

MARIA CHROMIŃSKA

## WPŁYW CZYNNIKA EKONOMICZNEGO NA ZACHOWANIA PROKREACYJNE RODZIN ROLNIKÓW INDYWIDUALNYCH

### I. WPROWADZENIE

Charakterystyczną cechą współczesnej demografii jest badanie zagadnień związanych z wzajemnymi oddziaływaniami oraz następstwami zjawisk społeczno-ekonomicznych i ludnościowych. Najnowsze badania demograficzne potwierdzają hipotezę, że postawy prokreacyjne i rozrodczość w tych społeczeństwach, które przeżyły „rewolucję demograficzną” zależne są w dużym stopniu od ogólnego poziomu i dynamiki gospodarki narodowej<sup>1</sup>. Demografów interesuje wielkość rodziny przede wszystkim ze względu na konsekwencje, jakie ona posiada dla kształtowania się procesów reprodukcji ludności w określonych ramach przestrzenno-czasowych, które z kolei wpływają w istotny sposób na przebieg różnych innych procesów społecznych i ekonomicznych. Określenie poziomu przyszłej reprodukcji wymaga nie tylko znajomości przeszłej i aktualnej rozrodczości, ale również rozpoznania jej uwarunkowań<sup>2</sup>. Powszechnie twierdzi się, że czynniki kształtujące płodność są pod silnym wpływem czynników ekonomicznych i społecznych<sup>3</sup>, należą do nich sytuacja materialna rodziny, poziom wykształcenia i aktywność zawodowa kobiet—matek, polityka mieszkaniowa państwa, pochodzenie społeczne oraz dzietność rodziny, z której pochodzi kobieta. Wpływy poszczególnych czynników na wielkość urodzeń mogą się nakładać lub kompensować. Poziom wykształcenia i kultury określa hierarchię potrzeb materialnych i niematerialnych. Pod ich wpływem kształtuje się system wartości, aspiracje i dążenia życiowe. Stopień zaspokojenia potrzeb życiowych, przy danych dochodach zależy od liczby posiadanych dzieci. Istnieje konkurencyjność między stopniem zaspokojenia potrzeb

<sup>1</sup> M. Okólski, *Polityka demograficzna*, Warszawa 1974, s. 194 i n.; M. Okólski, J. Pajestka, *Ludność i gospodarka świata*, Warszawa 1978, s. 241.

<sup>2</sup> W. Czarkowska, *Prognozy demograficzne*, Kraków 1974, s. 118.

<sup>3</sup> *Demografia, Metody analizy i prognozowania*, pod red. M. Cieślaka, Warszawa 1984, s. 120.

a poziomem rozrodzności. Im wyższy poziom wykształcenia i kultury rodziców, im wyższe aspiracje życiowe, tym na ogół większe ograniczenia w zakresie dzietności. Liczba dzieci w rodzinie zależy więc w znacznej mierze od stopy życiowej rodziny. Jednak wysoka dzietność występuje zarówno przy niskiej, jak i przy wysokiej stopie życiowej. Ponadto czynnik ekonomiczny wywiera wpływ na dzietność bezpośrednio i pośrednio przy równoczesnym oddziaływaniu czynników psycho-kulturowych. We współczesnych teoriach ludnościowych wśród czynników zewnętrznych kształtujących liczbę urodzeń w rodzinie<sup>4</sup> przypisuje się duże znaczenie czynnikowi ekonomicznemu. Jednak w Polsce wpływ tego czynnika na zachowania prokreacyjne rodzin rolników indywidualnych pozostaje nadal w niedostatecznym stopniu rozpoznany. Badania nad oddziaływaniem czynnika ekonomicznego na wielkość tych rodzin mają istotne znaczenie z uwagi na to, że w stosunku do pozostałych rodzin środowiska wiejskiego, jak i rodzin miejskich, rodziny te charakteryzują się przeciętnie wyższą dzietnością, a tym samym zapewniają zachowanie ciągłości rozwoju pokoleń<sup>5</sup>. Równocześnie podnieść należy, iż indywidualne gospodarstwa rolne użytkowały w 1980 roku 74,5% użytków rolnych i wytwarzały 76,7% wartości produkcji rolniczej<sup>6</sup>, co z punktu widzenia ekonomicznego jest nader istotne i ważne. Jednocześnie wiadomym jest, że sytuacja ekonomiczna gospodarstw rolników indywidualnych zmienia się zarówno w zależności od warunków klimatycznych, wpływających na wyniki produkcyjne, jak też od zmian w polityce rolnej państwa. Częste zmiany tej polityki w stosunku do gospodarki indywidualnej nie sprzyjają utrwalaniu się tendencji do stabilizacji ich gospodarczego rozwoju<sup>7</sup>, stając się czynnikiem sprawczym procesów migracji osób z tych gospodarstw do środowiska miejskiego. Stąd też charakterystyczną cechą procesów demograficznych na wsi polskiej jest starzenie się ludności, spadek liczby urodzeń i migracja powodująca odpływ ludzi młodych i w wieku średnim<sup>8</sup>. Migracja z kolei

<sup>4</sup> W. Styś, *Współzależność rozwoju rodziny chłopskiej i jej gospodarstwa*, Wrocław 1959, s. 591; D. S. Freedman, *The relation of economic status to fertility*, American Economic Review 1963, no 53/3, s. 414 - 426; E. Szabady, *Współzależność przemian demograficznych i społeczno-gospodarczych na Węgrzech*, Studia Demograficzne, 1981, nr 1, s. 32; E. M. Bernhardt, *Fertility and Economic Status- Some Recent Findings on Differentials in Sweden*, Population Studies 1972, no 2/26, s. 175-184, R. Andorka, *Determinants of Fertility in Advanced Societies*, London 1978, s. 234 - 250.

<sup>5</sup> Por. Rocznik Demograficzny 1980, Warszawa, tab. 20, s. 50 - 59.

<sup>6</sup> Por. Rocznik Statystyczny 1980, tab. 8/368, s. 299, tab. 6/373, s. 304 i tab. 68/435, s. 342.

<sup>7</sup> R. Manteuffel, *Wielkość gospodarstwa i przedsiębiorstwa*, Warszawa 1976, s. 74.

<sup>8</sup> Por. B. Tryfan, *Determinanty zmian strukturalnych rodziny wiejskiej*, w: *Rodzina a struktura społeczna*, pod red. Z. Tyszki, Bydgoszcz 1984, s. 28.

przyczynia się do starzenia rodziny chłopskiej, do braku następców do prowadzenia gospodarstw rolnych. Należy podkreślić, że rodzina ta, oprócz zadania podstawowego to jest wytwarzania płodów rolnych oraz przygotowania części swych następców do przyjęcia gospodarstw, dostarczała dotychczas zdecydowaną większość siły roboczej dla zakładów pracy w mieście.

Celem zatem niniejszych dociekań jest próba określenia wpływu czynnika ekonomicznego na zachowania prokreacyjne badanych rodzin. Dociekania te znajdują wyraz zarówno w płaszczyźnie poznawczej, jak i metodycznej. W pierwszym przypadku istotne jest poszukiwanie odpowiedzi na pytanie, czy i w jakim stopniu interesujące nas związki występują we współczesnym rolnictwie polskim? Jednocześnie z punktu widzenia metodycznego celowe jest poszukiwanie odpowiedzi na pytania, czy związki te można uznać za statystycznie istotne, a więc naukowo zasadne i w postaci jakich funkcji można opisać te związki?

Dla realizacji tak postawionego celu dociekań oparto się na wynikach ogólnopolskiego badania ankietowego przeprowadzonego przez Zakład Statystyki i Demografii Akademii Ekonomicznej w Poznaniu w ramach badań realizowanych w problemie węzłowym 11.5 prowadzonym przy współpracy z Komitetem Nauk Demograficznych PAN<sup>9</sup>. Badana zbiorowość obejmuje 674 rodziny rolników indywidualnych zamieszkałe w makroregionie środkowozachodnim. Prezentowane wyniki badań obejmują wstępne studia w tym zakresie, które z uwagi na ich poszukiwawczy charakter uznano za celowe poddać publicznej ocenie i dyskusji.

## II. METODA I ŹRÓDŁA

Podstawowym źródłem danych jest ogólnopolskie reprezentacyjne badanie ankietowe przeprowadzone przez Zakład Statystyki i Demografii AE w Poznaniu według stanu na 1 I 1980 r. Dobór jednostek do próby był wielostopniowy, oparty na próbie warstwowo-gniazdowej. Operat metodyczny losowania oparto na wykazie miejscowości GUS z 1976 r. Jako warstwy przyjęto środowisko zamieszkania rodziny, wyróżniając obok środowiska wiejskiego (gminy) miasta: małe (poniżej 10 000 mieszkańców), średnie (10 001 - 100 000), wielkie (100 001 - 500 000) oraz metropolitalne (powyżej 500 000 mieszkańców)<sup>10</sup>. Losowano jedno-

<sup>9</sup> Opracowanie przygotowano w oparciu o wyniki badań w temacie 11.5.4.05. „Społeczno-ekonomiczne i kulturowe uwarunkowania wielkości i struktury rodziny oraz gospodarstwa domowego”, w problemie węzłowym „Kształtowanie procesów demograficznych a rozwój społeczno-gospodarczy Polski”.

