

Piotr Adamczyk

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

AKTYWNOŚĆ EKONOMICZNA LUDNOŚCI WIEJSKIEJ W POLSCE

ECONOMIC ACTIVITY OF RURAL POPULATION IN POLAND

Słowa kluczowe: aktywność ekonomiczna, wskaźnik zatrudnienia, stopa bezrobocia

Key words: economic activity, employment rate, unemployment rate

Synopsis. Przedstawiono zmiany poziomu aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej w Polsce w latach 2000-2008. Określono wpływ takich cech społeczno-demograficznych, jak: płeć, wiek i wykształcenie. Do oceny związku pomiędzy wymienionymi cechami a aktywnością ekonomiczną wykorzystano test niezależności chi-kwadrat.

Wstęp

Polskie społeczeństwo, na tle innych państw europejskich, charakteryzuje się niskim poziomem aktywności zawodowej oraz wysokim udziałem pracujących w rolnictwie. Pomimo rozwoju sektora usług, w ciągu dwudziestu lat przemian gospodarczych relacja ludności pracującej w rolnictwie do pracujących poza rolnictwem zmieniła się nieznacznie. Do najważniejszych czynników wpływających na aktywność ekonomiczną zalicza się: poziom i zmiany stawek płac, preferencje jednostek w zakresie kształcenia, modelu rodziny, liczby dzieci w rodzinie i sposobu ich wychowywania, a także możliwości znalezienia pracy [Milewski 2002]. W przypadku Polski istotną rolę odgrywają także rozbudowany system przywilejów emerytalnych oraz emigracja zarobkowa. Struktura aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej jest silnie zdeterminowana jej związkiem z rolnictwem. Ludność rolnicza charakteryzuje się wyższymi wartościami współczynnika aktywności zawodowej i wskaźnika zatrudnienia oraz niższą biernością i bezrobociem niż niezwiązana z rolnictwem.

W opracowaniu, na podstawie danych Głównego Urzędu Statystycznego dotyczących osób w wieku 15 lat i więcej¹, przedstawiono, jak zmieniła się aktywność ekonomiczna ludności wiejskiej w Polsce w latach 2000-2008. Wykorzystano takie miary, jak:

- współczynnik aktywności zawodowej obliczany jako procentowy udział aktywnych zawodowo w ogólnej liczbie ludności danej kategorii,
- wskaźnik zatrudnienia obliczany jako procentowy udział pracujących w ogólnej liczbie ludności danej kategorii,
- stopa bezrobocia obliczana jako procentowy udział bezrobotnych w liczbie aktywnych zawodowo danej kategorii.

Głównym celem pracy było określenie wpływu cech społeczno-demograficznych, takich jak: płeć, wiek i wykształcenie na aktywność ekonomiczną ludności wiejskiej. Jako cel poboczny przyjęto przedstawienie tendencji występujących w tym zakresie.

Metodyka badań

Do oceny, czy istnieje statystycznie istotny związek pomiędzy takimi cechami, jak: płeć, wiek i wykształcenie a aktywnością ekonomiczną ludności wiejskiej wykorzystano test niezależności chi-kwadrat. Zbudowano tablice kontyngencyjne, a następnie określono liczebności oczekiwane (teoretyczne) i empiryczne. Na tej podstawie wyznaczono wartość statystyki chi-kwadrat według wzoru [Starzyńska 2002]:

$$\chi^2 = \sum_i \sum_j \frac{(f_{ij} - e_{ij})^2}{e_{ij}} \quad (1)$$

¹ Od 2001 r. populacja bezrobotnych została ograniczona do osób w wieku 15-74 lata.

gdzie:

f_{ij} – obserwowana empiryczna częstość absolutna w tablicy kontyngencyjnej w i -tym wierszu i j -tej kolumnie,
 e_{ij} – spodziewana (teoretyczna) częstość absolutna w tablicy kontyngencyjnej w i -tym wierszu i j -tej kolumnie.

