W tabeli 1 przedstawiono porównanie dwóch rodzajów współczynników demograficznych. W obu rodzajach współczynników licznik jest identyczny, różnią się one mianownikami. Współczynniki pierwszego rodzaju uwzględniają tylko te osoby, które mogą doświadczyć danego zdarzenia, podczas gdy współczynniki drugiego rodzaju – wszystkie osoby danej płci i grupy wieku. W ramach niniejszego opracowania ograniczono się jedynie do współczynników

drugiego rodzaju, gdyż są one powszechnie dostępne. Sugestie w stosunku do analizy opartej na współczynnikach pierwszego rodzaju zawarte są w opracowaniu J. Bongaarts, G. Feeney (2005) oraz zostaną uwzględnione w kolejnych pracach.

Wśród miar płodności pominięto również tzw. miary surowe nie uwzględniające wpływu struktury ludności według płci i wieku. A wśród miar specyficznych wyróżniono miary intensywności oraz miary kalendarza płodności. Spośród miar określających natężenie urodzeń według wieku wykorzystano cząstkowe współczynniki płodności (por. wzór 1) oraz ich sumę według wieku (por. wzór 2). Uwzględniono również dekompozycję według kolejności urodzeń (odzwierciedloną poprzez subskrypty: „1” – urodzenia 1-szej kolejności itp.).

$$F(x,t) = \frac{U(x,t)}{K(x,t)} - \text{cząstkowy współczynnik płodności} \quad (1)$$

$$TFR(t) = \sum_{x=15}^{49} F(x,t) - \text{współczynnik dzietności teoretycznej} \quad (2)$$

$$MAB(t) = \frac{1}{TFR(t)} \cdot \sum_{x=15}^{49} F(x,t) \cdot x - \text{średni wiek macierzyństwa} \quad (3)$$

gdzie: x – oznacza wiek, t – czas kalendarzowy, $U(x,t)$ – liczbę urodzeń przez kobiety w wieku x w roku t , a $\overline{K(x,t)}$ oznacza przeciętną liczbę kobiet w wieku x w roku t .

Określając kalendarz zdarzeń, czyli ich rozkład w trakcie trwania naszego życia, tj. według wieku posługujemy się zazwyczaj wszystkimi miarami analizy struktury. W ramach opracowania uwzględniono przede wszystkim relacje między przeciętnym wiekiem w momencie rodzenia dziecka (tzw. średni wiek macierzyństwa, por. wzór 3). Jednak w celu badania założeń translacji wykorzystano również pozostałe charakterystyki rozkładu.

Efekt wpływu kalendarza zdarzeń na wartość przekrojowych miar intensywności definiowany jest jako inflacja bądź deflacja ilości zdarzeń obserwowanych (w czasie) pod wpływem zmian okresowej miary przeciętnego wieku w momencie zaistnienia. W konsekwencji zdarza się, że miary przekrojowe mogą przyjmować absurdalne wielkości. Przykładowo w USA w całej dekadzie lat 50. obserwowano wartość współczynników dzietności dla urodzeń pierwszej kolejności przewyższającą jedność [por. G. Feeney, J. Bongaarts, 2005]. W rzeczywistości jest to anomalia, gdyż żadna kobieta nie może urodzić więcej aniżeli jedno

dziecko pierwszej kolejności. Temu obserwowanemu w ujęciu przekrojowym wzrostowi płodności towarzyszyło obniżenie wieku urodzenia pierwszego dziecka w okresie baby boomu. J. Paradysz [por. Paradysz, 2006, s. 198] wskazuje co najmniej cztery przypadki, gdy miary przekrojowe przyjmują absurdalne wielkości. Są to mniejsze od dziewięciu miesięcy średnie odstępki intergenetyczne, większe od jedności cząstkowe współczynniki dzietności teoretycznej dla danej kolejności, większe od jedności współczynniki powiększania się potomstwa oraz ujemne frakcje rozkładu liczby kobiet według liczby urodzonych dzieci.

III. RELACJE MIĘDZY MIARAMI INNETSYWNOŚCI I KALENDARZA URODZEŃ

Norman B. Ryder (1964) wykazał, że teoretyczny współczynnik dzietności TFR nie jest równy kohortowemu współczynnikowi dzietności zakończonej CFR, nawet wówczas, gdy w długim okresie płodność nie ulega zmianie. Relację pomiędzy wzdłużną i przekrojową miarą płodności przedstawił on w formie następującego równania:

$$TFR = CFR \cdot (1 - r_c) \quad (4)$$

Równanie to ukazuje, iż przekrojowy współczynnik dzietności – TFR w populacji o stałej płodności jest niższy aniżeli wzdłużny – CFR wówczas, gdy przeciętny wiek w momencie rodzenia obserwowany w generacjach rzeczywistych wzrasta. Oznacza to, że wówczas, gdy różnica pomiędzy wiekiem macierzyństwa w obserwowanych generacjach – r_c wzrasta¹, co oznacza, iż $(1 - r_c) < 1$. W sytuacji przeciwnej, tj. gdy $r_c < 1$ wskazuje spadek wieku średniego, tzn. $(1 - r_c) > 1$, współczynnik dzietności teoretycznej TFR jest większy od dzietności zrealizowanej – CFR.

