

## **BEZROBOCIE MIESZKAŃCÓW WSI – UJĘCIE MODELOWE NA PODSTAWIE BADAŃ WŁASNYCH**

Nina Drejerska

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

**Streszczenie.** W opracowaniu zawarto identyfikację czynników determinujących bezrobocie mieszkańców obszarów wiejskich w Polsce. Badaniami przeprowadzonymi w 2006 r. objęto 1000 wiejskich gospodarstw domowych z 24 powiatów na terenie całego kraju. Poddano analizie dane o 2084 członkach badanych gospodarstw domowych w wieku produkcyjnym w celu opracowania modelu identyfikującego wpływ poszczególnych zmiennych społeczno-ekonomicznych na prawdopodobieństwo bezrobocia wśród ludności wiejskiej. Czynniki wpływającymi na prawdopodobieństwo bezrobocia okazały się być zamieszkiwany makroregion i grupa powiatu, płeć, wiek, pozycja w rodzinie, posiadany zawód, a także zamieszkiwanie w rolnym lub bezrolnym gospodarstwie domowym.

**Słowa kluczowe:** aktywność zawodowa, bezrobocie, mieszkańcy wsi, model

### **WSTĘP**

Kwestie zatrudnienia i bezrobocia oraz bierności zawodowej są jednymi z bardziej znaczących problemów w wielu współczesnych gospodarkach. W Polsce zagadnienia te nabrały znaczenia w okresie transformacji ustrojowej i do chwili obecnej stanowią jedną z najważniejszych kwestii społeczno-gospodarczych. Problemem jest właściwie bezrobocie, ale nie da się go rozpatrywać w oderwaniu od zatrudnienia. Te dwa bieguny tworzą razem pole aktywności zawodowej ludności.

W tej sytuacji ważne są próby rozpoznania czynników determinujących aktywność zawodową. W przypadku mieszkańców wsi jest to tym bardziej istotne, gdyż ze względu już na sam fakt zamieszkiwania w oddaleniu od bardziej rozwiniętych miejskich rynków pracy oraz trudniejszy dostęp do szerszej oferty edukacyjnej narażeni są oni na niedopasowania strukturalne na rynku pracy. Znaczenie wykształcenia jest natomiast podkreślane na przykład w ramach teorii kapitału ludzkiego, która proponuje wyjaśnienie dla empirycznie obserwowanego związku między stopą bezrobocia a posiadanymi

---

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, nina\_drejerska@sggw.pl

umiejętnościami. Według teorii kapitału ludzkiego, stopa bezrobocia jest odwrotnie związana z poziomem umiejętności [Becker 1975]. Ponadto, teoria ta akcentuje znaczenie kompetencji ogólnych dla zwiększania możliwości rynkowych posiadających je jednostek [Winkelmann 1994].

## CEL I METODA BADAŃ

Materiałem badawczym wykorzystanym w artykule są dane empiryczne stanowiące część projektu badawczego pt. *Analiza i ocena sytuacji kobiet wiejskich na rynku pracy*, współfinansowanego z Europejskiego Funduszu Społecznego w ramach Sektorowego Programu Operacyjnego Rozwój Zasobów Ludzkich. Badanie przeprowadzono w formie wywiadu kwestionariuszowego w celowo wybranych 24 powiatach całego kraju w drugiej połowie 2006 r. Kryteria doboru stanowiły: położenie w jednym z regionów na poziomie NUTS 1<sup>1</sup> (nazywanych dalej makroregionami w celu odróżnienia od podejścia regionalnego opartego na podziale wojewódzkim) oraz sytuacja pod względem stopy bezrobocia i wielkości PKB na 1 mieszkańca. W rezultacie z każdego z sześciu makroregionów wybrano do badań po cztery powiaty – dwa o najlepszej i dwa o najgorszej sytuacji w zakresie tych dwóch czynników. W każdym z powiatów poddano badaniu 41 lub 42 wiejskie gospodarstwa domowe, co łącznie dało 1000 gospodarstw domowych.

