Iwona Roeske-Słomka

ZMIENNOŚĆ WPŁYWU DOCHODU NA DZIETNOŚĆ RODZIN W ŚWIETLE TESTU RÓWNOLEGŁOŚCI

Celem niniejszego artykułu jest prezentacja niektórych wyników otrzymanych w ramach szerszego badania prowadzonego na materiałach ogólnopolskich badań budżetów rodzin, a także na tle tych wyników, wskazanie na pewne niedogodności klasycznej analizy regresji jako narzędzia badania związku cech.

Empiryczne wykrywanie związku dochodu z dzietnością stanowi jeden z aspektów poszukiwawczych ogólnej tezy badawczej o współzależności rozwoju demograficznego i ekonomicznego. Teza ta, może być weryfikowana zarówno w skali makro jak i mikro oraz przy postawieniu w roli zmiennych objaśniających wzrost demograficzny (w skali mikro - dzietność) także innych niż dochód wskaźników wzrostu gospodarczego[1].

W tzw. ekonomicznych teoriach dzietności dochód pełni priorytetową rolę. Wynika ona stąd, iż dochód będąc źródłem utrzymania, stanowi jednocześnie ekonomiczną podstawę realizacji określonego stylu życia, na który składają się także zachowania prokreacyjne. Z tego też powodu dochód traktuje się jako element uruchamiający i kontrolujący działanie mechanizmu konkurencyjności w dziedzinie procesów behawioralnych[2]. Jakkolwiek obserwuje się tendencję do unifikacji zachowań we wszystkich dziedzinach życia, w czym istotną rolę pełnią środki masowego przekazu, to z drugiej strony podkreśla się, iż nie ma jakiegoś jednego wzorca stylu życia. Po-

---

[1] Zob. A. Sokołowski, K. Zając, Rozwój demograficzny a rozwój gospodarczy, PWE, Warszawa 1987.

[2] Zob. np. H. Leibenstein, Rozwój i zacofanie gospodarcze. Studia z teorii rozwoju gospodarczego, PWN, Warszawa 1963, s. 180-191, G.S. Becker, An Economic Analysis of Fertility, w: Demographic and Economic Change in Developed Countries, Princeton University Press, Princeton 1960, s. 209-231, J. Blake, Income and Reproductive Motivation, "Population Studies" 1967, nr. 3, s. 185-208.

szczególne grupy społeczne zróżnicowane pod względem rozmaitych cech, charakteryzują się w mniejszym bądź w większym stopniu zróżnicowanymi stylami życia[3]. Do podstawowych zmiennych różnicujących w obrębie ogólnej tendencji do uniformizacji dzietności zachowania prokreacyjne rodzin zalicza się: staż małżeński (bądź wiek kobiet), poziom wykształcenia i miejsce zamieszkania[4].

W podjętym badaniu, którego zadaniem jest wniesienie wkładu do poszukiwań zmierzających do rozstrzygnięcia dylematu: dodatnia czy ujemna zależność dzietności od dochodu, wykorzystano materiały pochodzące z ogólnopolskich badań budżetów rodzin przeprowadzonych przez GUS. Długość trwania związku małżeńskiego, poziom wykształcenia głowy gospodarstwa domowego oraz charakter i klasę miejscowości zamieszkania przyjęto jako kryteria klasyfikacyjne rodzin. W odniesieniu do każdej z wyodrębnionych na podstawie tych trzech cech, subpopulacji rodzin poddanych badaniu budżetów w latach 1975 i 1983, posłużono się rachunkiem korelacji i regresji w celu opisania zależności dzietności od dochodu.

Jakkolwiek subpopulacje w odniesieniu do których stwierdzono, że związek dochodu z dzietnością jest statystycznie istotny, stanowiły zarówno w 1975 jak i w 1983 r. mniejszą część ogólnej liczby subpopulacji, to na podkreślenie zasługuje fakt, iż w większości były to subpopulacje o takich samych wariantach cech[5]. I tak, statystycznie istotny związek dochodu z dzietnością o charakterze dodatnim, w 1975 i 1983 r. stwierdzono w subpopulacjach o najdłuższym spośród wyodrębnionych okresie trwania małżeństwa, a ponadto cechujących się:

