

Dorota Kmieć

Wydział Nauk Ekonomicznych
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego

Zastosowanie modelu logitowego do analizy czynników wpływających na bezrobocie wśród ludności wiejskiej

Wstęp

W ostatnich kilkudziesięciu latach przemiany, jakie dokonały się na polskiej wsi przyczyniły się do poprawy poziomu życia. Jednak pomimo tych zmian, obszary wiejskie istotnie odbiegają poziomem życia od terenów miejskich. Zdecydowanie poprawiła się sytuacja w zakresie wyposażenia w infrastrukturę techniczną, chociaż różnice regionalne są nadal widoczne. Zmianom tym towarzyszą również zmiany zarówno w sferze demograficznej, jak i rynku pracy. Jeszcze na początku 2000 roku podstawowe wskaźniki rynku pracy dotyczące aktywności ekonomicznej ludności wskazywały na pewne istotne różnice między wsią a miastem. Wskaźnik zatrudnienia i stopa bezrobocia kształtowały się korzystniej dla wsi. Obecnie te podstawowe wskaźniki rynku pracy są zbieżne. Na koniec IV kwartału 2013 roku pracowało 50,5% mieszkańców miast, będących w wieku produkcyjnym, a bezrobotnych było 9,8% ludności aktywnej zawodowo. Dla porównania w tym samym okresie wskaźnik zatrudnienia na wsi wyniósł 50,8%, a stopa bezrobocia 9,7% (GUS 2014). Pomimo zbliżenia się wartości tych wskaźników sytuacja mieszkańców wsi pod wieloma względami jest trudniejsza niż mieszkańców miast. Wiejski rynek pracy jest silnie związany z rolnictwem. Większość miejsc pracy jest skupiona w miastach, wobec czego ich mieszkańcy ponoszą niższe koszty związane z poszukiwaniem pracy. Mieszkańcy miast mają lepszy dostęp do oferty edukacyjnej, zarówno tej formalnej, jak i nieformalnej. Na wsi nie tylko jest mniej miejsc pracy, ale też dynamika ich powstawania jest dużo wolniejsza, wobec czego absolwentom na wsi jest dużo trudniej znaleźć zatrudnienie. Niski popyt na pracę na lokalnych rynkach pracy powoduje odpływ ludności, zwłaszcza lepiej wykształconej. Chociaż saldo

migracji ze wsi do miasta jest dodatnie (GUS 2014a), to największą dynamikę rozwoju mają obszary wokół aglomeracji i znajdujące się w sąsiedztwie głównych ciągów komunikacyjnych. Obszary peryferyjne odnotowują ubytek ludności, a to czynnik ludzki i niedostatek kapitału społecznego są jedną z głównych barier rozwoju obszarów wiejskich.

Cel, dobór zmiennych i źródło danych wykorzystanych w badaniu

Celem niniejszego artykułu jest analiza czynników wpływających na bezrobocie wśród ludności wiejskiej.

W badaniu wykorzystano dane jednostkowe pochodzące z reprezentatywnego badania Bilans Kapitału Ludzkiego 2013. Do klasyfikacji statusu osoby na rynku pracy – czy jest pracująca czy bezrobotna wykorzystano definicje stosowane w Badaniach Aktywności Ekonomicznej Ludności (GUS 2014).

Przed przystąpieniem do analizy i budowy modelu dokonano oceny zebranego materiału pod względem kompletności danych istotnych do budowy modelu, w wyniku czego do dalszych badań zakwalifikowano wyniki pochodzące z 2057 kwestionariuszy.

Biorąc pod uwagę wartość merytoryczną i kryteria statystyczne, wybrano 9 zmiennych opisujących ludność wiejską. Są to: wiek, płeć, miejsce zamieszkania z podziałem na makroregiony Polski, wykształcenie, doświadczenie zawodowe, dochód na jednego członka gospodarstwa domowego, posiadanie gospodarstwa rolnego, posiadane kompetencje, dokończanie się w ciągu ostatniego roku.

W niniejszym artykule w modelu regresji logistycznej dla bezrobocia zmienna zależna reprezentowana jest przez zmienną dychotomiczną, gdzie: 1 – to wartość wyróżniona – oznacza posiadanie przez respondenta statusu bezrobotnego, 0 – oznacza, że respondent jest osobą pracującą (według metodologii BAEL).