Celem całego projektu było zidentyfikowanie uwarunkowań determinujących sytuację kobiet wiejskich na rynku pracy i aby był on możliwy do zrealizowania, badaniu poddano całe gospodarstwa domowe. Podejście takie było uzasadnione faktem, iż aby określać jakąkolwiek specyfikę sytuacji kobiet, niezbędna jest znajomość tego samego zakresu w odniesieniu do mężczyzn. Ponadto, w społecznościach wiejskich bardzo często jeszcze sytuacja kobiet nie może być rozpatrywana w oderwaniu od na ogół ciągle tradycyjnej rodziny wiejskiej, która w znacznym stopniu wyznacza role poszczególnym jej członkom [Drejerska, Pomianek 2008].

W badaniu uczestniczyły zarówno gospodarstwa domowe z użytkownikiem gospodarstwa indywidualnego, jak i tzw. bezrolne gospodarstwa domowe. 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.

---

<sup>1</sup> Nomenklatura Jednostek Terytorialnych do Celów Statystycznych (NTS) została opracowana na podstawie europejskiej Nomenclature of Territorial Units for Statistics (NUTS) obowiązującej w krajach Unii Europejskiej. Poziom 1 obejmuje obszar regionu [z dniem 1 maja 2004 r. powołano 6 regionów, w skład których wchodzi po kilka (od 2 do 4) województw – rozporządzenie Rady Ministrów z dnia 27 kwietnia 2004 r. zmieniające rozporządzenie w sprawie wprowadzenia Nomenklatury Jednostek Terytorialnych do Celów Statystycznych (NTS) (Dz. U. z dnia 1 maja 2004 r.)]. Regiony: centralny – województwa: łódzkie i mazowieckie; południowy – województwa: małopolskie i śląskie; wschodni – województwa: lubelskie, podkarpackie, świętokrzyskie i podlaskie; północno-zachodni – województwa: wielkopolskie, zachodniopomorskie i lubuskie; południowo-zachodni – województwa: dolnośląskie i opolskie; północny – województwa: kujawsko-pomorskie, warmińsko-mazurskie i pomorskie.

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].

## DETERMINANTY BEZROBOCIA

W celu określenia, jakie czynniki czy cechy poszczególnych jednostek mogą sprzyjać byciu bezrobotnym, przygotowano tabelę kontyngencji dla takich cech, jak: makroregion, grupa powiatów, zamieszkiwanie z użytkownikiem gospodarstwa indywidualnego lub w bezrolnym gospodarstwie domowym, płeć, wiek, pozycja w rodzinie, wykształcenie, zawód, posiadanie dodatkowych kwalifikacji (tab. 1).

Tabela 1. Zależności krzyżowe między wybranymi czynnikami a aktywnością zawodową (%)  
Table 1. Cross relations between selected factors and economic activity (%)

	Wyszczególnienie	Pracujący	Bezrobotni
	1	2	3
	Ogółem	92,3	7,7
Makroregion	centralny	95,7	4,3
	południowo-zachodni	95,2	4,8
	południowy	91,0	9,0
	północno-zachodni	90,6	9,4
	północny	<b>84,7</b>	<b>15,3</b>
	wschodni	96,4	3,6
Grupa powiatów*	1.	94,6	5,4
	2.	90,1	9,9
Typ gospodarstwa	rolne	98,0	2,0
	bezrolne	<b>83,3</b>	<b>16,7</b>
Płeć	mężczyzna	94,7	5,3
	kobieta	89,5	10,5
Grupa wiekowa	do 24 lat	<b>85,8</b>	<b>14,2</b>
	25–34 lata	91,7	8,3
	35–44 lata	90,7	9,3
	45–54 lata	97,3	2,7
	powyżej 55 lat	96,2	3,8
Pozycja w rodzinie	głowa rodziny	96,3	3,7
	małżonek	89,9	10,1
	córka/syn	89,7	10,3
	inny	89,5	10,5

Tabela 1, cd.

	1	2	3
Wykształcenie	nieukończone podstawowe i podstawowe	91,6	8,4
	zawodowe	91,3	8,7
	średnie	92,4	7,6
	wyższe	95,5	4,5
Zawód	brak zawodu	87,6	12,4
	specjaliści	94,9	5,1
	technicy i inny personel	91,8	8,2
	pracownicy usług osobistych i sprzedawcy	<b>84,3</b>	<b>15,7</b>
	rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy	96,4	3,6
	robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy	92,6	7,4
	wykształcenie ogólne	95,0	5,0
Dodatkowe kwalifikacje	nie	92,5	7,5
	tak	90,8	9,2

\* grupa 1. – powiaty o najniższym stopniu bezrobocia rejestrowanego, a najwyższym PKB w przeliczeniu na 1 mieszkańca w danym makroregionie; grupa 2. – powiaty o najwyższym stopniu bezrobocia rejestrowanego i najniższym PKB w przeliczeniu na 1 mieszkańca w danym makroregionie

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own elaboration.