- wyższym, średnim, zasadniczym oraz podstawowym wykształceniem głowy gospodarstwa domowego i zamieszkałych w miastach ponad 100-tysięcznych, (subpopulacje: 4.1.1., 4.2.1., 4.3.1., 4.4.1.),
- średnim oraz podstawowym wykształceniem głowy gospodarstwa domowego i zamieszkałych w miastach liczących 20-100 tys. ludności, (subpopulacje: 4.2.2., 4.4.2.),
- średnim, zasadniczym oraz podstawowym wykształceniem głowy gospodarstwa domowego i zamieszkałych w miastach liczących poniżej 20 tys. ludności, (subpopulacje: 4.2.3., 4.3.3., 4.4.3.),
- podstawowym wykształceniem głowy gospodarstwa domowego i mieszkających na wsi, (subpopulacja: 4.4.4.).

---

[3] A. Siciński, Problemy przemian stylu życia w Polsce, w: Badania nad wzorami konsumpcji, PAN-Ossolineum 1977, s. 298 i nast., J. Sikorska, Społeczno-ekonomiczne zróżnicowanie wzorów konsumpcji w pracowniczych gospodarstwach domowych, PAN-Ossolineum 1979, s. 111-161.

[4] Zob. M. Okólski, Dynamizm ludnościowy Polski w latach 1971-1990 i jego uwarunkowania, PTE, Warszawa 1981, s. 64 i 71 oraz S. Borowski, Szkice z teorii reprodukcji ludności, Ossolineum 1983, Wrocław-Warszawa-Kraków-Gdańsk-Łódź 1983, s. 494, 515-530, 576, 577.

[5] Zob. I. Roeske-Słomka, Modele regresji liniowej dzietności rodzin względem dochodu, Ruch Prawniczy, Ekonomiczny, Socjologiczny, 1988, z. 2, s. 225-236.

W związku z powyższymi ustaleniami, wyłaniają się dwa zagadnienia. Po pierwsze, czy różnice ocen parametrów modeli regresji liniowej opisujących zależności dzietności od dochodu w powyższych subpopulacjach, były w 1975 i 1983 r. statystycznie istotne. Innymi słowy, czy poziom wykształcenia głowy gospodarstwa domowego oraz charakter i klasa miejscowości zamieszkania, różnicowały istotnie siłę wpływu dochodu na dzietność. Jeżeli tak, to czy tendencje te były podobne w 1975 i 1983 r.? Po drugie, czy różnice ocen współczynników regresji dla subpopulacji o tych samych wariantach cech w 1975 i 1983 r. są statystycznie istotne? Jakkolwiek udzielenie odpowiedzi na drugie pytanie, nie wymaga w zasadzie tak jak w przypadku pierwszego pytania, zastosowania szczegółowej, statystycznej procedury weryfikacyjnej, gdyż wynika ono z dynamicznego ujęcia pieniężnego charakteru zmiennej objaśniającej, ale interesujące może być tutaj tempo zmian ocen współczynników regresji. Rozwiązanie obu tych zagadnień, przeprowadzimy więc w oparciu o test równoległości.

Jak wiadomo, hipoteza zerowa w teście tym głosi, że dwa współczynniki regresji liniowej są sobie równe, przy hipotezie alternatywnej, iż różnica między nimi jest statystycznie istotna. Weryfikację hipotezy zerowej przeprowadza się na odpowiednim poziomie ufności, wynoszącym tutaj 0,95 oraz przy $n_1 + n_2 - 4$ stopniach swobody, stosując test t-Studenta:

$$t_e = \frac{b_1 - b_2}{s_{b_1 - b_2}} \qquad (1)$$

gdzie:

b_1, b_2 stanowią oceny współczynników dwóch modeli regresji liniowej, określających o ile przeciętnie zmieni się zmienna objaśniana, jeżeli zmienna niezależna wzrośnie o jednostkę,

$s_{b_1-b_2}$ stanowi błąd standardowy oceny zmiennej losowej b_1-b_2 określony wzorem:

$$s_{b_1-b_2} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n_1}(y_{i1}-y'_{i1})^2 + \sum_{i=1}^{n_2}(y_{i2}-y'_{i2})^2}{n_1 + n_2 - 4}\left(\frac{1}{\sum_{i=1}^{n_1}(x_{i1}-\bar{x}_1)^2} + \frac{1}{\sum_{i=1}^{n_2}(x_{i2}-\bar{x}_2)^2}\right)}$$

n_1, n_2 to liczebności prób do których odnoszą się oceny współczynników regresji b_1, b_2.