Sformułowano hipotezę zerową mówiącą o niezależności statystycznej zmiennych X i Y . Hipoteza alternatywna zakłada istnienie tej zależności. Hipotezę zerową odrzuca się, na korzyść hipotezy alternatywnej, jeżeli $\chi^2 > \chi_{\alpha}^2$, dla ustalonego wcześniej α i liczby stopni swobody określanej jako (liczba wierszy – 1, liczba kolumn – 1).

W sytuacji, gdy współzależność badanych cech jest statystycznie istotna, siłę tej współzależności można określić za pomocą miar wyprowadzonych ze statystyki chi-kwadrat, takich jak:

– współczynnik zbieżności T Czuprowa wyznaczany według formuły:

$$T_{xy} = \sqrt{\frac{\chi^2}{n\sqrt{S}}} \quad (2)$$

gdzie:

χ^2 – empiryczna wartość statystyki chi-kwadrat obliczona na podstawie tablicy kontyngencyjnej (formuła 1.1),
 $S = (l - 1)(k - 1)$ – liczba stopni swobody, przy czym l oznacza liczbę wariantów lub klas zmiennej X , a k liczbę wariantów lub klas zmiennej Y ,

– współczynnik C Pearsona obliczany według wzoru:

$$C = \sqrt{\frac{\chi^2}{n + \chi^2}} \quad (3)$$

Współczynnik C zawiera się w następującym przedziale:

$$0 \leq C \leq \sqrt{\frac{C^* - 1}{C^*}} \quad (4)$$

gdzie: $C^* = \min(l, k)$

Miara ta zależy od wielkości tablicy kontyngencyjnej. Aby porównać współczynniki pochodzące z tablic różnej wielkości należy obliczyć tzw. skorygowany współczynnik C Pearsona według wzoru:

$$C_{skor} = C \sqrt{\frac{C^*}{C^* - 1}} \quad (5)$$

gdzie: $0 \leq C_{skor} \leq 1$

Wydaje się, że spośród zastosowanych miar skorygowany współczynnik C Pearsona jest najbardziej adekwatną miarą siły korelacji, gdyż w znacznie mniejszym stopniu niż pozostałe jest uzależniony od liczebności próby oraz od liczby przedziałów klasowych. W przypadku współczynnika zbieżności Czuprowa oraz zwykłego współczynnika C Pearsona wzrost liczebności próby sprawia, że wartość współczynników ulega obniżeniu.

Aktywność ekonomiczna ludności wiejskiej w Polsce w latach 2000-2008

Badanie aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej wymaga odrębnego potraktowania ludności związanej z gospodarstwem rolnym oraz bezrolnej. Wynika to z faktu, że dane dla obu populacji ludności wiejskiej nie są w pełni porównywalne ze względu na dominację w gospodarstwach rolnych rodzinnych stosunków pracy i występowania w nich w związku z tym ukrytego bezrobocia [Frenkel 2008].

Ludność wiejska w porównaniu do miejskiej ma trudniejsze warunki potrzebne do znalezienia pracy głównie ze względu na niższe kwalifikacje zawodowe, dużą odległość od zakładu pracy, brak doświadczenia w poszukiwaniu pracy oraz niski stopień przepływu informacji o stanie rynku pracy [Hybel 2003]. Proces pozyskiwania przez ludność wiejską pozarolniczych miejsc pracy napotyka pewne bariery, do których należy zaliczyć: występujące niedopasowania strukturalne pomiędzy kwalifikacjami ludności wiejskiej i predyspozycjami społeczno-zawodowymi a zapotrzebowaniem na siłę roboczą występującym na rynku pracy oraz wyraźnie mniejszą niż na terenach zurbanizowanych skłonność przedsiębiorstw do angażowania kapitału (ze względu na słabą infrastrukturę) [Wysocki, Kołodziejczak 2007].

W latach 2000-2008 można zaobserwować najpierw wzrost, a potem istotny spadek stopy bezrobocia w obu grupach ludności wiejskiej. Równoległe miał miejsce wzrost wartości wskaźnika zatrudnienia, ale dotyczył on właściwie tylko ludności niezwiązanej z gospodarstwem rolnym (tab. 1).