Dane z tabeli 1 wskazują na największą skalę bezrobocia przede wszystkim wśród osób w bezrolnych gospodarstwach domowych, następnie z zawodami z grupy pracownicy usług osobistych i sprzedawcy, mieszkańców makroregionu północnego oraz osób do 24. roku życia.

Dla zmiennych: makroregion, grupa powiatów, typ gospodarstwa, płeć, wiek, pozycja w rodzinie oraz zawód, prawdopodobieństwo towarzyszące statystyce  $\chi^2$  było mniejsze od 0,05, co pozwala na stwierdzenie, że zależności te są statystycznie istotne. Związek między poziomem wykształcenia i dodatkowymi kwalifikacjami a bezrobociem okazał się natomiast nieistotny statystycznie. Dla zmierzenia siły tych zależności posłużono się współczynnikiem V Cramera, osiągającym wartości z przedziału [0,1]. W tabeli 2 zaprezentowano istotne statystycznie ( $p < 0,05$ ) wartości współczynnika V Cramera dla wybranych zmiennych objaśniających.

Tabela 2. Wartości współczynnika V Cramera dla analizowanych zmiennych wpływających na bezrobocie

Table 2. Values of V Cramer coefficient for analysed variables influencing on unemployment

Wyszczególnienie	Współczynnik V Cramera
Makroregion	0,149
Grupa powiatów	0,083
Typ gospodarstwa	0,267
Płeć	0,098
Grupa wiekowa	0,143
Pozycja w rodzinie	0,118
Zawód	0,124

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own elaboration.

Najsilniejsza zależność wystąpiła między bezrobociem a typem gospodarstwa domowego (rolne/bezrolne). Pozostałe uwarunkowania wykazały mniejsze, choć istotne statystycznie, znaczenie.

## MODEL REGRESJI LOGISTYCZNEJ DLA BEZROBOCIA

W celu dokładniejszego porównania wpływu poszczególnych czynników na bycie bezrobotnym zbudowano model regresji logistycznej dla pracujących i bezrobotnych objętych badaniem. Tego typu model był np. oszacowany przez M. Górę [Góra 1996]. Wszystkie zmienne istotne statystycznie mogły być podstawą budowy modelu regresji logistycznej dla określenia różnicy w uwarunkowaniach determinujących bycie pracującym lub bezrobotnym. Ostateczny zestaw zaproponowanych zmiennych został przedstawiony w tabeli 3.

Tabela 3. Zmienne objaśniające dla bezrobocia w modelu regresji logistycznej  
Table 3. Independent variables for unemployment in the model of logistic regression

Lp.	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	Grupa_powiatów*	0 = grupa 2, 1 = grupa 1
8	Płeć	0 = mężczyzna, 1 = kobieta
9	Pozycja	pozycja w rodzinie, kategoria bazowa głowa rodziny
10	P_małżonek	małżonek
12	P_córka/syn	córka/syn
13	P_inny	inny
14	Grupa_wiekowa	grupa wiekowa, kategoria bazowa < 24 lat
15	G_25-34	25-34 lata
16	G_35-44	35-44 lata
17	G_45-54	45-54 lata
18	G_>= 55	> 55 lat
19	Typ gospodarstwa	0 = rolne, 1 = bezrolne
20	Zawód	zawód, kategoria odniesienia brak zawodu
21	Z_specjaliści	specjaliści
22	Z_technicy	technicy i inny średni personel
23	Z_usług	pracownicy usług osobistych i sprzedawcy
24	Z_rolnicy	rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy
25	Z_robotnicy	robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy
26	Z_ogólne	wykształcenie ogólne

\* oznaczenia jak w tabeli 1.

Źródło: Opracowanie własne.

Source: Own elaboration.

