

## **AKTYWNOŚĆ EKONOMICZNA MIESZKAŃCÓW WSI – UJĘCIE MODELOWE NA PODSTAWIE BADAŃ WŁASNYCH**

Nina Drejerska

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

**Streszczenie.** W artykule przedstawiono społeczno-ekonomiczne determinanty aktywności ekonomicznej mieszkańców obszarów wiejskich. Badaniami przeprowadzonymi w 2006 roku objęto 1000 wiejskich gospodarstw domowych z 24 powiatów na terenie całego kraju. Poddano analizie dane o 2581 osobach w wieku produkcyjnym w celu opracowania modelu identyfikującego wpływ wybranych zmiennych na prawdopodobieństwo bierności zawodowej ludności wiejskiej. Najczęściej wskazywaną przyczyną bierności zawodowej był brak nadziei na znalezienie pracy, a następnie względy rodzinne – głównie opieka nad małymi dziećmi, rzadziej nad osobami niepełnosprawnymi. Czynniki wpływającymi na prawdopodobieństwo bierności potwierdzonymi w modelu regresji logistycznej okazały się być zamieszkiwanie makroregion, płeć, wiek, pozycja w rodzinie, posiadany zawód oraz dodatkowe kwalifikacje a także zamieszkiwanie w rolnym lub bezrolnym gospodarstwie domowym.

**Słowa kluczowe:** aktywność zawodowa, mieszkańcy wsi, model regresji logistycznej, Polska

### **WSTĘP**

Ludność związaną z rolnictwem charakteryzuje wyższa aktywność zawodowa niż pozostałych mieszkańców kraju [Zegar 2006]. Przeciwstawnym biegunem aktywności jest bierność interpretowana jako zjawisko niekorzystne, polegające na raku inicjatywy i zaangażowania [Wawrzyniak, Wojtasik 2005]. Zależność ta warunkuje więc skalę bierności zawodowej – mniejszą wśród mieszkańców wsi w porównaniu do ludności miejskiej.

Jak duże znaczenie ma zmniejszenie skali bierności zawodowej, a więc w konsekwencji zwiększenie aktywności zawodowej, w szczególności wskaźnika zatrudnienia, może świadczyć fakt, że dążenia takie są przedmiotem działań podejmowanych na rynku pracy na poziomie całej Unii Europejskiej na przykład poprzez realizację Strategii Li-

---

Adres do korespondencji – Corresponding author: Nina Drejerska, Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Wydział Nauk Ekonomicznych, Katedra Polityki Agrarnej i Marketingu, ul. Nowoursynowska 166, 02-787 Warszawa, e-mail: nina\_drejerska@sggw.pl;

zbońskiej [Lisbon Extraordinary European Council 2000], a od 2005 roku Odnowionej Strategii Lizbońskiej na rzecz Wzrostu Gospodarczego i Zatrudnienia [Komunikat na wiosenny szczyt Rady Europejskiej 2005], który to cel jest następnie transferowany do poszczególnych krajów członkowskich.

Tak duża waga przywiązywana do zmniejszenia skali bierności zawodowej może wynikać z tego, iż ma ona bardzo duże znaczenie dla prowadzenia polityki społecznej. Często, bowiem niska stopa bezrobocia, której poświęcanych jest wiele więcej opracowań i analiz, jest w rzeczywistości konsekwencją wysokiego odsetka biernych zawodowo, a nie dobrej sytuacji na lokalnym rynku pracy. Dlatego też warto poświęcać uwagę właśnie poziomowi bierności, gdyż tak naprawdę to on w dużej mierze determinuje wysokość stopy bezrobocia. Brak aktywności zawodowej jest zarazem często barierą dla rozwoju gospodarczego i nie pozwala na zwiększenie dochodu powyżej pewnej granicy progowej [Rokicki 2008].

Znaczący udział biernych zawodowo wśród osób w wieku produkcyjnym jest poważnym problemem w ramach całego społeczeństwa. Podobnie, jak rozpowszechnienie bezrobocia, bierność zawodowa w dużym stopniu obrazuje niespójności pomiędzy strukturami społecznymi i gospodarczymi. Trzeba zaznaczyć, że to zjawisko wynika nie tylko z niedopasowania kwalifikacji potencjalnych pracowników i potrzeb pracodawców, czy też braku umiejętności i predyspozycji do podjęcia własnej działalności gospodarczej, ale łączy się również z polityką podatkową, która sprzyja rozwojowi szarej strefy w obrębie rynku pracy [Sikorska 2005].