Tabela 1. Aktywność ekonomiczna ludności wiejskiej według płci i związku z gospodarstwem rolnym w latach 2000-2008^a [%]

Wyszczególnienie	Aktywność ekonomiczna według płci w latach								
	2000			2004			2008		
	ogółem	K	M	ogółem	K	M	ogółem	K	M
Ludność związana z gospodarstwem rolnym									
Współczynnik aktywności zawodowej	67,8	60,9	74,5	65,7	58,2	73,2	65,9	58,8	73,0
Wskaźnik zatrudnienia	63,0	55,9	69,9	60,0	52,5	67,4	63,4	56,0	70,7
Stopa bezrobocia	7,1	8,2	6,2	8,7	9,9	7,8	3,8	4,7	3,1
Ludność niezwiązana z gospodarstwem rolnym									
Współczynnik aktywności zawodowej	46,6	37,9	56,2	46,4	37,8	55,7	46,6	37,7	56,4
Wskaźnik zatrudnienia	35,3	27,0	44,5	33,6	26,6	41,3	42,1	33,1	52,0
Stopa bezrobocia	24,2	28,8	20,8	27,5	29,7	26,0	9,6	12,1	7,8

^a dane dotyczą aktywności ekonomicznej w III kwartale każdego roku.

Źródło: aktywność ekonomiczna ludności. GUS, Warszawa 2001, 2005, 2009.

Tabela 2. Aktywność ekonomiczna ludności wiejskiej według wieku i związku z gospodarstwem rolnym w latach 2000-2008^a [%]

Wyszczególnienie	Aktywność ekonomiczna według wieku w latach								
	2000			2004			2008		
	współczynnik aktywności zawodowej	wskaźnik zatrudnienia	stopa bezrobocia	współczynnik aktywności zawodowej	wskaźnik zatrudnienia	stopa bezrobocia	współczynnik aktywności zawodowej	wskaźnik zatrudnienia	stopa bezrobocia
Ludność wiejska związana z gospodarstwem rolnym									
Ogółem	67,8	63,0	7,1	65,7	60,0	8,7	65,9	63,4	3,8
15-24	51,8	41,5	19,9	44,6	33,3	25,3	41,1	36,1	12,2
25-34	91,5	83,6	8,7	89,1	79,3	11,1	87,9	83,2	5,5
35-44	91,9	87,3	4,9	93,7	88,6	5,5	93,1	91,2	2,0
45-54	82,5	80,6	2,4	85,0	81,5	4,1	89,2	88,1	1,3
55 i więcej	37,0	36,9	0,3	35,2	34,8	0,9	36,0	35,8	0,6
Ludność wiejska niezwiązana z gospodarstwem rolnym									
Ogółem	46,6	35,3	24,2	46,4	33,6	27,5	46,6	42,1	9,6
15-24	38,7	22,5	41,9	37,0	19,4	47,9	34,6	27,8	19,3
25-34	80,4	60,8	24,5	78,0	57,2	26,5	78,2	70,7	9,8
35-44	80,2	64,0	20,2	79,1	60,9	23,0	80,0	74,2	7,0
45-54	60,7	49,2	18,9	64,1	49,7	22,3	68,3	63,1	7,5
55 i więcej	5,1	4,4	13,8	7,2	5,6	22,2	9,2	8,5	7,2

^a dane dotyczą aktywności ekonomicznej w III kwartale każdego roku.

Źródło: jak w tabeli 1.

Charakterystyczne jest, że dla mężczyzn współczynnik aktywności zawodowej oraz wskaźnik zatrudnienia przyjmują wyższe, a stopa bezrobocia niższe wartości niż dla kobiet. Wyjaśnić to można tradycyjnym modelem rodziny oraz większą skłonnością pracodawców do zatrudniania mężczyzn niż kobiet. Ponadto, z badań wynika, że ważną przyczyną podjęcia przez kobietę decyzji o pracy zawodowej jest sytuacja materialna rodziny [Podolec i in. 2008].