Zmienną objaśnianą zdefiniowano jako 0 – pracujący i 1 – bezrobotni. Jako że wszystkie wybrane zmienne były już analizowane w badaniach innych autorów [Kotowska, Strzelecki 1993; Kwiatkowski 1995; Kucharski 2001; Michna 2001; Klonowska-Matynia, Zdrojewski 2008], odnośnie do wpływu na zmienną jaką jest bezrobocie, jako metodę wprowadzania zmiennych wybrano, zalecane w takich sytuacjach [Field 2005], wprowadzenie ich w jednym bloku. Wartości parametrów modelu oszacowano przy użyciu pakietu SPSS (tab. 4).

Zmiana w zakresie informacji wyjaśnianych przez model jest istotna statystycznie  $\chi^2(21) = 304,106$ ,  $p < 0,05$ , dlatego też dodanie tych 7 zmiennych jako zmiennych objaśniających znacznie poprawia możliwość określenia przynależności do grup pracujących i bezrobotnych.

Tabela 4. Oszacowane wartości parametrów modelu regresji logistycznej dla bezrobocia  
Table 4. Estimated values of parameters in the model of logistic regression for unemployment

Lp.	Wyszczególnienie	$\beta$	Błąd standardowy	Wald	df	Istotność	Exp ( $\beta$ )	95,0% przedział ufności dla exp $\beta$	
								dolna granica	górna granica
1	Makroregion			28,154	5	0,000			
2	M_południowo-zachodni	0,191	0,411	0,216	1	0,642	1,210	0,541	2,708
3	M_południowy	1,205	0,340	12,568	1	0,000	3,336	1,714	6,493
4	M_północno-zachodni	0,492	0,342	2,076	1	0,150	1,636	0,837	3,195
5	M_północny	1,321	0,333	15,756	1	0,000	3,748	1,952	7,196
6	M_wschodni	0,436	0,412	1,120	1	0,290	1,546	0,690	3,466
7	Grupa_powiatów	-0,866	0,199	18,922	1	0,000	0,421	0,285	0,621
8	Płeć	0,650	0,229	8,073	1	0,004	1,915	1,223	2,998
9	Pozycja			17,583	3	0,001			
10	P_małżonek	0,972	0,264	13,530	1	0,000	2,643	1,575	4,435
12	P_córka/syn	0,930	0,328	8,040	1	0,005	2,534	1,333	4,819
13	P_inny	1,410	0,438	10,355	1	0,001	4,096	1,735	9,668
14	Grupa_wiekowa			18,215	4	0,001			
15	G_25-34	-0,561	0,281	3,987	1	0,046	0,571	0,329	0,990
16	G_35-44	-0,594	0,326	3,325	1	0,068	0,552	0,291	1,045
17	G_45-54	-1,662	0,402	17,048	1	0,000	0,190	0,086	0,418
18	G_>=55	-1,043	0,571	3,336	1	0,068	0,353	0,115	1,079
19	Typ gospodarstwa	2,527	0,245	106,397	1	0,000	12,521	7,746	20,239
20	Zawód			22,936	6	0,001			
21	Z_specjaliści	-1,311	0,438	8,942	1	0,003	0,270	0,114	0,637
22	Z_technicy	-0,363	0,387	0,881	1	0,348	0,695	0,326	1,485
23	Z_usług	0,057	0,405	0,020	1	0,888	1,059	0,479	2,341
24	Z_rolnicy	-0,291	0,531	0,300	1	0,584	0,748	0,264	2,116
25	Z_robotnicy	-0,185	0,372	0,247	1	0,619	0,831	0,401	1,723
26	Z_ogólne	-1,381	0,492	7,886	1	0,005	0,251	0,096	0,659
27	Stała	-4,393	0,575	58,328	1	0,000	0,012		

Źródło: Opracowanie własne.  
Source: Own elaboration.

Istotne wartości statystyki Walda wskazują, które zmienne wpływają na przynależność do grupy pracujących lub bezrobotnych. Z kolei interpretacja modelu regresji logistycznej ma następujące właściwości:

- siła wpływu poszczególnych zmiennych określana jest przy kontrolowanym wpływie pozostałych czynników,
- zakładając, że przedział ufności nie zawiera w sobie jedności, oszacowanie  $\exp \beta > 1$  determinuje, że prawdopodobieństwo bezrobocia jest większe w grupie opisywanej przez daną zmienną w stosunku do kategorii odniesienia.