<sup>10</sup> Por. S. Borowski, *Badania płodności w mikroskali. Doświadczenia i sugestie*, Studia Demograficzne 1976, nr 45, s. 63,

stki przestrzenne, a na ich obszarze poddano obserwacji wszystkie rodziny wiejskie. W badaniu zastosowano technikę standaryzowanego, ustnego wywiadu kwestionariuszowego. Wylosowani respondenci byli zawiadamiani przez podmiot badania o obserwacji, jednocześnie proszono ich o przygotowanie odpowiedniego zespołu informacji dotyczących rozwoju rodziny, m. in. daty (miesiąc i rok) i miejsca urodzenia oraz daty zmian miejsca zamieszkania rodziców, rodzeństwa każdego z małżonków oraz dzieci. Wywiadu dokonali odpowiednio przeszkoleni ankieterzy rekrutujący się z uczestników seminariów demograficznych oraz studentów wyższych lat studiów.

W celu weryfikacji zespołu pytań uzyskanych przez ankieterów gromadzono informacje o badanych rodzinach z urzędów gminnych dotyczących przychodowości, wartości sprzedaży produktów rolnych, obszaru gospodarstwa. W urzędach gmin wykorzystano następujące dokumenty: karty osobowe mieszkańców, karty gospodarstw, wykazy gospodarstw sprzedających produkcję.

Z uwagi na poszukiwawczy, eksperymentalny charakter dociekań poddana badaniu próba jest próbą małą. Z tym wiąże się kwestia reprezentatywności. Liczebność próby powoduje, że wyniki badań nie mogą w swej interpretacji wykraczać poza rozpatrywany region środkowozachodni kraju. Z uwagi na specyficzność tego regionu wyróżniającego się stosunkowo wysoką kulturą rolną, uzyskane wyniki winny być z należytą ostrożnością odnoszone do populacji rodzin rolniczych w skali ogólnokrajowej. Osobnym zagadnieniem, które wymaga zaakcentowania jest kwestia reprezentatywności zebranego materiału. Jest on obciążony jak każdy materiał gromadzony techniką wywiadu kwestionariuszowego zarówno błędami przypadkowymi, jak i systematycznymi<sup>11</sup>. W pierwszym przypadku na uwagę zasługują błędy pamięci odnoszące się do poszczególnych dat zdarzeń demograficznych mających miejsce w rodzinie. Błędy systematyczne natomiast wiążą się głównie z nieufnością respondentów w stosunku do ankieterów, zwłaszcza do cech opisujących stan ekonomiczny gospodarstwa rolnego (szczególnie dochodowości), warunków mieszkaniowych, zasobów oszczędnościowych, a w odniesieniu do cech osobistych respondentów ich wykształcenia. Stwierdzone błędy wykazują powszechnie spotykaną tendencję we współczesnych badaniach empirycznych do zaniżenia wartości cech opisujących stan materialny rodziny, gospodarstwa domowego i rolnego, przy równoczesnej tendencji do zawyżenia wykształcenia i kwalifikacji zawodowych<sup>12</sup>. We wszystkich tych przypadkach, w których okazało się możliwe starano się wprowadzić w oparciu o równoległe gromadzone dokumenty, odpowiednie sko-

<sup>11</sup> Por. S. Szulc, *Metody statystyczne*, Warszawa 1968, s. 119 i n.

<sup>12</sup> *Wywiad kwestionariuszowy* pod red. K. Lutyńskiej i A. P. Weilanda, Wrocław—Warszawa—Kraków—Gdańsk—Łódź 1983, s. 313.

rygowania. W rezultacie stwierdzić można, iż rozmiary błędów jakimi obciążone są wyniki prezentowanych badań mieszczą się w dopuszczalnym przedziale pomiaru statystycznego<sup>13</sup>.

Z uwagi na niejednorodność badanej zbiorowości rodzin podziału interesującego nas zespołu cech na względnie jednorodne podzbiory dokonano przy pomocy grupowania typologicznego. W dalszej fazie opracowania statystycznego korzystano z metod grupowania wariacyjnego i analitycznego w stosunku do zmiennych mierzalnych. W opisie rozkładu zmiennych korzystano z klasycznych parametrów analizy struktury. Identyfikacji związków zachodzących między badanymi zmiennymi dokonano w odniesieniu do badanej populacji rodzin w ujęciu analizy kohortowej, posługując się metodami korelacji i regresji liniowej oraz nieliniowej.

### III. STAN I STRUKTURA BADANEJ POPULACJI RODZIN

Przedmiotem analizy są 674 rodziny rolników indywidualnych zamieszkałe na terenie makroregionu środkowozachodniego. W badanej populacji występuje przewaga rodzin o dzietności prawie zakończonej i zakończonej. Przeciętny wiek matki w chwili zawarcia związku małżeńskiego wynosił 24 lata, a ojca 29 lat (por. tab. 1). W konfrontacji wieku ojca w chwili ożenku w kohortach małżeńskich: 1955 - 1959, 1960 - 1964, 1965-1969, 1970-1974 z kohortą małżeńską 1920-1939 zauważono, że cecha ta wykazuje tendencję wzrostu. Zakłada się, że przyczyną tego zjawiska jest brak chętnych partnerek do pracy w indywidualnym gospodarstwie rolnym. Przeciętna wielkość badanych rodzin wynosi 3,27 dzieci. Najwyższą liczbą dzieci żywo urodzonych na 1 rodzinę charakteryzują się kohorty małżeńskie: 1930-1939 (4,11), 1940-1944 (4,36), 1945 - 1949 (3,57) i 1955 - 1959 (3,42). Wśród badanych rodzin przeważają rodziny z trojgiem dzieci z wyłączeniem kohort: 1940 - 1944 (4 dzieci), 1955 - 1959 (2 dzieci) i 1970 - 1974 (1 dziecko). Ta sama prawidłowość występuje w rodzinach, które użytkują gospodarstwo rolne o powierzchni: 5,00-6,99 ha, 7,00-9,99, 10-14,99, 15,00-19,99 oraz 20 ha i więcej. W badanych kohortach małżeńskich obserwuje się tendencję obniżania wielkości rodziny w porównaniu do poprzedniej kohorty. Matki, które zawarły związek małżeński w okresie 1960 - 1964 posiadają mniej o 0,57 dzieci od matek, które zawarły związek małżeński w okresie 1945 - 1949, a przeciętny ich wiek w chwili zawarcia związku małżeńskiego wyniósł odpowiednio: 25,1 i 25,0 lat. Jest to przejawem nowej tendencji w polskich stosunkach demograficznych. Stare wzorce zachowań, które

<sup>13</sup> S. Wierchostawski, *Z problematyki pomiaru zjawisk ekonomicznych*, Zeszyty Naukowe WSE, seria I, z. 30, Poznań 1987, s. 186 - 210.



wyrażały się dużą wielkością rodziny uległy gruntownemu przeobrażeniu. Młodsze kohorty hołdują innemu modelowi rodziny niż kohorty starsze. Z. Smoliński twierdzi, że obserwowane dążenie do małodzietności określonej 1-3 dziećmi występuje we wszystkich przekrojach demograficznych i społeczno-zawodowych, nawet tam, gdzie tradycyjnie poziom rozrodczości był wysoki<sup>14</sup>.

Rolę sprawczą w kształtowaniu dzietności rodzin rolniczych przypisuje się najczęściej czynnikowi ekonomicznemu<sup>15</sup>, na który w przypadku naszych dociekań składają się: wielkość gospodarstwa rolnego, przychód szacunkowy, wartość sprzedaży produktów rolnych i wielkość mieszkania. Przeciętna wielkość gospodarstwa rolnego użytkowanego przez badane rodziny wynosi 12,20 ha. Najniższą przeciętną wielkością gospodarstwa rolnego charakteryzuje się kohorta 1920 - 1939 (9,57 ha), a najwyższą kohorta 1955 - 1959 (14,84 ha). Dominująca liczba rodzin we wszystkich kohortach użytkuje gospodarstwo rolne o obszarze 10,00 - 14,99 ha. Konfrontując liczbę urodzeń żywych z wielkością gospodarstwa rolnego zauważono, że liczba urodzeń żywych w rodzinie chłopskiej rośnie do grupy obszarowej 10-14,99 ha<sup>16</sup>. W większych gospodarstwach liczba dzieci w rodzinie bądź waha się, bądź maleje, bądź wzrasta. Przypuszczać można, że w większych gospodarstwach uzyskiwany dochód przestaje być stymulatorem płodności.

Przeciętna wielkość przychodu szacunkowego przypadająca na rodzinę rolnika indywidualnego wynosi 44,3 tys. zł. Wśród badanych rodzin nie zanotowano wyraźnej tendencji, aby w rodzinach o wyższej wartości przychodu szacunkowego była wyższa liczba dzieci żywo urodzonych.

Średnia wartość sprzedaży produktów rolnych w badanych rodzinach wynosi 244,0 tys. zł. Dominująca wartość sprzedaży produktów rolnych dla ogółu rodzin wynosi 117,3 tys. zł. Porównując liczbę dzieci żywo urodzonych w badanych rodzinach z wartością sprzedaży produktów rolnych obserwuje się różnokierunkowe zmiany.

Warunki bytowe rodzin stanowią naturalne podłoże postaw prokreacyjnych. Zaspokojenie podstawowych potrzeb jest warunkiem egzy-

<sup>14</sup> Por. Z. Smoliński, *Kobiety*, Wiadomości Statystyczne 1975, nr 5, s. 3.

