

Piotr SZUKALSKI

Minimalny poziom dzietności w Europie

Od wielu lat w krajach Europy utrzymuje się poziom współczynnika dzietności teoretycznej (TFR), który nie zapewnia prostej zastępowalności pokoleń. Tekst przedstawia najniższe wartości TFR odnotowane w Europie i w Polsce oraz przyczyny pojawiania się tak niskich wartości współczynnika ze szczególnym uwzględnieniem zmian kalendarza płodności.

Zazwyczaj autorzy zajmujący się analizą teoretyczną przemian demograficznych, zachodzących w ostatnich dekadach, niewiele mówią o poziomie, na którym płodność ustabilizuje się po zakończeniu przejścia demograficznego. Przez wiele dziesięcioleci większości badaczy wydawało się oczywiste, iż powróci ona do stanu prostej zastępowalności pokoleń, zgodnie z konwencjonalną (czy raczej pierwotną) wersją teorii przejścia demograficznego [Rosset, 1987]. Tymczasem — obok lat 30. — od początku lat 70. jesteśmy świadkami utrzymywania się w licznych krajach europejskich dzietności poniżej poziomu gwarantującego zastępowalność (ocenianego na 2,1 urodzenia na kobietę). W latach 90. do grona tych państw dołączyła również i Polska.

Podstawowym miernikiem używanym w tekście będzie współczynnik dzietności całkowitej (ang. *total fertility rate* — *TFR*). Określa on liczbę średnią urodzeń, jakie wystąpiłyby w trakcie życia rozrodczego kobiety (czyli w wieku 15—49 lat) przy założeniu, iż w ciągu jej życia utrzymywać się będą natężenia płodności odnotowane w danym roku w poszczególnych grupach wieku badanej zbiorowości. Wyznacza on zatem przeciętną liczbę dzieci, jakie urodzi kobieta, jeśli przeżyje cały okres rozrodczy swego życia (wiek 15—49 lat) i będzie rodzic potomstwa w tym okresie z częstością występującą w danym roku wśród kobiet w wieku rozrodczym.

WSPÓŁCZYNNIK DZIETNOŚCI CAŁKOWITEJ — WADY MIERNIKA

Współczynnik dzietności całkowitej (choć względy metodologiczne nakazywałyby używać raczej mniej rozpowszechnionego określenia współczynnik dzietności teoretycznej) jest najpowszechniej używanym miernikiem określającym płodność, służącym do dokonywania porównań odnośnie przestrzennego i czasowego zróżnicowania płodności w badanych populacjach.

Współczynnik dzietności teoretycznej zmienia swą wartość w wyniku nakładania się na siebie dwóch efektów: zmian preferencji co do liczby pożądanego potomstwa i zmian kalendarza wydawania na świat dzieci.

Pierwszy z wymienionych efektów odnosi się do tego, jak wiele dzieci kobieta czy para małżeńska ma. Owe rzeczywiste zmiany realizowanej liczby potomstwa najwygodniej jest oceniać odwołując się do mierników kohortowych, pozwalających na ocenę poziomu dzietności kobiet należących do poszczególnych generacji.

Drugi efekt — związany z przemianą kalendarza płodności — wiąże się z wyborem momentu, w którym w trakcie swego życia przyszli rodzice (lub rodzic) decydują się na potomka. Podwyższenie się przeciętnego wieku, w którym kobiety decydują się na posiadanie dzieci, pociąga za sobą spadek wartości współczynnika dzietności teoretycznej obliczanego na podstawie wartości przekrojowych, mimo braku zmian poziomu dzietności w poszczególnych generacjach. Jako przykład przywołajmy obniżanie się przeciętnego wieku wydawania na świat pierwszego potomka, notowane w latach 50. w wielu krajach, w tym i w Polsce, implikujące wysoki poziom TFR, przy jednocześnie relatywnie niewielkich zmianach dzietności kolejnych generacji.

Wspomniane efekty mogą być rozpatrywane oddzielnie, tym niemniej zmiany jednego typu prowadzą do występowania przemian drugiego rodzaju. Jako ilustrację tego stwierdzenia podam następujący przykład: odraczenie momentu wydawania na świat potomka prowadzi do skracania się okresu, w którym pożądana dzietność może zostać zrealizowana, a tym samym ogranicza ostateczny, statystyczny, rozmiar rodziny.