## CEL I METODA BADAŃ

W pracy wykorzystane zostały dane pierwotne – z kwestionariuszy wywiadu skierowanych do wiejskich gospodarstw domowych, pozyskane przez autorkę w wyniku udziału w realizacji projektu pt. „Analiza i ocena sytuacji kobiet wiejskich na rynku pracy” nr 1.6/1/1.6 SPO RZL/477/75 w okresie 2005–2007 współfinansowanego z Europejskiego Funduszu Społecznego w ramach Sektorowego Programu Operacyjnego Rozwój Zasobów Ludzkich.

Powiaty do badania wybrano na drodze doboru celowego, a wiejskie gospodarstwa domowe w tych powiatach na zasadzie doboru kwotowego (gospodarstwa domowe z użytkownikiem gospodarstwa indywidualnego oraz niezwiązane z rolnictwem) [Klepacki 1984]. Badanie w wiejskich gospodarstwach domowych przeprowadzono w formie wywiadu osobistego standaryzowanego (kwestionariuszowego) przy wykorzystaniu kwestionariusza wywiadu [Kaczmarczyk 2003].

Proces badawczy został zorganizowany następująco:

1. Przyjęto podział na regiony NTS 1 według klasyfikacji GUS i Eurostat:
  - region centralny – województwa: łódzkie i mazowieckie,
  - region południowo-zachodni – województwa: dolnośląskie i opolskie,
  - region południowy – województwa: małopolskie i śląskie,
  - region północno-zachodni – województwa: lubuskie, wielkopolskie i zachodniopomorskie,

- region północny – województwa: kujawsko-pomorskie, warmińsko-mazurskie i pomorskie,
- region wschodni – województwa: lubelskie, podkarpackie, podlaskie i świętokrzyskie.

W celu odróżnienia od podejścia regionalnego opartego na podziale wojewódzkim Polski stosowanego w wielu publikacjach z zakresu ekonomii i innych nauk społecznych, przyjęto w dalszych częściach pracy określenie makroregion dla tak wyodrębnionych regionów pierwszego poziomu klasyfikacji NTS. W tak wyodrębnionych makroregionach sporządzono ranking podregionów (poza miastami stanowiącymi same w sobie podregiony) według stopy bezrobocia rejestrowanego oraz wartości PKB *per capita*.

2. W rezultacie z każdego z 6 makroregionów wybrano do badań po cztery powiaty (dwa o najniższej stopie bezrobocia rejestrowanego, a najwyższym PKB *per capita* – dalej określane jako grupa 1. oraz odpowiednio dwa o najwyższej stopie bezrobocia rejestrowanego i najniższym PKB *per capita* – określane dalej jako grupa 2.), co łącznie dało próbę o liczebności 24 powiatów.

3. W każdym z 24 powiatów przeprowadzono 41 lub 42 wywiady kwestionariuszowe w wiejskich gospodarstwach domowych (łącznie 1000 gospodarstw domowych – liczbę zdeterminowaną w ramach projektu). Uzyskano informacje z 2581 osobach w wieku produkcyjnym w zakresie ich sytuacji na rynku pracy.

4. W badaniu uczestniczyły zarówno gospodarstwa domowe z użytkownikiem gospodarstwa indywidualnego jak i tzw. bezrolne gospodarstwa domowe (tab. 1). Proporcje tych dwu grup gospodarstw w próbie badawczej ustalono według wskaźnika udziału ludności w gospodarstwach domowych z użytkownikiem gospodarstwa indywidualnego w grupie ludności zamieszkałej na obszarach wiejskich. Określono w ten sposób, jaki odsetek liczby 42 (bądź 41) powinny stanowić te gospodarstwa, w których głowa rodziny zamieszkuje w gospodarstwie domowym z użytkownikiem gospodarstwa indywidualnego oraz tzw. bezrolne gospodarstwa domowe.

Badania ankietowe w gospodarstwach domowych zostały przeprowadzone jednorazowo, w okresie od sierpnia do listopada 2006 roku przez przeszkolonych w tym celu ankietów. Zostały one poprzedzone badaniem pilotażowym przeprowadzonym w maju i czerwcu 2006 roku w 14 wiejskich gospodarstwach domowych zlokalizowanych w wybranych wsiach województw lubelskiego (6 wiejskich gospodarstw domowych) i mazowieckiego (8 wiejskich gospodarstw domowych).

Celem pracy jest identyfikacja determinantów bezrobocia w badanej populacji 2084 osób w wieku produkcyjnym – członków badanych gospodarstw domowych, o których uzyskano informacje na temat ich statusu na rynku pracy. Narzędziem służącym do określenia wpływu poszczególnych czynników na prawdopodobieństwo bezrobocia jest model regresji logistycznej opracowany w ramach przygotowania pracy doktorskiej pt. *Spoleczno-ekonomiczne uwarunkowania aktywności zawodowej ludności wiejskiej* [Drejska 2009].