Formuła zaproponowana przez Rydera zakłada liniowość trendu zmian współczynników płodności według wieku. Wielkość określoną przez relację $(1 - r_c)$ Ryder nazywa indeksem zniekształcenia TFR. Obserwując wzrost przeciętnego wieku rodzenia dzieci w USA zauważył on obniżenie cząstkowych współczynników płodności według wieku, a w konsekwencji wielkości TFR. Wzrost wieku rodzenia dzieci skutkuje spadkiem rocznej liczby urodzeń gdyż ta sama liczba urodzeń ‘rozciąga się’ w dłuższym okresie czasu. Podobnie, obniżenie

¹ Oznacza to, iż przyrost absolutny jako miara zmienności w czasie przyjmuje wartość dodatnią.

wieku rodzenia dzieci skutkuje w większej koncentracji urodzeń w młodszych rocznikach wieku, a przez to w podwyższeniu okresowych miar płodności.

Zakładając stałość rozkładu współczynników płodności według wieku, Zeng i Land (2002) rozszerzyli równanie Rydera łącząc miary przekrojowe i wzdłużne:

$$TFR = CFR \cdot (1 - r_p) \quad (5)$$

gdzie: r_p – zmiana przeciętnego wieku w momencie rodzenia dzieci w ujęciu przekrojowym.

Przyjęte przez Zeng i Land założenie o stałym kształcie funkcji płodności uznawane jest [por. Bongaarts, Feeney, 2005] za bardziej realistyczne od założenia Rydera o liniowości zmian. Warunek, wymagany dla prawdziwości formuły Zenga i Landa jest ogólnie określany mianem założeń translacji demograficznej². Oznaczają one stałe natężenie płodności, stały współczynnik zmian przekrojowej miary wieku przeciętnego, oraz stałość kształtu funkcji płodności).

Według Bongaartsa i Feeneya (2005) dążność do korekty współczynnika dzietności teoretycznej leżąca u podstaw formuły Rydera oraz Zenga i Landa wynikała z ich przeświadczenia o nadrzędności ujęcia wzdłużnego nad przekrojowym. W 1998 r. J. Bongaarts i G. Feeney (1988) zaproponowali kolejną modyfikację formuły przedstawiającą relację między natężeniem i kalendarzem zdarzeń. Ich modyfikacja jest jednak propozycją wyraźnie odmienna od poprzednich formuł. Wynika to przede wszystkim z następujących przyczyn:

1. Uwzględnia jedynie miary przekrojowe
2. Oddziela badanie zniekształcenia TFR od badania relacji między ujęciem kohortowym i transwersalnym
3. Wymaga spełnienia mniej restrykcyjnych założeń aniżeli poprzednie propozycje
4. Może być stosowana do urodzeń wszystkich kolejności łącznie, choć precyzyjniejsze szacunki otrzymuje się przy oddzielnej analizie zdarzeń według kolejności
5. Ma duży walor praktyczny, gdyż w ocenie sytuacji bieżącej posługujemy się przede wszystkim miarami przekrojowymi

Przyjmując upraszczające założenia dotyczące braku zmian w zakresie wzorców płodności, podjęli oni próbę odpowiedzi na pytanie: Jaka byłby wartość TFR w danym roku kalendarzowym, przy założeniu niezmienności pozo-

² Założenia translacji choć określone w stosunku do badania płodności, są aktualne również w odniesieniu do analizy innych zdarzeń demograficznych, takich jak małżeństwo czy umieralność.

stałych warunków, gdyby przeciętny wiek w chwili rodzenia dziecka nie zmienił się w ostatnim roku? Udzielają jej za pośrednictwem następującego równania:

$$TA\ TFR(t) = TFR^*(t) = \frac{TFR(t)}{1 - r_p(t)} \quad (6)$$

gdzie :

$r_p(t)$ – oznacza zmianę przeciętnego wieku w momencie rodzenia dziecka w roku t .