Wśród ludności niezwiązanej z gospodarstwem rolnym stopa bezrobocia, zarówno dla kobiet, jak i mężczyzn jest zdecydowanie wyższa niż w przypadku ludności rolniczej, przy jednocześnie niższej wartości wskaźnika zatrudnienia. Wyższe wartości wskaźnika zatrudnienia wśród ludności wiejskiej tłumaczy się wysokim udziałem rolnictwa indywidualnego w strukturze zatrudnienia ludności wiejskiej [Wysocki, Kołodziejczak 2007] lub faktem, że znaczną część ludności bezrolnej na wsi stanowią rodziny popegeerowskie, napotykające szczególne trudności adaptacyjne na rynku pracy [Frenkel 2008]. Wynika z tego, że powiązanie ludności wiejskiej z rolnictwem indywidualnym chroni tę ludność przed dezaktywizacją, lecz z drugiej strony nie zapewnia dochodu na zadowalającym poziomie.

Jak wspomniano we wstępie, opisana zależność wiąże się z występowaniem zjawiska ukrytego bezrobocia, które najczęściej definiuje się jako część zasobów pracy znajdujących się w gospodarstwie rodzinnym, która jest zbędna ze względu na brak możliwości jej pełnego wykorzystania, mimo wykonywania wielu czynności [Hybel 2003]. Skalę tego zjawiska na ogół szacuje się wykorzystując normatywy pracy.

Aktywność ekonomiczna ludności wiejskiej istotnie różni się w zależności od wieku. Najniższe wartości współczynnik aktywności zawodowej przyjmuje dla osób w grupie 15-24 lata oraz dla osób powyżej 55. roku życia. Dotyczy to zwłaszcza osób niezwiązanych z gospodarstwem rolnym (tab. 2).

Niską aktywność zawodową osób w wieku 15-24 lata zazwyczaj tłumaczy się pobieraniem nauki lub uzupełnianiem kwalifikacji. Obserwacja, jak kształtowała się stopa bezrobocia w badanym okresie w tej grupie wiekowej, prowadzi jednak do wniosku, że sytuacja młodzieży wiejskiej na krajowym rynku pracy jest szczególnie trudna. Nawet w warunkach dobrej koniunktury gospodarczej, gdy stopa bezrobocia w skali całego kraju była zdecydowanie niższa niż 10%, wśród młodzieży niezwiązanej z gospodarstwem rolnym sięgała blisko 20%. Szans na pewną poprawę sytuacji można upatrywać w kontynuowaniu nauki i podnoszeniu kwalifikacji, gdyż stopa bezrobocia w tej grupie ludności wiejskiej jest ujemnie skorelowana z poziomem wykształcenia (tab. 3). Trzeba jednak podkreślić, że kluczowe znaczenie dla rozwiązania problemu ma przede wszystkim wspieranie powstawania nowych, pozarolniczych miejsc pracy na obszarach wiejskich.

Brak wykształcenia ogólnego oraz przygotowania zawodowego powoduje beczynność zawodową ludności, a co za tym idzie degradację gospodarczą nie tylko pojedynczych wsi, ale całych regionów. Czynniki te stanowią także główną przyczynę małej mobilności w poszukiwaniu pracy, gdyż osoba bez wykształcenia i bez zawodu nie decyduje się na zmianę miejsca zamieszkania niezbędnego do znalezienia pracy [Michna 1999].

Analiza statystyczna związku pomiędzy płcią, wiekiem i wykształceniem a aktywnością ekonomiczną

Do oceny wpływu takich cech, jak: płeć, wiek i wykształcenie na aktywność ekonomiczną ludności wiejskiej wykorzystano test niezależności chi-kwadrat oraz miary oparte na wartościach statystyki chi-kwadrat. Jako warianty aktywności ekonomicznej przyjęto zatrudnienie, bezrobocie oraz bierność zawodową. Na poziomie istotności $\alpha = 0,05$, w całym badanym okresie, w odniesieniu do wszystkich cech obliczona wartość statystyki chi-kwadrat przekraczała wartość krytyczną. Stanowiło to podstawę do odrzucenia, na korzyść hipotezy alternatywnej, hipotezy zerowej mówiącej o braku zależności pomiędzy badanymi cechami a aktywnością ekonomiczną.