Te dwa efekty prowadzą do fluktuacji w poziomie współczynnika dzietności całkowitej, który z definicji jest miernikiem opartym na danych pochodzących z jednego okresu. Tym samym ukryta zostaje informacja o kształtowaniu się przemian płodności.

JAK NISKA MOŻE BYĆ DZIETNOŚĆ?

Przegląd teorii płodności dokonany przez Namboodiriego i Wei'a [1998] pod kątem oczekiwań formułowanych przez daną teorię co do spodziewanego minimalnego poziomu dzietności wskazuje, iż jedynie kilka spośród nich dopuszcza możliwość obniżenia się płodności do stałego poziomu zerowego. Większość demografów, formułujących wyjaśnienia przemian w zakresie płodności, zgodziłaby się natomiast z drugim zdaniem — cytowanej przez autorów wspomnianego artykułu — wypowiedzi J. Caldwell: „Z demograficznego punktu widzenia istnieją jedynie dwa rodzaje społeczeństw: jedno — w którym nieograniczona płodność przynosi korzyści ekonomiczne i drugie — gdzie płodność nie przynosi ekonomicznych korzyści. Z powodów biologicznych i psychologicznych to pierwsze nie charakteryzuje się rodzinami z nieskończoną liczbą dzieci, to drugie zaś rodzinami bezdzietnymi”.

Jakkolwiek z teoretycznego punktu widzenia minimalny poziom współczynnika dzietności całkowitej może przybrać wartość zero, przyjąć należy, iż niezależnie od okoliczności przynajmniej część kobiet i ich partnerów będzie pragnęła mieć potomstwo. Potrzeba macierzyństwa i ojcostwa może być spełniona już po wydaniu na świat jednego dziecka. Dlatego też A. Golini [1998] stwierdza, że minimalna przyszła wartość TFR to — w warunkach perfekcyjnej znajomości metod antykoncepcyjnych i zaspokojenia wspomnianych potrzeb jednym potomkiem — wartość równa udziałowi kobiet zamierzających urodzić dziecko. Włoski demograf proponuje dla formułowania hipotez odnośnie minimalnego, możliwego, poziomu dzietności w danej populacji odwołać się do badań określających plany prokreacyjne kobiet rozpoczynających życie rozrodcze, a dokładniej do frakcji kobiet planujących posiadanie potomka.

Wobec braku możliwości jednoznacznego określenia minimalnego poziomu dzietności odwołajmy się do zaobserwowanych w rzeczywistości w Europie najniższych wartości współczynnika dzietności teoretycznej [Council of Europe, 1999]. Bezapelacyjnie najniższym jego poziomem charakteryzuje się ludność zamieszkująca b. NRD. W roku 1994 TFR przybrał tam wartość 0,77, rok wcześniej 0,78, w okresie późniejszym począł rosnąć poprzez 0,84 w roku 1995, 0,95 w 1996 r. do 1,06 w 1998 r.

Nieco wyższe wartości współczynnika dzietności teoretycznej występowały w ostatnich latach (o ile nie zaznaczono inaczej dane z roku 1998) na Łotwie (1,09), w Bułgarii

(1,11, rok wcześniej 1,09), w Hiszpanii (1,14 w roku 1996), w Czechach (1,16) i we Włoszech (1,19). Wartości z przedziału 1,2—1,3 odnotowano ostatnio w Estonii (1,21), na Słowenii (1,23), w Rosji (1996 r. — 1,24), Białorusi (1,27) i Grecji (1,30). W kilku innych krajach współczynnik dzietności teoretycznej przybrał wartości niższe od 1,4.

Ogółem, połowa krajów europejskich to obszary, na których TFR osiągnął poziom niższy niż 1,5 dziecka. W roku 1990 jedynie w 8 państwach odnotowano taki poziom — były to głównie kraje Europy Południowej (Włochy, Hiszpania, Grecja, San Marino, Słowenia) i Środkowej (Austria, Niemcy). Obecnie do tego grona dołączyły przede wszystkim b. kraje socjalistyczne, w których w dekadzie lat 90. koszty transformacji ustrojowej i gospodarczej odcisnęły swe piętno również na poziomie dzietności. Spadek dzietności mierzonej TFR był tam szybki i drastyczny. Pomiędzy 1990 r. a 1998 r. współczynnik ów obniżył się: w Estonii z 2,05 na 1,21, w Bułgarii z 1,81 na 1,11, w Czechach z 1,89 na 1,16, w b. NRD z 1,52 na 1,04 (1997), na Łotwie z 2,02 na 1,09. Oznacza to spadek dzietności o ok. 35—45% w ciągu 8 lat.