Założenie stałego kształtu funkcji płodności Bongaarts i Feeney przedstawiają w następującej formie. Funkcja płodności według wieku (częstkowe współczynniki płodności drugiego rodzaju) obserwowana w dowolnym czasie może być transformowana na funkcję płodności dla dowolnego innego okresu poprzez:

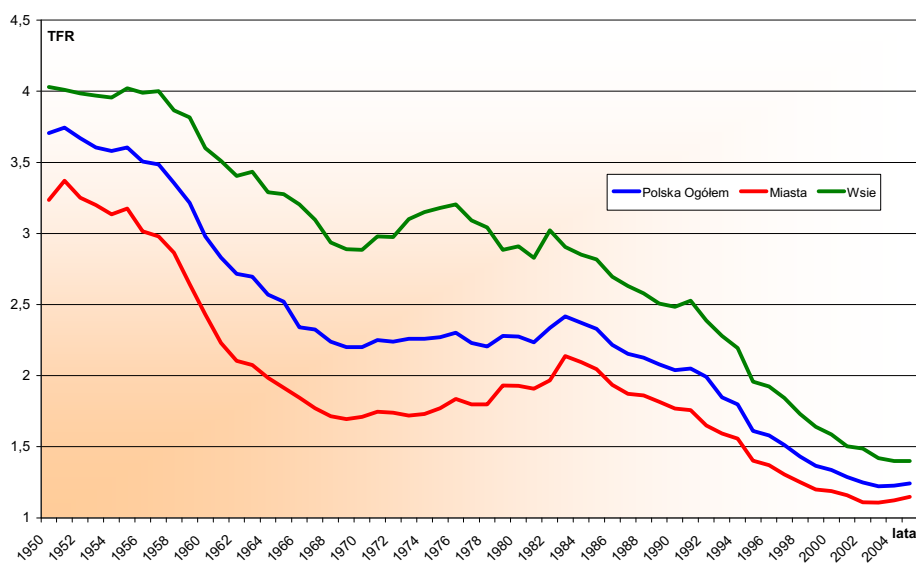
- zmniejszenie, zwiększenie natężenia płodności – przesunięcie krzywej wzdłuż osi rzędnych
- zmianę przeciętnego wieku w momencie rodzenia – przesunięcie wzdłuż osi odciętych.

Chociaż $TA\ TFR(t)$ nie jest miarą skonstruowaną po to by szacować wartość współczynnika dzietności zrealizowanej – CFR, przeprowadzone przez Autorów analizy empiryczne pozwoliły zauważyć następującą relację. Przy założeniu stałego kształtu funkcji płodności, CFR jest średnią ważoną z wartości $TA\ TFR(t)$ obserwowanych w latach okresu reprodukcji badanej generacji.

Zmodyfikowaną wartość współczynnika dzietności teoretycznej – $TA\ TFR(t)$ proponują oni określać mianem *Tempo Adjusted TFR*, czyli skorygowanego kalendarzem współczynnika dzietności teoretycznej. Dodatkowo sugerują wprowadzenie jej jako miarę obowiązującej w publikacjach z zakresu analizy demograficznej. Zaproponowaną przez Bongaartsa i Feeneya miarę natężenia płodności $TA\ TFR(t)$ uwzględniono do oceny zmian i zróżnicowania terytorialnego płodności w Polsce w okresie transformacji gospodarczej.

IV. ZMIANY INTENSYWNOŚCI URODZEŃ W CZASIE

Transformacji gospodarczej w Polsce towarzyszy stały spadek dzietności kobiet. Jest to główna przyczyna obserwowanego od końca lat 90. spadku liczby ludności kraju. Jednak współczynnik dzietności teoretycznej, który jeszcze w 1983 r. wynosił 2,42, już w drugiej połowie lat 80. przyjmował wartości nie zapewniające reprodukcji prostej. W latach 1970–2005 TFR (por. rys. 2), jako podstawowa miara reprodukcji ludności zmniejszył się z poziomu 2,2 do 1,24. Oznacza to spadek urodzeń z poziomu odpowiadającego prostej zastępowalności pokoleń o blisko 1 dziecko w przeliczeniu na kobietę. Obserwowana tendencja rozwojowa miała identyczny kierunek wśród ludności zamieszkującej miasta jak i wsie. Warto jednak zwrócić uwagę, iż spadek dzietności kobiet miejskich wyniósł 0,56 ‘dziecka na kobietę’, podczas gdy w odniesieniu kobiet wiejskich był on trzykrotnie wyższy. Oznacza to zmniejszenie przeciętnej liczby dzieci rodzonych przez mieszkanki wsi o około 1,5 dziecka.

