Maria Chromińska

EWOLUCJA WARTOŚCI DETERMINUJĄCYCH DZIETNOŚĆ RODZIN ROLNICZYCH W ŚWIETLE ANALIZY PROBITOWEJ

1. Wprowadzenie

Rozpatrywanie dzietności rodzin rolniczych z punktu widzenia demograficznego posiada swoje uzasadnienie, ponieważ zarówno w wieku XIX, jak i w wieku XX była to populacja wyróżniająca się znacznie większą dzietnością w porównaniu z rodzinami w środowisku miejskim. Wynika to z uwarunkowań wiążących się częściowo ze specyficznymi cechami produkcji rolniczej, która w warunkach polskich opierała się głównie na czynniku pracy ludzkiej. Stąd wysoka dzietność zapewniała odpowiedni przyrost zasobów pracy, gwarantującej zabezpieczenie egzystencji rodzin rolniczych. Należy uwzględnić i tę okoliczność, iż rodzina wiejska, a w szczególności rolnicza, sama musiała zabiegać o zabezpieczenie socjalne rozwoju rodziny, w przeciwieństwie do rodzin środowiska pracowniczego, których egzystencja wiązała się z systemem zabezpieczeń społecznych. Niewątpliwie przesłanki ekonomiczne, wiążące się z zabezpieczeniem bytu materialnego rodziny i przyszłości potomstwa, były głównym motywem wielodzietności tych rodzin.

Należy jednak przestrzec przed daleko idącym uproszczeniem upatrującym w czynniku ekonomicznym główne źródło motywacji. Rodziny rolnicze charakteryzują się bowiem, w przeciwieństwie do rodzin opierających swój byt na pozarolniczych źródłach utrzymania, innymi czynnikami mającymi wpływ na dzietność, które bardzo silnie wiążą się z lokalnymi systemami wartości, a zwłaszcza kultywowanymi w rodzinie pochodzenia. Można stwierdzić, iż bezpośredni wpływ wywierają czynniki kulturowe, a zwłaszcza regionalne[1]. Ponadto rodziny rolnicze

[1] S. Borowski, *Regiony reprodukcji ludności w Polsce Ludowej*, pracę do druku przygotował S. Wierzchosławski, PWN, Warszawa-Poznań 1989, s. 13.

odznaczają się tym, iż na ich wielkość silnie wpływa czynnik religijny. Udzielenie zatem jednoznacznej odpowiedzi na nurtujące demografów pytania: jakie czynniki determinowały dzietność współczesnych rodzin wymagają żmudnych interdyscyplinarnych badań. Badania te podjęte zostały w środowisku poznańskim. Z dotychczasowych dociekań wynika, iż czynniki te mają wpływ endo- i egzogenny[2]. Badania wykazały, że na przeobrażenia rodziny polskiej wywarły wpływ transformacja demograficzna i procesy kolejnych transformacji ustrojowych[3].

Badania podjęte w Centrum Badań nad Rodziną umożliwiły śledzenie ewolucji wielkości rodzin rolniczych w warunkach oddziaływania I transformacji ustrojowej, a więc kształtowanie się dzietności w warunkach gospodarki planowej centralnie. Celowe jest podzielenie się wynikami tych badań, które mogą mieć z jednej strony znaczenie poznawcze w rozpoznaniu mechanizmu motywującego kolejność urodzeń w rodzinie rolniczej, a z drugiej strony w płaszczyźnie skutków oddziaływania czynników zewnętrznych na autonomiczne decyzje prokreacyjne.

W opracowaniu przedstawiono wyniki analizy probitowej psychologicznych uwarunkowań urodzeń dzieci w rodzinach rolników, która została przeprowadzona na podstawie retrospektywnego badania ankietowego zrealizowanego we współpracy z Instytutem Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej w Warszawie.

Badanie zrealizowano techniką bezpośredniego standaryzowanego wywiadu. Pozwoliło ono na śledzenie losów kohort małżeństw zawartych w latach 1926–1984. Kohorty te wyznaczają zakres czasowy badań. W badaniu ujęto biografie rodziny podstawowej rodzin pochodzenia ze strony żony i męża, szczegółowy opis gospodarstwa domowego oraz rolnego. Łącznie kwestionariusz obejmował ponad 200 pytań. W biografii rodziny uwzględniono motywacje, którymi kierowali się małżonkowie przy powoływaniu do życia kolejnych dzieci.

Analiza występowania odpowiednio pogrupowanych motywacji miała na celu weryfikację hipotezy głoszącej o wpływie czynnika ekonomicznego reprezentowanego przez powierzchnię gospodarstwa rolnego na motywację urodzenia kolejnego *i*-tego i kolejnego dziecka w rodzinie w ujęciu kohort małżeńskich.

W rozważaniach posłużono się analizą probitową ze względu na to, że zmienne charakteryzujące system wartości wobec dzietności mają charakter jakościowy.

---

[2] S. Wierzchosławski, *Demograficzno-społeczne i biologiczne problemy rodziny i macierzyństwa*, w: *Studia nad optymalizacją struktur o procesów demograficznych w PRL*, SGPiS, Instytut Statystyki i Demografii, Nr 4/111, Warszawa 1982, s. 196.

[3] S. Wierzchosławski, *Rodzina w okresie transformacji demograficznej i społeczno-ekonomicznej*, w: *Rodzina w zmieniającym się społeczeństwie*, red. P. Kryczka, KUL, Lublin 1997, s. 84–89.

2. Źródła i metoda

Dla realizacji celu badania stworzona została własna dokumentacja oparta na reprezentacyjnych badaniach ankietowych przeprowadzonych w roku 1985 przy współpracy z Instytutem Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej w Warszawie. Została ona zgromadzona w Banku Informacji o Rodzinie i Gospodarstwie Domowym w Centrum Badań nad Rodziną Akademii Ekonomicznej.

W celu odpowiedzi na postawione pytania wykorzystano metodę analizy probitowej. Metoda ta zainteresowała badaczy zjawisk społecznych ze względu na właściwość, iż może być stosowana z powodzeniem w odniesieniu do zjawisk o charakterze jakościowym, które są opisywane przy pomocy różnych dyscyplin naukowych: ekonomia, demografia, socjologia, psychologia, etnografia i inne. Jest więc właściwą metodą opisywania wyników badań wielodyscyplinowych i interdyscyplinarnych. Jest znamienne, iż wdrażana jest niezależnie od wykształconych już w sposób zadowalający metod analizy wielowymiarowej, opartej na analizie regresji, wykorzystującej zmienne ilościowe oraz miar asocjacji i kontyngencji, opierających się na cechach mierzalnych.

Pojęcie probitu (jednostka prawdopodobieństwa) wprowadził do literatury C. J. Bliss w roku 1934. Analiza probitowa powstała i rozwijała się głównie w naukach biologicznych[4]. W naukach ekonomicznych pierwsi zastosowali tę metodę amerykańscy ekonometrycy: M. I. Farrel[5], J. Tobin[6], J. Aitchison i J. A. C. Brown[7] oraz L. R. Klein[8]. W Polsce analiza probitowa stosowana jest głównie w doświadczalnictwie[9], mniej zaś rozpowszechniona jest w naukach społecznych[10]. Jednym z wielu sposobów przekształcenia prawdopodobieństwa

---

[4] D. J. Finney, *Probit Analysis*, The University Press, Cambridge 1971, s. 42–46.

[5] M. J. Farrel, *The Demand for Motor-Cars in the United States*, „Journal of the Royal Statistical Society", series S(general), 1954, t. 117, cz. 2.

[6] J. Tobin, *Zastosowanie analizy probitu do wyników badań statystycznych dotyczących zjawisk ekonomicznych*, „Przegląd Statystyczny", 1960, z. 1.

[7] J. Aitchison and J. A. C. Brown, *A Synthesis of Engel Curve Theory*, „The Review of Economic Studies", t. 22, 1954, nr 57.

[8] R. L. Klein, *An Introduction to Econometrics*, Prentice-Hall Inc., Englewood Cliffs, New York 1962.

[9] J. Perkal, *O kilku przyrodniczych zastosowaniach analizy probitów*, Listy biometryczne, Wrocław 1965, nr 9–11; S. Schmidt, *Zastosowanie metod statystycznych w zootechnice*, cz II: *Metody statystyki reprezentacyjnej*, PWRiL, Warszawa 1964; F. Szczotka, *Analiza probitów. Zastosowanie metod matematycznych w medycynie*, PAN, Wrocław-Warszawa 1966.