## **BIERNOŚĆ ZAWODOWA MIESZKAŃCÓW WSI OBJĘTYCH BADANAMI EMPIRYCZNYMI**

Ważną częścią analiz i oceny bierności zawodowej mieszkańców wsi jest właściwe określenie jej skali, szczególnie w sytuacji zaangażowania w pracę w gospodarstwie

Tabela 1. Powiaty wytypowane do badań i liczba przeprowadzonych tam wywiadów w wiejskich gospodarstwach domowych  
 Table 1. Poviaty selected for research and number of interviews in rural households

Makroregion	Województwo	Powiat	Grupa powiatów*	Liczba wywiadów w wiejskich gospodarstwach domowych		
				razem	z użytkownikiem gospod. indywidualnego	
					bezzrolne	
Centralny	Mazowieckie	Otwock	1	42	24	18
Centralny	Mazowieckie	Wolomin	1	42	24	18
Centralny	Mazowieckie	Garwolin	2	42	24	18
Centralny	Mazowieckie	Kozienice	2	42	24	18
Południowo-zachodni	Dolnośląskie	Głogów	1	41	18	23
Południowo-zachodni	Dolnośląskie	Legnica	1	41	18	23
Południowo-zachodni	Dolnośląskie	Bolesławiec	2	41	18	23
Południowo-zachodni	Dolnośląskie	Dzierżoniów	2	41	18	23
Południowy	Śląskie	Čieszyn	1	41	21	20
Południowy	Śląskie	Żywiec	1	41	21	20
Południowy	Małopolski	Limanowa	2	42	30	12
Południowy	Małopolskie	Nowy Targ	2	42	30	12
Północno-zachodni	Wielkopolskie	Gniezno	1	42	21	21
Północno-zachodni	Wielkopolskie	Września	1	42	21	21
Północno-zachodni	Zachodniopomorskie	Białogard	2	42	14	28
Północno-zachodni	Zachodniopomorskie	Kołobrzeg	2	42	14	28
Północny	Kujawsko-Pomorskie	Świecie	1	41	20	21
Północny	Kujawsko-Pomorskie	Tuchola	1	41	20	21
Północny	Warmińsko-Mazurskie	Elk	2	42	18	24
Północny	Warmińsko-Mazurskie	Pisz	2	42	18	24
Wschodni	Podlaskie	Siemiatycze	1	42	30	12
Wschodni	Podlaskie	Sokółka	1	42	30	12
Wschodni	Podkarpackie	Lubaczów	2	42	33	9
Wschodni	Podkarpackie	Przeworsk	2	42	33	9

\* Grupa 1. – powiaty o najniższej stopie bezrobocia rejestrowanego, najwyższym PKB *per capita* w danym makroregionie; grupa 2. powiaty o najwyższej stopie bezrobocia rejestrowanego i najniższym PKB *per capita* w danym makroregionie.

Źródło: Badania własne.

Source: Author's research.

indywidualnym. Punktem wyjścia w szacowaniu rozmiarów bierności była samoocena własnej sytuacji na rynku pracy przez badanych mieszkańców wsi. Zweryfikowano ją następnie na podstawie uzyskanych danych odnośnie poszukiwania pracy, pracy w szarej strefie i zaangażowania w prace rolnicze. W wyniku takiego szacunku otrzymano stosunkowo niski współczynnik bierności zawodowej badanych mieszkańców wsi w wieku produkcyjnym (15%).

Najczęściej wskazywaną przyczyną bierności był brak nadziei na znalezienie pracy, zaraz potem plasowały się względy rodzinne – głównie opieka nad małymi dziećmi (charakterystyczna dla młodych kobiet zamieszkujących obszary wiejskie ze względu na słaby rozwój infrastruktury usług opiekuńczych), rzadziej nad dorosłymi niepełnosprawnymi, inne to np. oczekiwanie na przejęcie gospodarstwa rolnego czy po prostu, niechęć do podjęcia zatrudnienia i akceptacja takiego stanu rzeczy.

Na podstawie przeglądu zawodów reprezentowanych przez biernych zawodowo objętych badaniem można stwierdzić, że posiadane przez nich zawody (rolnicy produkcji roślinnej i zwierzęcej oraz krawcy, kapelusznicy i pokrewni) nie są poszukiwane od strony popytu na pracę. W związku z tym, mogą zniechęcać do aktywności na rynku pracy i dalszego pozostawiania w bierności.

## CZYNNIKI DETERMINUJĄCE BIERNOŚĆ ZAWODOWĄ

Jednym z celów badań była identyfikacja grup problemowych na rynku pracy, między innymi zagrożonych biernością zawodową. W związku z tym podjęto próbę określenia czy zamieszkiwanie w jednym z sześciu makroregionów Polski, określonej grupie powiatów oraz zamieszkiwanie z użytkownikiem gospodarstwa indywidualnego lub w bezrolnym gospodarstwie domowym mogą wpływać znacząco na aktywność zawodową. Ponadto wzięto pod uwagę takie cechy społeczno-demograficzne jak: płeć, wiek, pozycję w rodzinie, wykształcenie, zawód (według grup wielkich Klasyfikacji Zawodów i Specjalności) [Klasyfikacja... 2007] oraz posiadanie dodatkowych kwalifikacji. Dla potrzeb badań wprowadzono dodatkowo takie grupy jak: brak zawodu i wykształcenie ogólne nieuwzględnione w Klasyfikacji Zawodów i Specjalności.

