



*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

*No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.*

Włodzimierz Kołodziejczak,  
Feliks Wysocki

## Wielomianowa analiza logitowa w badaniach aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej

**Streszczenie:** Wielomianowa analiza logitowa może posłużyć do badania aktywności ekonomicznej ludności i rynku pracy. Jej zastosowanie pozwala na dekompozycję zasobów pracy ze względu na wybrane cechy demograficzne i społeczno-ekonomiczne w odniesieniu do możliwości zmiany stanu aktywności ekonomicznej ludności. Celem artykułu jest prezentacja możliwości wykorzystania modeli logitowych do oceny szans (ryzyka) oraz prawdopodobieństw zmiany stanu aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej w zależności od jej wybranych cech demograficzno-społecznych. Posłużono się przykładami przepływów z zatrudnienia do bezrobocia i bierności zawodowej. Opisano metodę badawczą, scharakteryzowano dane źródłowe i przedstawiono interpretację wybranych wyników. Ze względu na konieczność śledzenia zmian stanu aktywności ekonomicznej ludności w czasie, do tworzenia wielomianowych modeli logitowych rynku pracy bardzo dobrze nadają się indywidualne dane surowe BAEL. Granicę możliwości dekompozycji wyznacza wielkość próby, wynikająca ze struktury populacji poddanej badaniu BAEL oraz z długości analizowanego okresu. W praktyce uzyskanie zadowalającego dopasowania modeli wymaga przyjęcia co najmniej kilkuletniego okresu badań (i połączenie ich w spójną bazę) oraz zagregowania pewnych grup ludności (np. wszystkich nierolniczych sekcji PKD lub sąsiadujących ze sobą klas wieku). Ponadto, aby wnioskowanie było poprawne, musi być uzupełnione wiedzą i doświadczeniem badacza oraz uwzględnić szeroki kontekst społeczno-gospodarczy, czyli jakościowe uwarunkowania układu odniesienia.

**Słowa kluczowe:** wielomianowa analiza logitowa, aktywność ekonomiczna ludności, rynek pracy, przepływy na rynku pracy, ludność wiejska

---

Autorzy są pracownikami naukowymi w Katedrze Finansów i Rachunkowości Uniwersytetu Przyrodniczego w Poznaniu, ul. Wojska Polskiego 28, 60-637 Poznań (Włodzimierz Kołodziejczak, e-mail: kolodziejczak@up.poznan.pl; Feliks Wysocki, e-mail: wysocki@up.poznan.pl).

## 1. Wprowadzenie

Badacze rynku pracy dostępnego dla ludności wiejskiej<sup>1</sup> koncentrują się zwykle na analizie wartości wskaźników dotyczących demografii, sytuacji ekonomicznej i zawodowej ludności oraz jej związków z rolnictwem, prowadzonej zwykle w odniesieniu do ogólnej sytuacji gospodarczej i społecznej na wsi. Badania te realizowane są w ujęciu statycznym lub w kontekście zmian dokonujących się w pewnej perspektywie czasowej dla wybranych zbiorowości. Takie podejście dostarcza wielu wartościowych informacji i pozwala na formułowanie wniosków, pomocnych w planowaniu i realizacji polityki gospodarczej. Jednak równocześnie prowadzone w ten sposób analizy narzucają istotne ograniczenia, dotyczące zwłaszcza trudności związanych z określaniem związków przyczynowo-skutkowych w przypadku mniejszych obszarów lub grup ludności. Dla bardziej pełnego wnioskowania pomocne są metody „dynamiczne” oparte na badaniach przepływów ludności między stanami aktywności ekonomicznej, do których zalicza się między innymi wielomianową analizę logitową.

Analiza tradycyjna i metody „dynamiczne” uzupełniają się wzajemnie. Celem artykułu jest prezentacja możliwości wykorzystania modeli logitowych do oceny szans (ryzyka) oraz prawdopodobieństw zmiany stanu aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej w zależności od jej wybranych cech demograficzno-społecznych.