Wartości współczynników opartych na statystyce chi-kwadrat wskazują, że spośród badanych cech najmniejszy wpływ na aktywność ekonomiczną ludności wiejskiej ma płeć (tab. 4). W przypadku pozostałych cech skorygowany współczynnik C Pearsona, który wydaje się być w tym przypadku najbardziej adekwatną miarą, przyjmował wartości wskazujące na występowanie umiarkowanej korelacji. Bliską silnej korelację można zaobserwować pomiędzy wiekiem a aktywnością ekonomiczną w odniesieniu do ludności niezwiązanej z gospodarstwem rolnym. Warto również zwrócić uwagę na wzrost wpływu wykształcenia na aktywność ekonomiczną wśród ludności związanej z gospodarstwem rolnym.

Tabela 3. Aktywność ekonomiczna ludności wiejskiej według wykształcenia i związku z gospodarstwem rolnym w latach 2000-2008^a [%]

Wyszczególnienie	Aktywność ekonomiczna według wykształcenia w latach								
	2000			2004			2008		
	współczynnik aktywności zawodowej	wskaźnik zatrudnienia	stopa bezrobocia	współczynnik aktywności zawodowej	wskaźnik zatrudnienia	stopa bezrobocia	współczynnik aktywności zawodowej	wskaźnik zatrudnienia	stopa bezrobocia
Ludność wiejska związana z gospodarstwem rolnym									
Ogółem	67,8	63,0	7,1	65,7	60,0	8,7	65,9	63,4	3,8
Wyższe	90,4	82,1	9,2	89,8	78,3	12,8	87,9	82,0	6,7
Średnie zawodowe	83,1	76,4	8,1	82,1	72,8	11,4	83,6	80,9	3,4
Średnie ogólne	66,4	57,7	13,8	59,5	51,7	13,1	60,0	55,4	7,6
Zasadnicze zawodowe	85,5	78,5	8,1	84,4	77,6	8,5	83,7	80,5	3,8
Gimnazjalne, podstawowe i niepełne podstawowe	48,1	46,1	4,2	41,5	39,3	5,2	37,3	36,5	2,0
Ludność wiejska niezwiązana z gospodarstwem rolnym									
Ogółem	46,6	35,3	24,2	46,4	33,6	27,5	46,6	42,1	9,6
Wyższe	80,6	76,5	4,6	80,1	75,1	6,1	81,5	78,0	4,5
Średnie zawodowe	73,2	59,4	18,9	68,3	52,8	22,7	66,1	60,3	8,7
Średnie ogólne	46,8	36,5	23,1	47,2	36,1	23,5	45,5	41,2	9,4
Zasadnicze zawodowe	70,2	52,4	25,4	65,7	46,1	29,8	62,6	56,1	10,5
Gimnazjalne, podstawowe i niepełne podstawowe	18,7	11,8	37,2	17,5	9,6	45,5	14,8	12,5	15,9

^a dane dotyczą aktywności ekonomicznej w III kwartale każdego roku.

Źródło: jak w tabeli 1.

Tabela 4. Ocena statystyczna zależności między płcią, wiekiem i wykształceniem a aktywnością ekonomiczną

Wyszczególnienie	Ocena statystyczna zależności w latach								
	płeć			wiek			wykształcenie		
	2000	2004	2008	2000	2004	2008	2000	2004	2008
Ludność wiejska związana z gospodarstwem rolnym									
Współczynnik Czuprowa	0,125	0,135	0,128	0,315	0,336	0,335	0,233	0,263	0,280
Współczynnik Pearso	0,147	0,158	0,151	0,468	0,492	0,491	0,365	0,404	0,426
Skorygowany współczynnik Pearso	0,208	0,223	0,214	0,573	0,602	0,601	0,448	0,495	0,522
Ludność wiejska niezwiązana z gospodarstwem rolnym									
Współczynnik Czuprowa	0,163	0,099	0,162	0,379	0,353	0,362	0,321	0,300	0,299
Współczynnik Pearso	0,191	0,117	0,190	0,537	0,511	0,520	0,475	0,450	0,449
Skorygowany współczynnik Pearso	0,269	0,166	0,268	0,658	0,625	0,637	0,582	0,552	0,550

Źródło: obliczenia własne.