Dla zmiennych: makroregion, typ gospodarstwa, płeć, wiek, pozycja w rodzinie, wykształcenie, zawód oraz dodatkowe kwalifikacje, prawdopodobieństwo towarzyszące statystyce  $\chi^2$  było mniejsze od 0,05, co pozwala na stwierdzenie, że zależności te są statystycznie istotne. Związek pomiędzy aktywnością zawodową a grupą powiatów okazał się natomiast nieistotny statystycznie z uwagi na wartość prawdopodobieństwa towarzyszącego statystyce  $\chi^2$  wynoszącą 0,440. Uzasadnieniem takiego stanu rzeczy może być fakt, że czynniki egzogeniczne, leżące poza bezpośrednimi charakterystykami poszczególnych osób, decydujące o aktywności zawodowej mają bardziej ogólny charakter, a uwarunkowania lokalne na poziomie powiatów (w tym przypadku w zakresie stopy bezrobocia rejestrowanego i PKB *per capita*) nie odgrywają znaczącej roli w tym zakresie.

Dla zmierzenia siły tych zależności posłużono się współczynnikiem V Cramera, na podstawie którego stwierdzono, że najsilniejsze zależności występowały pomiędzy biernością zawodową a przynależnością do poszczególnych grup wiekowych (0,398) i zawodowych (0,395) oraz pozycją w rodzinie (0,301). W dalszej kolejności wpływ miały takie

czynniki jak: wykształcenie (0,249), typ gospodarstwa (0,125), makroregion (0,117), płeć (0,113) oraz dodatkowe kwalifikacje (0,101).

## MODEL REGRESJI LOGISTYCZNEJ DLA BIERNOŚCI ZAWODOWEJ

Na poziomie mikro istnieje szereg czynników demograficznych, społecznych i ekonomicznych mających wpływ na aktywność zawodową poszczególnych osób. Próbę wyszczególnienia i oszacowania stopnia ich wpływu za pomocą modeli logistycznych na podstawie danych z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności podjął E. Kwiatkowski [1995], kontynuując swoje analizy ze szczególnym uwzględnieniem znaczenia sektora publicznego i prywatnego na rynku pracy [Kwiatkowski, Kucharski 1996]. Przeprowadzone badania empiryczne również pozwalają na określenie jakie determinanty i w jakim stopniu mogą decydować o aktywności zawodowej ludności wiejskiej. Wykorzystany do tego celu model regresji logistycznej jest ponadto o tyle interesujący, że pozwala na pełniejszą ocenę badanego zjawiska niż ma to miejsce w przypadku klasycznych miar, głównie dzięki możliwości uwzględnienia indywidualnych czynników determinujących aktywność mieszkańców wsi.

Wybierając zmienne do modelu bierności zawodowej wzięto pod uwagę kryteria pozastatystyczne (merytoryczne i formalne) oraz statystyczne [Panek 2008]. Kryteria merytoryczne obejmowały głównie istotność z punktu widzenia analizowanych zjawisk oraz logiczność wzajemnych powiązań potwierdzone przez badania innych autorów. Kryteriami formalnymi była dostępność danych oraz ich kompletność. Kryteria statystyczne, ze względu na jakościowy charakter danych, ograniczyły się do nieuwzględniania zmiennych nadmiernie skorelowanych między sobą. Wszystkie zmienne wykazujące na podstawie współczynnika V Cramera związek ze zmienną objaśnianą skonstruowaną jako zmienna zero-jedynkowa (0 – aktywna/y zawodowo, 1 – bierna/y zawodowo), spełniały wyżej wymienione kryteria (tab. 2). Wszystkie wybrane zmienne, czasami w innym układzie, innej skali czy przy zastosowaniu innych metod, były poddane analizie już w badaniach innych autorów [Kwiatkowski 1995, Michna 2001, Kucharski 2001, Kotowska, Strzelecki 1993, Klonowska-Matynia, Zdrojewski 2008] odnośnie oceny ich wpływu na aktywność zawodową lub wybrane jej aspekty (np. bezrobocie). Jako metodę wprowadzania zmiennych wybrano więc, zalecane w takich sytuacjach [Field 2005], wprowadzenie wszystkich zmiennych w jednym bloku. Parametry modelu oszacowano przy wykorzystaniu pakietu SPSS.