[10] S. Foryś, *Zastosowania analizy probitów do badań ekonomicznych i prawnych*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Jagiellońskiego, Prace Prawnicze, Kraków 1968, z. 36; B. Podolec, *Zastosowanie analizy probitów do badania budżetów rodzinnych*, Zeszyty Naukowe Wyższej Szkoły Ekonomicznej w Krakowie, 1972, nr 51.

BIBLIOTEKA AE

z przedziału [0,1] na wielkości od $-\infty$ do $+\infty$ jest transformacja probitowa. Umożliwia ona analizę probitową współzależności między zmiennymi[11]. Transformacja probitowa ułatwia statystyczną analizę prób o rozkładzie normalnym przez przekształcenie na postać liniową funkcji właściwej temu rozkładowi. Usuwa także niektóre trudności wiążące się z próbami o rozkładzie odbiegającym od normalnego[12]. Jeśli badana zmienna charakteryzuje się rozkładem dwumianowym bądź Poissona, to najpierw przeprowadza się wstępną transformację zmiennej przez logarytmowanie w celu otrzymania rozkładu normalnego. Normalność rozkładu dla logarytmów zmiennej niezależnej pozwala na przyjęcie założenia o liniowości związku.

W modelu probitowym prawdopodobieństwo określa się za pomocą standaryzowanego rozkładu normalnego[13]

$$p = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{y} \exp^{\frac{-u^2}{2}} du,$$

gdzie u jest standaryzowaną zmienną losową.

W analizie probitowej dokonuje się przekształcenia określonego prawdopodobieństwa (częstości) $p_i = \frac{n_i}{n}$ (gdzie n_i – częstość zdarzeń zmiennej zależnej w i-tym przedziale, n – liczebność w przedziale) na wartości zmiennej standaryzowanej. Transformacja ta przyjmuje postać: $y = F^{-1}(p)$[14]. Jeśli np. prawdopodobieństwo (częstość) p_i wynosi 0,95, to probit ma wartość 1,64.
Regresja probitowa ma następującą postać[15]:

$$p(x) = F(\beta_0 + \beta x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\beta_0+\beta x} e^{\frac{-u^2}{2}} du$$

lub równoważną $F^{-1}(p(x)) = \beta_0 + \beta x$, gdzie: $F^{-1}(p(x))$ jest probitem i będzie oznaczane przez p.

---

[11] J. W. Wiśniewski, *Ekonometryczne badanie zjawisk jakościowych. Studium metodologiczne*, Uniwersytet M. Kopernika, Toruń 1986, s. 120.

[12] S. Schmidt, *Zastosowanie metod statystycznych w zootechnice*, cz II: *Metody statystyki reprezentacyjnej*, PWRiL, Warszawa 1964, s. 627.

[13] G. C. Chow, *Ekonometria*, tłum. W. Jurek, PWN, Warszawa 1995, s. 308.

[14] H. Thiel, *Zasady ekonometrii*, PWN, Warszawa 1979, s. 636.

[15] Ibidem, s. 637.

Dla oszacowania parametrów β_0 i β posłużono się metodą największej wiarygodności.

Prawdziwość hipotezy o liniowości związku wyrażonego równaniem sprawdzono testem chi-kwadrat dla częstości zaproponowanym przez D. J. Finney[16]:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{u} \frac{(n_i - n_i p_i)}{n_i p_i \cdot (1 - p_i)},$$

gdzie: n_i – liczebność zaobserwowana, $n_i\ p_i$ – liczebność oczekiwana, p_i – względna częstość oczekiwana, $i = 1, 2, 3, ..., n$ – liczba przedziałów klasowych.

Hipotezę zerową akceptowano jeśli $\chi^2 < \chi^2_\alpha$ dla $n - k$ stopni swobody (k – liczba oszacowanych parametrów), a w przeciwnym razie przyjmowano hipotezę alternatywną.

Model probitowy znajduje zastosowanie w badaniach jakościowych zmiennych zależnych. Tego rodzaju zależności nie można opisać klasyczną regresją, ponieważ liczby procentowe nie są dodawalne (addytywne) ani też homoscedastyczne. Te wady usuwa transformacja probitowa przez zamianę liczb procentowych na probity. Równanie regresji probitowej pozwala na oszacowanie wartości probitów teoretycznych, wartości prawdopodobieństw teoretycznych i liczebności oczekiwanych dla poszczególnych wartości zmiennej objaśniającej lub zmiennych objaśniających. Powiązanie probitu z dystrybuantą rozkładu normalnego ogranicza możliwości jego zastosowania tylko do zmiennych losowych o rozkładzie normalnym lub zbliżonym do normalnego.

Regresja probitowa jest narzędziem badawczym posiadającym zalety i wady.

Do zalet należy zaliczyć:

- możliwość badania związków statystycznych między wyróżnionymi zmiennymi, w których zmienna objaśniana ma charakter jakościowy; ma zastosowanie do badania zależności liczb procentowych od wybranej cechy;
- umożliwia estymację średniej i wariancji;
- znajduje zastosowanie dla informacji statystycznych przedstawionych w postaci danych przekrojowych;
- umożliwia szacowanie prawdopodobieństw teoretycznych;
- jej obrazem graficznym jest krzywa sigmoidalna;
- transformacja probitowa sprowadza różnego rodzaju zależności do postaci liniowej;
- można ją szeroko wykorzystywać w naukach społecznych.

[16] D. J. Finney, *Probit Analysis*, op. cit., s. 32.

Do warunków ograniczających zastosowanie tej metody należy zaliczyć:
- niemożność stosowania jej do danych w szeregach dynamicznych, ponieważ wymagają one badania ich struktury, która wyraża się trendem, wahaniami sezonowymi i procesem autoregresyjnym;
- konieczność posiadania dużej liczebnie próby, ponieważ weryfikacja hipotezy zerowej o liniowości związku opiera się na statystyce χ^2;
- powiązanie probitu z dystrybuantą rozkładu normalnego ogranicza możliwości jej zastosowania do zmiennych losowych o rozkładzie normalnym lub zbliżonym do normalnego.

W celu zastosowania analizy probitowej dokonano przekształcenia wielkości empirycznych zmiennej zależnej na prawdopodobieństwa empiryczne za pomocą funkcji odwrotnej do dystrybuanty standaryzowanego rozkładu normalnego. Ze względu na stosunkowo niewielkie doświadczenia w zakresie zastosowania analizy probitowej do badania zjawisk demograficznych nie ma możliwości porównania prezentowanych wyników z innymi.

3. Modele regresji probitowej psychosocjologicznych uwarunkowań dzietności w rodzinach rolników

W postępowaniu badawczym podjęto próbę weryfikacji hipotezy o zależności psychosocjologicznych uwarunkowań dzietności rodzin rolników indywidualnych od wielkości gospodarstwa rolnego. Dla jej zweryfikowania zastosowana została analiza probitowa, która wydała się szczególnie przydatna w przypadku niemierzalnych zmiennych objaśniających. Przyjmują one bowiem ograniczony zakres wartości, tj.

$$y = \begin{cases} 1, & \text{jeżeli wyróżnione zdarzenie wystąpi,} \\ 0, & \text{jeżeli wyróżnione zdarzenie nie wystąpi.} \end{cases}$$

Ze względu na to, że zmienna zależna y może przyjąć tylko dwie wartości 0 i 1, wartość oczekiwana zmiennej y przy ustalonych wartościach zmiennych objaśniających może być interpretowana jako warunkowe prawdopodobieństwo realizacji danego zdarzenia. Dla uniknięcia sytuacji, w której prawdopodobieństwo teoretyczne przyjęłoby wartość ujemną, dokonuje się monotonicznego przekształcenia prawdopodobieństwa z przedziału [0, 1] na przedział $(-\infty, +\infty)$.