FLUKTUACJE WSPÓŁCZYNNIKA DZIETNOŚCI TEORETYCZNEJ W POLSCE

W ostatnich kilkunastu latach poziom płodności stale (z wyjątkiem roku 1991) obniżał się również i w Polsce. Choć kierunek zmian był taki sam, jak w innych krajach dokonujących transformacji, mniejszy był ich zasięg. Ostatecznie pomiędzy rokiem 1988 a 1998 współczynnik dzietności całkowitej zmniejszył się o jedną trzecią (tabl. 1), od stanu zastępowalności pokoleniowej, dochodząc do wartości, której utrzymywanie się przez kilka dziesięcioleci groziłoby zmniejszeniem się liczebności polskiego społeczeństwa o połowę.

TABL. 1. WSPÓŁCZYNNIKI DZIETNOŚCI TEORETYCZNEJ W POLSCE

L a t a	Polska	Miasta	Duże miasta ^a	Wieś
1988	2,126	1,860	1,746	2,579
1989	2,078	1,817	1,690	2,506
1990	2,039	1,768	1,629	2,483
1991	2,049	1,758	1,629	2,526
1992	1,929	1,650	1,524	2,387
1993	1,847	1,588	1,481	2,273
1994	1,798	1,558	1,460	2,194
1995	1,611	1,401	1,310	1,958
1996	1,580	1,371	1,289	1,924
1997	1,508	1,305	1,231	1,843
1998	1,431	1,251	1,190	1,730

^a Miasta liczące 100 tys. i więcej mieszkańców.

Ź r ó d ł o: roczniki demograficzne i roczniki statystyczne demografii GUS z lat 1989—1999.

Porównując wielkości znajdujące się w tabl. 1 widać utrzymującą się różnicę pomiędzy dzietnością w miastach zamieszkałych przez co najmniej 100 tys. osób i tą na wsi. W analizowanym okresie wartość współczynnika dzietności teoretycznej z terenów wiejskich była o połowę wyższa od odnotowanej w dużych i wielkich miastach. Można zatem założyć, iż gdyby urbanizacja była w naszym kraju bardziej zaawansowana, jej konsekwencją byłby niższy od występującego w rzeczywistości poziom dzietności. Zwróćmy uwagę na fakt, iż polska wieś dopiero od roku 1995 nie jest w stanie zapewnić

prostej zastępowalności pokoleń, podczas gdy mieszkańcy miast w takiej sytuacji znajdują się nieprzerwanie od roku 1983.

Tym samym przypuszczać można, iż obszary silnie zurbanizowane charakteryzować się będą niskim poziomem dzietności, natomiast obszary o dużym odsetku ludności wiejskiej — poziomem wysokim. Zwraca zwłaszcza uwagę znaczna różnica w poziomie dzietności w miastach dzisiejszego woj. śląskiego — położone w niedalekiej odległości od siebie miasta Górnego Śląska i Zagłębia Dąbrowskiego zajmują ekstremalne (różniące się od siebie o 40%) wartości TFR (w grupie dużych i wielkich miast).

Z porównania rozpiętości ekstremalnych wartości współczynnika dzietności teoretycznej wynika, iż największa jest ona wśród ludności wiejskiej (wartość maksymalna stanowi 160—170% wartości minimalnej). Różnice pomiędzy ekstremalnymi poziomami dzietności w miastach są mniejsze (jedynie 40—50%), co świadczy, iż zachowania reprodukcyjne ludności miast są znacznie bardziej homogeniczne bądź też, iż ujednolicanie się wzorców prokreacyjnych rozpoczęło się na obszarach miejskich wcześniej.

ZMIANY KALENDARZA PŁODNOŚCI

Jak już wcześniej wspomniałem, spadek płodności mierzonej wartością współczynnika dzietności teoretycznej wynikać może nie tylko ze zmiany skłonności do posiadania potomstwa, ale również ze zmian kalendarza płodności. Podstawowym parametrem opisującym ów kalendarz jest średni wiek kobiety w chwili porodu dziecka.