Wielkość wpływu poszczególnych zmiennych określana jest przy kontrolowanym wpływie pozostałych czynników, a interpretacja oszacowanych parametrów modelu bierności zawodowej (tab. 3) jest następująca:

1. makroregion północno-zachodni: zmiana miejsca zamieszkania z makroregionu centralnego na północno-zachodni skutkowałaby wzrostem prawdopodobieństwa bycia biernym zawodowo 2,3-krotnie;

2. makroregion wschodni: zmiana miejsca zamieszkania z makroregionu centralnego na wschodni skutkowałaby wzrostem prawdopodobieństwa bycia biernym zawodowo 2,5-krotnie;

Tabela 2. Zmienne objaśniające dla bierności zawodowej w modelu regresji logistycznej  
 Table 2. Independent variables determines economic inactivity in the logistic regression model

L.p.	Symbol roboczy	Opis zmiennej
1	Makroregion	makroregion, kategoria bazowa centralny
2	M_południowo-zachodni	południowo-zachodni
3	M_południowy	południowy
4	M_północno-zachodni	północno-zachodni
5	M_północny	północny
6	M_wschodni	wschodni
7	Płeć	0 = mężczyzna, 1 = kobieta
8	Pozycja	pozycja w rodzinie, kategoria bazowa głowa rodziny
9	P_małżonek	małżonek
10	P_córka/syn	córka/syn
11	P_rodzic	rodzic
12	P_inny	Inny
13	Grupa_wiekowa	grupa wiekowa, kategoria bazowa =< 24 lat
14	G_25-34	25-34 lata
15	G_35-44	35-44 lata
16	G_45-54	45-54 lata
17	G_>=55	>= 55 lat
18	Wykształcenie	wykształcenie, kategoria bazowa nieukończone podstawowe i podstawowe
19	W_zawodowe	zawodowe
20	W_średnie	średnie
21	W_wyższe	wyższe
22	Typ gospodarstwa	0 = rolne, 1 = bezrolne
23	Zawód	zawód, kategoria odniesienia brak zawodu
24	Z_specjaliści	specjaliści
25	Z_technicy	technicy i inny średni personel
26	Z_usług	pracownicy usług osobistych i sprzedawcy
27	Z_rolnicy	rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy
28	Z_robotnicy	robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy
29	Z_operatorzy	operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń
30	Z_ogólne	wykształcenie ogólne
31	Dodatkowe_taknie(1)	posiadanie kwalifikacji dodatkowych 0 = nie, 1 = tak

Źródło: Badania własne.

Source: Author's research.

3. płeć: prawdopodobieństwo bycia biernym zawodowo jest 2,3-krotnie wyższe wśród kobiet niż wśród mężczyzn;

4. córka/syn: prawdopodobieństwo bycia biernym zawodowo jest 2,5-krotnie wyższe wśród dorosłych dzieci niż wśród głów rodzin;

5. grupa wiekowa od 25 do 34 lat: przejście z najmłodszej do kolejnej grupy wiekowej powoduje zmniejszenie prawdopodobieństwa bycia biernym zawodowo aż 7,6-krotnie;

6. grupa wiekowa od 35 do 44 lat: prawdopodobieństwo bycia biernym zawodowo jest mniejsze w grupie wiekowej od 35 do 44 lat 4,5-krotnie w stosunku do najmłodszej grupy wiekowej;

Tabela 3. Oszacowane wartości parametrów modelu regresji logistycznej dla bierności zawodowej  
 Table 3. Estimated values of parameters in the logistic regression model for economic inactivity