## 2. Obszar badań

Aktywność ekonomiczna jest naturalną cechą ludności, nierozzerwalnie związaną z funkcjonowaniem jednostek ludzkich i gospodarstw domowych. Jest ona w swojej istocie tym samym, czym dla ludzi pierwotnych było polowanie i zbieractwo – sensem aktywności ekonomicznej jest pozyskiwanie przez jednostkę lub gospodarstwo domowe środków do przeżycia i społecznego funkcjonowania (Wysocki, Kołodziejczak 2007). Aktywność ekonomiczna ludności określa zachowanie ludności w wieku 15 i więcej lat w odniesieniu do pozyskiwania źródeł utrzymania – podstawowe kryterium identyfikacji stanowi fakt wykonywania, poszukiwania lub podejmowania pracy lub zaniechania wysiłków w tym kierunku.

<sup>1</sup> Zdaniem autorów obecnie nie jest uzasadnione używanie terminu „wiejski rynek pracy”. O ile jeszcze stosunkowo niedawno można było mówić o rynkach pracy ograniczonych do terenów wsi, to obecnie ze względu na migracje zarobkowe i mobilność (zwłaszcza) młodszej części ludności wiejskiej analiza w kategoriach wyłącznie wsi traci uzasadnienie. Ludność wiejska konkuruje o miejsca pracy z mieszkańcami miast i wyjeżdża do pracy za granicą. Jest zatem częścią większego, krajowego lub wewnątrzwspólnotowego rynku pracy. W skali lokalnej ludność wiejska również nie ogranicza się do poszukiwania i podejmowania pracy na obszarach wiejskich. Mieszkańcy wsi pracują i podejmują działalność gospodarczą w miastach, często dojeżdżając do pracy codziennie kilkadziesiąt kilometrów (zob. Kołodziejczak 2015).

W Polsce za aktywne ekonomicznie uważa się wszystkie osoby w wieku 15 i więcej lat, natomiast jako nieaktywne ekonomicznie określane są osoby młodsze niż 15 lat. W zbiorowości osób aktywnych ekonomicznie wyróżnia się aktywnych zawodowo i biernych zawodowo. Do aktywnych zawodowo zalicza się wszystkich pracujących i bezrobotnych. Do biernych zawodowo zalicza się wszystkie osoby, których nie można zakwalifikować jako pracujące lub bezrobotne. Obowiązujące w Polsce kryteria, na podstawie których poszczególne osoby są klasyfikowane jako pracujące lub bezrobotne, nie są spójne. Istnieją dwa podstawowe sposoby definiowania tych osób:

- 1) według kryteriów przyjętych w prowadzonym przez GUS Badaniu Aktywności Ekonomicznej Ludności – BAEL definiuje się m.in. pojęcia: aktywni ekonomicznie, aktywni zawodowo, pracujący, bezrobotni, bierni zawodowo (GUS 2009).
- 2) według kryteriów stosowanych przez Urzędy Pracy, zapisanych w Ustawie o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy, definiuje się pojęcia związane z pracą i bezrobociem, jednak brak jest definicji aktywności ekonomicznej, zawodowej, pracujących i biernych zawodowo (Dz.U. 2015, poz. 149 z późn. zm.)

W związku z powyższym, w analizie zmian stanu aktywności ekonomicznej ludności nie jest w zasadzie możliwe stosowanie kryteriów ustawowych, natomiast ze względu na obowiązujący aparat pojęciowy oraz konstrukcję i sposób prowadzenia badania BAEL, informacje uzyskane na jego podstawie stanowią cenne źródło danych do obliczeń (Socha, Sztanderska 2002; Kołodziejczak, Wysocki 2015).

Jako kryterium wyodrębnienia wsi jako miejsca badań w warunkach polskich można przyjąć miejsce zameldowania ludności (miejscowości nieposiadające praw miejskich, w odróżnieniu od państw „starej” Unii, gdzie przyjmuje się kryterium gęstości zaludnienia). Natomiast badanie rynku pracy dostępnego dla ludności wiejskiej można prowadzić – poza tradycyjną analizą wskaźników podawanych w statystyce publicznej i samodzielnych badań ankietowych – na podstawie indywidualnych danych BAEL dotyczących przepływów ludności wiejskiej pomiędzy trzema stanami aktywności ekonomicznej (zatrudnieniem, bezrobociem i biernością zawodową). Poznanie wielkości i struktury przepływów umożliwia wnioskowanie o zmianach zachodzących na rynku pracy oraz o ich przyczynach strukturalnych i koniunkturalnych. Należy również pamiętać, że ludność wiejska pomimo niewątpliwie występującego związku z lokalnym rynkiem pracy funkcjonuje jednak na tym samym ogólnokrajowym, a często również międzynarodowym rynku pracy co ludność miejska i często konkuruje z nią o miejsca pracy. Zatem najwłaściwsze wydaje się prowadzenie badań w szerokim kontekście terytorialnym, z uwzględnieniem sytuacji mieszkańców miast (Kołodziejczak 2015).