Interpretacja otrzymanych wartości parametrów zmiennych objaśniających jest następująca:

1) makroregiony:

- makroregion południowy:  $\exp \beta = 3,336$ , 95% przedział ufności = (1,714, 6,493); zmiana miejsca zamieszkania z regionu centralnego na południowy skutkowałaby wzrostem prawdopodobieństwa bycia bezrobotnym 3,3-krotnie;
  - makroregion północny:  $\exp \beta = 3,748$ , 95% przedział ufności = (1,952, 7,196); zmiana miejsca zamieszkania z regionu centralnego na północny skutkowałaby wzrostem prawdopodobieństwa bycia bezrobotnym 3,7-krotnie;
- 2) grupa powiatów:  $\exp \beta = 0,421$ , 95% przedział ufności = (0,285, 0,621); zmiana miejsca zamieszkania z powiatu z grupy drugiej na powiat z grupy pierwszej skutkowałaby zmniejszeniem prawdopodobieństwa bycia bezrobotnym 2,4-krotnie;
- 3) płeć:  $\exp \beta = 1,915$ , 95% przedział ufności = (1,223, 2,998); bycie kobietą zwiększa prawdopodobieństwo przynależności do grupy bezrobotnych 1,9-krotnie;
- 4) pozycja w rodzinie:
- małżonek/głowy rodziny:  $\exp \beta = 2,643$ , 95% przedział ufności = (1,575, 4,435); bycie małżonkiem głowy rodziny zwiększa prawdopodobieństwo przynależności do grupy bezrobotnych 2,6-krotnie;
  - status córka/syn:  $\exp \beta = 2,534$ , 95% przedział ufności = (1,333, 4,819); bycie dorosłym dzieckiem zwiększa prawdopodobieństwo przynależności do grupy bezrobotnych 2,5-krotnie;
  - status „inny członek rodziny” (poza wyżej wymienionymi kategoriami oraz kategorią rodziców wyłączoną z analizy ze względu na małą liczebność w grupie bezrobotnych):  $\exp \beta = 4,096$ , 95% przedział ufności = (1,735, 9,668); bycie innym członkiem rodziny zwiększa prawdopodobieństwo przynależności do grupy bezrobotnych aż 4-krotnie;
- 5) wiek:
- grupa wiekowa od 25 do 34 lat:  $\exp \beta = 0,571$ , 95% przedział ufności = (0,329, 0,990); wiek z przedziału od 25 do 34 lat zmniejsza prawdopodobieństwo przynależności do grupy bezrobotnych 1,8-krotnie,
  - grupa wiekowa od 45 do 54 lat:  $\exp \beta = 0,190$ , 95% przedział ufności = (0,086, 0,418); wiek z przedziału od 45 do 54 lat zmniejsza prawdopodobieństwo przynależności do grupy bezrobotnych ponad 5-krotnie;
- 6) typ gospodarstwa domowego:  $\exp \beta = 12,521$ , 95% przedział ufności = (7,746, 20,239); pochodzenie z bezrolnego gospodarstwa domowego zwiększa prawdopodobieństwo przynależności do grupy bezrobotnych ponad 12-krotnie. Z pewnością jest to wielkość przeszacowana, np. na skutek zakwalifikowania do pracujących osób

zaangażowanych w prace rolnicze w niepełnym wymiarze czasu i zbędnych w gospodarstwie indywidualnym, ale potwierdza kierunek zależności identyfikowany również w badaniach innych autorów;

7) grupy zawodowe:

- grupa zawodowa specjaliści:  $\exp \beta = 0,270$ , 95% przedział ufności = (0,114, 0,637); posiadanie takiego zawodu zmniejsza prawdopodobieństwo przynależności do grupy bezrobotnych 3,7-krotnie;
- grupa osób z wykształceniem ogólnym:  $\exp \beta = 0,251$ , 95% przedział ufności = (0,096, 0,659); wykształcenie ogólne zmniejsza prawdopodobieństwo przynależności do grupy bezrobotnych 4-krotnie.

Poprawność oszacowanego modelu została oceniona za pomocą tabeli klasyfikacji przedstawiającej odsetek poprawnie sklasyfikowanych obserwacji na podstawie opracowanego modelu (tab. 5). Na jej podstawie można stwierdzić, że funkcja logistyczna przewiduje prawidłowo przynależność do jednej z dwóch grup (pracujących bądź bezrobotnych) w 93% przypadków.