L.p.	Wyszczególnienie	B	Błąd standardowy	Wald	df	Istotność	Exp(B)	95,0% przedział ufności dla Exp(B)	
								dolna granica	górna granica
1	Makroregion			26,451	5	0,000			
2	M_południowo-zachodni	0,143	0,279	0,262	1	0,609	1,153	0,668	1,993
3	M_południowy	0,221	0,270	0,667	1	0,414	1,247	0,734	2,117
4	M_północno-zachodni	0,843	0,249	11,432	1	0,001	2,323	1,425	3,786
5	M_północny	0,133	0,278	0,229	1	0,633	1,142	0,663	1,967
6	M_wschodni	0,904	0,263	11,810	1	0,001	2,470	1,475	4,138
7	Pleć	0,846	0,159	28,187	1	0,000	2,329	1,705	3,183
8	Pozycja			16,932	4	0,002			
9	P_małżonek	-0,225	0,221	1,035	1	0,309	0,799	0,518	1,232
10	P_córka/syn	0,919	0,296	9,664	1	0,002	2,508	1,405	4,477
11	P_rodzic	0,144	0,545	0,070	1	0,792	1,155	0,397	3,362
12	P_inny	0,597	0,394	2,303	1	0,129	1,817	0,840	3,932
13	Grupa_wiekowa			89,255	4	0,000			
14	G_25-34	-2,028	0,249	66,326	1	0,000	0,132	0,081	0,214
15	G_35-44	-1,502	0,307	23,870	1	0,000	0,223	0,122	0,407
16	G_45-54	-0,873	0,309	7,974	1	0,005	0,418	0,228	0,766
17	G_>=55	-0,073	0,365	0,040	1	0,841	0,929	0,455	1,899
18	Wykształcenie			5,618	3	0,132			
19	W_zawodowe	-0,190	0,314	0,364	1	0,546	0,827	0,447	1,532
20	W_średnie	-0,012	0,389	0,001	1	0,975	0,988	0,461	2,118
21	W_wyższe	-1,291	0,649	3,966	1	0,046	0,275	0,077	0,980
22	Typ gospodarstwa	1,393	0,156	79,357	1	0,000	4,027	2,964	5,472
23	Zawód			87,393	7	0,000			
24	Z_specjaliści	-1,753	0,587	8,905	1	0,003	0,173	0,055	0,548
25	Z_technicy	-1,142	0,393	8,431	1	0,004	0,319	0,148	0,690
26	Z_usług	-1,951	0,408	22,825	1	0,000	0,142	0,064	0,316
27	Z_rolnicy	-0,859	0,355	19,546	1	0,015	0,424	0,211	0,848
28	Z_robotnicy	-1,279	0,329	15,102	1	0,000	0,278	0,146	0,531
29	Z_operatorzy	-0,997	0,566	3,104	1	0,078	0,369	0,122	1,119
30	Z_ogólne	0,361	0,387	0,870	1	0,351	1,435	0,672	3,066
31	Dodatkowe_taknie(1)	-0,822	0,273	9,068	1	0,003	0,440	0,258	0,751
32	Stała	-1,849	0,418	19,546	1	0,000	0,157		

Źródło: Badania własne.  
 Source: Author's research.



7. grupa wiekowa od 45 do 55 lat: prawdopodobieństwo bycia biernym zawodowo jest mniejsze w grupie wiekowej od 45 do 55 lat 2,4-krotnie w stosunku do najmłodszej grupy wiekowej;

8. wykształcenie wyższe: prawdopodobieństwo bycia biernym zawodowo jest 3,6-krotnie mniejsze wśród osób z wykształceniem wyższym w stosunku do osób z nieukończonym wykształceniem podstawowym i podstawowym;

9. typ gospodarstwa domowego (rolne/bezrolne): prawdopodobieństwo bycia biernym zawodowo jest 4-krotnie większe wśród osób z bezrolnych gospodarstw domowych w stosunku do osób z gospodarstw domowych z użytkownikiem gospodarstwa indywidualnego;

10. zawód z grupy specjalistów: prawdopodobieństwo bycia biernym zawodowo jest 5,8-krotnie mniejsze wśród osób z zawodem z grupy specjalistów w stosunku do osób bez zawodu;

11. zawód z grupy technicy: prawdopodobieństwo bycia biernym zawodowo jest 3-krotnie mniejsze wśród osób z zawodem z grupy technicy w stosunku do osób bez zawodu;

12. zawód z grupy pracownicy usług osobistych i sprzedawcy: prawdopodobieństwo bycia biernym zawodowo jest nawet 7-krotnie mniejsze wśród osób z grupy pracownicy usług osobistych i sprzedawcy w stosunku do osób bez zawodu;

13. zawód z grupy rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy: prawdopodobieństwo bycia biernym zawodowo jest 2,4-krotnie mniejsze wśród osób z zawodem z tej grupy w stosunku do osób bez zawodu;

14. zawód z grupy robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy: prawdopodobieństwo bycia biernym zawodowo jest 3,6-krotnie mniejsze wśród osób z zawodem z tej grupy w stosunku do osób bez zawodu;

15. posiadanie dodatkowych kwalifikacji: prawdopodobieństwo bycia biernym zawodowo jest 2,3-krotnie mniejsze wśród osób z dodatkowymi kwalifikacjami w stosunku do osób bez dodatkowych kwalifikacji.

Wartość współczynnika pseudo  $R^2$  Coxa i Snella dla oszacowanego modelu wyniosła 0,242, a Nagelkerke'a 0,427. Wartości te mają podobną interpretację jak współczynnik  $R^2$  w modelu regresji liniowej. Oznacza to, że fakt bierności zawodowej jest wyjaśniany zmiennymi objaśniającymi zawartymi w modelu w zakresie od ponad 24% do prawie 43%.