Hipotezę zerową o równości dwóch współczynników regresji odrzucamy, jeżeli obliczona według podanego wzoru bezwzględna wartość statystyki t, jest większa bądź równa jej wartości teoretycznej, odczytanej z tablic wartości krytycznych rozkładu t-Studenta, na poziomie istotności 0,05 i przy liczbie stopni swobody wynoszącej n_1+n_2-4.

Zastosowanie powyżej nakreślonej procedury weryfikacyjnej, pozwala stwierdzić, zarówno na podstawie ustaleń dla roku 1975 jak i 1983, że

Tabela 1

Szacunki parametrów dla testu równoległości, liniowej regresji dzietności względem dochodu w subpopulacjach małżeństw trwających ponad 13 lat, według poziomu wykształcenia i miejsca zamieszkania

Subpopulacje	1975				1983			
	$b_1 - b_2$	$s_{b_1 - b_2}$	t_e	t_t	$b_1 - b_2$	$s_{b_1 - b_2}$	t_e	t_t
4.1.1. - 4.2.1.	0,0013332	0,00194935	0,6839	1,97	0,0003909	0,00057445	0,6805	1,96
4.1.1. - 4.3.1.	0,0037855	0,00276586	1,3686	1,97	0,0016018	0,00075498	2,1216	1,96
4.1.1. - 4,4.1.	0,0079217	0,00209761	3,7766	1,97	0,0014550	0,00084852	1,7148	1,96
4.2.1. - 4.3.1.	0,0024523	0,00280713	0,8736	1,97	0,0019927	0,00061644	3,2328	1,96
4.2.1. - 4.4.1.	0,0065885	0,00218174	3,0199	1,97	0,0018459	0,00073484	2,5121	1,96
4.2.1. - 4.2.2.	0,0023136	0,00251396	0,9203	1,97	0,0017787	0,00070000	2,5410	1,96
4.3.1. - 4.4.1.	0,0041362	0,00284604	1,4533	1,97	0,0001468	0,00087177	0,1684	1,96
4.4.1. - 4.4.2.	0,0027671	0,00257681	1,0739	1,97	0,0021395	0,00108166	1,9779	1,96
4.4.1. - 4.4.3.	0,0058684	0,00291032	2,0164	1,97	0,0041830	0,00189472	2,2077	1,97
4.4.1. - 4.4.4.	0,0156519	0,00390896	4,0042	1,97	0,0009241	0,00094339	0,9795	1,96
4.2.2. - 4.4.2.	0,0070420	0,00297825	2,3644	1,97	0,0022067	0,00098994	2,2292	1,96
4.2.2. - 4.2.3.	0,0038652	0,00350142	1,1039	1,97	0,0002793	0,00142828	0,1955	1,96
4.4.2. - 4.4.3.	0,0031013	0,00333466	0,9300	1,97	0,0020435	0,00198242	1,0308	1,97
4.4.2. - 4.4.4.	0,0128848	0,00453541	2,8409	1,97	0,0030636	0,00105830	2,8948	1,96
4.2.3. - 4.3.3.	0,0042325	0,00416653	1,0158	1,98	0,0012670	0,00218632	0,5795	1,97
4.2.3. - 4.4.3.	0,0062781	0,00394588	1,5910	1,97	0,0039709	0,00261533	1,5183	1,97
4.4.3. - 4.4.4.	0,0097835	0,00488671	2,0021	1,97	0,0051071	0,00212602	2,4022	1,96

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych pochodzących z ogólnopolskich badań budżetów rodzin przeprowadzonych przez GUS w latach 1975 i 1983.