Predyktor „kompetencje” został użyty jako zmienna dychotomiczna. Wzięto pod uwagę cztery najczęściej wymieniane przez pracodawców kompetencje. Są to kompetencje: komputerowe (obsługa komputera), biurowe (organizowanie i prowadzenie prac biurowych), techniczne (obsługa, montowanie i naprawa urządzeń technicznych), fizyczne (sprawność fizyczna) [Górnjak 2014]. Jeżeli badany posiadał co najmniej dwie pożądane umiejętności, to zmienna została oznaczona w modelu jako 1. W przeciwnym przypadku zmienna przyjmowała wartość 0. Podobnie zmienna „dokończanie się” przyjęła wartość 1, jeżeli w ostatnim roku badany dokończył się przez uczestnictwo w kursach, szkoleniach (zarówno w miejscu pracy, jak i poza nią, przez Internet lub w formie

korespondencyjnej), brał udział w konferencjach, seminariach, warsztatach, studiował na studiach podyplomowych bądź też podnosił swoje kwalifikacje dzięki praktykom czy stażom zawodowym.

Doświadczenie zawodowe jest ważną zmienną wpływającą na status osoby na rynku pracy. Oczekuje się, że im jest ono większe, tym występuje mniejsze ryzyko bycia bezrobotnym. W modelu doświadczenie zawodowe (w latach) jest zmienną ciągłą.

Model logitowy – teoretyczne podstawy

Model regresji logistycznej wykorzystywany jest do objaśniania zmiennych jakościowych, których wartości są z zakresu od 0 do 1. W literaturze przedmiotu model ten powszechnie znany jest jako logitowy [Borkowski, Dudek, Szczesny 2003, s. 212].

Model regresji logistycznej oparty jest na funkcji logistycznej. Funkcję tę określa się wzorem:

$$f(z) = \frac{e^z}{1 + e^z} \quad (1)$$

Równanie regresji logistycznej pozwala na obliczenie warunkowego prawdopodobieństwa pojawienia się sukcesu na skutek określonego czynnika i wyrażone jest następującym równaniem:

$$P(Y = 1 | X_1, X_2, \dots, X_k) = \frac{e^{\alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i}}{1 + e^{\alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i}} \quad (2)$$

gdzie:

$P(Y = 1 | X_1, X_2, \dots, X_k)$ – warunkowe prawdopodobieństwo osiągnięcia przez zmienną zależną wartości wyróżnionej (1) pod warunkiem uzyskania konkretnych wartości zmiennych niezależnych X_1, X_2, \dots, X_k ,

α – stała regresji logistycznej,

β_i – współczynnik regresji logistycznej dla i -zmiennej niezależnej,

X_i – i -ta zmienna niezależna.

Zastosowanie modelu regresji logistycznej pozwala określić zarówno siłę, jak i kierunek zależności między czynnikiem jakościowym (typu klasowego) lub ilościowym (typu dyskretnego lub ciągłego) a dychotomiczną zmienną objaśnianą. Oprócz dychotomicznej zmiennej niezależnej, warunkiem koniecznym do

użycia regresji logistycznej jest dostatecznie duża liczebność próby, która powinna być większa niż $10 \times (k + 1)$, gdzie k -jest liczbą zmiennych niezależnych [Stanisz 2000].

W celu przeprowadzania wnioskowania o wpływie zmiennych niezależnych na zmienną zależną wykorzystuje się iloraz szans (OR).

Określa on zmianę szansy wystąpienia wyróżnionej wartości 1 zmiennej zależnej, gdy zmienna niezależna rośnie o 1 jednostkę. Zakłada się, że pozostałe zmienne niezależne w modelu pozostają na stałym poziomie, podczas gdy badana zmienna niezależna rośnie o jednostkę.

Wyniki estymacji modelu

W celu weryfikacji poprawności modelu regresji logistycznej przeprowadzono test zwany testem ilorazu wiarygodności. Za jego pomocą można zweryfikować łączną istotność wszystkich zmiennych w modelu. Dla dużych liczebności statystyka testowa ma rozkład chi-kwadrat z liczbą stopni swobody równą liczbie zmiennych w szacowanym modelu. Na podstawie oszacowań analizowanego modelu można wnioskować, że łącznie wszystkie zmienne w modelu są istotne (tab. 1).