Przekształcenie indywidualnych obserwacji zmiennej zerojedynkowej według wspomnianej zasady było niecelowe, gdyż każdej liczbie obserwacji $y_i = 0$ odpowiada

$-\infty$, każdej zaś obserwacji $y_1 = 1$ odpowiada $+\infty$. Z tego względu należało pogrupować obserwacje tak, aby można było mierzyć częstość wystąpienia deklarowanej motywacji w każdej z utworzonych grup obszarowych. Następnie dokonano przekształcenia proporcji, częstości zmiennej objaśnianej na probity. Zgodnie z celem badania szacowano tylko modele regresji probitowej psychosocjologicznych uwarunkowań z jedną zmienną objaśniającą o charakterze ekonomicznym, którą była powierzchnia gospodarstwa rolnego. Wybór zmiennej spowodowany był tym, iż w warunkach polskich nadal najlepiej opisuje ona ekonomikę gospodarstwa rolnego rodziny rolniczej. Ponadto można stwierdzić, że w większości gospodarstw rolnych w Polsce, wraz ze wzrostem powierzchni gospodarstwa rolnego, wzrastają: nakłady materialne, wartość brutto środków trwałych, wyposażenie gospodarstwa rolnego w maszyny i narzędzia rolnicze, wartość dochodu z gospodarstwa rolnego. Próba zaś wprowadzenia do modeli zmiennej: wartość maszyn i narzędzi rolniczych ujawniła, iż oszacowane współczynniki regresji probitowej dla tej zmiennej były statystycznie nieistotne. Przypuszcza się, iż był to efekt współliniowości, ponieważ błąd standardowy oszacowanego współczynnika regresji probitowej przekraczał jego wartość. Charakterystyczne, iż modele regresji probitowej umożliwiają oszacowanie prawdopodobieństwa uznania danej motywacji urodzenia dziecka przy konkretnej wielkości gospodarstwa rolnego, czego nie można uzyskać za pomocą klasycznej analizy współzależności.

W analizie uwzględniono tylko wybrane (ze względu na cel pracy) uwarunkowania dzietności: zapewnienie opieki na starość, pomoc w gospodarstwie i zapewnienie ciągłości prowadzenia gospodarstwa rolnego. Są to zmienne, które można traktować jako symptom ewolucji systemu wartości dokonującej się przy uwzględnieniu czynnika ekonomicznego w okresie powojennym.

Oszacowane równania regresji probitowej i prawdopodobieństwa teoretyczne przedstawiają tab. 1 i tab. 2. Badanie wykazało, że dla oszacowanych równań regresji probitowej nie można odrzucić założenia o liniowości związku, a odchylenia liczebności empirycznych od teoretycznych należy uznać za przypadkowe. Hipotezę o liniowej zależności między zmiennymi sprawdzano testem χ^2.

Oszacowane współczynniki regresji probitowej uwarunkowań dzietności pomocą w gospodarstwie i zapewnieniem ciągłości w prowadzeniu gospodarstwa rolnego, względem logarytmu powierzchni gospodarstwa rolnego, charakteryzują się dodatnim znakiem. Oznacza to wzrost prawdopodobieństwa wraz ze wzrostem areału gospodarstwa rolnego. Natomiast dla uwarunkowania dzietności zapewnieniem opieki na starość odnotowano niewysoką ujemną wartość współczynnika regresji probitowej. Oznacza to niewielki spadek prawdopodobieństwa przy wzroście areału gospodarstwa rolnego (tab. 2). Uzyskane wyniki wykazały, że najwyższymi prawdopodobieństwami wśród badanych uwarunkowań wyróżniało się zapewnienie opieki na starość. Prawdopodobieństwa te przyjęły w badanych

Tabela 1. Równania regresji probitowej dla uwarunkowań dzietności względem logarytmu powierzchni gospodarstwa rolnego według kohort małżeńskich

Kohorty małżeńskie	Uwarunkowania		
	zapewnienie opieki na starość	pomoc w gospodarstwie rolnym	zabezpieczenie ciągłości w prowadzeniu gospodarstwa rolnego
Ogółem	$\hat{p}_i = F(-0{,}2614 - 0{,}1426 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(-1{,}0895 + 0{,}2775 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(-1{,}7547 + 0{,}8533 \cdot \log x_i)$
1940–1944	$\hat{p}_i = F(-0{,}6058 - 0{,}8827 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(0{,}8884 - 0{,}8647 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(-1{,}1608 - 0{,}8791 \cdot \log x_i)$
1945–1949	$\hat{p}_i = F(-0{,}4733 + 0{,}0203 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(-0{,}1431 + 0{,}0461 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(-0{,}3658 + 0{,}6658 \cdot \log x_i)$
1950–1954	$\hat{p}_i = F(-0{,}4150 + 0{,}2131 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(-0{,}3921 + 0{,}4085 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(-0{,}4040 + 0{,}7442 \cdot \log x_i)$
1955–1959	$\hat{p}_i = F(-0{,}0981 - 0{,}6444 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(0{,}0648 - 0{,}1277 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(-0{,}1708 + 0{,}4067 \cdot \log x_i)$
1960–1964	$\hat{p}_i = F(-0{,}3364 - 0{,}0349 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(-0{,}0550 - 0{,}0917 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(-0{,}2981 + 0{,}5529 \cdot \log x_i)$
1965–1969	$\hat{p}_i = F(-0{,}6275 + 0{,}1411 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(-0{,}1255 - 0{,}0927 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(-0{,}1554 + 0{,}2871 \cdot \log x_i)$
1970–1974	$\hat{p}_i = F(-0{,}6887 - 0{,}7997 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(0{,}6756 - 0{,}5354 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(0{,}8955 - 0{,}4526 \cdot \log x_i)$
1975–1979	$\hat{p}_i = F(-0{,}6381 + 0{,}1951 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(-0{,}4146 + 0{,}3397 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(-0{,}1522 + 0{,}4977 \cdot \log x_i)$
1980–1984	$\hat{p}_i = F(-0{,}3151 - 0{,}4872 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(-0{,}6941 + 0{,}3660 \cdot \log x_i)$	$\hat{p}_i = F(-0{,}2243 + 0{,}1564 \cdot \log x_i)$

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników badań ankietowych przeprowadzonych przez Centrum Badań nad Rodziną Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.

Tabela 2. Prawdopodobieństwa uwarunkowań dzietności rodzin rolniczych według kohort małżeńskich

Kohorty	Obszar gospodarstwa w ha						
	2	5	10	15	20	25	30
zapewnienie opieki na starość							
Ogółem	0,3804	0,3590	0,3431	0,3339	0,3275	0,3225	0,3185
1940–1944	0,6331	0,4955	0,3909	0,3327	0,2937	0,2649	0,2426
1945–1949	0,3202	0,3231	0,3253	0,3266	0,3275	0,3282	0,3288
1950–1954	0,3629	0,3951	0,4200	0,4347	0,4452	0,4534	0,4601
1955–1959	0,4618	0,3623	0,2924	0,2547	0,2296	0,2111	0,1966
1960–1964	0,3643	0,3591	0,3552	0,3529	0,3513	0,3500	0,3490
1965–1969	0,2793	0,2984	0,3133	0,3222	0,3285	0,3335	0,3376
1970–1974	0,6729	0,5516	0,4558	0,4006	0,3625	0,3339	0,3112
1975–1979	0,2812	0,3079	0,3289	0,3414	0,3504	0,3574	0,3632
1980–1984	0,3221	0,2560	0,2112	0,1872	0,1713	0,1596	0,1504
pomoc w gospodarstwie domowym							
Ogółem	0,1572	0,1853	0,2084	0,2227	0,2332	0,2415	0,2484
1940–1944	0,7350	0,6118	0,5095	0,4489	0,4065	0,3743	0,3487
1945–1949	0,4486	0,4559	0,4614	0,4646	0,4669	0,4687	0,4701
1950–1954	0,3939	0,4576	0,5065	0,5352	0,5554	0,5710	0,5837
1955–1959	0,5105	0,4902	0,4749	0,4660	0,4596	0,4547	0,4507
1960–1964	0,4671	0,4526	0,4417	0,4353	0,4308	0,4273	0,4245
1965–1969	0,4390	0,4245	0,4136	0,4073	0,4028	0,3993	0,3965
1970–1974	0,6965	0,6184	0,5557	0,5183	0,4916	0,4710	0,4541
1975–1979	0,3774	0,4297	0,4701	0,4940	0,5109	0,5240	0,5347
1980–1984	0,2796	0,3306	0,3714	0,3960	0,4137	0,4276	0,4390
zabezpieczenie ciągłości w prowadzeniu gospodarstwa rolnego							
Ogółem	0,0671	0,1234	0,1837	0,2263	0,2596	0,2871	0,3106
1940–1944	0,8149	0,7076	0,6109	0,5505	0,5068	0,4728	0,4452
1945–1949	0,4343	0,5397	0,6179	0,6617	0,6916	0,7139	0,7316
1950–1954	0,4286	0,5462	0,6331	0,6813	0,7137	0,7377	0,7566
1955–1959	0,4807	0,5452	0,5932	0,6208	0,6400	0,6546	0,6664
1960–1964	0,4476	0,5352	0,6006	0,6376	0,6632	0,6825	0,6980
1965–1969	0,4725	0,5181	0,5524	0,5723	0,5863	0,5971	0,6059
1970–1974	0,7761	0,7188	0,6711	0,6418	0,6204	0,6036	0,5898
1975–1979	0,4991	0,5776	0,6351	0,6675	0,6898	0,7066	0,7200
1980–1984	0,4297	0,4542	0,4729	0,4839	0,4917	0,4977	0,5027

Źródło: jak do tabeli 1.

małżeństwach (bez względu na rok zawarcia związku małżeńskiego) wartości powyżej 0,30.