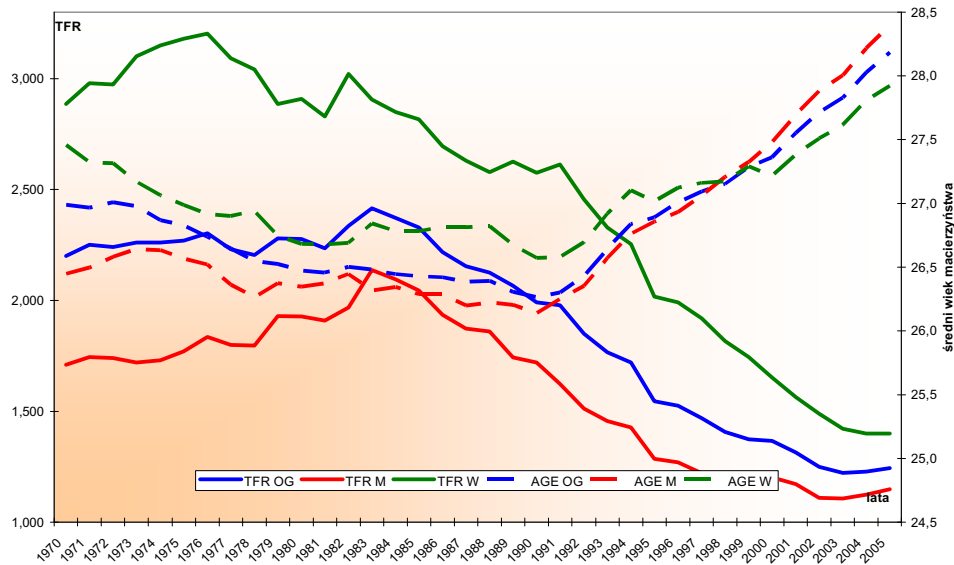


Rys. 2. Współczynnik dzietności teoretycznej, Polska, lata 1950–2005

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Roczników demograficznych z lat 2000 – 2006, GUS, Warszawa.

Analizując relację pomiędzy zmianami współczynnika dzietności teoretycznej, jako miary natężenia oraz zmian średniego wieku w momencie rodzenia dziecka, jako miary kalendarza płodności, obserwujemy silną zależność ujemną (por. rys. 3). Dla lat 1970–2005 współczynnik korelacji między zmianami $TFR(t)$ oraz $MAB(t)$ przyjął wartość równą $r = -0,8$. Jeśli jednak ograniczyć czas

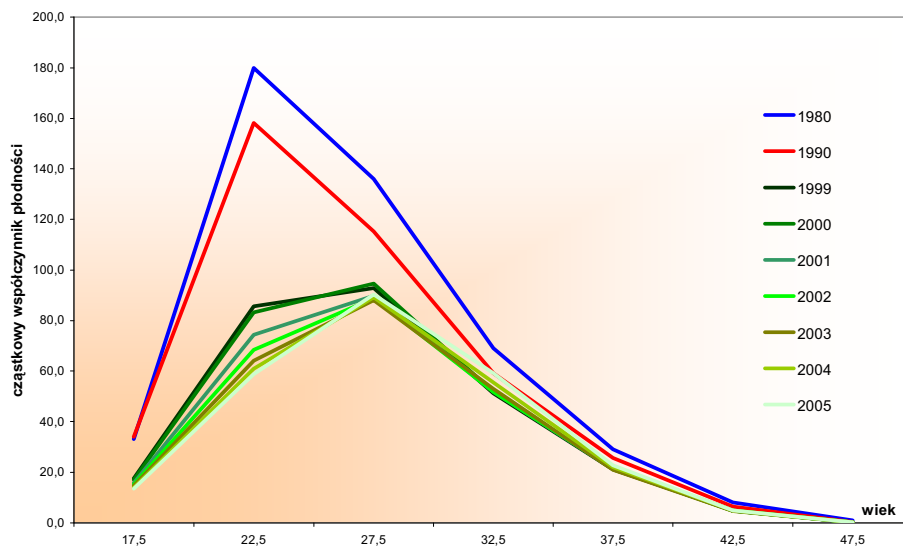
analizy do lat 1983–2005, tj. okresu jednokierunkowych zmian dzietności, zależność obserwowana od momentu szczytu ostatniego wyżu demograficznego jest jeszcze wyższa: $r = -0,9$.



Rys. 3. Współczynnik dzietności a średni wiek macierzyństwa, Polska, lata 1970–2005

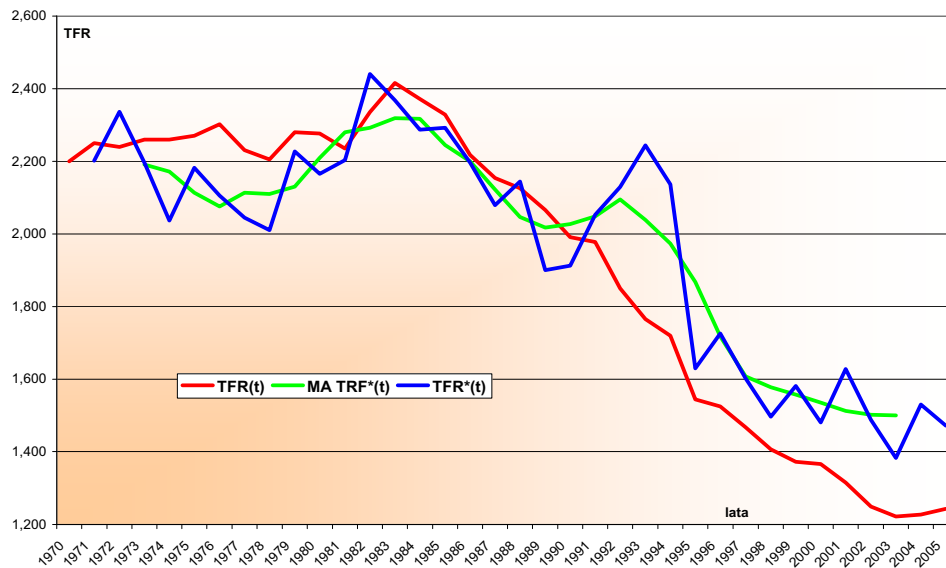
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Roczników demograficznych z lat 2000–2006, GUS, Warszawa.