Podobnie jak w regresji liniowej, miarą wartości dopasowania modelu są współczynniki determinacji. Dla prezentowanego modelu w niniejszym artykule statystyka R^2 Coxa i Snella wynosi 0,22. Ponieważ test ten nie osiąga nigdy teoretycznego maksimum równego 1, oblicza się modyfikację tego współczynnika w postaci R^2 Nagelkerkego. Otrzymany współczynnik R^2 Nagelkerkego świadczy o tym, że zmienne objaśniające w modelu wyjaśniają w 35,6% przynależności

Tabela 1

Wyniki testów i wartość logarytmu wiarygodności oraz pseudo- R^2 dla modelu bezrobocia*

Wyniki testu Chi-kwadrat		
Chi-square	df	Sig.
511,494	17	0,000
Wartość logarytmu wiarygodności oraz pseudo-R^2		
-2 Log likelihood	Cox & Snell R^2	Nagelkerke R^2
1474,746	0,220	0,356
Test Hosmera i Lemeshowa		
Chi-square	df	Sig.
7,238	8	0,511

*Istotność na poziomie P value = 0,05

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Bilansu Kapitału Ludzkiego 2013.

do jednej z dwóch grup (bezrobotnych i pracujących). Weryfikację poprawności modelu przeprowadzono także za pomocą testu Hosmera-Lemeshowa. Otrzymany wynik testu wskazuje na brak istotności ($p = 0,511$), przy czym, w przypadku tego testu, brak istotności jest pożądanym. Wyniki dla rozpatrywanego modelu wskazują, że można wnioskować o dobrym dopasowaniu modelu.

W tabeli 2 zestawiono wartości obserwowane z przewidywanymi na podstawie otrzymanego modelu. Tabela ta pozwala wnioskować o stopniu dopasowania modelu do rzeczywistych danych. Na jej podstawie można stwierdzić, że funkcja logistyczna prawidłowo przewiduje przynależność do jednej z dwóch grup w 83,8% przypadków.

Tabela 2

Tabela klasyfikacji w modelu regresji logistycznej dla bezrobocia

Obserwowane	Przewidywane		Procent poprawnych klasyfikacji
	pracujący	bezrobotni	
Pracujący	1599	72	95,7
Bezrobotni	262	124	32,1
Ogólna trafność klasyfikacji	83,8		

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Bilansu Kapitału Ludzkiego 2013.

Analiza czynników społeczno-ekonomicznych bezrobocia ludności wiejskiej

Oszacowane wartości parametrów modelu regresji przedstawia tabela 3. Na podstawie otrzymanych wyników stwierdzono, że bycie kobietą zmniejsza prawdopodobieństwo bycia w grupie osób bezrobotnych o 25% ($\exp \beta = 0,751$, 95% przedział ufności = (0,568; 0,994) – tabela 3. Badania najczęściej wskazują odwrotną zależność – stopa bezrobocia wśród mężczyzn jest niższa niż wśród kobiet (por. GUS 2014). Należy zauważyć też, że otrzymany wynik jest na granicy przyjętego poziomu istotności i oszacowany błąd standardowy jest stosunkowo duży.

Kolejnym czynnikiem istotnie wpływającym na bycie bezrobotnym jest wiek. Zmienną wiek w modelu uwzględniono jako zmienną ciągłą, tym samym oznacza to, że każdy przyrost wieku o rok powoduje taki sam procentowy wzrost szansy bycia bezrobotnym (iloraz szans jest stały dla jednakowych przyrostów wieku). Na podstawie otrzymanego ilorazu szans na poziomie $\exp \beta = 1,085$; 95% przedział ufności = (1,062; 1,108) (tab. 3) stwierdza się, że każdy przyrost wieku o jeden rok powoduje wzrost szans bycia bezrobotnym średnio o 8,5%, czyli zwiększenie wieku mieszkańca wsi o 10 lat powoduje wzrost ryzyka bezrobocia o prawie 125% ($e^{10\beta} = 2,242$). Otrzymany wynik dla badanej grupy

ludności wiejskiej również różni się od wyników BAEL, w których niższa jest stopa bezrobocia w starszych grupach wiekowych (por. GUS 2014). Przyczyn tej rozbieżności może być wiele, chociażby brak lub niewielkie doświadczenie zawodowe u osób długotrwale bezrobotnych. Pracodawcy niechętnie zatrudniają osoby długotrwale bezrobotne, zakładając dezaktualizację wiedzy i utratę umiejętności, które są podkreślane w modelu ubytku kapitału ludzkiego wyjaśniającego przyczyny histerezy bezrobocia [por. Layard 1986, Kwiatkowski 2009]. Funkcjonuje również stereotyp, że produktywność pracy osób starszych maleje, chociaż badania nie dają wystarczających dowodów na potwierdzenie tej zależności. Powoduje to, że osoby nie mogące znaleźć pracy, stają się dla pracodawców kategorią osób nie tylko niezatrudnionych, ale i niezatrudnianych.