Analiza prawdopodobieństw wybranych psychosocjologicznych uwarunkowań dzietności badanych kohort upoważnia do następujących spostrzeżeń:

1. Uwarunkowanie zapewnienia opieki na starość – prawdopodobieństwa charakteryzowały się zróżnicowaniem w poszczególnych kohortach (tab. 2). W kohortach: 1945–1949, 1950–1954, 1965–1969, 1975–1979 wystąpił niewielki wzrost prawdopodobieństw przy wzroście areału gospodarstwa rolnego. W kohortach 1940–1944, 1955–1959, 1960–1964, 1970–1974 i 1980–1984 zmniejszały się prawdopodobieństwa przy wzroście areału gospodarstwa rolnego.
2. Uwarunkowanie pomocy w gospodarstwie – prawdopodobieństwa w kohortach osiągnęły wartości z przedziału 0,25–0,80. Były to niższe wartości w porównaniu z prawdopodobieństwami zapewnienia ciągłości w prowadzeniu gospodarstwa rolnego (tab. 2). Zaobserwowane zostały dwie prawidłowości kształtowania się prawdopodobieństw. Pierwsza – charakteryzująca się wzrostem prawdopodobieństw przy wzroście areału gospodarstwa rolnego. Tą prawidłowością wyróżniały się kohorty 1945–1949, 1950–1954, 1975–1979 i 1980–1984. Druga – odznaczająca się spadkiem prawdopodobieństw w miarę wzrostu areału gospodarstwa rolnego. Pojawiła się ona w małżeństwach zawartych w latach 1955-1974.
3. Uwarunkowanie zapewnienia ciągłości w prowadzeniu gospodarstwa rolnego – odnotowano wysokie prawdopodobieństwa. W większości kohort wystąpił wzrost prawdopodobieństwa przy wzroście areału gospodarstwa rolnego (tab. 2). Na przykład: w kohorcie małżeńskiej 1965–1969, w grupie obszarowej 5–7 ha, prawdopodobieństwo wynosiło 0,52, a w grupie 20 ha i więcej – 0,60, czyli wyższe o 15%. Prawdopodobieństwa odznaczały się zróżnicowaniem w poszczególnych grupach obszarowych. W młodszych kohortach były one niższe w porównaniu z kohortami starszymi.

Wyniki wskazują na zróżnicowanie wybranych psychosocjologicznych uwarunkowań dzietności badanych rodzin w korelacji z czynnikiem ekonomicznym, w ujęciu kohort. Prawdopodobieństwa uwarunkowania dotyczącego zapewnienia opieki na starość przez zrealizowanie odpowiedniej dzietności w rodzinie – w większości kohort maleją wraz ze wzrostem areału gospodarstwa rolnego. Natomiast uwarunkowanie zwiększania wielkości rodziny zapewnieniem ciągłości w prowadzeniu gospodarstwa rolnego wykazało w ujęciu kohort wyższe prawdopodobieństwa w porównaniu z prawdopodobieństwami uwarunkowania: pomoc w gospodarstwie i zapewnienie opieki na starość.

4. Modele regresji probitowej psychologicznych uwarunkowań urodzeń kolejnych dzieci w rodzinach rolników

W postępowaniu badawczym oszacowane zostały parametry strukturalne równania regresji probitowej dla urodzeń trzeciej, czwartej oraz piątej i dalszych kolejności według kohort małżeńskich. Badano związek między systemem wartości a czynnikiem ekonomicznym opisanym powierzchnią gospodarstwa rolnego. W celu weryfikacji hipotezy głoszącej o wpływie czynnika ekonomicznego na motywację urodzenia kolejnego dziecka w rodzinie w ujęciu kohort małżeńskich wyróżniono w kwestionariuszu ankietowym następujące uwarunkowania: pragnienie posiadania dziecka odmiennej płci, realizacja planowych zamierzeń, pragnienie posiadania dużej rodziny, kontynuacja tradycji rodzinnej ze strony żony i ze strony męża, zapewnienie siły roboczej w gospodarstwie rolnym. Równania regresji probitowej i prawdopodobieństwa teoretyczne prezentują tab. 3–8. Oceny oszacowanych modeli regresji probitowej dokonano testem χ^2. Wyniki potwierdziły prawdziwość hipotezy o liniowości związku.

Rezultaty badania ujawniły, iż współczynniki regresji uwarunkowania dzietności przez posiadanie dziecka odmiennej płci względem logarytmu powierzchni gospodarstwa rolnego dla urodzeń trzeciej i czwartej kolejności wyróżniały się spadkiem probitu w przedziale 0,1220–0,1663, a dla urodzeń piątej i dalszych kolejności wzrostem probitu wynoszącym 0,2014 (tab. 3–5).

Wartości prawdopodobieństw motywacji urodzenia dziecka odmiennej płci różnicowała kolejność urodzeń. Najwyższe prawdopodobieństwa zaobserwowano dla urodzeń trzeciej kolejności, a najniższe dla urodzeń piątej kolejności (tab. 6–8). W przypadku urodzeń piątej i dalszych kolejności zauważono niewielki wzrost prawdopodobieństwa motywacji urodzenia dziecka odmiennej płci w miarę powiększania się obszaru gospodarstwa rolnego. Na przykład dla rodzin posiadających gospodarstwa rolne o powierzchni 25 ha prawdopodobieństwo wynosiło 0,1275, czyli było wyższe o 3,2% w relacji do rodzin użytkujących gospodarstwa rolne o powierzchni 20 ha. Można sądzić, iż w rodzinach tych brak było potomka męskiego, który zostałby następcą.

Prawdopodobieństwo motywacji: „realizowanie planowych zamierzeń i pragnienie posiadania dużej rodziny" maleją przy wzroście obszaru gospodarstwa rolnego (tab. 6–8). Prawdopodobieństwa tych uwarunkowań były zróżnicowane zależnie od kolejności urodzeń. Można przypuszczać, iż był to rezultat wyższego poziomu mechanizacji prac w większych gospodarstwach rolnych. Rodziny z większych gospodarstw charakteryzował inny system wartości wobec dzietności i gospodarstwa rolnego.

Przypatrując się prawdopodobieństwom uwarunkowania urodzeń kolejnych dzieci kontynuacją tradycji rodzinnych zauważono, iż były one niewysokie – poniżej 0,10 (tab. 6–8). Wzrastały one w niewielkim stopniu przy powiększeniu się areału gospodarstwa rolnego, z wyjątkiem motywacji: kontynuacja tradycji rodzinnej ze strony męża dla urodzeń trzeciej i czwartej kolejności (tab. 6–7).

Prawdopodobieństwo motywacji urodzeń kolejnych dzieci zapewnieniem siły roboczej w gospodarstwie rolnym były niskie (poniżej 0,15, tab. 6–7). Zaobserwowano zróżnicowanie zależnie od kolejności urodzeń dzieci. Prawdopodobieństwa dla urodzeń trzeciej kolejności malały stopniowo w miarę powiększania się areału gospodarstwa rolnego, a dla urodzeń czwartej kolejności – wzrastały (0,06–0,12).

W kolejnej fazie postępowania badawczego analizowano system wartości rodzin rolników w sytuacji pojawiania się kolejnych dzieci w korelacji z powierzchnią gospodarstwa rolnego i w ujęciu kohort.