Sprawdzając, na ile realistyczne są w warunkach polskich założenia translacji demograficznej, odwołano się do funkcji płodności (por. rys. 4). W latach 1980–2005 należy zwrócić uwagę nie tylko na zmniejszenie natężenia, ale również zmiany w zakresie miar położenia, dyspersji, asymetrii i koncentracji. Zaobserwowano mianowicie przesunięcie dominanty wieku w momencie rodzenia dziecka z 20–25 lat do grupy wieku: 25–29 lat. Po 25 latach, rozkład cząstkowych współczynników płodności według wieku jest bardziej spłaszczony oraz zbliżony do symetrycznego.



Rys 4. Funkcja płodności, Polska, lata 1980–2005

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Roczników demograficznych z lat 2000 – 2006, GUS, Warszawa.



Rys 5. Współczynnik dzietności teoretycznej – wpływ zmian kalendarza płodności, Polska, 1970–2005

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Roczników demograficznych z lat 2000 – 2006, GUS, Warszawa.

Analiza krzywej płodności w czasie sugeruje spełnienie założeń translacji w krótkich okresach: początku lat 80. czy przełomu wieku XX i XXI. Ponadto relacja pomiędzy zmianami dzietności oraz kalendarza jest pod silnym wpływem czynników o charakterze losowym (por. rys. 5). Dlatego też wartości skorygowanego, zgodnie z formułą Bongaartsa i Feeneya, współczynnika dzietności teoretycznej wygładzono przy zastosowaniu 3-okresowej średniej arytmetycznej ruchomej. Różnica pomiędzy wartościami współczynnika dzietności teoretycznej przed i po korekcie uwzględniającej wzrost przeciętnego wieku w momencie rodzenia dzieci, ukazuje zniekształcenie tej pierwszej miary. W okresie od początku lat 90. jest to zaniżenie TFR średnio o 0,22.

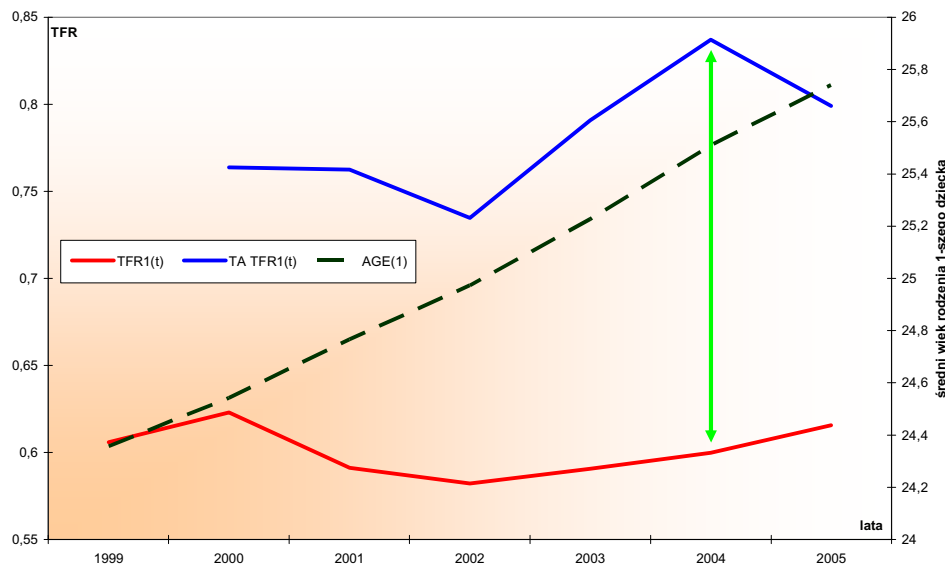
V. ZMIANY INTENSYWNOŚCI URODZEŃ PIERWSZEJ KOLEJNOŚCI

Jak wskazują wyniki innych badań [por. Philipov, Kohler, 1999], Winkler-Dworak M., Engelhardt H. (2004)), większą stabilność funkcji płodności obserwujemy w odniesieniu do urodzeń pierwszej kolejności. Dlatego w poniższych rozważaniach skrócony zostanie okres analizy do lat przełomu wieków: 1999–2005 oraz do urodzeń jedynie pierwszej kolejności (por. tab. 2). Zauważmy przede wszystkim liniowy charakter zmian średniego wieku w momencie rodzenia pierwszego dziecka. W latach 1999–2005 średnia wieku wzrosła z 24,4 do 25,7 lat, tj. o mniej więcej 1 rok i 5 miesięcy – relację tą uwidoczniło na rys. 6. Kształt krzywej płodności pozostaje w miarę niezmienny, przy stosunkowo nie-dużym, aczkolwiek również stałym wzroście zróżnicowania wieku.