W przypadku badanych osób okazuje się, że bycie starszym pogarsza ich pozycję na rynku pracy, czyli zwiększa ryzyko zagrożenia bezrobociem (*ceteris paribus*). Czynnikiem mającym wpływ na zmniejszenie ryzyka bezrobocia jest

Tabela 3

Oszacowane wartości parametrów modelu regresji logistycznej

Wyszczególnienie	B	S,E,	Wald	df	Sig,	Exp(B)	95% C.I,for EXP(B)	
							Lower	Upper
Płeć	-0,286	0,143	4,015	1	0,045	0,751	0,568	0,994
Wiek	0,081	0,011	56,148	1	0,000	1,085	1,062	1,108
Staż	-0,161	0,013	160,701	1	0,000	0,851	0,830	0,873
Dochód	-0,001	0,000	49,857	1	0,000	0,999	0,999	0,999
Wykształcenie wyższe			14,445	3	0,002			
Wykształcenie podstawowe (1)	1,067	0,297	12,881	1	0,000	2,907	1,623	5,207
Wykształcenie zawodowe (2)	0,923	0,269	11,745	1	0,001	2,517	1,485	4,269
Wykształcenie średnie (3)	0,693	0,263	6,921	1	0,009	2,000	1,193	3,352
Gospodarstwo rolne	-1,312	0,309	18,044	1	0,000	0,269	0,147	0,493
Kompetencje	-0,339	0,151	5,056	1	0,025	0,713	0,531	0,957
Dokształcanie	-0,801	0,206	15,072	1	0,000	0,449	0,300	0,673
Makroregion: małopolski			7,572	7	0,372			
Centralny (1)	-0,290	0,247	1,388	1	0,239	0,748	0,461	1,213
Wielkopolski (2)	-0,427	0,242	3,103	1	0,078	0,653	0,406	1,049
Śląski (3)	-0,600	0,263	5,208	1	0,022	0,549	0,328	0,919
Zachodni (4)	-0,300	0,221	1,836	1	0,175	0,741	0,480	1,143
Pomorski (5)	-0,304	0,224	1,840	1	0,175	0,738	0,476	1,145
Północno-wschodni (6)	-0,121	0,237	0,263	1	0,608	0,886	0,557	1,409
Wschodni (7)	-0,256	0,290	0,777	1	0,378	0,774	0,438	1,367
Stała	-1,438	0,449	10,240	1	0,001	0,238		

P value = 0,05

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Bilansu Kapitału Ludzkiego 2013.

doświadczenie zawodowe. Każdy dodatkowy rok pracy powodował zmniejszenie szansy bycia bezrobotnym średnio o 15%. Wzrost stażu pracy o 5 lat powodował spadek szans na bezrobocie o 55% ($e^{5\beta} = 0,44$), a wzrost o 15 lat zmniejszał ryzyko o 91% ($e^{15\beta} = 0,089$).

Spośród zmiennych określających makroregion zamieszkania istotny statystycznie był makroregion śląski, w którym prawdopodobieństwo bezrobocia było o 45% mniejsze niż w makroregionie małopolskim.

Wiejski rynek pracy utożsamiany jest głównie z rolnictwem. Oszacowany model wskazuje również, że gospodarstwo rolne ma istotny i znaczący wpływ na bycie w grupie osób pracujących. W przypadku osób posiadających gospodarstwo rolne ryzyko bezrobocia jest o 75% mniejsze niż w przypadku osób bezrolnych.

Dochody ludności, wykształcenie i podnoszenie kwalifikacji a bezrobocie wśród ludności wiejskiej

Poziom dochodów gospodarstw domowych może oddziaływać w różnym stopniu i w różnych kierunkach na aktywność ekonomiczną. Z jednej strony niskie dochody mogą być czynnikiem motywującym do poszukiwania zatrudnienia, ale również mogą ograniczać poszukiwania pracy chociażby ze względu na brak środków na dojazdy do potencjalnych pracodawców. Niskie dochody często wpływają na decyzję, co do podjęcia dalszego kształcenia. Niedostateczne nakłady inwestycyjne na rozwój lub utrzymanie istniejących kwalifikacji powodują deprecjację kapitału ludzkiego. Z drugiej strony wysokie dochody mogą powodować wydłużenie okresu bezrobocia i poszukiwań pracy. Jeżeli głowa rodziny ma wysokie dochody, to może mieć to negatywny wpływ na aktywność ekonomiczną pozostałych członków rodziny.