Badanie uwarunkowań urodzeń dzieci trzeciej kolejności w badanych kohortach małżeństw pozwoliło stwierdzić, że:

1. Współczynniki regresji probitowej uwarunkowania dzietności przez posiadanie dziecka odmiennej płci względem logarytmu powierzchni gospodarstwa rolnego charakteryzowały się znakiem ujemnym.
2. Współczynniki regresji probitowej uwarunkowania dzietności dla realizowania planowanego modelu rodziny wyróżniały się dwoma kierunkami. Znak ujemny zauważono w następujących kohortach: 1945–1949, 1970–1974 i 1975–1979. Z kolei współczynniki regresji probitowej odznaczały się kierunkiem dodatnim dla kohort: do 1939, 1955–1959, 1960–1964 i 1965–1969.
3. Współczynniki regresji probitowej uwarunkowania dzietności pragnęliśmy mieć dużą rodzinę względem logarytmu powierzchni gospodarstwa rolnego dla urodzeń trzeciej kolejności w poszczególnych kohortach małżeńskich różniły się znakiem i siłą oddziaływania (tab. 3).
4. Współczynniki regresji probitowej uwarunkowania dzietności zapewnieniem siły roboczej w gospodarstwie rolnym względem logarytmu powierzchni gospodarstwa rolnego mają znak ujemny w następujących kohortach małżeńskich: 1945–1949, 1960–1964, 1965–1969 i 1970–1974 o sile natężenia w obszarze zmienności 0,1659–0,7606. Natomiast w dwóch kohortach małżeńskich 1950–1954 i 1955–1959 współczynniki regresji probitowej charakteryzują się kierunkiem dodatnim (tab. 3).
5. Najwyższe prawdopodobieństwa dla urodzeń dzieci odmiennej płci i realizowania planowanego modelu rodziny (powyżej 0,30, tab. 6). Wartości tych prawdopodobieństw były zróżnicowane w poszczególnych kohortach. Prawdopodobieństwa urodzenia dziecka odmiennej płci znajdowały się w przedziale 0,12–0,71, natomiast dla uwarunkowania realizowania planowanego modelu rodziny w obszarze zmienności 0,20–0,71. Prawdopodobieństwa urodzenia dziecka odmiennej płci w związku z powierzchnią gospodarstwa

Tabela 3. Równania regresji probitowej dla uwarunkowań urodzeń dzieci trzeciej kolejności w rodzinach rolniczych względem logarytmu powierzchni gospodarstwa rolnego według kohort małżeńskich

Kohorty małżeńskie	**Uwarunkowania**
	chciałam mieć dziecko odmiennej płci
Ogółem	$\hat{p}_i = F\,(0{,}0377 - 0{,}1220 \cdot \log x_i)$
Do 1939	$\hat{p}_i = F\,(0{,}5408 - 0{,}7407 \cdot \log x_i)$
1940–1944	$\hat{p}_i = F\,(-1{,}1137 + 1{,}0577 \cdot \log x_i)$
1945–1949	$\hat{p}_i = F\,(-0{,}1136 + 0{,}3453 \cdot \log x_i)$
1950–1954	$\hat{p}_i = F\,(0{,}2754 - 0{,}2514 \cdot \log x_i)$
1955–1959	$\hat{p}_i = F\,(0{,}6303 - 0{,}8437 \cdot \log x_i)$
1960–1964	$\hat{p}_i = F\,(-0{,}0161 - 0{,}1204 \cdot \log x_i)$
1965–1969	$\hat{p}_i = F\,(0{,}7503 - 0{,}6147 \cdot \log x_i)$
1970–1974	$\hat{p}_i = F\,(-1{,}4325 + 0{,}8755 \cdot \log x_i)$
	realizowałam planowane zamierzenia
Ogółem	$\hat{p}_i = F\,(-0{,}4027 - 0{,}0517 \cdot \log x_i)$
Do 1939	$\hat{p}_i = F\,(-0{,}9259 + 0{,}3181 \cdot \log x_i)$
1945–1949	$\hat{p}_i = F\,(-0{,}4100 - 0{,}0648 \cdot \log x_i)$
1955–1959	$\hat{p}_i = F\,(-0{,}8872 + 0{,}5100 \cdot \log x_i)$
1960–1964	$\hat{p}_i = F\,(-0{,}6278 + 0{,}0373 \cdot \log x_i)$
1965–1969	$\hat{p}_i = F\,(-0{,}8135 + 0{,}1112 \cdot \log x_i)$
1970–1974	$\hat{p}_i = F\,(-0{,}7034 - 0{,}8760 \cdot \log x_i)$
1975–1979	$\hat{p}_i = F\,(0{,}8466 - 0{,}9991 \cdot \log x_i)$
	pragnęliśmy mieć dużą rodzinę
Ogółem	$\hat{p}_i = F\,(-0{,}8729 - 0{,}1354 \cdot \log x_i)$
1945–1949	$\hat{p}_i = F\,(-0{,}9824 - 0{,}2256 \cdot \log x_i)$
1950–1954	$\hat{p}_i = F\,(-1{,}3547 + 0{,}3744 \cdot \log x_i)$
1955–1959	$\hat{p}_i = F\,(-0{,}5975 - 0{,}3322 \cdot \log x_i)$
1960–1964	$\hat{p}_i = F\,(-0{,}2226 - 0{,}8215 \cdot \log x_i)$
1970–1974	$\hat{p}_i = F\,(-1{,}3939 + 0{,}5196 \cdot \log x_i)$
	kontynuacja tradycji rodzinnej ze strony żony
Ogółem	$\hat{p}_i = F\,(-1{,}9873 + 0{,}2240 \cdot \log x_i)$
	kontynuacja tradycji rodzinnej ze strony męża
Ogółem	$\hat{p}_i = F\,(-1{,}5840 - 0{,}1213 \cdot \log x_i)$

cd. tab. 3

Kohorty małżeńskie	Uwarunkowania
	zapewnienie siły roboczej w gospodarstwie domowym
Ogółem	$\hat{p}_i = F(-1{,}2589 - 0{,}1158 \cdot \log x_i)$
1945–1949	$\hat{p}_i = F(-1{,}0312 - 0{,}1659 \cdot \log x_i)$
1950–1954	$\hat{p}_i = F(-1{,}9925 + 0{,}8286 \cdot \log x_i)$
1955–1959	$\hat{p}_i = F(-1{,}3859 + 0{,}1382 \cdot \log x_i)$
1960–1964	$\hat{p}_i = F(-0{,}7786 - 0{,}7430 \cdot \log x_i)$
1965–1969	$\hat{p}_i = F(-1{,}4974 - 0{,}3948 \cdot \log x_i)$
1970–1974	$\hat{p}_i = F(-0{,}7446 - 0{,}7606 \cdot \log x_i)$

Źródło: jak do tabeli 1.

Tabela 4. Równania regresji probitowej dla uwarunkowań urodzeń dzieci czwartej kolejności w rodzinach rolniczych względem logarytmu powierzchni gospodarstwa rolnego według kohort małżeńskich

Kohorty małżeńskie	Uwarunkowania
	chciałam mieć dziecko odmiennej płci
Ogółem	$\hat{p}_i = F(-0{,}6780 - 0{,}1663 \cdot \log x_i)$
1945–1949	$\hat{p}_i = F(-0{,}7711 - 0{,}0184 \cdot \log x_i)$
1950–1954	$\hat{p}_i = F(-1{,}2777 + 0{,}5651 \cdot \log x_i)$
1955–1959	$\hat{p}_i = F(-1{,}0183 + 0{,}2080 \cdot \log x_i)$
1960–1964	$\hat{p}_i = F(-0{,}2000 - 0{,}7461 \cdot \log x_i)$
	realizowałam planowane zamierzenia
Ogółem	$\hat{p}_i = F(-0{,}2005 - 0{,}4345 \cdot \log x_i)$
1940–1944	$\hat{p}_i = F(-0{,}5496 + 0{,}1058 \cdot \log x_i)$
1950–1954	$\hat{p}_i = F(-0{,}9617 + 0{,}0616 \cdot \log x_i)$
1955–1959	$\hat{p}_i = F(-0{,}0290 - 0{,}5996 \cdot \log x_i)$
1960–1964	$\hat{p}_i = F(0{,}6752 - 0{,}0600 \cdot \log x_i)$
	pragnęliśmy mieć dużą rodzinę
Ogółem	$\hat{p}_i = F(-0{,}3740 - 0{,}2229 \cdot \log x_i)$
1940–1944	$\hat{p}_i = F(-0{,}0389 - 0{,}5065 \cdot \log x_i)$
1945–1949	$\hat{p}_i = F(-0{,}5818 - 0{,}1641 \cdot \log x_i)$
1950–1954	$\hat{p}_i = F(-0{,}9595 + 0{,}4006 \cdot \log x_i)$

cd. tab. 4

Kohorty małżeńskie	Uwarunkowania
1955–1959	$\hat{p}_i = F(-0{,}1693 - 0{,}4550 \cdot \log x_i)$
1960–1964	$\hat{p}_i = F(0{,}0255 - 0{,}6177 \cdot \log x_i)$
1965–1969	$\hat{p}_i = F(-1{,}0616 - 1{,}5584 \cdot \log x_i)$
	kontynuacja tradycji rodzinnej ze strony żony
Ogółem	$\hat{p}_i = F(-1{,}9873 + 0{,}2240 \cdot \log x_i)$
	kontynuacja tradycji rodzinnej ze strony męża
Ogółem	$\hat{p}_i = F(-1{,}5840 - 0{,}1213 \cdot \log x_i)$
	zapewnienie siły roboczej w gospodarstwie domowym
Ogółem	$\hat{p}_i = F(-1{,}2589 - 0{,}1158 \cdot \log x_i)$

Źródło: jak do tabeli 1.