Tabela 2. Dekompozycja współczynników dzietności teoretycznej według kolejności urodzeń – wpływ zmian kalendarza płodności, Polska, 1999–2005

Lata	$TFR(t)$	$TFR_1(t)$	$TFR_2(t)$	$TFR_3(t)$	$TFR_4(t)$	$MAB_1(t)$	$s_{MAB_1(t)}$	$TFR_1^*(t)$
1999	1,373	0,606	0,418	0,186	0,078	24,357	4,411	
2000	1,367	0,623	0,424	0,179	0,073	24,541	4,421	0,764
2001	1,315	0,591	0,405	0,164	0,067	24,766	4,513	0,762
2002	1,249	0,582	0,396	0,154	0,062	24,973	4,575	0,735
2003	1,222	0,591	0,386	0,143	0,056	25,227	4,621	0,791
2004	1,227	0,600	0,392	0,139	0,053	25,510	4,672	0,837
2005	1,243	0,616	0,405	0,136	0,049	25,740	4,736	0,799
2005–1999	-0,130	0,010	-0,013	-0,050	-0,030	1,383	0,325	0,035

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Roczników demograficznych z lat 2000–2006, GUS, Warszawa.



Rys. 6. Współczynnik dzietności teoretycznej urodzeń pierwszej kolejności – wpływ zmian kalendarza płodności, Polska, lata 1999–2005

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Roczników demograficznych z lat 2000–2006, GUS, Warszawa.

Na uwagę zasługuje choćby pobieżna analiza wartości zdekomponowanej (według kolejności urodzeń) funkcji płodności. Mianowicie, pomimo spadku współczynnika dzietności teoretycznej o około 0,13 ‘dziecko na kobietę’, dla urodzeń pierwszej kolejności zauważyć należy wzrost $TFR_1(t)$ o 0,01. Niestety dla wyższych kolejności urodzeń, wartości współczynników dzietności wyraźnie maleją. Po uwzględnieniu zaproponowanej przez Bongaartsa i Feeneya korekty, współczynnik dzietności teoretycznej dla urodzeń pierwszej kolejności przyjmuje wartości przeciętnie o 0,018 wyższe. Wyższy jest również obserwowany w latach 1999–2005 wzrost $TFR_1(t)$.

VI. ZMIANY INTENSYWNOŚCI URODZEŃ W PRZEKROJU TERYTORIALNYM

Podobną korektę współczynników dzietności teoretycznej przeprowadzono w ujęciu regionalnym w przekroju województw. Ze względu na dostępność danych, w poniższych rozważaniach nie uwzględniono dekompozycji współczynnika dzietności teoretycznej według kolejności urodzeń.

Tabela 3. Zmiany natężenia płodności w przekroju województw, Polska, lata 1999–2005

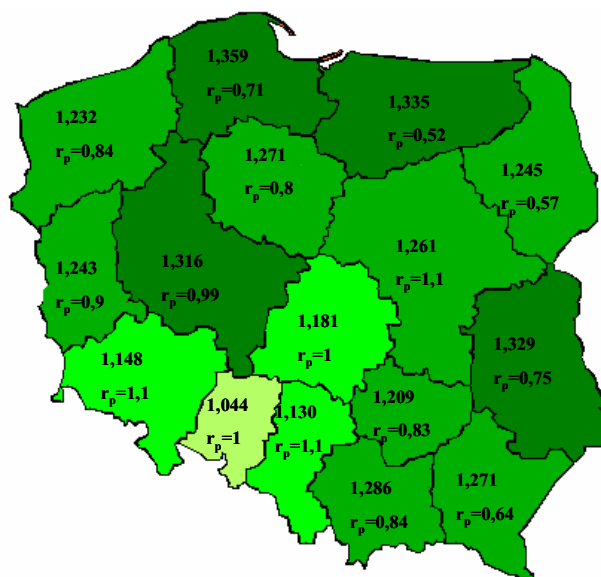
Województwo	$TFR(2005) - TFR(1999)$	$TFR(2005)$	$TFR^*(2005)$	zmiana zróżnicowania	zmiana asymetrii	zmiana kurtozy
Polska	-0,130	1,243		0,04	0,22	-0,11
dolnośląskie	-0,075	1,148	1,388	0,04	0,24	-0,13
kujawsko-pomorskie	-0,133	1,271	1,441	0,02	0,23	-0,18
lubelskie	-0,161	1,329	1,703	-0,02	0,17	-0,07
lubuskie	-0,114	1,243	1,410	0,11	0,23	-0,05
łódzkie	-0,100	1,181	1,499	0,07	0,28	-0,22
małopolskie	-0,215	1,286	1,431	0,00	0,20	-0,13
mazowieckie	-0,113	1,261	1,553	0,07	0,23	-0,09
opolskie	-0,147	1,044	1,145	-0,12	0,22	-0,08
podkarpackie	-0,247	1,271	1,436	0,04	0,16	-0,05
podlaskie	-0,190	1,245	1,436	0,02	0,14	-0,01
pomorskie	-0,101	1,359	1,541	0,04	0,18	-0,10
śląskie	-0,057	1,130	1,427	0,00	0,27	-0,21
świętokrzyskie	-0,167	1,209	1,538	0,17	0,19	0,01
warmińsko-mazurskie	-0,111	1,335	1,437	0,15	0,16	-0,01
wielkopolskie	-0,116	1,316	1,520	0,01	0,24	-0,16
zachodniopomorskie	-0,089	1,232	1,319	0,06	0,22	-0,10
max	-0,057	1,3590	1,703	0,17	0,28	0,01
min	-0,247	1,0440	1,145	-0,12	0,14	-0,22