<sup>15</sup> Por. S. Borowski, *Regionalne czynniki dzietności rodzin*, Poznańskie Roczniki Ekonomiczne, tom XXIV, 1971, Warszawa—Poznań 1972, s. 120-121; Z. Smoliński, *Wpływ czynników ekonomicznych na proces reprodukcji ludności* Studia Demograficzne 1969, z. 19, s. 44 i 45; C. Clark, *Population Growth and Land Use*, New York, 1967, s. 188 i n.; J. D. Pitchford, *Population in Economic Growth*, North-Holland 1974, s. 31-49; M. Cieślak, *Demografia, Metody analizy*, s. 120.

<sup>16</sup> Podobną prawidłowość zanotowali wcześniej w Polsce E. Szturm de Sztrem i S. Borowski. Por. E. Szturm de Sztrem, *Rozrodczość w Polsce na tle faktów biologicznych oraz społecznych i kulturalnych* Biuletyn Instytutu Gospodarstwa Społecznego 1962 nr 1/2, 1962, s. 22 i 23; S. Borowski, *Wielkość rodziny chłopskiej w Polsce*, Studia Demograficzne, 1968, z. 15, s. 80 i n.

stencji i biologicznego rozwoju człowieka. Mieszkanie i warunki mieszkaniowe rodziny silnie oddziałują na warunki życiowe, a tym samym na stosunki demograficzne. Determinują one kształtowanie się rodziny, zawieranie małżeństw i urodzenia. Badane rodziny zajmują mieszkania o przeciętnej liczbie izb wynoszącej 3,49 i powierzchni 60,98 m<sup>2</sup>. Wielkość mieszkania badanych rodzin w momencie obserwacji wzrosła o 0,89 izby i 19,68 m<sup>2</sup> w porównaniu do wielkości mieszkania zajmowanego w pierwszym roku po ślubie. Stosunkowo najlepszymi warunkami mieszkaniowymi charakteryzują się kohorty małżeńskie: 1945 - 1949, 1950 - 1954 i 1955 - 1953. W analizowanych grupach obszarowych tendencja ta kształtuje się tak samo.

Porównując warunki mieszkaniowe z liczbą urodzeń żywych notuje się wśród rodzin zajmujących jedno- i dwuizbowe mieszkania najczęściej dwa urodzenia żywe. Natomiast rodziny posiadające trzy- cztero- i pięcioizbowe mieszkania odznaczają się najczęściej trzema urodzeniami żywymi. W badanej populacji zauważono, że w rodzinach o liczbie dzieci od 0 - 3 wzrasta przeciętna wielkość mieszkania wyrażonego w izbach i w m<sup>2</sup>. W rodzinach o wyższej liczbie dzieci przeciętna wielkość mieszkania bądź maleje, bądź wzrasta. Może to oznaczać, że nie wielkość mieszkania wpływa na liczbę dzieci, ale liczba dzieci w rodzinie determinuje wielkość mieszkania. Największa liczba rodzin (43,8%) zamieszkuje mieszkania o powierzchni 30 - 59 m<sup>2</sup>. Podobna prawidłowość występuje we wszystkich kohortach z wyłączeniem kohorty 1940 - 1944, w której dominująca liczba rodzin zajmuje mieszkania o powierzchni użytkowej 60-89 m<sup>2</sup>. W rodzinach o wielkości mieszkania 30 - 59 i 60 - 89 m<sup>2</sup> przeważająca liczba rodzin ma troje dzieci. Natomiast w rodzinach o powierzchni użytkowej mieszkania 90-119 i 120-149 m<sup>2</sup> dominanta urodzeń żywych wynosi 4 dzieci.

Na podstawie dokonanego przeglądu badanych zmiennych nie trudno zauważyć niepokojące zjawisko zmniejszania się wielkości rodziny rolnika indywidualnego w poszczególnych kohortach małżeńskich. Powierzchnia gospodarstwa rolnego i wartości sprzedaży produktów rolnych wykazuje zmienny, nieregularny kierunek oddziaływania na liczbę dzieci w rodzinie. Ponadto przeprowadzone wyniki badania pozwalają na stwierdzenie, iż zachowania prokreacyjne rodzin podlegają różnym uwarunkowaniom w czasie.

#### IV. IDENTYFIKACJA WPŁYWU CZYNNIKA EKONOMICZNEGO NA DZIETNOŚĆ RODZINY

Istotnym z punktu widzenia podjętych dociekań jest skupienie uwagi w dalszym ciągu naszych rozważań na określenie intensywności i kierunków oddziaływań na dietność badanych rodzin czynnika ekonomicz-

nego. W historii dotychczasowych badań nad przeobrażeniami rodziny wiejskiej próby te podejmowane były przez szereg demografów i socjologów<sup>17</sup>. Dotyczyły one jednak różnych regionów kraju, a nade wszystko różnych formacji społeczno-ekonomicznych rozwoju tychże gospodarstw. Z uwagi na to, że w odniesieniu do współczesnej formacji stosunków społeczno-ekonomicznych badania te nie zostały podejmowane przez żaden z ośrodków naukowo-badawczych, podjęte badania mają charakter poszukiwawczy zmuszając autora do własnych rozwiązań zarówno w odniesieniu do samej koncepcji badawczej, jak i stosowanej instrumentacji pomiaru statystycznego. Powoduje to jednak, iż wyniki tych badań są nieporównywalne z dotychczas podejmowanymi badaniami. Problemem, który nurtuje współczesnych demografów zajmujących się badaniem przeobrażeń rodziny wiejskiej jest poszukiwanie odpowiedzi na pytanie, czy w warunkach tendencji do egalitaryzacji poziomu społeczno-ekonomicznego wszystkich obywateli kraju występuje zjawisko ewidentnego oddziaływania czynnika ekonomicznego na dzietność rodzin rolników indywidualnych? Wydaje się nie ulegać dyskusji fakt, że w aktualnych warunkach strukturalnych rolnictwa polskiego, wielkość czynnika ekonomicznego w indywidualnych gospodarstwach rolnych ulega silnej dyferencjacji. Upoważnia nas to do sformułowania hipotezy badawczej, iż jego siła oddziaływania na wielkość i strukturę rodziny chłopskiej jest istotna.

Czynnik ekonomiczny w gospodarstwie rolnym nie może być badany w postaci zagregowanej wielkości syntetycznej. Występuje on w postaci rozmiarów zaangażowanych czynników wytwórczych, jak i też ich efektywności wykorzystania, a nade wszystko w rezultatach gospodarowania w postaci czystego dochodu, który jest czynnikiem stymulującym dalszy rozwój tego gospodarstwa i wyznaczającym warunki bytowe rolnika indywidualnego. Statystyczna identyfikacja tych wielkości okazała się w rozpatrywanym badaniu trudna do zrealizowania. Podmiot badania zmuszony był do korzystania z tych informacji, które okazały się realne do osiągnięcia w warunkach realizowanego badania.

W postępowaniu badawczym dla identyfikacji związku między czynnikiem ekonomicznym a wielkością rodziny przyjęto liczbę  $y$  dzieci żywo urodzonych w rodzinie jako zmienną objaśnianą. Natomiast przy doborze zmiennych objaśniających kierowano się dwoma przesłankami: 1) możliwościami kwantyfikacji zmiennych przy pomocy miar naturalnych, 2) stopniem wiarygodności zebranych materiałów źródłowych.

<sup>17</sup> F. Jakubczak, *Pół wieku badań nad rodziną chłopską w Polsce*, Przegląd Socjologiczny 1968, t. XXII/2, s. 106-129; K. Dobrowolski, *Tradycyjna rodzina chłopska w południowej Polsce na przełomie XIX i XX w.* w: *Studia nad życiem społecznym i kulturą*, Kraków 1966, s. 196-242; D. Markowska, *Kierunki przeobrażeń współczesnej rodziny*, Roczniki Socjologii Wsi 1965, t. 2, s. 57-81; D. Gałąj, *Aktyw-*

Macierz współczynników korelacji całkowitej między liczbą dzieci żywo urodzonych w