W skonstruowanym modelu wzrost dochodu świadczy o ujemnym wpływie na szansę bycia bezrobotnym. Wzrost dochodu o jednostkę zmniejszał ryzyko bezrobocia o 1%, czyli wzrost dochodu o 100 zł na 1 członka gospodarstwa domowego zmniejszał szansę bycia bezrobotnym o 10% ($e^{100\beta} = 0,905$).

Kolejnymi istotnymi zmiennymi w modelu są wykształcenie i dokończanie się. Zarówno edukacja, jak i szkolenia są inwestycjami zarówno jednostek i przedsiębiorstw wymagającymi poniesienia kosztów w zamian za oczekiwane przyszłe zyski [Boeri i van Ours 2011]. W modelu prezentowanym w niniejszym artykule zmienną referencyjną, względem której dokonano porównań, jest wykształcenie wyższe. Otrzymane wyniki wskazują, że osoby z wykształceniem podstawowym są trzykrotnie częściej zagrożone bezrobociem niż oso-

by z wykształceniem wyższym ($\exp \beta = 2,907$, przedział ufności = (1,623; 5,207) – tabela 3. W przypadku osób z wykształceniem zawodowym szanse na znalezienie się w grupie osób bezrobotnych są 2,5 razy większe niż osób z wykształceniem wyższym, a w przypadku osób z wykształceniem średnim szanse te są dwa razy większe. Świadczy to o tym, że chociaż wyższy poziom wykształcenia nie chroni przed bezrobociem, to dodatkowe lata nauki poprawiają perspektywę zatrudnienia.

Ważnym czynnikiem wpływającym na bycie w jednej z dwóch grup, obok wykształcenia, są umiejętności, na które zgłaszany jest popyt. Posiadanie kompetencji, które odpowiadają wymaganiom kompetencyjnym pracodawców, pozwala zmniejszyć ryzyko bezrobocia o około 30% ($\exp \beta = 0,713$, przedział ufności = (0,531; 0,957)).

Postęp rolniczy spowodował, że coraz mniej ludności wiejskiej pracuje w rolnictwie. Na przykład we Francji 27% ludności wiejskiej pracuje w rolnictwie, w Austrii ok. 25%, pozostała część ludności pracuje w miejskich i wiejskich zakładach przemysłowych, w handlu, w budownictwie. Tymczasem w Polsce udział ludności wiejskiej zatrudnionej poza rolnictwem jest zdecydowanie mniejszy niż we wsiach zachodniej Europy. W Polsce, podobnie jak w całej Europie, nie ma już warunków do istnienia wsi złożonych jedynie z domowych gospodarstw rolniczych. W najbliższych 10 latach nieuchronnie będzie znaczne zmniejszenie liczby ludności zatrudnionej w rolnictwie [Michna 2009]. Aby ludność mogła odnaleźć się na rynku pracy w nowej roli, ważne jest tworzenie warunków do powstawania miejsc pracy poza rolnictwem. Miejsca pracy powinny powstawać zarówno w pozarolniczej produkcji, jak i usługach [Michna 2009]. Jednocześnie ważna jest też zdolność osób dorosłych do poszerzania i uzupełniania swoich kompetencji i kwalifikacji odpowiednio do pojawiających się wyzwań w życiu zawodowym. O ile Polska na tle Europy odnotowuje pewien sukces, jeżeli chodzi o wykształcenie formalne na poziomie wykształcenia średniego i wyższego, to jeżeli chodzi o uczenie się dorosłych (w uczeniu pozaformalnym) znajduje się w ostatniej grupie państw Unii Europejskiej¹. Z punktu widzenia kierunku zmian, jakie czekają ludność wiejską, pożądana jest aktywność w zakresie poszerzania wiedzy i zdobywania umiejętności. Z przeprowadzonych badań wynika, że doksztalcanie się, obok posiadania gospodarstwa rolnego, najsilniej wpływa na status osoby na rynku pracy. Otrzymane wyniki wskazują, że doksztalcanie się powodowało spadek ryzyka bezrobocia o 55% wśród ludności wiejskiej.

¹ Według danych Eurostat, 24,2% Polaków w wieku 25–64 lata doksztalało się. Średnia dla 28 krajów Unii Europejskiej wyniosła 40,3% (w 2011 r. dane Eurostat).