Tabela 5. Tabela klasyfikacji w modelu regresji logistycznej dla bezrobocia  
Table 5. Classification table in the model of logistic regression for unemployment

Obserwowane	Przewidywane		Procent poprawnych klasyfikacji
	pracujący	bezrobotni	
Pracujący	1909	11	99,4
Bezrobotni	126	35	21,7
Procent ogółem			93,4

Źródło: Opracowanie własne.  
Source: Own elaboration.

W celu oceny dopasowania modeli do danych empirycznych wykorzystuje się test Hosmera i Lemeshowa.

$$H_0 : Y = \hat{Y}$$

$$H_1 : Y \neq \hat{Y}$$

Hipoteza  $H_0$  zakłada, że wartości oszacowane i zaobserwowane są sobie równe. Jeśli  $p > 0,05$ , to brak podstaw do odrzucenia hipotezy  $H_0$ , że wartości oszacowane i zaobserwowane są sobie równe. W przeciwnym przypadku, gdy  $p < 0,05$ , hipotezę  $H_0$  należy odrzucić, czyli model jest źle dopasowany do danych empirycznych [Brace, Kemp, Snelgar 2003]. Wynik testu Hosmera i Lemeshowa dla oszacowanego modelu to  $\chi^2(8) = 10,195$ ,  $p = 0,252$ , co wskazuje na to, że model opisuje dane rzeczywiste całkiem dobrze.

Miarą wartości dopasowania modeli są również współczynniki determinacji. Dla modeli regresji logistycznej są to odpowiednio współczynniki pseudo  $R^2$  Coxa i Snella oraz Nagelkerke'a. Analogicznie jak w regresji liniowej wyrażają one, jaka część ogólnej zmienności zmiennej zależnej jest wyjaśniona przez model, przy czym pierwszy z nich nigdy nie osiąga wartości 1, natomiast drugi może osiągać wartości z przedziału domkniętego od 0 do 1 [Field 2005]. W oszacowanym modelu bezrobocia wartość



współczynnika pseudo  $R^2$  Coxa i Snella wyniosła 0,136, a Nagelkerke'a 0,325. Oznacza to, że fakt przynależności do grupy pracujących lub bezrobotnych jest od ponad 13% do prawie 33% wyjaśniany zmiennymi objaśniającymi zawartymi w modelu.

Wracając jednak do merytorycznych wyników otrzymanych przy użyciu oszacowanego modelu, należy podać, jak się one mają do rezultatów badań innych autorów.

Przykładem na potwierdzenie różnicowań terytorialnych na rynku pracy jest makroregion północy. Chociaż w opracowaniach Instytutu Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej jest on definiowany jako województwa: zachodniopomorskie, pomorskie i warmińsko-mazurskie, podczas gdy według nomenklatury NTS to: pomorskie, warmińsko-mazurskie i kujawsko-pomorskie, to podawany on jest jako typowy przykład obszaru wyróżniającego się tradycyjnie najwyższą stopą bezrobocia wśród ludności wiejskiej. Przykład ten najdobitniej świadczy o dysproporcjach w poziomie bezrobocia w poszczególnych częściach kraju. Na obszarach, gdzie restrukturyzacja gospodarki zaznaczyła się silnym bezrobociem strukturalnym już na początku transformacji ustrojowej, brak poprawy w następnych latach sprzyjał narastaniu bezrobocia o charakterze frykcyjnym, co jeszcze bardziej powiększyło nierównowagę na rynku pracy [Sikorska 1997].

Gorszą sytuację kobiet na rynku pracy potwierdzają wyższe stopy bezrobocia wśród kobiet w porównaniu z mężczyznami właściwe w całej Unii Europejskiej, co odnotowano między innymi w badaniach G. Węgrzyna [Węgrzyn 2006] czy J. Sawickiej, gdzie analizowano ludność wiejską [Sawicka 2005].