Zgodnie z zaproponowaną przez Bongaarta i Feeney'a [1998] formułą, służącą do eliminacji zakłóceń w poziomie współczynnika dzietności teoretycznej, związanych ze zmianą przeciętnego wieku kobiet w chwili wydawania na świat potomka w celu otrzymania „czystego”, nieobciążonego zmianami kalendarza, TFR należy dokonać dezagregacji współczynnika do poziomu cząstkowych współczynników dzietności informujących o wpływie urodzeń danej kolejności na poziom dzietności. Następnie należy wyliczyć „czyste” cząstkowe współczynniki dzietności posługując się następującym wzorem:

$$\frac{TFR_i}{1 - r_i} = TFR_i^c$$

gdzie TFR_i to część współczynnika dzietności teoretycznej zależna od występowania urodzeń i -tej kolejności w danym roku, r_i to różnica pomiędzy przeciętnym wiekiem w chwili urodzenia dziecka i -tej kolejności w danym roku i w roku poprzednim, zaś TFR_i^c to skorygowana poprzez uwzględnienie zmian kalendarza płodności część TFR zależna od urodzeń i -tej kolejności. Pozostaje jedynie zsumować obliczone cząstkowe współczynniki dzietności teoretycznej, aby otrzymać ogólny współczynnik TFR z uwzględnieniem zmiany kalendarza.

Jako przykład wpływu zmiany przeciętnego wieku matek w chwili porodu przywołajmy dane [Bongaarts, 1999] mówiące o tym, iż po eliminacji zakłóceń wynikających z tychże zmian TFR obliczony dla lat 1985—1989 wyglądał następująco: Francja — 2,21 zamiast 1,81, Niderlandy — 1,90 zamiast 1,54, W. Brytania — 1,92 w miejsce 1,80, Norwegia — 2,05 zamiast 1,78. W tych krajach, wskutek odkładania na później decyzji prokreacyjnych — co pociągało za sobą wyższy wiek matek w chwili porodu danej

kolejności — rzeczywisty, nadający się do porównań poziom dzietności był w rzeczywistości znacznie wyższy niż wynikałoby to z danych „surowych”.

Przyjrzyjmy się, jakim przemianom podlegał wiek polskich matek w trakcie badanego okresu. Roczniki demograficzne publikowane przez GUS nie operują pojęciem przeciętny wiek w chwili porodu danej kolejności, lecz jedynie wiekiem środkowym (mediana — a zatem miarą pozycyjną, nie zaś klasyczną), co uniemożliwia posłużenie się przedstawioną formułą Bongaarta-Feeney'a. Tym niemniej, zestawilem wiek środkowy oraz wiek przeciętny dla ogółu urodzeń, aby można było porównać zmiany tychże wielkości w latach 1988—1998.

TABL. 2. WIEK ŚRODKOWY (MEDIANA) I WIEK PRZECIĘTNY MATEK RODZĄCYCH DZIECI DANEJ RANGI

L a t a	Wiek średni ogółem	Mediana wieku według rangi urodzenia				
		ogółem	pierwsze	drugie	trzecie	czwarte
1988	26,4	26,3	23,1	26,5	29,2	31,3
1989	26,3	26,1	23,0	26,5	29,3	31,4
1990	26,3	26,0	23,0	26,4	29,5	31,6
1991	26,3	25,9	22,9	26,3	29,5	31,7
1992	26,4	25,7	22,6	26,0	29,5	31,7
1993	26,6	25,8	22,6	26,0	29,6	32,1
1994	26,8	25,9	22,7	26,1	29,7	32,2
1995	26,9	25,8	22,8	26,3	29,8	32,2
1996	26,9	25,9	22,9	26,5	29,9	32,3
1997	26,9	25,9	23,1	26,7	30,0	32,4
1998	26,9	25,9	23,2	26,8	30,1	32,4

Ź r ó d ł o: roczniki demograficzne i roczniki statystyczne demografii GUS z lat 1989—1999 [Council of Europe, 1998].