Należy jednak podkreślić, że do aktywnych zawodowo w gospodarstwach domowych z użytkownikiem gospodarstwa indywidualnego zaliczono, zgodnie z podejściem BAEL „pomagających członków rodziny”, podczas gdy takie „pomaganie”, często w niewielkim wymiarze czasu, nie jest w stanie zapewnić wystarczającego wkładu danego członka rodziny w jej godne utrzymanie.

Wyniki uzyskane w zakresie badania wpływu poziomu wykształcenia i dodatkowych kwalifikacji, ale także posiadania konkretnego zawodu na bierność zawodową potwierdzają założenia przede wszystkim teorii kapitału ludzkiego, w części akcentującej większe szanse osób o wyższej jakości kapitału na rynku pracy [Becker 1962]. W konsekwencji jednostki o niższym poziomie kapitału mają mniejsze szanse na rynku pracy, zasilając w ten sposób populację biernych zawodowo.

Rezultaty oszacowanego modelu w zakresie czynnika płeć mogą natomiast stanowić potwierdzenie teorii poszukiwań na rynku pracy zgodnie, zgodnie z którą intensywność poszukiwania pracy jest uwarunkowana między innymi, czasem zaangażowania w gospodarstwie domowym [Ehrenberg, Smith 2006]. W przypadku stosunkowo tradycyjnej i dominującej roli rodzinnej kobiet wiejskich, duże zaangażowanie w prace domowe i opiekę nad osobami zależnymi zmniejsza intensywność poszukiwania pracy. Pociąga to za sobą dłuższy czas poszukiwań, który może prowadzić do zniechęcenia i całkowitego wycofania się z rynku pracy.

Wpływ statusu w rodzinie oraz przekładającego się na niego wieku może natomiast być konsekwencją prawidłowości leżących u podstaw teorii „swoich i obcych”, według której „obcym”, czyli w tym przypadku osobom młodym, wchodzącym dopiero na rynek pracy, niezwykle trudno jest znaleźć zatrudnienie ze względu na silną pozycję już tam zatrudnionych [Lindbeck, Snower 1989].

## PODSUMOWANIE I WNIOSKI

Przeprowadzone badania aktywności zawodowej ludności wiejskiej oraz oszacowanie modelu regresji logistycznej dla bierności zawodowej pozwoliły na sformułowanie następujących wniosków:

1. W wyniku szacowania skali aktywności zawodowej w badanej populacji 2581 osób w wieku produkcyjnym otrzymano współczynnik bierności zawodowej – 15%.

2. Najczęściej wskazywaną przyczyną bierności zawodowej był brak nadziei na znalezienie pracy, a następnie względy rodzinne – głównie opieka nad małymi dziećmi, rzadziej nad osobami niepełnosprawnymi (uwarunkowane brakiem infrastruktury usług opiekuńczych na obszarach wiejskich). Inne to np. oczekiwanie na przejęcie gospodarstwa rolnego czy po prostu niechęć do podjęcia zatrudnienia i akceptacja takiego stanu rzeczy.

3. Posiadane wykształcenie oraz dodatkowe kwalifikacje są istotnymi czynnikami determinującymi aktywność zawodową ludności wiejskiej. Posiadanie wykształcenia wyższego (3,6-krotnie), dodatkowych kwalifikacji (2,3-krotnie) jak również konkretnego zawodu (w zależności od grupy zawodowej od 2,4 do 7-krotnie) zmniejsza prawdopodobieństwo bierności zawodowej. Potwierdza to teorię kapitału ludzkiego akcentującą większe możliwości na rynku pracy wśród osób o wyższym poziomie kapitału ludzkiego. Zawody najliczniej reprezentowane przez biernych zawodowo (rolnicy produkcji roślinnej i zwierzęcej oraz krawcy, kapelusznicy i pokrewni) to zawody nadwyżkowe, zarówno w skali lokalnej i regionalnej, jak i krajowego rynku pracy, a w związku z tym niesprzysługujące aktywności zawodowej.

4. Zamieszkiwanie w gospodarstwie domowym z użytkownikiem gospodarstwa indywidualnego zmniejsza prawdopodobieństwo zarówno bierności zawodowej. W oszacowanym modelu bierności zawodowej zamieszkiwanie w gospodarstwie domowym z użytkownikiem gospodarstwa indywidualnego 4-krotnie zmniejsza prawdopodobieństwo bierności zawodowej.