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Roczników demograficznych z lat 2000 – 2006, GUS, Warszawa.

Tak jak w całym kraju, również we wszystkich województwach nastąpił spadek współczynnika dzietności. W latach 1999–2005 najmniejsze zmiany dotyczyły województwa śląskiego (-0,057) charakteryzującego się jednym z najniższych poziomów dzietności w kraju $TFR(2005) = 1,13$. Najniższą wartość współczynnika dzietności zaobserwowano w województwie opolskim, gdzie $TFR(2005) = 1,044$. Największy spadek $TFR(t)$ odnotowano natomiast w województwie podkarpackim (-0,247) należących do województw o stosunkowo wysokiej dzietności $TFR(2005) = 1,271$ – oczywiście na tle innych regionów. Najwyższą dzietnością charakteryzuje się województwo pomorskie $TFR(2005) = 1,359$.

Założenia stałego kształtu funkcji płodności w ujęciu regionalnym wymagają przeanalizowania podstawowych miar rozkładu. I tak średni wiek macierzyństwa w latach 1999–2005 w Polsce wzrósł o blisko 11 miesięcy. Najszybszy wzrost wieku odnotowano w województwach Śląskim (1,1). O ponad rok zwiększył się średni wiek w momencie rodzenia dzieci także w województwach: dolnośląskim, łódzkim, mazowieckim i opolskim. Najmniejsze zmiany wieku ma-

cierzyństwa, również jego wzrost, odnotowano w województwach: warmińsko-mazurskim (0,52), podlaskim (0,57) i podkarpackim (0,64).



Rys. 7. Współczynnik dzietności teoretycznej a zmiany wieku w momencie rodzenia, przekrój województw, Polska 2005

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Roczników demograficznych z lat 2000 – 2006, GUS, Warszawa.

Jeśli chodzi o pozostałe miary rozkładu, należy podkreślić różnokierunkowe zmiany dyspersji, słabszą kurtozę oraz asymetrię rozkładu. Moment czwarty centralny w jednostkach odchylenia standardowego wskazuje na coraz słabszą koncentrację wokół średniego wieku macierzyństwa. Największe przemiany w tej kwestii wystąpiły w województwach łódzkim i śląskim. Jeszcze większe są zmiany w zakresie asymetrii. Najszybsze tempo zbliżania się do zera – oznaczającego symetryczność rozkładu – zauważamy dla momentu centralnego trzeciego (w jednostkach odchylenia standardowego) także w województwach łódzkim i śląskim.

Szacunek współczynnika dzietności uwzględniającego korektę natężenia spowodowana podwyższeniem przeciętnego wieku macierzyństwa przedstawiono w tab. 3 oraz w formie kartograficznej na rys. 6. Największe zniekształcenie $TFR(t)$ dotyczy województwa mazowieckiego (0,28), lubuskiego (0,26) i wielkopolskiego (0,26). We wszystkich tych trzech województwach poziom dzietności jest stosunkowo wysoki, ale też i stosunkowo duży zaobserwowano przyrost średniego wieku macierzyństwa. Najmniejsze zniekształcenie współczynnika

dziętności zaobserwowano w województwach warmińsko-mazurskim (0,13), podlaskim (0,15) i podkarpackim (0,16). Regiony te należą również do województw o wyższym, aniżeli przeciętny poziomie dziętności. Analizując bardziej szczegółowo charakterystyki intensywności i kalendarza płodności w przekroju województw, warto zauważyć, że regiony o najniższym poziomie dziętności charakteryzuje zbliżony do najwyższego poziom zniekształcenia współczynnika dziętności $TFR(2005) - TFR^*(2005) = 0,255$ w województwie śląskim i 0,231 w opolskim. Oczywiście, z konstrukcji miary zniekształcenia teoretycznego współczynnika dziętności odzwierciedlającego wpływ zmian kalendarza wynika, iż im wyższy wzrost wieku macierzyństwa, tym silniejsze oddziaływanie tych zmian na wartość współczynnika skorygowanego.