Widoczne jest występujące, począwszy od 1993 r., powolne podwyższanie się mediany wieku matek w chwili porodu danej rangi. Przeciętny wiek matek rodzących zaczął wzrastać już rok wcześniej, co wynikało zapewne z występującego w latach 90. powolnego wzrostu wagi urodzeń pierwszej i drugiej kolejności, a przede wszystkim ze „starzenia” się płodności (wzrostu znaczenia dla reprodukcji płodności kobiet w wieku 25 i więcej lat, głównie wskutek obniżania się płodności wśród kobiet młodszych).

Przypomnijmy, iż płodność nastolatek (15—19 lat) w roku 1998 stanowiła 59,4% poziomu z roku 1990, w przypadku kobiet starszych wielkości te stanowiły odpowiednio: 20—24 lat — 56,1%, 25—29 lat — 79,2%, 30—34 lat — 89,1%, 35—39 lat — 86,9%. W rezultacie zmniejszył się udział urodzeń matek młodych i bardzo młodych: kobiety mające mniej jak 20 lat odpowiadały za 8,0% urodzeń w 1990 r. i 7,7% w 1998 r., mające 20—24 lat — odpowiednio 36,3% i 35,3%. Zwiększała się natomiast przede wszystkim frakcja dzieci rodzonych przez kobiety starsze w wieku 25—29 lat — z 29,2% na 31,2%.

W ostatnich latach podwyższaniu się średniemu wiekowi matek przeciwdziałało ograniczanie liczby i udziału urodzeń wyższej kolejności, wydawanych na świat przez starsze kobiety. Zmiany te przekładały się na wzrost średniego wieku matki rodzącej dziecko danej kolejności i prowadziły do zniekształceń (spadku) współczynnika dzietności

teoretycznej. Waga omawianego zagadnienia sprawia, iż skala wpływu zmian kalendara na poziom płodności w Polsce wymaga szczegółowych badań.

MINIMALNY POZIOM DZIETNOŚCI W PRZYSZŁOŚCI

Chcąc oszacować najniższą możliwą do osiągnięcia w najbliższej przyszłości wartość współczynnika diety teoretycznej w Polsce, spróbujmy dokonać obliczeń podobnych do wykonanych przez A. Goliniego [1998], przyjmując, iż minimalny poziom TFR wynika z wystąpienia najniższych rzeczywistych natężeń płodności notowanych w poszczególnych grupach wieku wśród Polek zamieszkujących obszary miejskie i wiejskie w roku 1998.

TABL. 3. MINIMALNE, ODNOTOWANE W POSZCZEGÓLNYCH GRUPACH WIEKU, WSPÓLCZYNNIKI PŁODNOŚCI I ODPWIADAJĄCE IM WSPÓLCZYNNIKI DZIETNOŚCI CAŁKOWITEJ W POLSCE W 1998 R. (w nawiasach nazwy województw, w których wystąpiła dana wartość)

Obszar	15—19	20—24	25—29	30—34	35—39	40—44	45—49	TFR
P o l s k a	12,2	64,8	77,3	39,1	13,5	2,8	0,0	1,05
Miasta	10,6	60,9	76,3	39,0	13,3	2,3	0,0	1,01
Duże miasta	11,0	54,0	63,7	31,3	12,2	1,4	0,0	0,87
	Białystok	Warszawa	Sosnowiec	Dąbrowa Gómicza	Dąbrowa Gómicza	Płock	(kilka miast)	
Wieś	13,8	92,1	81,4	39,2	15,7	3,9	0,0	1,23

Źródło: Rocznik Demograficzny 1999 i obliczenia własne.

Otrzymane wyniki są znacznie wyższe od rezultatów badania włoskiego badacza, zarówno tych opartych na płodności włoskiej prowincji Ferrara (TFR równy 0,80), jak i na minimalnej płodności odnotowanej w różnych krajach świata w latach 1990—1995 (0,72, przy czym w większości grup wieku minimalne natężenie płodności pochodziło z Bułgarii). Jedyne różnica pomiędzy wspomnianymi wynikami a współczynnikiem diety teoretycznej dla dużych i wielkich polskich miast nie jest nazbyt duża. Obliczona wartość TFR dla całego kraju stanowi jedynie połowę wartości, która zapewnia prostą zastępowalność pokoleń, w przypadku zaś dużych miast jedynie jej 40%.

Oczywiście, nikt odpowiedzialny nie będzie twierdzić, iż przyszła ewolucja poziomu diety mierzonej za pomocą okresowego współczynnika diety teoretycznej postępować będzie po trajektorii, której asymptotę wyznaczają wartości zamieszczone w tabl. 3.