**LITERATURA**

- Field A., 2005: *Discovering statistics using SPSS (Introducing statistical methods)*. SAGE Publications Ltd.
- Becker G.S. 1962: Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, vol. 70, Supplement: October 1962.
- Drejska N., 2009: Ekonomiczno-społeczne uwarunkowania aktywności zawodowej ludności wiejskiej. Praca doktorska przygotowana w Katedrze Polityki Agrarnej i Marketingu Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego, Warszawa.
- Ehrenberg R.G., Smith R.S., 2006: *Modern Labor Economics. Theory and Public Policy*. Pearson International Edition.
- Kaczmarczyk S., 2003: *Badania marketingowe: metody i techniki*. Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Klasyfikacja Zawodów i Specjalności. Ujednolicony tekst Załącznika do rozporządzenia Ministra Gospodarki i Pracy z dnia 8 grudnia 2004 r. (Dz. U. 2004, nr 265, poz. 2644), zmieniony rozporządzeniem Ministra Pracy i Polityki Społecznej z dnia 1 czerwca 2007 r. (Dz. U. 2007, nr 106, poz. 728).
- Klepacki B., 1984: *Wybór próby w badaniach ekonomiczno-rolniczych*. Wydawnictwo SGGW-AR, Warszawa.
- Klonowska-Matynia M., Zdrojewski E.Z., 2008: Wykształcenie jako determinanta rozwoju kapitału ludzkiego na obszarach wiejskich. *Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania* nr 8, Uniwersytet Szczeciński, Szczecin.
- Komunikat na wiosenny szczyt Rady Europejskiej, Wspólne działania na rzecz wzrostu gospodarczego i zatrudnienia. Nowy początek strategii lizbońskiej. Bruksela, dnia 2.2.2005, {SEC(2005) 192}, {SEC(2005) 193}.
- Kotowska I.E., Strzelecki Z., 1993: *Bezrobocie z punktu widzenia gospodarstw domowych*. GUS, Warszawa.
- Kucharski L., 2001: *Przeplawy siły roboczej w Polsce w latach dziewięćdziesiątych*. Katedra Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Kwiatkowski E., 1995: *Determinanty bezrobocia w Polsce w okresie transformacji: (modele teoretyczne oraz próba ich weryfikacji)*. Instytut Nauk Ekonomicznych PAN, Warszawa.
- Kwiatkowski E., Kucharski L., 1996: *Sektor prywatny i publiczny na rynku pracy*. *Wiadomości Statystyczne* nr 11/1996.
- Lindbeck A., Snower D.J., 1989: *The insider-outsider theory of employment and unemployment*. Cambridge.
- Lisbon Extraordinary European Council, 23–24 March 2000, Presidency Conclusions, Lisbon European Council, [http://www.consilium.europa.eu/ueDocs/cms\\_Data/docs/pressData/en/ec/00100-r1.en0.htm](http://www.consilium.europa.eu/ueDocs/cms_Data/docs/pressData/en/ec/00100-r1.en0.htm) (29.12.2008)
- Michna W., 2001: *Zatrudnienie i bezrobocie w obszarach wiejskich i w rolnictwie w świetle reprezentatywnych badań ankietowych z 2000 r.* IPISS, Warszawa.
- Panek T., *Metody wielowymiarowej analizy porównawczej. Materiały do zajęć*. <http://www.sgh.waw.pl/prywatne/tompa/materiały/wap/> (04.11.2008).
- Rokicki B., *Regionalne zróżnicowanie aktywności ekonomicznej w Polsce na poziomie województw (NUTS2)*. Opracowanie w ramach projektu badawczego pt. Regionalne zróżnicowanie polskiego rynku pracy, nr 1 HO2C 051 27, <http://www.rynekpracy.edu.pl/?strona=wyniki-terytorialnie> (04.11.2008).
- Sikorska A., 2005: *Zmiany w strukturze społeczno-ekonomicznej ludności niechłopskiej w okresie transformacji ustrojowej*. Program Wieloletni 2005-2009, nr 5, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.
- Wawrzyniak B.M., Wojtasik B., 2005: *Przejawy aktywności ekonomicznej ludności związanej z rolnictwem*. *Acta Sci. Pol., Oeconomia* 4(1)2005.

Zegar J.S., 2006: Źródła utrzymania rodzin związanych z rolnictwem. Studia i Monografie, z. 133, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej Państwowy Instytut Badawczy, Warszawa.

## **ECONOMIC ACTIVITY OF RURAL INHABITANTS – MODEL APPROACH ON THE BASE OF OWN RESEARCH**

**Abstract.** The aim of the paper was to identify determinants of economic activity of rural inhabitants in Poland. The research conducted in 2006 was done in 1000 rural household from 24 poviats in the whole country. Analyses of 2581 adult members of researched households was made in order to elaborate a model identifying influence of particular socio-economic variables on probability of economic inactivity among rural inhabitants. The most popular causes of economic inactivity were a lack of hope for finding a job and after that family matters, especially care for children. The set of factors which influence on probability of unemployment consists of: inhabited macro-region, sex, age, position in a family, occupation and additional qualifications as well as living in a household with a farm or without a farm. The statistical influence of them was confirmed in the estimated logistic regression model of economic inactivity.

**Key words:** economic activity, rural inhabitants, logistic regression model, Poland

Zaakceptowano do druku – Accepted for print 11.11.2009