Uwaga: Pierwszy symbol określa długość trwania związku małżeńskiego - tutaj powyżej 13 lat, drugi - poziom wykształcenia głowy gospodarstwa domowego: 1 - wyższe, 2 - średnie, 3 - zasadnicze, 4 - podstawowe, trzeci - klasę miejscowości zamieszkania: 1 - miasta ponad 100-tysięczne, 2 - miasta od 20 do 100 tys. ludności, 3 - miasta poniżej 20 tys. ludności, 4 - wieś.

w miastach liczących ponad 100 tys. ludności, nie ma statystycznie istotnej różnicy we wpływie wzrostu dochodu na wzrost liczby dzieci, między subpopulacjami z wyższym a średnim poziomem wykształcenia głowy gospodarstwa domowego (subpopulacje 4.1.1. i 4.2.1.) oraz zasadniczym a podstawowym wykształceniem głowy gospodarstwa domowego (subpopulacje 4.3.1. i 4.4.1.). W tym środowisku natomiast, różnica ta, okazała się stytystycznie istotna między subpopulacjami ze średnim a podstawowym wykształceniem głowy gospodarstwa domowego (subpopulacje 4.2.1. i 4.4.1.). Statystycznie istotna różnica, we wpływie dochodu na dzietność, między subpopulacjami ze średnim oraz podstawowym wykształceniem głowy gospodarstwa domowego utrzymuje się także w miastach liczących 20-100 tys. ludności (subpopulacje 4.2.2., 4.4.2.), podczas gdy w miastach liczących poniżej 20 tys. mieszkańców była ona już statystycznie nieistotna (subpopulacja 4.2.3. i 4.4.3.), podobnie jak między subpopulacjami ze średnim oraz zasadniczym wykształceniem głowy gospodarstwa domowego (4.2.3. i 4.3.3.).

Z punktu widzenia poziomu wykształcenia głowy gospodarstwa domowego, różnica we wpływie dochodu na dzietność, w rozpatrywanych latach, okazała się statystycznie nieistotna w przypadku średniego oraz podstawowego wykształcenia, między subpopulacjami zamieszkałymi w miastach liczących 20-100 tys. ludności a zamieszkałymi w miastach liczących poniżej 20 tys. mieszkańców (subpopulacje 4.2.2. i 4.2.3. oraz 4.4.2. i 4.4.3.). Natomiast w przypadku podstawowego wykształcenia głowy gospodarstwa domowego, różnice te okazały się statystycznie istotne między subpopulacjami mieszkającymi w miastach ponad 100-tysięcznych a mieszkającymi w miastach liczących poniżej 20 tys. ludności (subpopulacja 4.4.1. i 4.4.3.) oraz między mieszkającymi w miastach liczących 20-100 tys. ludności a mieszkającymi na wsi (subpopulacja 4.4.2. i 4.4.4.) a także między mieszkającymi w miastach liczących poniżej 20 tys. ludności a mieszkającymi na wsi (subpopulacja 4.4.3. i 4.4.4.).

Z powyższych ustaleń wynika wniosek, że charakter i klasa miejscowości zamieszkania, istotnie różnicują siłę wpływu dochodu na dzietność w przypadku małżeństw z niższymi poziomami wykształcenia (subpopulacje 4.4.1.-4.4.3., 4.4.2.-4.4.4., 4.4.3.-4.4.4.). Natomiast istotne różnice we wpływie dochodu na dzietność między subpopulacjami z niższymi a wyższymi poziomami wykształcenia. uwidoczniają się raczej w dużych środowiskach miejskich (subpopulacje 4.2.1. i 4.4.1. oraz 4.2.2. i 4.4.2.).

Z danych zawartych w tabeli 2 wynika, że różnice w ocenach współczynnika b dla subpopulacji o takich samych wariantach cech w 1975 i 1983 r. są statystycznie istotne. Zastosowana w tym względzie procedura weryfikacji statystycznej, oparta na teście równoległości, jest do pewnego stopnia zwykłą formalnością, gdyż uzyskanie takiego wyniku wydaje się z góry oczywiste. Nie trudno bowiem przewidzieć, iż różnice ocen współczynników regresji b określających o ile przeciętnie zmieni się zmienna objaśniana jeżeli zmienna niezależna wzrośnie o jednostkę, okażą się statystycznie istotne, jeżeli uświadomi się fakt, że zmienną niezależną jest dochód wyrażony w jednostkach pieniężnych, których siła działania, zwłaszcza dla

się miejscowości zamieszkania: 1 - miasta ponad 100-tysięczne, 2 - miasta od 20 do 100 tys. ludności, 3 - miasta poniżej 20 tys. ludności, 4 - wieś.