Jaka zatem będzie w przyszłości ewolucja poziomu płodności w Polsce? Aczkolwiek trudno jest jednoznacznie odpowiedzieć na tak sformułowane pytanie, to pośredniej odpowiedzi udzielić może analiza takich czynników zmniejszających skłonność do posiadania potomstwa, jak: poziom edukacji kobiet (a zwłaszcza frakcja osób młodych kontynuujących zdobywanie wykształcenia), aktywność zawodowa kobiet czy częstość występowania rozwodów i separacji. W opinii R. Lesthaege i P. Willemsa [1999] te czynniki zadecydują o przyszłej ewolucji płodności w krajach Unii Europejskiej, zmniejszając istniejące dziś dysproporcje pomiędzy Południem odznaczającym się relatywnie niskim poziomem aktywności zawodowej i edukacji kobiet a bardziej rozwiniętą pod tym względem Północą.

Patrząc z tej perspektywy oczekiwać należy, iż w Polsce upowszechnienie się wykształcenia wyższego oraz rosnąca liczba rozwodów będą czynnikami, które w najbliższych latach spowodują dalsze ograniczanie liczby potomstwa i/lub opóźnianie chwili jego wydania na świat. Utrzymywanie się relatywnie niskiej wartości płac pociąga za sobą konieczność wykonywania przez kobiety pracy zawodowej w pełnym wymiarze w celu zapewnienia rodzinie znośnych warunków życia, co wymusi wysoki poziom aktywności zawodowej kobiet w wieku rozrodczym. Najprawdopodobniej zatem z rynku pracy brak będzie bodźców stymulujących wzrost płodności.

Wnioski

Mówiąc o niskiej płodności i dzietności na podstawie współczynnika dzietności teoretycznej pamiętać musimy, iż kształtuje się on pod wpływem zarówno zmian ilościowych, jak i jakościowych (kalendarz płodności). Zmiany kalendarza płodności, jakie mają miejsce od wielu lat tak w Europie, jak i w Polsce, powodują, iż przez lata nieuzasadnione były alarmistyczne wizje rozpowszechniane przez co bardziej pesymistycznych obserwatorów przemian demograficznych. Dzietność bowiem kolejnych generacji kończących okres rozrodczy ulegała jedynie niewielkim spadkom. Tym niemniej utrzymywanie się niskiego poziomu płodności i dzietności teoretycznej przez wiele lat (a tym samym przekształcanie się TFR w kohortowe współczynniki dzietności całkowitej) prowadzi do coraz większego urealniania się — katastroficznych niekiedy — przepowiedni. A brzmią one niejednokrotnie niczym *science-fiction*, a niekiedy jak horror. Czy może być jednak inaczej, jeśli przy założeniu utrzymywania się obecnego współczynnika dzietności teoretycznej we Włoszech roku 2100 zamiast dzisiaj zamieszkujących ten kraj 57 mln osób, żyć będzie jedynie 20 mln, w tym 66% w wieku 65 lat i więcej [Sartor, 1999]!?

Tym samym — przy założeniu braku rekompensującej ubytek naturalny imigracji — na znacznych obszarach Europy wystąpiłaby implozja demograficzna o niekiedy trudnych do wyobrażenia konsekwencjach społecznych i ekonomicznych, choćby w dziedzinie budownictwa i rynku nieruchomości [opisane przez Chesnais, 1997] czy w dziedzinie ubezpieczeń społecznych — nawet po wprowadzeniu kapitalizacji składek [Düll, 1998].

Zważywszy na długotrwałość utrzymywania się niskiej płodności w krajach Europy Południowej i w krajach niemieckojęzycznych oczekiwać należy, iż to one pierwsze borykać się będą z trudnościami wynikającymi z niskiej dzietności. Problem ten staje również coraz wyraźniej przed b. państwami socjalistycznymi. W naszej części Europy bowiem tempo spadku płodności było zawrotne, zaś osiągnięty poziom — w niektórych przynajmniej przypadkach — jest bez precedensu. W połączeniu ze złym stanem zdrowia ludności państw b. Układu Warszawskiego sytuacja taka prowadziła do występowania w latach 90. nienotowanego w XX w. w okresie pokoju spadku liczby mieszkańców [Jagielski, 1998].