Ogółem*									
y	-0,0914	0,0002	0,1042	-0,0896	-0,0096	0,0914	0,0244	0,0104	-0,0107
x <sub>1</sub>		0,8953	0,4477	0,8295	0,6698	0,2596	0,2554	0,1246	0,2323
x <sub>2</sub>			0,6324	0,7256	0,6988	0,4130	0,2929	0,1937	0,2738
x <sub>3</sub>				0,3642	0,4251	0,7439	0,2489	0,2329	0,2349
x <sub>4</sub>					0,8311	0,4484	0,2403	0,1506	0,2364
x <sub>5</sub>						0,5466	0,2172	0,1762	0,2169
x <sub>6</sub>							0,2251	0,2171	0,2246
x <sub>7</sub>								0,5755	0,8382
x <sub>8</sub>									0,6593
1940 - 1944*									
y	-0,2373	0,1703	0,0964	-0,0743	0,0151	0,0599	0,1170	0,1565	0,0977
x <sub>1</sub>		0,7990	-0,0338	0,8832	0,6895	0,1644	0,0550	-0,0314	-0,1522
x <sub>2</sub>			0,4304	0,7327	0,8093	0,4285	0,1693	0,0129	0,0420
x <sub>3</sub>				-0,0336	0,2265	0,6994	0,0730	-0,0249	0,1939
x <sub>4</sub>					0,8726	0,2942	0,0329	-0,1250	-0,2192
x <sub>5</sub>						0,5272	0,0828	-0,1143	-0,1035
x <sub>6</sub>							0,0222	-0,1934	0,0380
x <sub>7</sub>								0,5680	0,7772
x <sub>8</sub>									0,5076
1945 - 1949*									
y	-0,1233	-0,0165	0,1033	-0,1437	-0,0597	0,1452	0,0641	0,0947	0,0099
x <sub>1</sub>		0,9037	0,5203	0,8427	0,7584	0,3721	0,2960	0,1090	0,3093
x <sub>2</sub>			0,6508	0,7236	0,7669	0,4779	0,3675	0,1982	0,3660
x <sub>3</sub>				0,4208	0,5172	0,7600	0,3271	0,2508	0,3321
x <sub>4</sub>					0,9138	0,5417	0,2785	0,0753	0,2675
x <sub>5</sub>						0,6797	0,2970	0,1304	0,2746
x <sub>6</sub>							0,2960	0,1861	0,2719
x <sub>7</sub>								0,5299	0,8470
x <sub>8</sub>									0,6391
1955 - 1959*									
y	-0,1761	-0,1302	-0,1782	-0,1469	-0,1133	-0,1191	-0,1673	-0,1953	-0,1758
x <sub>1</sub>		0,9150	0,4526	0,8070	0,6355	0,1369	0,2446	0,0562	0,2844
x <sub>2</sub>			0,6261	0,7277	0,7472	0,3147	0,2374	0,1233	0,3337
x <sub>3</sub>				0,3427	0,5141	0,7314	0,3289	0,2195	0,3803
x <sub>4</sub>					0,8582	0,3493	0,2108	0,0803	0,2341
x <sub>5</sub>						0,6567	0,2265	0,2066	0,3085
x <sub>6</sub>							0,2976	0,2754	0,3532
x <sub>7</sub>								0,6119	0,8692
x <sub>8</sub>									0,5723
1965 - 1969 <sup>1</sup>									
y	-0,2067	-0,1454	-0,0514	-0,2240	-0,1535	-0,0157	0,0684	-0,0625	0,0346
x <sub>1</sub>		0,9409	0,6208	0,8263	0,7755	0,3474	0,1753	0,2100	0,1822
x <sub>2</sub>			0,7432	0,7315	0,8100	0,4493	0,2376	0,2776	0,1696
x <sub>3</sub>				0,4586	0,6153	0,8095	0,3243	0,3416	0,1588
x <sub>4</sub>					0,9233	0,4956	0,0927	0,1230	0,1092
x <sub>5</sub>						0,6525	0,1907	0,2204	0,1082
x <sub>6</sub>							0,2480	0,2632	0,0711
x <sub>7</sub>								0,7127	0,8322
x <sub>8</sub>									0,6193

Źródło: Por. tabela 1.



Wyróżniono następujące zmienne objaśniające:

- $x_1$  — wielkość mieszkania w izbach w pierwszym roku po ślubie,
- $x_2$  — średnia wielkość mieszkania w izbach w okresie od ślubu do urodzenia ostatniego dziecka,
- $x_3$  — wielkość mieszkania w izbach w momencie obserwacji,
- $x_4$  — powierzchnia mieszkania w  $m^2$  w pierwszym roku po ślubie,
- $x_5$  — średnia powierzchnia mieszkania w  $m^2$  w okresie od ślubu do urodzenia ostatniego dziecka,
- $x_6$  — powierzchnia mieszkania w  $m^2$  w momencie obserwacji,
- $x_7$  — wielkość gospodarstwa rolnego w ha,
- $x_8$  — wartość sprzedaży produktów rolnych w tys. zł,
- $x_9$  — przychód szacunkowy w tys. zł.

Dla zweryfikowania sformułowanej uprzednio hipotezy badawczej posłużono się metodami rachunku korelacji liniowej i nieliniowej. Przyjęcie takiego postępowania wiąże się z tą okolicznością, iż związki zachodzące między rozpatrywanymi zmiennymi nie zostały w sposób numeryczny opisane. Stąd też w pierwszym etapie postępowania założono, iż przyjmują one postać funkcji liniowych. Wyniki estymacji parametrów prezentuje załączone zestawienie analityczne (tab. 2)<sup>18</sup>.

Podstawę oceny oszacowanych współczynników korelacji stanowią wartości krytyczne przyjęte na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$ , przy odpowiednich stopniach swobody. W wyniku konfrontacji współczynników korelacji całkowitej z ich wartościami krytycznymi sformułować można następujące spostrzeżenia:

- dla badanej populacji występuje istotny ujemny związek między wielkością rodziny a wielkością mieszkania wyrażonego w izbach i w  $m^2$  w pierwszym roku po ślubie,
- istotny dodatni związek między wielkością rodziny a wielkością mieszkania (wyrażonego w izbach i w  $m^2$ ) w momencie obserwacji,
- w kolejnych badanych kohortach z wyłączeniem kohort: 1945 - 1949 i 1970 - 1974 nie zanotowano statystycznie istotnej zależności między liczbą dzieci żywo urodzonych w rodzinie a wielkością mieszkania,
- między zachowaniami prokreacyjnymi rodzin rolników indywidualnych a wielkością gospodarstwa rolnego, wartością sprzedaży produktów i przychodem szacunkowym nie skonstatowano statystycznie istotnej zależności, z wyłączeniem kohort: 1950 - 1954 i 1960 - 1964. W kohortach tych ujawniono statystycznie istotny dodatni związek między liczbą dzieci żywo urodzonych a wielkością gospodarstwa rolnego.

*ność społeczno-gospodarcza chłopów*, Warszawa 1961, s. 248; E. Rosset, *Perspektywy demograficzne Polski*, Warszawa 1962, s. 591.

<sup>18</sup> W tabeli 2 współczynniki korelacji całkowitej są istotne przy poziomie istotności 0,05, jeżeli przekraczają lub są równe wartości: a0,062, b0,205, c0,349, d0,174, e0,138, f0,195, g0,217, h-0,233, i0,273, j0,288.

Z uwagi na to, że dla określenia kierunku i siły zależności między wielkością rodziny a symptomatycznie wybranym czynnikiem ekonomicznym, oszacowane współczynniki korelacji liniowej, w większości kohort okazały się statystycznie nieistotne, spróbowano w dalszej fazie postępowania badawczego ustalić, czy między zmienną objaśnianą a zmiennymi objaśniającymi występuje zależność krzywoliniowa. Siłę zależności krzywoliniowej zmierzono przy pomocy stosunku współzależnościowego, którego wartości przedstawiono w tabelach 3-7. Stosunek

Tabela 3

Współzależność między liczbą dzieci żywo urodzonych w badanych rodzinach a wartością sprzedaży produktów rolnych według kohort małżeńskich

Kohorty małżeńskie	Liczba badanych rodzin	$r_{xy}$	Błąd standardowy współczynnika korelacji $\sigma r_{xy}$	Wartość statystyki $t$		Wartość krytyczna $\alpha=0,05$	$r_{xy}^2 \cdot 100$	Wartość stosunku korelacyjnego $\eta_{yx}$	Wartość statystyki z Fishera		Wskaźnik krzywizny $\eta_{yx}^2 - r_{xy}^2$
				empiryczna	$\alpha=0,05$				empiryczna	$\alpha=0,05$	
Ogółem	674	0,0104	0,1042	0,2696	1,960	0,062	0,01	0,1210	0,0349	0,3309	0,0145
w tym:											
1920 - 1939	93	0,0914	0,1034	0,8756	1,987	0,205	0,84	0,1196	-0,9473	0,3309	0,0059
1940 - 1944	33	0,1565	0,1724	0,8823	2,042	0,349	2,45	0,3849	-0,4058	0,4325	0,1236
1945 - 1949	194	0,0947	0,0713	1,3181	1,972	0,138	0,90	1,827	-0,2285	0,2804	0,0244
1950 - 1954	109	0,0637	0,0958	0,6503	1,984	0,195	0,41	0,2698	0,0523	0,3309	0,0687
1955 - 1959	77	-0,1953	0,1103	-1,7245	1,990	0,217	3,81	-0,2446	-0,3891	0,3309	0,0217
1960 - 1964	66	0,1331	0,1218	1,0744	1,997	0,250	1,77	0,5005	0,4827	0,3702	0,2328
1965 - 1969	56	-0,0625	0,1343	-0,4602	2,004	0,273	0,39	0,4444	0,3065	0,4064	0,1936

Źródło: Por. tabela 1, obliczenia własne.