### 3. Tradycyjne i „dynamiczne” metody badania aktywności ekonomicznej ludności

Wśród tradycyjnych metod badania aktywności ekonomicznej mieszkańców wsi oraz ich sytuacji zawodowej i pozycji na rynku pracy należy wymienić przede wszystkim analizę wartości wskaźników: aktywności zawodowej, zatrudnienia i (stopy) bezrobocia. Takie badania prowadzi się w ujęciu statycznym lub z uwzględnieniem zmian dokonujących się pomiędzy określonymi punktami w czasie (ewentualnie dla szeregów czasowych). Jako źródło danych wykorzystuje się statystykę publiczną lub badania ankietowe. Często badania aktywności ekonomicznej oraz pozycji na rynku pracy są łączone z rozpoznawaniem kształtowania się innych zjawisk, np. z badaniami dochodów, zamożności, rozwoju, efektywności polityki rynku pracy itd. (np. Frenkel, Rosner 2001; Frenkel 2002; Frenkel 2003; Karwat-Woźniak 2009; Sobolewska-Węgrzyn 2012; Frenkel 2013; Karwat-Woźniak, Chmieliński 2013) oraz prowadzone w ujęciu regionalnym (np. Radwan 2008, *Polska wieś w perspektywie* 2013) lub związane z prognozowaniem przyszłego obrazu zjawisk społeczno-ekonomicznych (np. Strzelecki 2010).

Odłączony charakter mają badania „dynamiczne”, czyli prowadzone na podstawie obserwacji przepływów między stanami aktywności ekonomicznej ludności. W tym przypadku prowadzona jest obserwacja zmiany stanów poszczególnych jednostek (osób aktywnych ekonomicznie), a wyniki uogólniane na grupy ludności mającej określone cechy, tak aby uchwycić związek ich charakterystyk ze zmianami stanów aktywności ekonomicznej. Można tutaj wyróżnić przede wszystkim metodę przepływów na rynku pracy *Inflow-Outflow Analysis* (IOA), wielomianową analizę logitową i analizę przeżycia Coxa. Spośród wymienionych metod pierwsza (IOA) została w warunkach polskich zaimplementowana między innymi przez Elżbietę Kryńską (1999), Marka Górę i Mateusza Walewskiego (2002), Mieczysława Sochę i Urszulę Sztanderską (2002), a do badania aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej przez Feliksa Wysockiego i Włodzimierza Kołodziejczaka (2007) oraz Kołodziejczaka i Wysockiego (2015). Wielomianowa analiza logitowa została wykorzystania między innymi przez autorów raportu *Zatrudnienie w Polsce* (2005) oraz przez Kołodziejczaka i Wysockiego (2015). Metodę proporcjonalnego hazardu Coxa do badania rynku pracy zastosowali między innymi Beata Bieszk-Stolorz i Iwona Markowicz (2012) oraz Joanna Tyrowicz (2011)<sup>2</sup>. Wszystkie wymienione metody umożliwiają ocenę szans lub ryzyka zmiany stanu aktywności ekonomicznej poszczególnych jednostek (czyli osób aktywnych ekonomicznie) oraz ich uogólnianie

<sup>2</sup> Zob. także Kupets (2006); Boršič, Kavkler (2009).

na agregaty składające się z osób wyodrębnionych ze względu na wybrane cechy, np. płeć, wiek, wykształcenie, region lub klasę miejscowości zamieszkania.

Dla metody IOA oraz wielomianowej analizy logitowej odpowiednim zbiorem danych są indywidualne wyniki Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL), natomiast dla analizy przeżycia Coxa lepsze są dane rejestrowe urzędów pracy (ze względu na możliwość bardziej precyzyjnego określania długości trwania bezrobocia dla poszczególnych jednostek)<sup>3</sup>. W dalszej części artykułu zaprezentowano założenia metodyczne i przykłady zastosowania wielomianowej analizy logitowej dla badania aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej, na podstawie badania przeprowadzonego przez Kołodziejczaka i Wysockiego (2015).