Tabela 5. Równania regresji probitowej dla uwarunkowań urodzeń dzieci piątej i dalszych kolejności w rodzinach rolniczych względem logarytmu powierzchni gospodarstwa rolnego według kohort małżeńskich

Kohorty małżeńskie	Uwarunkowania
	chciałam mieć dziecko odmiennej płci
Ogółem	$\hat{p}_i = F(-1{,}4197 + 0{,}2014 \cdot \log x_i)$
	realizowałam planowane zamierzenia
Ogółem	$\hat{p}_i = F(-0{,}5652 - 0{,}2774 \cdot \log x_i)$
	pragnęliśmy mieć dużą rodzinę
Ogółem	$\hat{p}_i = F(-0{,}1284 - 0{,}3560 \cdot \log x_i)$
1945–1949	$\hat{p}_i = F(0{,}4875 - 1{,}1998 \cdot \log x_i)$
1955–1959	$\hat{p}_i = F(-0{,}5752 + 0{,}3293 \cdot \log x_i)$
	kontynuacja tradycji rodzinnej ze strony żony
Ogółem	$\hat{p}_i = F(-2{,}2457 + 0{,}0369 \cdot \log x_i)$
	kontynuacja tradycji rodzinnej ze strony męża
Ogółem	$\hat{p}_i = F(-1{,}4256 + 0{,}2679 \cdot \log x_i)$

Źródło: jak do tabeli 1.

Tabela 6. Prawdopodobieństwa uwarunkowań urodzeń dzieci trzeciej kolejności w rodzinach rolniczych według kohort małżeńskich

Kohorty	Obszar gospodarstwa w ha						
	2	5	10	15	20	25	30
chciałam mieć dziecko odmiennej płci							
Ogółem	0,5004	0,4810	0,4664	0,4579	0,4518	0,4472	0,4433
do 1939	0,6247	0,5092	0,4208	0,3706	0,3362	0,3104	0,2900
1940–1944	0,2132	0,3541	0,4777	0,5518	0,6035	0,6424	0,6732
1945–1949	0,4961	0,5508	0,5916	0,6150	0,6314	0,6440	0,6541
1950–1954	0,5792	0,5397	0,5096	0,4919	0,4794	0,4697	0,4618
1955–1959	0,6467	0,5162	0,4155	0,3587	0,3201	0,2915	0,2690
1960–1964	0,4791	0,4601	0,4457	0,4373	0,4314	0,4268	0,4231
1965–1969	0,7141	0,6258	0,5539	0,5109	0,4803	0,4566	0,4374
1970–1974	0,1212	0,2060	0,2888	0,3435	0,3846	0,4174	0,4446
realizowałam planowane zamierzenia							
Ogółem	0,3379	0,3304	0,3248	0,3215	0,3192	0,3174	0,3159
do 1939	0,2032	0,2409	0,2717	0,2906	0,3043	0,3152	0,3242
1945–1949	0,3338	0,3244	0,3175	0,3134	0,3105	0,3083	0,3065
1955–1959	0,2316	0,2978	0,3530	0,3869	0,4115	0,4308	0,4468
1960–1964	0,2688	0,2737	0,2774	0,2796	0,2812	0,2824	0,2834
1965–1969	0,2177	0,2309	0,2412	0,2474	0,2518	0,2553	0,2581
1970–1974	0,6699	0,5363	0,4315	0,3719	0,3313	0,3011	0,2774
1975–1979	0,7074	0,5589	0,4394	0,3713	0,3252	0,2911	0,2646
pragnęliśmy mieć dużą rodzinę							
Ogółem	0,1804	0,1666	0,1567	0,1510	0,1471	0,1441	0,1417
1945–1949	0,1468	0,1271	0,1135	0,1061	0,1010	0,0972	0,0941
1950–1954	0,1071	0,1372	0,1635	0,1803	0,1928	0,2029	0,2114
1955–1959	0,2427	0,2034	0,1763	0,1615	0,1516	0,1441	0,1383
1960–1964	0,3192	0,2128	0,1482	0,1173	0,0983	0,0852	0,0755
1970–1974	0,1080	0,1513	0,1910	0,2169	0,2364	0,2522	0,2655
kontynuacja tradycji rodzinnej ze strony żony							
Ogółem	0,0274	0,0336	0,0389	0,0424	0,0450	0,0470	0,0488
kontynuacja tradycji rodzinnej ze strony męża							
Ogółem	0,0526	0,0476	0,0441	0,0421	0,0408	0,0398	0,0389

cd. tab. 6

Kohorty	Obszar gospodarstwa w ha						
	2	5	10	15	20	25	30
zapewnienie siły roboczej w gospodarstwie rolnym							
Ogółem	0,0979	0,0901	0,0846	0,0815	0,0793	0,0777	0,0764
1945–1949	0,1398	0,1257	0,1156	0,1100	0,1062	0,1033	0,1009
1950–1954	0,0407	0,0788	0,1222	0,1543	0,1802	0,2021	0,2211
1955–1959	0,0894	0,0986	0,1061	0,1106	0,1139	0,1165	0,1187
1960–1964	0,1581	0,0972	0,0641	0,0492	0,0405	0,0346	0,0303
1965–1969	0,0530	0,0381	0,0292	0,0249	0,0222	0,0202	0,0187
1970–1974	0,1651	0,1009	0,0661	0,0506	0,0414	0,0353	0,0309

Źródło: jak do tabeli 1.

Tabela 7. Prawdopodobieństwa uwarunkowań urodzeń dzieci czwartej kolejności w rodzinach rolniczych według kohort małżeńskich

Kohorty	Obszar gospodarstwa w ha						
	2	5	10	15	20	25	30
chciałam mieć dziecko odmiennej płci							
Ogółem	0,2333	0,2135	0,1993	0,1912	0,1856	0,1813	0,1778
1945–1949	0,2187	0,2165	0,2149	0,2140	0,2133	0,2128	0,2124
1950–1954	0,1340	0,1887	0,2380	0,2699	0,2937	0,3129	0,3289
1955–1959	0,1696	0,1914	0,2089	0,2196	0,2273	0,2335	0,2385
1960–1964	0,3356	0,2353	0,1720	0,1406	0,1209	0,1069	0,0964
realizowałam planowane zamierzenia							
Ogółem	0,3702	0,3071	0,2627	0,2384	0,2219	0,2096	0,1998
1940–1944	0,3023	0,3172	0,3286	0,3354	0,3402	0,3440	0,3470
1950–1954	0,1728	0,1791	0,1840	0,1869	0,1890	0,1906	0,1920
1955–1959	0,4170	0,3270	0,2648	0,2314	0,2092	0,1929	0,1802
1960–1964	0,6391	0,4738	0,3502	0,2838	0,2408	0,2099	0,1866
pragnęliśmy mieć dużą rodzinę							
Ogółem	0,3296	0,2981	0,2753	0,2623	0,2533	0,2465	0,2409
1940–1944	0,4241	0,3472	0,2927	0,2628	0,2426	0,2275	0,2156
1945–1949	0,2640	0,2431	0,2279	0,2192	0,2132	0,2086	0,2049
1950–1954	0,2008	0,2484	0,2881	0,3126	0,3306	0,3448	0,3565

cd. tab. 7

Kohorty	Obszar gospodarstwa w ha						
	2	5	10	15	20	25	30
1955–1959	0,3797	0,3130	0,2662	0,2406	0,2232	0,2103	0,2001
1960–1964	0,4363	0,3423	0,2769	0,2417	0,2182	0,2010	0,1876
1965–1969	0,7232	0,4890	0,3097	0,2203	0,1670	0,1320	0,1074
kontynuacja tradycji rodzinnej ze strony żony							
Ogółem	0,0456	0,0478	0,0495	0,0506	0,0513	0,0519	0,0524
kontynuacja tradycji rodzinnej ze strony męża							
Ogółem	0,0644	0,0614	0,0592	0,0579	0,0570	0,0563	0,0558
zapewnienie siły roboczej w gospodarstwie rolnym							
Ogółem	0,0649	0,0811	0,0952	0,1042	0,1110	0,1165	0,1211

Źródło: jak do tabeli 1.