Tabela 2

Szacunki parametrów dla testu równoległości liniowej regresji dzietności względem dochodu w jednorodnych pod względem długości trwania związku małżeńskiego, poziomu wykształcenia i miejsca zamieszkania subpopulacjach rodzin z 1975 i 1983 roku

Subpopulacja	b		$b_1 - b_2$	$s_{b_1 - b_2}$	t_e	t_t	Średnioroczne tempo spadku współczynnika b w %
	1975	1983					
4.1.1.	0,0074148	0,0012687	0,0061461	0,00154272	3,9840	1,97	24,7
4.2.1.	0,0087480	0,0008778	0,0078702	0,00172336	4,5667	1,96	33,3
4.3.1.	0,0112003	0,0028705	0,0083298	0,00281957	2,9542	1,96	18,5
4.4.1.	0,0153365	0,0027237	0,0126128	0,00205669	6,1325	1,96	24,1
4.2.2.	0,0110616	0,0026565	0,0084051	0,00218174	3,8525	1,97	19,5
4.4.2.	0,0181036	0,0048632	0,0132404	0,00253179	5,2296	1,97	17,8
4.2.3.	0,0149268	0,0029358	0,0119910	0,00331058	3,6220	1,98	22,5
4.3.3.	0,0191593	0,0042028	0,0149565	0,00402119	3,7194	1,97	20,9
4.4.3.	0,0212049	0,0069067	0,0142982	0,00358329	3,9902	1,97	15,1
4.4.4.	0,0309884	0,0017996	0,0291888	0,00397366	7,3454	1,96	42,7

Źródło: jak w tabeli 1
Uwaga: jak w tabeli 1

okresów dość odległych od siebie jest różna. Przytoczone w tabeli 2 oceny współczynników regresji b, określają dla poszczególnych subpopulacji, przeciętnie wyższą dzietność w związku z wyższym dochodem o 100 zł w skali roku. Dokonując prostego przeliczenia otrzymujemy, że wyższy miesięczny dochód o sto zł wiązał się przeciętnie z wyższą dzietnością w subpopulacjach o długości trwania związku małżeńskiego ponad 13 lat, a ponadto cechujących się:

- wyższym wykształceniem głowy gospodarstwa domowego i mieszkających w miastach liczących ponad 100 tys. ludności, w 1975r. o 0,089 a w 1983 r. o 0,015,
- średnim wykształceniem głowy gospodarstwa domowego i mieszkających w miastach ponad 100-tysięcznych, w 1975 r. o 0,105 a w 1983 r. o 0,011,
- zasadniczym wykształceniem głowy gospodarstwa domowego i mieszkających w miastach ponad 100-tysięcznych, w 1975 r. o 0,134 a w 1983 r. o 0,034,
- podstawowym wykształceniem głowy gospodarstwa domowego i mieszkających w miastach ponad 100-tysięcznych, w 1975 r. o 0,184 a w 1983 r. o 0,033,
- średnim wykształceniem głowy gospodarstwa domowego i mieszkających w miastach liczących od 200 do 100 tys. ludności, w 1975 r. o 0,133 a w 1983 r. o 0,032,
- podstawowym wykształceniem głowy gospodarstwa domowego i mieszkających w miastach liczących od 20 do 100 tys. ludności, w 1975 r. o 0,217 a w 1983 r. o 0,058,
- średnim wykształceniem głowy gospodarstwa domowego i mieszkających w miastach liczących poniżej 20 tys. ludności, w 1975 r. o 0,179 a w 1983 r. o 0,035,
- zasadniczym wykształceniem głowy gospodarstwa domowego i mieszkających w miastach liczących poniżej 20 tys. ludności, w 1975 r. 0,230 a w 1983 r. o 0,050,
- podstawowym wykształceniem głowy gospodarstwa domowego i mieszkających w miastach liczących poniżej 20 tys. ludności, w 1975 r. o 0,254 a w 1983 r. o 0,083,
- podstawowym wykształceniem głowy gospodarstwa domowego i mieszkających na wsi, w 1975 r. o 0,372 a w 1983 r. o 0,022.