Tabela 4

Współzależność między liczbą dzieci żywo urodzonych w badanych rodzinach a wartością przychodu szacunkowego według kohort małżeńskich

Kohorty małżeńskie	Liczba badanych rodzin	$r_{xy}$	Błąd standardowy współczynnika korelacji $\sigma r_{xy}$	Wartość statystyki $t$		Wartość krytyczna $\alpha=0,05$	$r_{xy}^2 \cdot 100$	Wartość stosunku korelacyjnego $\eta_{yx}$	Wartość statystyki z Fishera		Wskaźnik krzywizny $\eta_{yx}^2 - r_{xy}^2$
				empiryczna	$\alpha=0,05$				empiryczna	$\alpha=0,05$	
Ogółem	674	-0,0107	0,0385	-0,2774	1,960	0,062	0,01	0,0704	-0,5001	0,3309	0,0049
w tym:											
1920 - 1939	93	0,0568	0,1039	0,5427	1,987	0,205	0,32	0,4192	0,3309	0,3309	0,1725
1940 - 1944	33	0,0477	0,1764	0,2659	2,042	0,349	0,23	0,4512	-0,2350	0,4370	0,2013
1945 - 1949	194	0,0099	0,0720	0,1372	1,972	0,138	0,01	0,2677	0,1728	0,2804	0,0716
1950 - 1954	109	0,1494	0,0941	1,5629	1,984	0,195	0,23	0,2808	0,1050	0,3706	0,0565
1955 - 1959	77	-0,1758	0,1112	-1,5465	1,990	0,217	3,09	0,3622	0,0592	0,3309	0,1003
1960 - 1964	66	0,2031	0,1189	1,6593	1,997	0,250	4,12	0,5131	0,5253	0,4064	0,2221
1965 - 1969	56	0,0346	0,1347	0,2544	2,004	0,273	0,12	0,3761	0,0715	0,4064	0,1403

Źródło: Por. tabela 1, obliczenia własne.

Tabela 5

Współzależność między liczbą dzieci żywo urodzonych w badanych rodzinach a wielkością gospodarstwa rolnego w ha według kohort małżeńskich

Kohorty małżeńskie	Liczba badanych rodzin	$r_{xy}$	Błąd standardowy współczynnika korelacji $\sigma_{r_{xy}}$	Wartość statystyki $t$		Wartość krytyczna $\alpha=0,05$	$r_{xy}^2 \cdot 100$	Wartość stosunku korelacyjnego $\eta_{yx}$	Wartość statystyki z Fishera		Wskaźnik krzyżowy $\eta_{yx}^2 - r_{xy}^2$
				empiryczna	$\alpha=0,05$				empiryczna	$\alpha=0,05$	
Ogółem	674	0,0244	0,0385	0,6327	1,960	0,062	0,06	0,0899	-0,2513	0,3305	0,0075
w tym:											
1920 - 1939	93	0,0206	0,1042	0,1965	1,987	0,205	0,04	0,2439	-0,2691	0,3309	0,0591
1940 - 1944	33	0,1170	0,1744	0,6559	2,042	0,349	1,37	0,3604	-0,4817	0,4325	0,1162
1945 - 1949	194	0,0641	0,717	0,8901	1,972	0,138	0,41	0,3225	0,4322	0,3309	0,0559
1950 - 1954	109	0,2202	0,0916	2,3352	1,984	0,195	4,85	0,3482	0,3484	0,3309	0,0727
1955 - 1959	77	-0,1673	0,1115	-1,4696	1,990	0,217	2,80	0,4495	0,3172	0,3309	0,1741
1960 - 1964	66	0,2795	0,1143	2,3287	1,997	0,250	7,81	0,3578	0,0979	0,3702	0,0499
1965 - 1969	56	0,0684	0,1342	0,5038	2,004	0,273	0,47	0,1693	-0,7117	0,4064	0,0240

Źródło: Por. tabela 1, obliczenia własne.

Tabela 6

Współzależność między liczbą dzieci żywo urodzonych w badanych rodzinach a wielkością mieszkania wyrażonego w liczbie izb według kohort małżeńskich

Kohorty małżeńskie	Liczba badanych rodzin	$r_{xy}$	Błąd standardowy współczynnika korelacji $\sigma_{r_{xy}}$	Wartość statystyki $t$		Wartość krytyczna $\alpha=0,05$	$r_{xy}^2 \cdot 100$	Wartość stosunku korelacyjnego $\eta_{yx}$	Wartość statystyki z Fishera		Wskaźnik krzyżowy $\eta_{yx}^2 - r_{xy}^2$
				empiryczna	$\alpha=0,05$				empiryczna	$\alpha=0,05$	
Ogółem	674	0,1042	0,0381	2,716	1,960	0,062	1,09	0,1678	0,3803	0,3309	0,0173
w tym:											
1920 - 1939	93	0,1633	0,1015	1,579	1,987	0,205	2,67	0,3875	0,2442	0,3309	0,1235
1940 - 1944	33	0,0964	0,1751	0,539	2,042	0,349	0,93	0,4302	-0,2720	0,4325	0,1758
1945 - 1949	194	0,1033	0,0712	0,0712	1,439	1,972	1,07	0,1659	-0,2736	0,3309	0,0168
1950 - 1954	109	0,1091	0,0951	1,135	1,984	0,195	1,19	0,2866	0,1273	0,3309	0,0702
1955 - 1959	77	-0,1782	0,1111	-1,568	1,990	0,217	3,18	0,2780	-0,2360	0,3309	0,0455
1960 - 1964	66	-0,0541	0,1237	-0,434	1,997	0,250	0,29	0,2822	-0,1666	0,3702	0,0767
1965 - 1969	56	-0,0514	0,1345	-0,3785	2,004	0,273	0,26	0,2023	-0,5279	0,4064	0,0383

Źródło: Por. tabela 1, obliczenia własne.

współzależnościowy jest jedną z najlepszych miar dla ustalenia korelacji. Służy jako sprawdzian innych miar korelacji. Obliczono go według niżej podanego wzoru<sup>19</sup>

$$\eta_{yx} = \frac{S_{yx}}{S_y}$$

gdzie  $S_{yx}$  — odchylenie standardowe średnich wartości  $y$ , odpowiadających określonym wartościom  $x$ ,  $S_y$  — ogólne odchylenie standardowe  $y$ .

<sup>19</sup> Por. M. Krzysztofiak, D. Urbanek, *Metody statystyczne*, Warszawa 1975, s. 307.

Tabela 7

Współczynniki korelacji, determinacji, stosunki korelacyjne między liczbą dzieci żywo urodzonych w rodzinach rolników indywidualnych a wielkością mieszkania wyrażonego w powierzchni użytkowej w m<sup>2</sup> według kohort małżeńskich

Kohorty małżeńskie	Liczba badanych rodzin	$r_{xy}$	Błąd standardowy współczynnika korelacji $\sigma r_{xy}$	Wartość statystyki $t$		Wartość krytyczna $\alpha = 0,05$	$r_{xy}^2 \cdot 100$	Wartość stosunku korelacyjnego $\eta_{yx}$	Wartość statystyki z Fishera		Wskaźnik krzywizny $\eta_{yx}^2 - r_{yx}^2$
				empiryczna	$\alpha = 0,05$				empiryczna	$\alpha = 0,05$	
Ogółem	674	0,0914	0,0382	2,379	1,960	0,062	0,84	-0,1151	-0,0058	0,3369	0,0048
w tym:											
1920 - 1939	93	0,1826	0,1008	1,772	1,987	0,205	3,33	0,2350	-0,3094	0,3369	0,0219
1940 - 1944	33	0,0599	0,1761	0,334	2,042	0,349	0,36	0,3195	-0,5967	0,4283	0,0085
1945 - 1949	194	0,1452	0,0705	2,033	1,972	0,138	2,11	0,1803	-0,1878	0,3309	0,0114
1950 - 1954	109	0,0422	0,0961	0,437	1,984	0,195	0,18	0,2518	-0,0118	0,3369	0,0616
1955 - 1959	77	-0,1191	0,1131	-1,039	1,990	0,217	1,42	0,2632	-0,1641	0,3369	0,0051
1960 - 1964	66	0,0429	0,1238	0,344	1,997	0,250	0,18	0,1203	-1,0527	0,4064	0,0127
1965 - 1969	56	-0,0157	0,1348	-0,115	2,004	0,273	0,02	0,1400	-0,9086	0,4064	0,0194

Źródło: Por. tabela 1, obliczenia własne.

Do oceny zależności krzywoliniowej między badanymi cechami obliczono wskaźnik krzywizny, który wyrażono jako różnicę kwadratu stosunku korelacyjnego i współczynnika korelacji liniowej<sup>20</sup>

$$W_k = \eta_{yx}^2 - r_{yx}^2$$

W naszym przypadku wskaźnik ten nie wskazuje na wyraźną zależność krzywoliniową, z wyłączeniem kohorty 1960 - 1964 dla zależności między wartością sprzedaży produktów rolnych przychodu szacunkowego i wielkością rodziny. Oceny istotności stosunku korelacyjnego dokonano na podstawie testu z Fishera. Obliczono go według formuły<sup>21</sup>

$$z = \frac{1}{2} \log_e \frac{\eta_{yx}^2 N - p}{1 - \eta_{yx}^2 p - 1}$$

gdzie:  $r_{xy}$  — wartość stosunku korelacyjnego,  $N$  — liczebność zbiorowości,  $p$  — liczba rubryk dla cechy  $y$ .

W wyniku porównania wartości statystyki z empirycznej z wartością statystyki z teoretycznej. Przy poziomie istotności  $\alpha = 0,05$  zaobserwowano, że stosunek korelacyjny jest istotny dla:

- zależności wielkości rodziny i wartości sprzedaży produktów rolnych dla kohorty 1960 - 1964,
- związku między zachowaniami prokreacyjnymi rodziny a wartością przychodu szacunkowego w kohortach 1920 - 1939 i 1960 - 1964,

<sup>20</sup> Por. K. Zajac, *Zarys metod statystycznych*, Warszawa 1982, s. 343.

<sup>21</sup> Por. G. U. Yule i M. G. Kendall, *Wstęp do teorii statystyki*, Warszawa 1966, s. 518.

— zależności wielkości rodziny i wielkości gospodarstwa rolnego dla kohort 1945 - 1949 oraz 1950 - 1954.