Tabela 8. Prawdopodobieństwa uwarunkowań urodzeń dzieci piątej kolejności w rodzinach rolniczych według kohort małżeńskich

Kohorty	Obszar gospodarstwa w ha						
	2	5	10	15	20	25	30
chciałam mieć dziecko odmiennej płci							
Ogółem	0,0871	0,1005	0,1116	0,1184	0,1235	0,1275	0,1309
realizowałam planowane zamierzenia							
Ogółem	0,2583	0,2239	0,1997	0,1863	0,1772	0,1703	0,1648
pragnęliśmy mieć dużą rodzinę							
Ogółem	0,4069	0,3530	0,3141	0,2922	0,2771	0,2656	0,2565
1945–1949	0,5503	0,3627	0,2381	0,1779	0,1415	0,1171	0,0994
1955–1959	0,3170	0,3650	0,4029	0,4255	0,4417	0,4543	0,4646
kontynuacja tradycji rodzinnej ze strony żony							
Ogółem	0,0127	0,0132	0,0136	0,0138	0,0140	0,0141	0,0142
kontynuacja tradycji rodzinnej ze strony męża							
Ogółem	0,0893	0,1078	0,1235	0,1334	0,1407	0,1466	0,1515

Źródło: jak do tabeli 1.

rolnego charakteryzowały się dwoma prawidłowościami. Pierwsza odznaczająca się wzrostem prawdopodobieństwa przy zwiększaniu się gospodarstwa rolnego (kohorty 1940–1949) i druga ze spadkiem prawdopodobieństwa w tej samej sytuacji (kohorty 1950–1969, tab. 6). Prawdopodobieństwa realizacji planowanego modelu rodziny (bez względu na lata zawarcia związku małżeńskiego) malały w niewielkim stopniu (2,2–0,5%). Analogiczną prawidłowością odznaczała się kohorta 1945–1949. Kohorty: 1970–1974 i 1975–1979 wykazywały wysoki spadek prawdopodobieństwa w miarę wzrostu areału gospodarstwa rolnego (tab. 6). Spadek prawdopodobieństw kształtował się w przedziale 21–7,9%.

6. Prawdopodobieństwa posiadania dużej rodziny znajdowały się w przedziale 0,08–0,40. Zaobserwowano duże zróżnicowanie w poszczególnych kohortach (tab. 6). Kohorty: 1945–1949, 1955–1959, 1960–1964 wyróżniały się zmniejszeniem prawdopodobieństwa w miarę wzrostu areału gospodarstwa rolnego, przy czym spadek ten był najsilniejszy w kohorcie 1960–1964. Wzrost prawdopodobieństwa posiadania dużej rodziny w miarę powiększania się areału gospodarstwa zanotowano w kohorcie 1970–1974 (tab. 6). Wzrost zaobserwowano w obszarze zmienności 40,1–5,3%.
7. Prawdopodobieństwa zapewnienia siły roboczej w gospodarstwie rolnym były niewysokie (0,02–0,25, tab. 6). Prawdopodobieństwa te w małżeństwach zawartych po roku 1960 malały w miarę zwiększania się areału gospodarstwa rolnego. W małżeństwach zawartych w latach 1950–1960 prawdopodobieństwa zapewnienia siły roboczej w gospodarstwie rolnym znajdowały się w przedziale 0,04–0,25 i wzrastały w miarę powiększania się areału gospodarstwa rolnego.

Analiza prawdopodobieństw systemu wartości małżeństw rolników wobec urodzeń dzieci czwartej kolejności pozwoliła na stwierdzenie, że:

1. Współczynniki regresji probitowej uwarunkowania dzietności przez posiadanie dziecka odmiennej płci względem logarytmu powierzchni gospodarstwa rolnego charakteryzowały się do roku 1950 znakiem ujemnym, a po roku 1950 znakiem dodatnim (tab. 4).
2. Współczynniki regresji probitowej uwarunkowania dzietności dla realizowania planowanego modelu rodziny odznaczały się jak w sytuacji dla uwarunkowań urodzeń trzeciej kolejności dwoma prawidłowościami. W kohortach do roku 1954 zauważono dodatnie znaki badanych współczynników, a po roku 1955 kierunek ujemny (tab. 4).
3. Współczynniki regresji probitowej dla uwarunkowania dzietności „pragnęliśmy mieć dużą rodzinę" względem logarytmu powierzchni gospodarstwa rolnego charakteryzowały się w większości kohort małżeńskich kierunkiem ujemnym (tab. 4).
4. Prawdopodobieństwa urodzenia dziecka odmiennej płci były jeszcze dość wysokie (znajdowały się w przedziale 0,10–0,40, tab. 7). Zaobserwowano duże

zróżnicowanie w poszczególnych kohortach. Kohorty 1945–1949, 1960–1964 wyróżniały się zmniejszaniem prawdopodobieństwa w miarę wzrostu areału gospodarstwa rolnego, przy czym spadek ten był najsilniejszy w kohorcie 1960–1964 (znajdował się w obszarze zmienności 30–10%). W przypadku kohort małżeńskich zawartych w latach 1950–1959 prawdopodobieństwa charakteryzowały się stopniowym wzrostem w miarę powiększania się areału gospodarstwa rolnego. Wzrost ten znajdował się w przedziale 2–40%.

5. Prawdopodobieństwo realizowania planowanego modelu rodziny w badanych kohortach małżeńskich były wyższe w mniejszych gospodarstwach rolnych (w obszarze zmienności 0,15–0,65) w stosunku do większych gospodarstw (0,18–0,40, tab. 7).
6. Prawdopodobieństwa pragnienia posiadania dużej rodziny charakteryzowały się zróżnicowaniem w poszczególnych kohortach małżeńskich. Były wyższe w kohortach małżeństw zawartych w latach 1940–1954 w relacji do małżeństw zawartych po roku 1955 (tab. 7). Występował spadek w miarę powiększania się areału gospodarstwa rolnego (tab. 7).

Z kolei analiza systemu wartości małżeństw dla urodzeń piątej i dalszych kolejności pozwoliła na wysnucie następujących wniosków:

1. Współczynniki regresji probitowej uwarunkowań charakteryzowały się zróżnicowanymi znakami i intensywnością oddziaływania (tab. 5). Współczynniki te wyróżniały się znakiem dodatnim dla następujących uwarunkowań: „chciałam mieć dziecko odmiennej płci", kontynuacji tradycji rodzinnej ze strony żony i męża. Siła oddziaływania znajdowała się w obszarze zmienności 0,03–0,27. Z kolei kierunek ujemny zauważono dla badanych uwarunkowań: realizowałam planowane zamierzenia i pragnęliśmy mieć dużą rodzinę.
2. Prawdopodobieństwa urodzenia dziecka odmiennej płci były bardzo niskie (poniżej 0,15), aczkolwiek wzrastały wolno w miarę powiększania się areału gospodarstwa rolnego (tab. 8).
3. Prawdopodobieństwa realizowania planowanego modelu rodziny malały w miarę powiększania się areału gospodarstwa rolnego (tab. 8). Wartości prawdopodobieństw dla tej kolejności były najniższe w porównaniu z urodzeniem trzeciej i czwartej kolejności.
4. Prawdopodobieństwa „pragnienia posiadania dużej rodziny" były nieco wyższe w porównaniu z prawdopodobieństwami realizowania planowanego modelu rodziny. Występował spadek w miarę powiększania się areału gospodarstwa rolnego (tab. 8). Wyższe prawdopodobieństwa odnotowano w kohorcie małżeńskiej 1955–1959 w porównaniu z kohortą 1945–1949.
5. Prawdopodobieństwa „realizowania wzorca wielkości rodziny" ze strony żony nie miały znaczenia (tab. 8). Wyższe prawdopodobieństwa zaobserwowano dla realizowania wzorca wielkości rodziny ze strony męża. Wzrastały one wraz ze wzrostem areału gospodarstwa rolnego.