Wpływ pozycji w rodzinie na prawdopodobieństwo bycia bezrobotnym potwierdził, również przy wykorzystaniu modelu regresji logistycznej, na podstawie danych z BAEL, P. Strawiński, którego parametry oszacowanego modelu wskazują, że członkowie rodzin częściej bywają bezrobotni niż głowy rodzin [Strawiński 2008]. Do podobnych wniosków doszli też we wcześniejszych badaniach I.E. Kotowska i Z. Strzelecki, którzy stwierdzili, że największe ryzyko pozostawania bez pracy dotyczy osób obojga płci zajmujących pozycję dziecka w gospodarstwie (około 26%). Według przeprowadzonych przez nich analiz, równie wysoka stopa bezrobocia charakteryzowała mężczyzn zajmujących pozycje współmałżonków, przypuszczalnie, jako rezultat zmiany pozycji mężczyzn w gospodarstwie w efekcie utraty pracy. Relatywnie większe bezrobocie występowało wśród kobiet będących głowami rodzin [Kotowska, Strzelecki 1993]. Na większe znaczenie problemu bezrobocia w najmłodszych grupach wiekowych wskazali między innymi J. Hybel [Hybel 2004] i I. Frenkel [Frenkel 2005].

Większa skala bezrobocia w populacji członków bezrolnych gospodarstw domowych jest już tradycyjnie podkreślana przez prowadzących badania w tym zakresie. A. Sikorska [1997] przywołuje wyniki badań potwierdzające tę zależność przeprowadzonych w IERiGŻ w 1992 i 1996 r., jak również przez GUS w 1994 r. W ostatnich badaniach IERiGŻ potwierdza to między innymi Ł. Zwoliński [Zwoliński 2007].

Obok poziomu wykształcenia coraz większe znaczenie dla szans na rynku pracy mają wyuczony zawód i dodatkowe umiejętności. Analiza wykorzystująca jako narzędzie model logistyczny pozwoliła E. Kwiatkowskiemu na postawienie hipotezy, że prawdopodobieństwo bycia bezrobotnym jest powiązane między innymi z zawodem. Wprawdzie w wykorzystanym modelu zastosowano inny podział na zawody niż ten według klasyfikacji zawodów i specjalności, ale wyniki oszacowania potwierdziły, że osoby z zawodami z kategorii średnia i wyższa kadra zarządzająca, pracownicy wykwalifikowani oraz

pracownicy biurowi charakteryzowali się niższym prawdopodobieństwem bycia bezrobotnym w stosunku do kategorii bazowej, którą byli robotnicy [Kwiatkowski 1995]. W latach 2000–2002 najczęściej było bezrobotnych z zawodami z grup: robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy, pracownicy usług osobistych i sprzedawcy, pracownicy przy pracach prostych, operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń oraz pracownicy biurowi. Najmniej w tym okresie było bezrobotnych specjalistów, stosunkowo mało rolników, ogrodników leśników i rybaków [Ostój 2005].

## PODSUMOWANIE

Posiadane wykształcenie oraz dodatkowe kwalifikacje są istotnymi czynnikami determinującymi aktywność zawodową ludności wiejskiej. Oszacowany model bezrobocia wskazuje na około 4-krotnie mniejsze prawdopodobieństwo bezrobocia w grupach osób z wykształceniem ogólnym i zawodem z grupy „specjaliści” w porównaniu z osobami bez zawodu. Potwierdza to teorię kapitału ludzkiego, akcentującą większe możliwości na rynku pracy osób o wyższym poziomie tego kapitału, a w szczególności mających większe kompetencje ogólne.

Również pozostałe wyniki oszacowanego modelu potwierdzają prawidłowości identyfikowane w badaniach innych autorów w zakresie aktywności zawodowej mieszkańców wsi, szczególnie w zakresie jej zróżnicowania ze względu na zamieszkiwany makroregion, płeć, pozycję w rodzinie czy zamieszkiwanie w gospodarstwie domowym z użytkownikiem gospodarstwa indywidualnego.