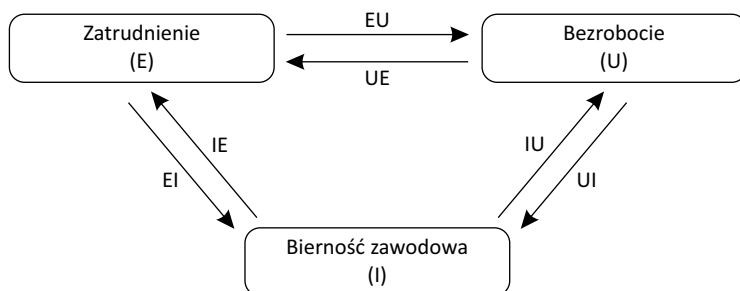
#### 4. Wielomianowa analiza logitowa

Analiza zmian pozycji jednostek na rynku pracy w przeszłości pozwala przewidywać różnicowanie się ich pozycji na tym rynku w przyszłości (czyli możliwości pozostania w określonym stanie lub jego zmiany). Dzięki temu, na podstawie obserwacji zmian stanu aktywności ekonomicznej poszczególnych jednostek o określonych charakterystykach w przeszłości, możliwe jest określenie szansy (lub ryzyka) zmiany stanu aktywności ekonomicznej w przyszłości, dla grup ludności aktywnej ekonomicznie, wyodrębnionych ze względu na wybrane cechy społeczno-ekonomiczne. To z kolei pozwala na lepsze dopasowanie metod i narzędzi polityki rynku pracy, a tym samym na osiągnięcie wyższej skuteczności działań mających na celu zwiększenie zatrudnienia, zmniejszenie bezrobocia i aktywizację osób biernych zawodowo.

Wyróżnić można trzy postawowe stany, w których mogą się znajdować osoby aktywne ekonomicznie: zatrudnienie (E), bezrobocie (U) i bierność zawodowa (I). Stosownie od tego podziału następują przepływy na rynku pracy – osoba zatrudniona może pozostać w tym stanie, przejść do bezrobocia lub ulec dezaktywizacji zawodowej i znaleźć się wśród biernych zawodowo. Analogicznie jest w przypadku osoby bezrobotnej – może pozostać bezrobotna, przejść do grupy pracujących lub ulec dezaktywizacji. Podobnie osoba bierna zawodowo – może pozostać w tym stanie, podjąć pracę lub zostać bezrobotną (rys. 1).

---

<sup>3</sup> Spośród wymienionych metod największe możliwości wnioskowania daje metoda IOA, nieco mniejsze analiza logitowa, natomiast metoda Coxa napotyka ograniczenia wynikające z jej niewielkiej użyteczności dla danych BAEL, spowodowanej trudnościami dotyczącymi precyzyjnego określenia długości trwania bezrobocia. Analiza przeżycia Coxa jest bardzo dobrym narzędziem dla danych rejestrowych urzędów pracy, jednak wyłącza to jej szersze zastosowanie do badania zatrudnienia i bierności zawodowej, gdyż urzędy pracy gromadzą przede wszystkim dane dotyczące bezrobocia.



**Rysunek 1.** Stany aktywności ekonomicznej ludności i przepływy na rynku pracy  
**Figure 1.** State of economic population activity and flows on the labour market

Źródło: Kwiatkowski 2002; Socha, Sztanderska 2002.  
 Source: Kwiatkowski 2002; Socha, Sztanderska 2002.

Wygodnym narzędziem do oszacowania prawdopodobieństw zmiany stanu aktywności ekonomicznej dla poszczególnych wyodrębnionych grup ludności jest wielomianowa analiza logitowa (McFadden 1981; Kołodziejczak, Wysocki 2015). Podstawę do budowy modeli stanowią w tym zakresie dane jednostkowe BAEL, dotyczące przepływów kwartalnych siły roboczej pomiędzy trzema podstawowymi stanami rynku pracy (zatrudnieniem, bezrobociem i biernością zawodową). Ponadto konieczne jest uwzględnienie napływów i odpływów z zewnątrz (spoza zbiorowości aktywnych ekonomicznie) do poszczególnych stanów aktywności ekonomicznej.