Uzyskane rezultaty oszacowań uznać można jako pozytywne. Wskazują one bowiem, że rozpatrywane symptomy czynnika ekonomicznego generują zachowania prokreacyjne badanych małżeństw rolników indywidualnych. Oznacza to, iż czynnik ekonomiczny może być czynnikiem kreującym procesy reprodukcji w środowisku rodzin wiejskich.

W tym kontekście interesującym jest określenie zmienności symptomów tegoż czynnika względem dzietności badanych rodzin. Dla określenia kształtu funkcji opisujących związki zachodzące między symptomami czynnika ekonomicznego (wielkość gospodarstwa rolnego, wartość sprzedaży produktów rolnych, wielkość mieszkania wyrażonego w izbach i w m<sup>2</sup> w momencie obserwacji) a liczbą dzieci żywo urodzonych wykorzystano rachunek regresji przyjmując następujące typy funkcji: liniową, wielomian drugiego i trzeciego stopnia. Przy wyborze tego typu funkcji kierowano się zarówno dotychczasowymi rezultatami badań przeprowadzonych w Niemczech, Szwecji, Stanach Zjednoczonych, Związku Radzieckim i w Polsce<sup>22</sup> oraz własnymi studiami analitycznymi opartymi na śledzeniu przebiegu empirycznych linii regresji (linie regresji pierwszego rodzaju) wyznaczonymi na podstawie średnich częściowych rozkładów brzegowych tablic korelacyjnych.

Oceny dobroci funkcji regresji dokonano na podstawie następujących parametrów:

- odchylenia standardowego składnika resztowego,
- współczynnika zbieżności  $\varphi^2$ ,
- współczynnika zmienności losowej  $V = \frac{S_y}{\bar{y}} \cdot 100$

Analiza wykazała, że dla związku między wielkością rodziny i wielkością gospodarstwa rolnego najlepszym typem funkcji dla całej badanej zbiorowości oraz kohort: 1920 - 1939, 1940 - 1944, 1945 - 1949, 1955 - 1959, 1960 - 1964 jest wielomian stopnia trzeciego (tab. 8). Natomiast dla kohort: 1950 - 1954 i 1965 - 1969 (funkcja prostoliniowa).

Relację między zachowaniami prokreacyjnymi rodzin a wartością sprzedaży produktów rolnych najlepiej opisuje równanie regresji parabolicznej stopnia trzeciego dla następujących kohort: 1920 - 1939, 1945 - 1949. Dla kohort: 1940 - 1944 i 1960 - 1964 można przyjąć jako model regresji funkcję paraboliczną, a dla ogółem populacji oraz kohort: 1950 -

<sup>22</sup> Por. R. Andorka, *Déterminants*, s. 145, 148, 237, 154, 162; D. M. Heer, *Economic development and fertility*, *Demography* 1966, 3/2, s. 423-444; O. D. Duncan, *Farm background and differential fertility*, *Demography* 1965/2, s. 240-249; E. M. Bernhardt, *Fertility*, s. 175-184; W. Styś, *Współzależność*, s. 591; C. Clark, *Population*, s. 188 i n.; J. G. Wieniecki, *Metody statystyczne w demografii*, Warszawa 1981, s. 119; S. Borowski, *Szkice z teorii reprodukcji ludności. Prace wybrane*, Wrocław—Warszawa, s. 441 i n.

Tabela 8

Równania regresji liczby dzieci żywo urodzonych względem wielkości użytkowanego gospodarstwa rolnego w ha w poszczególnych kohortach małżeńskich badanych rodzin

Funkcja regresji	Wartości parametrów				Parametry struktury stochastycznej		
	a	b	c	d	$S_y$	$\varphi^2$	V·100
Ogółem							
$y = a + bx$	3,21419363	0,00489019	—	—	0,37055509	0,00043515	11,3
$y = a + bx + cx^2$	3,04415556	0,03111108	-0,00074062	—	0,37385894	0,00037966	11,4
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	2,85306506	0,08183936	-0,00398520	0,00005268	0,33440128	0,00025313	10,2
1920 - 1939							
$y = a + bx$	4,10086231	0,00066177	—	—	0,92830554	0,00891480	22,6
$y = a + bx + cx^2$	3,67758960	0,10274550	-0,00467841	—	1,06189505	0,00874891	25,8
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	2,09645871	0,76668818	-0,07308023	0,00193613	0,68461229	0,00242431	16,7
1940 - 1944							
$y = a + bx$	3,96387135	0,03594341	—	—	1,36089686	0,05874391	31,2
$y = a + bx + cx^2$	3,50601208	0,13679439	-0,00412598	—	1,34727134	0,04605879	30,9
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	4,13481623	-0,15565909	0,02400632	-0,00070480	1,40257707	0,03743839	32,2
1945 - 1949							
$y = a + bx$	3,39455025	0,01407434	—	—	0,77282509	0,00766235	21,6
$y = a + bx + cx^2$	3,09619753	0,06019246	-0,00130715	—	0,90222717	0,00895126	25,3
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	2,06520461	0,34057164	-0,01927282	0,00028840	0,78206190	0,00560472	17,1
1950 - 1954							
$y = a + bx$	2,33475768	0,04047613	—	—	0,81163840	0,01881931	28,7
$y = a + bx + cx^2$	2,22347169	0,05737941	-0,00047512	—	0,91534483	0,02051641	32,3
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	2,00127531	0,11380697	-0,00408184	0,00006024	0,91780427	0,01718900	32,4
1955 - 1959							
$y = a + bx$	3,79407360	-0,02504592	—	—	2,05137825	0,13346939	60,0
$y = a + bx + cx^2$	3,89994820	-0,03847754	0,00030196	—	2,18603171	0,12991411	63,9
$y = a + bx^2 + cx^2 + dx^3$	5,14008860	-0,30404701	0,01486951	-0,00021223	1,96120391	0,08713802	57,3
1960 - 1964							
$y = a + bx$	1,98801308	0,08255223	—	—	0,46004459	0,00637473	15,3
$y = a + bx + cx^2$	2,77267236	-0,05383854	0,00493510	—	0,43003788	0,00445621	14,3
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	2,96451826	-0,12102480	0,01081016	-0,00014070	0,47498136	0,00407724	15,8
1965 - 1969							
$y = a + bx$	2,59599670	0,00889747	—	—	0,35129493	0,01008379	13,0
$y = a + bx + cx^2$	2,48665708	0,02636292	-0,00052373	—	0,35775705	0,00871516	13,2
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	2,64391241	-0,02056932	0,00295563	-0,00006930	0,44407398	0,01074235	16,4

Źródło: Por. tabela 1, obliczenia własne.

-1954, 1955-1959, 1965-1969, — model regresji prostoliniowej (patrz tab. 9). 4

Badając zależność między wielkością rodziny rolnika indywidualnego a wartością przychodu szacunkowego zauważono (tab. 10), że dla ogółu rodzin, kohort: 1920-1939, 1940-1944, 1945-1949, 1950-1954, i 1955-1959 najlepszym modelem regresji jest funkcja paraboliczna stopnia trzeciego, a dla kohort: 1960-1964, 1965-1969 funkcja prostoliniowa.

Związek między wielkością rodziny a wielkością mieszkania wyrażonego w izbach w momencie obserwacji (tab. 11) najlepiej charakteryzują:

Tabela 9

Równania regresji liczby dzieci żywo urodzonych względem wartości sprzedaży produktów rolnych w poszczególnych kohortach małżeńskich badanych rodzin

Funkcja regresji	Wartości parametrów				Parametry struktury stochastycznej		
	a	b	c	d	$S_y$	$\varphi^2$	V-100
Ogółem							
$y = a + bx$	3,15492327	0,00048025	—	—	0,44071219	0,00061658	13,5
$y = a + bx + cx^2$	3,17631024	0,00029164	0,00000025	—	0,47299987	0,00060877	14,5
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	3,24249872	-0,00069317	0,00000333	-0,00000000	0,55199532	0,00069091	16,9
1920 - 1939							
$y = a + bx$	3,96617153	0,00062276	—	—	0,78277931	0,00497954	19,0
$y = a + bx + cx^2$	3,74224616	0,00364930	-0,00000653	—	0,64651545	0,00226452	15,7
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	3,78063329	0,00279569	-0,00000222	-0,00000001	0,84967898	0,00195568	20,7
1940 - 1944							
$y = a + bx$	3,74023726	0,00234306	—	—	1,19912961	0,02736503	27,5
$y = a + bx + cx^2$	5,18248309	-0,01312851	0,00002988	—	0,39439224	0,00197346	9,0
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	5,54162936	-0,02018884	0,00006115	-0,00000004	0,62031627	0,00244101	14,2
1945 - 1949							
$y = a + bx$	3,36780085	0,00079021	—	—	0,49854507	0,00308759	14,0
$y = a + bx + cx^2$	3,26036468	0,00171465	-0,00000121	—	0,48570530	0,00251195	13,6
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	3,46852917	-0,00137644	0,00000827	-0,00000001	0,46278675	0,00190040	13,0
1950 - 1954							
$y = a + bx$	2,45450966	0,00087683	—	—	0,95477157	0,02547839	33,7
$y = a + bx + cx^2$	2,12317193	0,00354585	-0,00000307	—	0,98820320	0,02339477	35,0
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	2,06559536	0,00440099	-0,00000583	0,00000000	1,09356851	0,02387465	38,6
1955 - 1959							
$y = a + bx$	3,84478147	-0,00144659	—	—	0,33220276	0,00262713	9,7
$y = a + bx + cx^2$	4,09053156	-0,00346008	0,00000274	—	0,36221300	0,00240348	10,6
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	4,11162410	-0,00376475	0,00000377	-0,00000000	0,41354416	0,00234972	12,1
1960 - 1964							
$y = a + bx$	2,58313823	0,00151041	—	—	1,26964006	0,03003977	42,3
$y = a + bx + cx^2$	4,14552830	-0,01412762	0,00002762	—	0,80666871	0,00808415	26,9
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	3,90378966	-0,00970284	0,00000925	0,00000002	1,07663713	0,00720034	35,9
1965 - 1969							
$y = a + bx$	2,80021581	-0,00035582	—	—	0,78285334	0,04216543	28,9
$y = a + bx + cx^2$	3,34686051	-0,00596443	0,00000824	—	0,81971901	0,03698416	30,2
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	3,64826843	-0,01124298	0,00002675	-0,00000002	0,79822656	0,02630264	29,5

Źródło: Por. tabela 1, obliczenia własne.