5. Uwagi końcowe

Analiza probitowa przeprowadzona w odniesieniu do systemu wartości rodzin rolniczych wobec dzietności w ujęciu kohort małżeńskich pozwoliła ustalić kierunek zależności między poszczególnymi uwarunkowaniami dzietności, mierzonymi w probitach, a logarytmami powierzchni gospodarstwa rolnego oraz określić poziomy prawdopodobieństw uwarunkowań dzietności dla danej wielkości gospodarstwa. Na podstawie oszacowanych równań regresji probitowej stwierdzono zróżnicowany kierunek zależności między badanym systemem wartości rodzin rolników wobec dzietności a powierzchnią gospodarstwa rolnego w ujęciu kohort.

Dodatni kierunek zależności między motywacjami: „pomoc w gospodarstwie" i „zabezpieczenie ciągłości prowadzenia gospodarstwa" a wielkością gospodarstwa rolnego (bez względu na kolejność urodzenia dzieci i rok zawarcia związku małżeńskiego) posiadał uzasadnienie w „użyteczności potomstwa" w gospodarstwie rolnym (zwłaszcza w warunkach niedoinwestowania w maszyny i narzędzia rolnicze) oraz wyraźniejszej potrzebie następcy w większych gospodarstwach. Ujemny kierunek zależności między motywacją: „zapewnienie opieki na starość" a powierzchnią gospodarstwa wiązał się ze stopniowym upowszechnieniem zabezpieczenia socjalnego w środowisku miejskim.

Na dokładniejszy wgląd w rozpatrywane zależności pozwalają wyniki w ujęciu kohort. Zmienna: zapewnienie opieki na starość wykazywała wzrost prawdopodobieństwa przy powiększaniu się areału gospodarstwa rolnego w kohortach 1945–1949, 1950–1954 i 1965–1969. W pozostałych odnotowano natomiast zmniejszanie prawdopodobieństwa wraz ze wzrostem powierzchni gospodarstwa rolnego. Potwierdziło to uprzednio sformułowaną hipotezę o zmniejszającym się zainteresowaniu rodzin rolników dzietnością w miarę upowszechniania systemu zabezpieczenia socjalnego ludności rolniczej. Godnym odnotowania było, że zainteresowanie to wykazywało trend ujemny przy zwiększaniu się gospodarstwa rolnego. Równocześnie w większości kohort dostrzeżono dodatni kierunek zależności między uwarunkowaniem: pomoc w gospodarstwie a powierzchnią gospodarstwa rolnego. Oznacza to, że nadal starsze dzieci w większych gospodarstwach uzupełniały niedobory siły roboczej. Podobnie dodatnim kierunkiem charakteryzował się związek między uwarunkowaniem: zapewnienie ciągłości prowadzenia gospodarstwa rolnego a wielkość gospodarstwa w większości kohort małżeńskich.

Przy rozpatrywaniu kierunku zależności między badanym systemem wartości rodzin rolników wobec kolejnych urodzeń dzieci a areałem gospodarstwa rolnego zauważono zarysowujące się prawidłowości w odniesieniu do niektórych motywacji o podłożu ekonomiczno-socjalnym. Wystąpił wyraźnie dodatni kierunek zależności, zwłaszcza wraz ze wzrostem kolejności urodzeń ze zmiennymi wyrażającymi chęć

stworzenia dużej rodziny. Przejawiło się to w większości kohort. Motywacja ta dowodzi występowania w badanej populacji tendencji do kontynuowania tradycji wielodzietnej rodziny, a w przypadku większego areału – do zapewnienia ciągłości prowadzenia gospodarstwa rolnego. Podobnie dodatni związek występował dla motywacji: realizacja planowych zamierzeń w kohortach małżeństw zawartych do roku 1970. W kohortach z dalszych lat nastąpiła zmienność tej zależności, co wiązało się ze spadkiem dzietności. W tym kontekście nie można pominąć zmiennej wyjaśniającej powiększenie rodziny przez niezamierzone poczęcie, która pojawiła się w sposób śladowy w trzeciej kolejności urodzenia i wzrastała przy następnych kolejnościach. Zjawisko to jest godne odnotowania, ponieważ świadczy, iż problematyka planowania rodziny za pomocą nienatu- ralnych środków zapobiegania poczęciu spotkała się z małą akceptacją badanych rodzin. Można przypuszczać, iż uznawany system wartości chrześcijańskich w rodzinie nie dopuszczał do ograniczania liczby urodzeń za pomocą aborcji czy też środków antykoncepcyjnych.

Wykorzystanie analizy probitowej pozwala na stwierdzenie, iż prawdopodobieństwa uwarunkowań urodzeń kolejnych dzieci były zróżnicowane w ujęciu kohort i grup obszarowych. Można sformułować tezę o znacznym zróżnicowaniu systemu wartości społecznych badanych rodzin wobec dzietności zarówno w wymiarze dynamicznym, jak rozpatrywanych grup obszarowych. Zaobserwowane symptomy zmian pozwalają stwierdzić, iż względnie stabilny wzorzec rozrodczy rodziny rolnika polskiego ulega pewnej ewolucji. Tradycyjne traktowanie dziecka w rodzinie jako „użyteczności" w wymiarze ekonomicznym ulega pewnemu osłabieniu i zmianie w miarę przechodzenia do młodszych kohort małżeńskich. Symptomem tych przeobrażeń jest powolne przechodzenie od zabezpieczenia opartego na rodzinnym systemie produkcji do zagwarantowania zabezpieczenia socjalnego, opartego na społecznym systemie socjalnym państwa. Powoduje to stopniowe zmniejszanie dzietności w rodzinie. Przeobrażenia te prowadzą do upodobnienia się systemu wartości rodzin rolników wobec dzietności do hierarchii wartości ukształtowanych w rodzinach środowiska miejskiego.

W tym kontekście należy zaznaczyć, iż rozważania zawarte w niniejszym opracowaniu ograniczono do konstatacji stwierdzonych relacji między badanymi zmiennymi, których skutki oddziaływania wiążą się z trudnym do uchwycenia przez badacza kompleksem zjawisk aksjologicznych. Jest to niewątpliwie ważny krok w procesie poznawczym, lecz nie objaśnia on w pełni motywacji, którymi kierowali się małżonkowie w procesie rozwoju swej rodziny. Nie umożliwia on bowiem pełnego poznania mechanizmu działania decyzji prokreacyjnych. Dopiero wkroczenie w obszar wiążących się z systemem zagadnień wartości społecznych nurtujących ludność wiejską, a zwłaszcza rodzinę rolnika indywidualnego, w okresie powojennym w Polsce umożliwi bardziej pogłębione poznanie

mechanizmów generujących decyzje małżonków w zakresie dzietności[17]. Autorka jest świadoma konieczności rozwinięcia badań w tym kierunku. Z tych względów podjęła już pierwsze próby w zakresie poznania przeobrażeń systemu wartości społecznych ludności wsi w okresie powojennym, by na tym tle dochodzić zmian w dzietności rodzin wiejskich. Wyniki tych badań będą przedmiotem odrębnych opracowań.

Maria Chromińska

EVOLUTION IN THE VALUES DETERMINING THE BIRTH RATE IN FARMERS' FAMILIES IN THE LIGHT OF THE PROBIT ANALYSIS

SUMMARY

The article presents results of the probit analysis into psychological conditions of child bearing in farmers' families. The analysis was based on a retrospective survey carried out in co-operation with the Institute for Agricultural Economics and Food Economy in Warsaw. The estimated equations of probit regression confirm that there is a differentiated dependency between the studied system of values in the farmers' families as regards the number of children and the area of a farm in the approach of married couples' cohorts. Moreover, probabilities were estimated for the chosen conditionings of the birth rates in the farmers' families according to the married couples cohorts and the size of a farm.

---

[17] Pierwsze wyniki w tym kierunku zostały zamieszczone w publikacji M. Chromińskiej, *Psychologiczne uwarunkowania dzietności rodzin a wielkość gospodarstwa rolnego*, „Polish Population Review", 2000, nr 18.