## PIŚMIENNICTWO

- Becker G.S., 1975. Human capital: a theoretical and empirical analysis with special reference to education. National Bureau for Economic Research, 16.
- Brace N., Kemp R., Snelgar R., 2003. SPSS for Psychologists: A Guide to Data Analysis Using SPSS for Windows. Lawrence Erlbaum Associates, 274.
- Drejerska N., 2009. Ekonomiczno-społeczne uwarunkowania aktywności zawodowej ludności wiejskiej. Maszynopis pracy doktorskiej przygotowanej w Katedrze Polityki Agrarnej i Marketingu Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego pod kierunkiem prof. dr hab. Janiny Sawickiej, 143–150.
- Drejerska N., Pomianek I.M., 2008. Przedsiębiorczość jako przejaw aktywności zawodowej mieszkańców obszarów wiejskich [w:] Problemy Rolnictwa Światowego, Zeszyty Naukowe SGGW, tom 4 (XIX) 2008, 156.
- Field A., 2005. Discovering statistics using SPSS (Introducing statistical methods). SAGE Publications Ltd., 223, 227.
- Frenkel I., 2005. Selected problems of the rural labour market in Poland. [w:] Zawalińska K. (red.). Rural development in the enlarged European Union. Instytut Rozwoju Wsi i Rolnictwa PAN, Warszawa, 170.
- Góra M., 1996. The labour market in Poland 1990–1995. Empirical and methodological studies. Monografie i Opracowania SGH nr 421, Warszawa, 141–158.
- Hybel J., 2004. Tendencje i czynniki kształtujące aktywność zawodową i bezrobocie ludności wiejskiej. [w:] Problemy Rolnictwa Światowego, tom XII. Aktualne tendencje w międzyna-

- rodowych stosunkach gospodarczych w rolnictwie i gospodarce żywnościowej. Część III i IV, Wydawnictwo SGGW, Warszawa, 22.
- 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, 142–143.
- Kotowska I.E., Strzelecki Z. 1993. Bezrobocie z punktu widzenia gospodarstw domowych. Raport przygotowany na podstawie Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności, listopad 1992. Główny Urząd Statystyczny, Departament Pracy i Dochodów Ludności, sierpień 1993, 23–25.
- Kucharski L., 2001. Przepływy siły roboczej w Polsce w latach dziewięćdziesiątych. *Katedra Ekonomii Uniwersytetu Łódzkiego*, Łódź, 153–184.
- Kwiatkowski E., 1995. Determinanty bezrobocia w Polsce w okresie transformacji (modele teoretyczne oraz próba ich weryfikacji). *Instytut Nauk Ekonomicznych PAN*, Warszawa, 37–53.
- Michna W., 2001. Zatrudnienie i bezrobocie w obszarach wiejskich i w rolnictwie w świetle reprezentatywnych badań ankietowych z 2000 r. *Instytut Pracy i Spraw Socjalnych*, Warszawa, 12–21, 25–31.
- Sawicka J., 2005. Rola kobiet w aktywizacji i wielofunkcyjnym rozwoju obszarów wiejskich. *Wydawnictwo SGGW*, Warszawa, 22, 65.
- Sikorska A., 1997. Aktywność zawodowa i bezrobocie na wsi. *Komunikaty, Raporty, Ekspertyzy* nr 410. *Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej*, Warszawa, 6, 12.
- Strawiński P., 2008. Determinanty bezrobocia. <http://coin.wne.uw.edu.pl/pstrawinski/modele/model%20logit.pdf> (07.11.2008), 4.
- Węgrzyn G., 2006. Kobiety na europejskim rynku pracy. [w:] Kopycińska D. (red.). *Bezrobocie we współczesnych gospodarkach rynkowych*. *Katedra Mikroekonomii Uniwersytetu Szczecińskiego*, Szczecin, 131–132.
- Winkelmann R., 1994. *Count data models: econometric theory and an application to labor mobility*. Springer, Berlin, 178–187.
- Zwoliński Ł., 2007. Wybrane cechy demograficzne ludności wiejskiej w latach 2000–2005. *Program wieloletni 2005–2009*, nr 58, *Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy*, Warszawa, 20.

## UNEMPLOYMENT OF RURAL INHABITANTS – MODEL APPROACH ON THE BASE OF OWN RESEARCH

**Abstract.** The aim of the paper was to identify determinants of unemployment 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 2084 adult members of researched households was made in order to elaborate a model identifying influence of particular socio-economic variables on probability of unemployment among rural inhabitants. The set of factors which influence on probability of unemployment consists of: inhabited macro-region and a group of poviats, sex, age, position in a family, occupation as well as living in a household with a farm or without a farm.

**Key words:** economic activity, unemployment, rural inhabitants, model

Zaakceptowano do druku – Accepted for print 05.05.2009