- równanie regresji liniowej dla kohorty 1960 - 1964,
- równanie regresji prostoliniowej dla następujących kohort: 1940 - 1944, 1950 - 1954, 1965 - 1969,
- równanie regresji parabolicznej stopnia trzeciego dla ogółu badanych rodzin oraz kohort: 1920-1939, 1945-1949, 1955-1959, natomiast zależność między zachowaniami prokreacyjnymi rodzin a wielkością mieszkania wyrażonego w  $m^2$  w momencie badania najlepiej obrazują (tab. 12):
- funkcja liniowa dla kohort: 1920 - 1939 i 1945 - 1949,
- funkcja paraboliczna dla kohort 1955 - 1959, 1960 - 1964, 1965 - 1969,

Tabela 10

Równania regresji liczby dzieci żywo urodzonych względem wartości przychodu szacunkowego w tys. zł w poszczególnych kohortach małżeńskich badanych rodzin

Funkcja regresji	Wartości parametrów				Parametry struktury stochastycznej		
	a	b	c	d	S <sub>y</sub>	φ <sup>2</sup>	V·100
	Ogółem						
$y = a + bx$	3,22742363	0,00085092	—	—	0,18512046	0,00012245	5,7
$y = a + bx + cx^2$	3,21197758	0,00155376	-0,00000550	—	0,19899575	0,00012380	6,1
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	2,99229244	0,02012263	-0,00036929	0,00000181	0,17204721	0,00007932	5,3
	1920 - 1939						
$y = a + bx$	3,95852921	0,00427354	—	—	2,89190858	0,13802831	70,4
$y = a + bx + cx^2$	4,36045581	-0,02244242	0,00030987	—	2,90530666	0,11940877	70,7
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	3,21457876	0,11335782	-0,00332780	0,00002494	2,51926482	0,07482016	61,3
	1940 - 1944						
$y = a + bx$	3,84123258	0,01562979	—	—	1,72269235	0,09528948	39,5
$y = a + bx + cx^2$	4,49762350	-0,03264426	0,00062045	—	1,81106742	0,08425365	41,5
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	2,49848790	0,28932624	-0,00998019	0,00009123	1,11443297	0,02392702	25,6
	1945 - 1949						
$y = a + bx$	3,52385220	0,00110294	—	—	0,587444711	0,00489938	16,5
$y = a + bx + cx^2$	2,94395946	0,02657453	-0,00019676	—	0,53807281	0,00359661	15,1
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	2,35412996	0,07454226	-0,00113434	0,00000465	0,44142998	0,00207486	12,4
	1950 - 1954						
$y = a + bx$	2,56643528	0,00567779	—	—	0,55981048	0,01009578	19,8
$y = a + bx + cx^2$	2,24095292	0,01983078	-0,00010525	—	0,52745554	0,00784220	18,6
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	1,94791987	0,04262016	-0,00052917	0,00002000	0,53850223	0,00700639	19,0
	1955 - 1959						
$y = a + bx$	3,77751015	-0,00661766	—	—	1,14609008	0,04761235	33,5
$y = a + bx + cx^2$	4,29560917	-0,02698469	0,00013727	—	1,13182065	0,04062987	33,1
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	4,65284238	-0,05297677	0,00060223	-0,00000218	1,15852653	0,03648845	33,9
	1960 - 1964						
$y = a + bx$	2,79915373	0,00232445	—	—	0,97939191	0,4616703	32,6
$y = a + bx + cx^2$	3,93465950	-0,05482465	0,00058520	—	1,21871287	0,06127382	40,6
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	4,68333807	-0,12129532	0,00214539	-0,00001043	1,28290428	0,05658215	42,8
	1965 - 1969						
$y = a + bx$	2,60233729	0,00171134	—	—	0,59698786	0,03249399	22,0
$y = a + bx + cx^2$	2,82508332	-0,01204666	0,00014966	—	0,67880746	0,03600961	25,0
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	2,96071210	-0,02794411	0,00057237	-0,00000302	0,71771378	0,03354645	26,5

Źródło: Por. tabela 1, obliczenia własne.

— wielomian stopnia trzeciego dla kohorty 1950 - 1954.

Uzyskane wyniki uznać można jako interesujące z punktu widzenia demograficznego.

#### V. UWAGI KOŃCOWE

Zdaje się nie podlegać dyskusji fakt, że badania mierzące do identyfikacji czynników warunkujących postawy i zachowania prokreacyjne rodzin polskich znajdują się dopiero w fazie wstępnej. Odnosi się to również do rodziny wiejskiej w ogóle, a rolniczej rodziny w szczegól-

Tabela 1 1

Równania regresji liczby dzieci żywo urodzonych względem wielkości mieszkania mierzonego liczbą izb w poszczególnych kohortach małżeńskich

Funkcja regresji	Wartości parametrów				Parametry struktury stochastycznej		
	a	b	c	d	S <sub>y</sub>	σ <sup>2</sup>	V·100
Ogółem							
$y = a + bx$	2,77595097	0,14115083	—	—	0,63920076	0,00092486	19,5
$y = a + bx + cx^2$	2,16008154	0,50828063	-0,04875462	—	0,41746959	0,00031650	12,8
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	2,61684932	0,07838153	0,06790739	-0,00935026	0,43737898	0,00025982	13,4
1920 - 1939							
$y = a + bx$	3,09821381	0,30273240	—	—	1,98139257	0,02824906	48,2
$y = a + bx + cx^2$	5,83631257	-1,60608981	0,29842066	—	1,55531109	0,01160396	37,8
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	2,61640234	2,03300395	-0,90588363	0,12116617	1,46416692	0,00514189	35,6
1940 - 1944							
$y = a + bx$	3,51964912	0,23151316	—	—	2,24857673	0,06414869	51,6
$y = a + bx + cx^2$	4,90845216	4,72436223	-0,56253135	—	2,32959896	0,03442744	53,4
1945 - 1949							
$y = a + bx$	3,05736251	0,13629196	—	—	0,65801555	0,003966774	18,4
$y = a + bx + cx^2$	2,40735134	0,4983486069	-0,04557153	—	0,53546769	0,00210158	10,5
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	3,64997361	-0,59414232	0,23482795	-0,02143483	0,57111886	0,00179339	16,0
1950 - 1954							
$y = a + bx$	2,30166255	0,14233116	—	—	0,86017932	0,01207865	30,4
$y = a + bx + cx^2$	0,15824861	1,25055454	-0,12918289	—	0,45426859	0,00252655	16,1
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	0,42750989	1,05023056	-0,07966225	-0,00352569	0,56710593	0,00262510	20,6
1955 - 1959							
$y = a + bx$	4,39473236	-0,26969316	—	—	1,04766848	0,01998928	30,6
$y = a + bx + cx^2$	4,96980529	-0,61025409	0,04583187	—	1,11112071	0,01678170	32,5
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	1,48235906	2,76883013	-0,91749727	0,08299984	0,59386569	0,00319594	17,4
1960 - 1964							
$y = a + bx$	3,22851613	-0,06851613	—	—	1,22068251	0,04488150	40,7
$y = a + bx + cx^2$	4,28530527	-0,66707102	0,07435499	—	1,22178402	0,03597003	40,7
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	4,69725060	-1,04369406	0,17413945	-0,00768075	1,36163078	0,03350672	45,4
1965 - 1969							
$y = a + bx$	2,87022901	-0,04984733	—	—	0,42489727	0,00737595	15,7
$y = a + bx + cx^2$	3,97101786	-0,79895632	0,11030342	—	0,18874944	0,00097035	7,0
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	3,95772040	-0,78332358	0,10504627	0,00052281	0,26861488	0,00098263	9,9

Źródło: Por. tabela 1, obliczenia własne.

ności. Wobec nielicznych badań przeprowadzanych w różnych horyzontach czasu, odnoszących się do różnych faz Społeczno-Ekonomicznego rozwoju kraju oraz różnych regionów, w których proces cywilizacji, kultury rolnej, a nade wszystko zaawansowania procesów tek zwanego przejścia demograficznego jest zróżnicowany, trudno formułować w sposób jednoznaczny uogólnienia dotychczasowych wyników badań naukowych. Stwierdzone przez poszczególnych badaczy prawidłowości mają charakter wycinkowy, niekiedy odnoszące się do lokalnych uwarunkowań rozwoju rodziny rolniczej bez możliwości uogólnienia ich na całą populację rodzin rolniczych w skali ogólnokrajowej. Wydaje się, iż podobny charakter mają również wyniki prezentowanych dociekań. Fakt, że odnoszą się one do regionu środkowozachodniego kraju (wysoki po-