Wnioski

1. Bezrobocie ludności wiejskiej jest ciągle aktualnym problemem ze względu na niedoszacowanie w statystykach bezrobocia ukrytego w rolnictwie. Uzyskane wyniki wskazują na uniwersalność pewnych charakterystyk determinujących aktywność zawodową ludności wiejskiej i zagrożenie bycia bezrobotnym. Wyniki estymacji wykazały, że dodatkowe lata nauki poprawiają perspektywę zatrudnienia. Osoby najbardziej zagrożone bezrobociem to osoby z wykształceniem podstawowym – są one prawie trzy razy częściej bez pracy niż osoby z wykształceniem wyższym.
2. W badanej grupie ludności wiejskiej wraz z wiekiem wzrastało ryzyko bycia bez pracy. Posiadanie doświadczenia zawodowego powodowało natomiast zwiększenie prawdopodobieństwa znalezienia się w grupie osób pracujących.
3. Na podstawie oszacowanego modelu stwierdzono, że posiadanie gospodarstwa rolnego w największym stopniu zmniejszało ryzyko bezrobocia wśród ludności wiejskiej.
4. Bardzo ważnym czynnikiem wpływającym na bezrobocie ludności wiejskiej jest aktywność w podnoszeniu swoich kwalifikacji. Ryzyko bezrobocia było znacznie mniejsze wśród osób, które w ciągu ostatniego roku dokształcały się. Istotne jest również posiadanie kompetencji wymaganych u potencjalnych pracowników.

Literatura

- BOERI T., van OURS J., 2011: *Edukacja i szkolenia*, [w:] *Ekonomia niedoskonałych rynków pracy*, (red.) Góra M., Wolters Kluwer Polska, Warszawa.
- BORKOWSKI B., DUDEK H., SZCZESNY W., 2003: *Ekonometria. Wybrane zagadnienia*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- BŁAŻEJOWSKA M., 2004: *Kapitał ludzki na obszarach wiejskich*, [w:] Pałasz L., *Wpływ integracji europejskiej na przemiany strukturalne obszarów o wysokim bezrobociu*, Wydawnictwo Wydziału Ekonomiki i Organizacji Gospodarki Żywnościowej AR w Szczecinie, Szczecin.
- GÓRNIAK J. (red.), 2014: *Kompetencje Polaków a potrzeby polskiej gospodarki, Raport podsumowujący IV edycję badań BKL z 2013 r.*, PARP, Warszawa.
- GUS 2014: Aktywność ekonomiczna ludności, IV kwartał 2013, Warszawa.
- GUS 2014a: Migracje wewnętrzne ludności. Narodowy Spis Powszechny Ludności i Mieszkań 2011, Warszawa.
- KWIATKOWSKI E. 2009: *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*, Wyd. Naukowe PWN, Warszawa.
- LAYARD R., 1986: *How to beat unemployment*, Oxford University Press, New York.

STANISZ A., 2000: *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem STATISTICA PL na przykładach z medycyny*, tom 2, Modele liniowe i nieliniowe, Wydawnictwo StatSoft Polska, Kraków.

MICHNA W., 2009: *Źródła wzrostu i rozwoju wsi tkwią głównie w tworzeniu nowych miejsc pracy*, Roczniki Nauk Rolniczych, Seria G., t. 96, z. 4, Warszawa.

DaneEurostat: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=trng_aes_101&lang=en (data dostępu: 01.10.2014).

Abstrakt

W pracy podjęto próbę określenia przyczyn bezrobocia wśród ludności wiejskiej. W celu określenia wielkości wpływu czynników objaśniających sytuację badanych na rynku pracy zastosowano model logitowy. Oprócz cech społeczno-demograficznych jako potencjalne predyktory rozważono: posiadanie gospodarstwa rolnego, doświadczenie zawodowe, dochód w gospodarstwie domowym, podnoszenie swoich kwalifikacji poprzez doksztalcanie się, posiadane kompetencje.

Słowa kluczowe: bezrobocie na wsi, ludność wiejska, determinanty bezrobocia, kwalifikacje zawodowe, model logitowy

Use of the logit model for analyzing factors influencing unemployment among rural populations

Abstract

The paper attempts to identify the causes of unemployment among the rural population. Logit model was used to determine the size of the impact of explanatory factors examined the situation in the labor market. The following potential predictors were considered: socio-demographic characteristics and household income, improving one's skills through training and personal competencies.

Key words: unemployment in rural areas, rural populations, determinants of unemployment, professional qualifications, logit model