Podsumowanie

Sytuacja ludności wiejskiej na krajowym rynku pracy w ostatnich latach ulegała stopniowej poprawie. Jednak mimo korzystnych tendencji, w dalszym ciągu wskaźniki odzwierciedlające stan rynku pracy, zwłaszcza w odniesieniu do osób niezwiązanych z gospodarstwem rolnym, pozostawały na niezadowalającym poziomie. Zwiększenie poziomu wykształcenia, lepsze dostosowanie posiadanych kwalifikacji do potrzeb pracodawców oraz elastyczność wiejskich zasobów pracy mogą wpływać na wzrost zatrudnienia pozarolniczego pomimo barier dotyczących infrastruktury technicznej i socjalnej występujących na wsi [Wysocki, Kołodziejczak 2007]. Należy jednak zwrócić uwagę, że spowolnienie gospodarcze, które ma miejsce w Polsce w większym stopniu dotknęło rynek pracy na obszarach wiejskich, a korzystne tendencje mogą ulec odwróceniu.

Z punktu widzenia struktury zatrudnienia obszary wiejskie w Polsce, w odróżnieniu od krajów Europy Zachodniej, w dalszym ciągu mają charakter rolniczy. Ich upodobnienie się do najwyższej rozwiniętych krajów Unii Europejskiej wymaga nasycenia zakładami produkcyjnymi, gdyż za utopijne należy uznać założenie, że można rozwinąć obszary wiejskie jedynie działalnością usługową [Michna 2009].

Literatura

- Aktywność ekonomiczna ludności Polski. 2001, 2005, 2009: GUS, Warszawa.
- Frenkel I.** 2008: Przemiany demograficzne i aktywność ekonomiczna ludności wiejskiej w latach 2000-2006. Studia i monografie, nr 2. IRWiR PAN, Warszawa, 40-41.
- Hybel J.** 2003: Ekonomiczne uwarunkowania rozwoju rynku pracy w Polsce w perspektywie integracji z Unią Europejską. Wyd. SGGW, Warszawa, 77-78.
- Michna W.** 1999: Bezrobocie na wsi i możliwości jego ograniczania. Studia i monografie. IERiGŻ, Warszawa, 55.
- Michna W.** 2009: Polityka gospodarcza Polski w pierwszych dekadach XXI wieku. Wyd. Akademii Finansów, Warszawa, 154-156.
- Milewski R.** (red.) 2002: Podstawy ekonomii. Wyd. Nauk. PWN, Warszawa, 533.
- Podolec B., Ulman P., Wałęga A.** 2008: Aktywność ekonomiczna a sytuacja materialna gospodarstw domowych. Wyd. UE w Krakowie, Kraków, 158.
- Starzyńska W.** 2002: Statystyka praktyczna. Wyd. Nauk. PWN, Warszawa, 327-330.
- Wysocki E., Kołodziejczak W.** 2007: Aktywność ekonomiczna ludności wiejskiej w Polsce. Wyd. AR im. Augusta Cieszkowskiego w Krakowie, Kraków, 7-8, 128.

Summary

The article presents the changes in the level of economic activity of rural population in Poland in the years 2000-2008. The main goal of the paper was the determination of how such social and demographic characteristics as age, education and sex influence the economic activity. To estimate this relation the Author used a chi-square test for independence as well as measures as: Chuprov's coefficient, Pearson's contingency coefficient and corrected Pearson's contingency coefficient. It was stated that in the analysed period there was a statistically significant correlation in all cases, simultaneously the most significant correlation was observed between the age and the economic activity of the rural population.

Adres do korespondencji:

dr inż. Piotr Adamczyk
Szkola Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
Katedra Ekonomii i Polityki Gospodarczej
ul. Nowoursynowska 166
02-787 Warszawa
tel. (0 22) 593 40 37
e-mail: piotr_adamczyk@sggw.pl