Tabela 12

Równania regresji liczby dzieci żywo urodzonych względem wielkości mieszkania mierzonego powierzchnią użytkową w m<sup>2</sup> w poszczególnych kohortach małżeńskich

Funkcja regresji	Wartości parametrów				Parametry struktury stochastycznej		
	a	b	c	d	S <sub>y</sub>	φ <sup>2</sup>	V·100
Ogółem							
$y = a + bx$	2,97545145	0,00479722	—	—	0,92672513	0,00155523	28,3
$y = a + bx + cx^2$	2,73050490	0,01292055	-0,00005460	—	0,95379734	0,00123557	29,3
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	2,48897100	0,02558681	-0,00022771	0,00000064	1,05459438	0,00100701	32,3
1920 - 1039							
$y = a + bx$	3,31403716	0,01425788	—	—	1,18107705	0,00669157	28,7
$y = a + bx + cx^2$	4,02936421	-0,01259120	0,00021329	—	2,32876476	0,01300747	56,7
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$							
1940 - 1944							
$y = a + bx$	4,36579698	-0,00045805	—	—	2,59639428	0,04276453	59,6
1945 - 1949							
$y = a + bx$	3,05919698	0,00786011	—	—	0,28713526	0,00030221	8,0
$y = a + bx + cx^2$	2,94319434	0,01197671	-0,00003011	—	0,44017264	0,00036977	12,6
1950 - 1954							
$y = a + bx$	2,46741457	0,00562393	—	—	1,08943578	0,01453132	38,5
$y = a + bx + cx^2$	1,15439337	0,04726487	-0,00027780	—	0,45717803	0,00170601	16,2
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	0,75210151	0,06822939	-0,00057860	0,00000123	0,25116018	0,00025744	8,9
1955 - 1959							
$y = a + bx$	3,88993616	-0,00713296	—	—	1,02728166	0,00003456	30,0
$y = a + bx + cx^2$	5,02289656	-0,03855004	0,00017031	—	0,19289062	0,00000081	5,6
$y = a + bx + cx^2 + dx^3$	5,02167323	-0,03849466	0,00016964	0,00000000	0,27295572	0,00000081	8,0
1960 - 1964							
$y = a + bx$	2,89105331	0,00184236	—	—	0,61277517	0,00452402	20,4
$y = a + bx + cx^2$	3,38135344	-0,01426680	0,00010405	—	0,23370868	0,00032903	7,8
1965 - 1969							
$y = a + bx$	2,83859551	-0,00218633	—	—	0,38856739	0,00411236	14,3
$y = a + bx + cx^2$	3,14895835	-0,01377004	0,00008543	—	0,33192505	0,00150041	12,2

Źródło: Por. tabela 1, obliczenia własne.

ziom zurbanizowania, kultury rolnej, relatywnie wysoki poziom efektywności gospodarowania oraz znaczny stopień zaawansowania przeobrażeń rodziny wskutek procesów modernizacji demograficznej) powoduje, że uzyskane rezultaty badawcze są z merytorycznego punktu widzenia nieporównywalne lub częściowo tylko porównywalne z innymi regionami kraju. Oznacza to, że wyniki badań mogą być traktowane jako jeden z przyczynków badań nad uwarunkowaniami ewolucji przeobrażeń rodziny rolniczej w Polsce w okresie powojennym.

Prezentowane wyniki wstępnych studiów empirycznych nad ekonomicznymi uwarunkowaniami wielkości rodziny rolnika indywidualnego wskazują na niezwykle złożoną problematykę. Znajduje ona wyraz w tym, iż czynnik ekonomiczny ma swój wyraz zarówno endo-, jak i egzogeniczny. W rozpatrywanym przypadku ograniczono się do jego wymiaru endogenicznego, który wiąże się przede wszystkim z gospo-

darstwem rolnym rolnika stanowiąc jego główne źródło utrzymania. W oparciu o prowadzone dociekania przyjąć można, iż równie istotny wpływ na zachowania prokreacyjne rodziny wywiera egzogeniczny wymiar czynnika ekonomicznego, który znajduje wyraz w środkach polityki ekonomicznej państwa wobec rolnictwa indywidualnego. Pominięcie tego czynnika przyczyniło się do zubożenia naszych dociekań, ponieważ wyeliminowano istotne elementy, wyznaczające warunki stabilizacji gospodarowania, a zarazem egzystencji rodziny. Jak dowiodły wyniki badań prowadzone w poznańskim ośrodku demograficznym, czynniki te w istotny sposób, w dłuższym horyzoncie czasu, wyznaczają trendy rozwojowe procesów ludnościowych w środowisku wiejskim. Stąd też prezentowane wyniki badań nie dają pełnego obrazu oddziaływania czynnika ekonomicznego na zachowania prokreacyjne badanych rodzin rolników indywidualnych.

Jak wykazały wyniki badań rozpatrywana zbiorowość rodzin rolników indywidualnych charakteryzuje się wyraźną tendencją dostosowania dzietności, a więc wielkości i struktury rodziny, do rozmiarów warsztatu rolniczego, czyli wielkości gospodarstwa rolnego. Wyniki badań wykazały również, że związek ten nie mógł być we wszystkich kohortach małżeńskich opisany przy pomocy funkcji liniowych. W tym kontekście wyniki naszych dociekań są zbieżne z rezultatami badań zmarłego niedawno wybitnego demografa S. Borowskiego. Na podstawie wyników prowadzonych badań ankietowych na obszarze ziem Wielkopolski Borowski wykazał, że do grupy obszarowej 10-15 ha liczba urodzeń żywych w rodzinie rolniczej wzrasta. Jednakże w większych gospodarstwach rolnych dochód przestaje być stymulatorem dzietności ze względu na występowanie z jednej strony potrzeb konkurencyjnych względem dziecka (nakłady inwestycyjne) oraz, z drugiej strony, negatywnego działania polityki ekonomicznej państwa mającej charakter prewencyjny wobec wszystkich procesów kapitalizacji w rolnictwie polskim.

W świetle uzyskanych wyników nie można jednoznacznie podtrzymać znanej tezy W. Stysia z 1948 r., podtrzymanej w 1960 r. przez E. Szturma de Sztrema o dodatnim związku między dzietnością rodziny a obszarem gospodarstwa rolnego. Można zaryzykować w związku z tym twierdzenie, że procesy społeczno-ekonomiczne lat siedemdziesiątych i osiemdziesiątych są bardziej złożone od procesów jakie miały miejsce w latach czterdziestych i pięćdziesiątych w rolnictwie polskim.

Zbudowane modele regresyjne, opisujące zależność między wielkością rodziny a czynnikami o charakterze ekonomicznym, mają różny kształt. Ich pełna interpretacja nie jest możliwa bez przeprowadzenia dodatkowych pogłębionych studiów empirycznych.

Przydatność przeprowadzonego badania znajduje wyraz w tym, iż wnosi ono pewien udział w procesie rozpoznawania ekonomiczno-spo-

łecznych uwarunkowań dietności rodziny rolnika indywidualnego. W naszym przekonaniu słuszne byłoby rozwinięcie w przyszłości badań związku między czynnikiem ekonomicznym a wielkością rodziny i jej cyklem rozwoju. Interesująca byłaby również analiza wpływu czynnika ekonomicznego na odstępstwa proto- i intergenetyczne, a więc na rozwój rodzin w czasie. W dalszych analizach związku między czynnikiem ekonomicznym a wielkością rodziny należy uwzględnić czynniki psychosocjologiczne, których obszar oddziaływania na postawy i zachowania prokreacyjne rodzin rolników indywidualnych jest nadal nierozpoznany.

#### EFFECT OF THE ECONOMIC FACTOR ON PROCREATIONAL ATTITUDES OF FAMILIES OF INDIVIDUAL FARMERS

##### Summary

The work attempts at estimating the effect of the economic factor on procreational attitudes of families of individual farmers. The factor was symptomatically defined by adopting: the area of a farm in ha, assessed income in thousand zł, value of agricultural products sold in thousand zł, and a size of living quarters in rooms and m<sup>2</sup>. The stated task was to be fulfilled with the aid of all-Poland survey done by The Department of Statistics and Demography of Academy of Economics in **Poznań**, as of January **1,1980**. **A population of 674 families** of individual farmers inhabiting the central-western macro-region is the subject of analysis. The effect of economic factor on procreation in families is examined by means of the cohort analysis with the aid of methods of analysis of correlation, straight regression and curvilinear regression. The results indicate that there is no statistically significant linear relationship between procreational behavior of the examined families and the size of a farm, value of products sold and the assessed income. On the other hand a negative linear relationship was observed between the family size and apartment conditions in the first year after matrimony, at the moment of observation the correlation is positive with the exception of cohorts 1945-49, 1970-74. The study revealed that the examined relations do not have a linear form. The parameter  $y_x$  is significant for the relation of family size to value of the products sold for **the cohort 1960 - 64** and to the size **of the farm for cohorts 1945 - 49, 1950 - 54**.

The regressive analysis allows to formulate the view that a shape of correlational relationship between family size and the economic factor changes with the period of establishing a family.