Kończąc wypada wyrazić nadzieję, iż przyszła ewolucja płodności uczyni rozważania takiego typu jak ten szkic materiałem wyjściowym dla „demografiki” [Kuijsten, 1999], świadczącym o godnej literatury wyobraźni współczesnych demografów. W przeciwnym wypadku, w sytuacji utrzymywania się przez długi okres reprodukcji zawężonej na poziomie takim jak choćby w dzisiejszej Polsce, społeczeństwa doświadczające tak niskiej płodności staną się społeczeństwami nękanymi przez rozliczne kryzysy o trudnych do zwalczania przyczynach, zaś poziom płodności stać się może pozytywnym wyznacznikiem „bogactwa narodów”.

LITERATURA

- [1] Bongaarts J., Feeney G., 1998, *On the tempo and quantum of fertility*, „Population and Development Review”, vol. 24, nr 2
- [2] Bongaarts J., 1999, *Fertility decline in the developed world: Where will it end*, „American Economic Review”, vol. 89, nr 2
- [3] Chesnais J.-C., 1997, *Les racines démographiques de la déflation*, „Problemes économiques”, nr 2.544
- Council of Europe, 1999, *Recent demographic development*, Strasbourg
- [4] Düll N., 1998, *Population Ageing and German Economic Performance*, w: Bosworth B., Burtless G. (eds.), *Aging Societies. The Global Dimension*, NBER, Brookings Institution Press, Washington, D.C.
- [5] Golini A., 1998, *How low can fertility be? An empirical exploration*, „Population and Development Review”, vol. 24, nr 1
- [6] Jagielski A., 1998, *Implozja demograficzna w Europie Środkowej i Wschodniej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 4
- [7] Kuijsten A., 1999, *Demografiction*, w: Kuijsten A., de Gans H., de Feijter H. (eds.), *The joy of demography ... and other disciplines. Essays in honour of Dirk van de Kaa*, Thela-Thesis, Amsterdam
- [8] Lesthaeghe R., Willems P., 1999, *Is low fertility a temporary phenomenon in the European Union?*, „Population and Development Review”, vol. 25, nr 2
- [9] Namboodiri K., Wei L., 1998, *Fertility theories and their implications regarding how low can low fertility be*, „Genus”, vol. LIV, nr 1—2
- [10] Rosset E., 1987, *Teoria przejścia demograficznego. Jej logika, technika i perspektywy*, w: Rosset E., Billig W., *Studia nad teoriami ludnościowymi*, „Monografie i Opracowania”, nr 228, SGPiS, Warszawa
- [11] Sartor N., 1999, *Generational accounts for Italy*, w: Auerbach A.J., Kotlikoff L.J., Leibfritz W. (eds.), *Generational accounting around the world*, NBER, University of Chicago Press, Chicago

INFORMACJE. PRZEGLĄDY. RECENZJE

Krzysztof R. Mazurski: „Ekonomiczne aspekty regionalistyki. Zarys problematyki”

Oficyna Wydawnicza Oddziału Wrocławskiego PTTK, Sudety 2000

Publikacja jawi się jako zapowiedź większej monografii, o czym świadczy drugi trzon tytułu, a potwierdza spis treści. Całość opracowania jest zawarta w 3 rozdziałach. Pierwsze dwa, bardzo przydatne dla zainteresowanych regionalistyką, są napisane językiem zwięzłym i oszczędnym.

W rozdziale pierwszym *Przestrzeń w ujęciu ekonomicznym* — przedstawiono pojęcia. Ich prezentację Autor rozpoczął od interesujących rozważań nad dwiema rozdzielnymi kategoriami, jakimi są: przestrzeń i czas. Przy omawianiu ładu przestrzennego zwraca uwagę dla porządku terminologicznego na pojęcie „rozwoju równoważonego”, często mylone z „rozwojem zrównoważonym”. Wiele uwagi przy tej okazji poświęcono zagadnieniu zasobów środowiska geograficznego.

Dla praktyków bardzo użyteczny wydaje się podrozdział pt.: *Ocena działań przestrzennych*, w którym zestawiając procedury oceny efektywności w gospodarce przestrzennej wskazuje się na konkretne wskaźniki i mierniki efektywności inwestycji. Są