Powyższe obliczenia nie tylko potwierdzają przypuszczenie, że siła wpływu jednostkowego wzrostu dochodu na przeciętny wzrost liczby dzieci w 1983 r. spadła w porównaniu z 1975 r., ale z obliczeń tych wynika także, iż spadek ten był zróżnicowany w zależności od poziomu wykształcenia i miejsca zamieszkania.

Miernikiem prędkości zmian parametrów strukturalnych modelu może być wzór:

$$H = \frac{\sum_{c}^{k} |\Delta b_i|}{k/t - t_0 /} \qquad (3)$$

w którym Δb_i oznacza zmianę wartości parametru b_i na odcinku $[t, t_0]$. Wielkość H interpretuje się jako przeciętną zmianę jednego parametru na jednostkę czasu[6]. W naszym badaniu otrzymano H = 0,00158798 co oznacza, że w latach 1975-1983 wyższy roczny dochód rodzin o 100 zł wiązał się co roku z przeciętnie niższym wzrostem dzietności o 0,00159 co w skali miesięcznej oznacza, iż wyższy miesięczny dochód o 100 zł wiązał się co roku ze spadkiem wzrostu dzietności przeciętnie o 0,0191 co stanowi przeciętny roczny spadek wzrostu dzietności w latach 1975-1983 o około 20% w związku z wyższym miesięcznym dochodem rodzin o tysiąc zł.

Obliczone natomiast według średniej geometrycznej średnioroczne tempa zmian współczynników regresji dzietności względem dochodu, dla poszczególnych subpopulacji, pozwalają stwierdzić, iż zmienność współczynników regresji była znaczna i zróżnicowana, bo od 15 do ponad 40%. Zaskakujące jest to, iż największa różnica w ocenach parametrów regresji b wystąpiła w przypadku subpopulacji małżeństw z podstawowym wykształceniem głowy gospodarstwa domowego i mieszkających na wsi, najmniejsza zaś w przypadku subpopulacji małżeństw z podstawowym wykształceniem głowy gospodarstwa domowego, ale zamieszkałych w miastach liczących poniżej 20 tys. ludności. Ponadto można zauważyć, że zarówno w miastach średniej wielkości (tj. liczących 20-100 tys. mieszkańców) jak i małych (tj. liczących poniżej 20 tys. ludności) tempo spadku współczynników regresji dzietności względem dochodu było mniejsze przy niższych poziomach wykształcenia głowy gospodarstwa domowego.

Uzyskane wyniki potwierdzają obawy odnośnie predykcyjnej wartości modeli zbudowanych na podstawie rachunku klasycznej analizy regresji, w których zmienna objaśniająca wyrażona jest w jednostkach pieniężnych, zwłaszcza dla okresów dla których trudno przewidzieć tempo zmian parametrów strukturalnych. Wobec stwierdzenia natomiast, iż taki sam wzrost dochodu różnicuje dzietność w zależności od poziomu wykształcenia, miejsca zamieszkania, długości trwania małżeństwa, a prawdopodobnie także w zależności od innych zmiennych stanowiących tzw. czynniki dzietności, wyłania się uzasadnienie dla potrzeby postawienia tych zmiennych wespół z dochodem na jednej płaszczyźnie, w roli zmiennych objaśniających dzietność. W podobnych sytuacjach nasuwa się wykorzystanie jako narzędzia badawczego rachunku regresji wielorakiej. W tym jednak przypadku nie tylko, że nie wydaje się ono zbyt trafne, ale wręcz wydaje się kłopotliwe. Trudności analityczne i interpretacyjne wynikałyby m.in. z jakościowego charakteru jednych cech a ilościowego innych. Przede wszystkim zaś, z góry wiadomo, iż formalny wymóg regresji wielorakiej, którym jest niezależność zmiennych objaśniających, nie byłby spełniony. Wiadomo bowiem, że dochód, wykształcenie, miejsce zamieszkania, a także inne zmienne zaliczane do tzw. czynników dzietności są ze sobą skorelowane. Stąd wydaje się, iż próby rozwiązania tego problemu badawczego powinny być prowadzone wraz z poszukiwaniem nowych narzędzi badania związku cech. Duże nadzieje wiąże się w tym względzie z analizą systemową jako metodą zakładającą w swej istocie wielostronność sprzężeń występujących między zmiennymi.

---

[6] Z. Pawłowski, Prognozy ekonometryczne, PWN, Warszawa 1973, s. 99.