VII. PODSUMOWANIE

Wpływ zmian kalendarza jest tak długo widoczny, jak długo kalendarz ulega zmianom. Problem czy i w jakim stopniu zmiany płodności są skutkiem zmian kalendarza ma istotne znaczenie w wielu państwach. Dotyczy to tak Stanów Zjednoczonych jak i Tajwanu oraz państw europejskich (Hiszpania, Niemcy), a w szczególności krajów Europy Środkowo-Wschodniej, w których współczynnik dziętności spadł znacznie poniżej poziomu prostej zastępowalności pokoleń. Czasem ekstrapolując tendencję rozwojową obserwowaną dla niskich współczynników dziętności, demografowie bezwiednie ignorują fakt ich zniekształcenia poprzez wzrost wieku rodzenia dzieci³. Stąd potrzeba uwzględnienie efektu translacji demograficznej w prognozowaniu liczby ludności, szczególnie w przekrojach regionalnych. Ponadto warto pamiętać, iż interakcje między ujęciem wzdłużnym i poprzecznym dotyczą nie tylko współczynnika dziętności, ale także wszystkich miar reprodukcji ludności, które są na nim oparte. Zmiany obserwowane w przekroju regionalnym są, z powodu mniejszych liczebności zbiorowości, bardziej podatne na oddziaływanie czynników o charakterze losowym. Sugeruje to konieczność eliminacji ich wpływu przy badaniu relacji między zmianami intensywności i kalendarze zdarzeń.

Oczywiście stosowanie formuł korygujących zniekształcenie miar przekrojowych wynikające ze zmian kalendarza zdarzeń należy poprzedzić weryfikacją przyjętych założeń. Winny one dotyczyć wszystkich charakterystyk rozkładu i obejmować szczegółową ich analizę. Wówczas dalsze badania empiryczne pozwolę na lepsze poznanie mechanizmu badanych interakcji w różnych uwarunkowaniach.

³ Zahamowanie wzrostu wieku rodzenia dzieci może skutkować we wzroście płodności, jaka to sytuacja miała miejsce w rzeczywistości w USA w końcu lat 80.

BIBLIOGRAFIA

- Bongaarts J., Feeney G. (1998), *On the quantum and tempo of Fertility*, Population and Development Review 24 (2), p: 271–291.
- Bongaarts J., Feeney G. (2005), *The Quantum and Tempo of Life – Cycle Events*, Policy Research division, Working Papers No 207, Population Council.
- Paradysz J. (1985), *Wielowymiarowa analiza reprodukcji ludności*, Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 1985 s. 232.
- Paradysz J. (1990), *Reprodukcja ludności w Polsce. Studium metodologiczno-poznawcze*, Monografie i Opracowania nr 312, seria: *Uwarunkowania demograficzne rozwoju społeczno-gospodarczego Polski*, Szkoła Główna Planowania i Statystyki, Instytut Statystyki i Demografii, Warszawa.
- Paradysz J. (2006), *Ogólna charakterystyka zasad i metod analizy demograficznej* [w:] Paradysz J., Kędelski M., *Demografia*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2006.
- Paradysz J. (2006a), *System współczynników demograficznych i zasady budowy tablic eliminacji* [w:] Paradysz J., Kędelski M., *Demografia*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2006.
- Ryder N. B. (1964), *The process of demographic translation*, Demography 1, p. 74–82.
- Philipov D., Kohler H.P. (1999), *Tempo Effects in the Fertility Decline in Eastern Europe: Evidence from Bulgaria, the Czech Republic, Hungary, Poland and Russia*, Max-Planck Institute for Demographic Research, Working Paper 1999–008, July 1999.
- Winkler-Dworak M., Engelhardt H. (2004), *On the tempo and quantum of first marriages in Austria, Germany and Switzerland: Changes in mean age and variance*, Demographic Research, Vol. 10, Article 9, pages 231–264, Max-Planck Institute for Demographic Research, Max-Planck-Gesellschaft, published 18 May 2004, www.demographic-research.org/Volumes/Vol10/9/.

Elżbieta Gołata

**FERTILITY CHANGES IN REGIONAL ASPECT,
TEMPO AND QUANTUM EFFECT****Abstract**

The purpose of the study is to analyze fertility changes in Poland during the transition period. The research concerns the period quantum measured by the Total Fertility Rate TFR and the cohort fertility (CFR). The aim of the study is to examine the distortion in period quantum attributed to tempo effects caused by the change in timing of birth. Methods to remove tempo distortion proposed by J. Bongaarts and G. Feeney (2005) are applied and analyzed in regional cross-section. The effects of the relationship between tempo and quantum in period measures of fertility are discussed.