Zmienna objaśniana w modelach logitowych ma charakter dyskretny. Zatem, jeżeli występują trzy przepływy, zmienna objaśniana  $y$  przyjmuje trzy wartości:  $y = 0$ , gdy osoba zatrudniona pozostaje zatrudnioną,  $y = 1$ , gdy przechodzi do bezrobocia i  $y = 2$ , gdy ulega dezaktywizacji ( $y = j, j = 0, 1, 2$ ). Wówczas przyjmując, że wektor zmiennych objaśniających jest  $X$ , można dokonać estymacji zbioru parametrów strukturalnych  $\beta(j)$ ,  $j = 0, 1, 2$  odpowiadających każdemu przepływowi (Rizov 2005; Gruszczyński 2010):

$$\Pr(y = j) = \frac{e^{X\beta(j)}}{e^{X\beta(0)} + e^{X\beta(1)} + e^{X\beta(2)}}, \quad j = 0, 1, 2.$$

Aby model był identyfikowalny, należy przyjąć, że  $\beta(0)$  jest zbiorem (wektorem) parametrów równych zero (Gruszczyński 2010). Wtedy pozostałe zbiory parametrów  $\beta(1)$  i  $\beta(2)$  mierzą wpływ zmiennych objaśniających na prawdopodobieństwo wystąpienia odpływu z danego stanu (zatrudnienia, bezrobocia, bierności ekonomicznej) do pozostałych stanów. Przy założeniu  $\beta(0) = 0$  mamy

$$\begin{aligned}\Pr(y=0) &= \frac{1}{1 + e^{X\beta(1)} + 1 + e^{X\beta(2)}}, \\ \Pr(y=1) &= \frac{e^{X\beta(1)}}{1 + e^{X\beta(1)} + 1 + e^{X\beta(2)}}, \\ \Pr(y=2) &= \frac{e^{X\beta(2)}}{1 + e^{X\beta(1)} + 1 + e^{X\beta(2)}}.\end{aligned}$$

W budowanych modelach zmienne objaśniające mogą być mierzone na skali metrycznej (np. staż pracy) i niemetrycznej (np. płeć i wykształcenie, które są zmiennymi kategoryzacyjnymi)<sup>4</sup>. Ocena wpływu zmiennych objaśniających (cech osób aktywnych ekonomicznie) na kształtowanie się przepływów na rynku pracy oparta jest na postaci logitowej modelu określonej wzorem:

$$\ln\left(\frac{\Pr(y = \text{kategoria } j)}{\Pr(y = \text{kategoria bazowa})}\right) = X\beta(j).$$

Dzieląc przez siebie prawdopodobieństwo wyboru  $j$ -tej kategorii zmiennej objaśnianej (pod wpływem zmiennych objaśniających) przez prawdopodobieństwo wyboru kategorii referencyjnej, można te ilorazy zapisać jako:

$$\left(\frac{\Pr(y) = j|X}{\Pr(y) = 0|X}\right) = \exp(X\beta(j)), \quad j = 1, 2.$$

W praktyce wyznacza się względne ilorazy szans (ryzyka) (ang. *relative-risk ratios* – RRR lub *odds ratios* – OR) (Bodea i in. 2009; Hamilton 2013) dla każdego stanu  $j$  ( $j = 1, 2$ ) zmiennej  $y$  (w porównaniu ze stanem bazowym  $j = 0$ ) i zmiennej objaśniającej  $x_k$  w związku z „jednostkową zmianą” jej wartości ( $x_k + \delta$ , dla  $\delta = 1$ ), przy założeniu, że wartości pozostałych zmiennych objaśniających nie ulegają zmianie. W przypadku zmiennych objaśniających kategoryzacyjnych wzrost o „jedną jednostkę” oznacza porównanie wybranej kategorii (zakodowanej jako 1) w stosunku do kategorii bazowej (0). W ten sposób porównanie ilorazów prawdopodobieństw dla  $\delta = 1$  do ilorazów dla  $\delta = 0$  prowadzi do równania (Hamilton 2013):

$$RRR_{jk} \times \frac{\Pr(y = j|x_k)}{\Pr(y = 0|x_k)} = \frac{\Pr(y = j|x_k + 1)}{\Pr(y = 0|x_k + 1)},$$

<sup>4</sup> Zbiór zmiennych objaśniających ( $X$ ) występujących w zbudowanych tutaj modelach przepływów siły roboczej tworzą tylko zmienne mierzone na skali nominalnej (zmienne kategoryzacyjne), które opisują cechy indywidualne osób aktywnych ekonomicznie, takie jak: płeć, stan cywilny, przedziały wieku, wykształcenie, klasa miejscowości zamieszkania, sekcja PKD, główne źródło utrzymania.



gdzie:  $RRR_{jk}$  jest mnożnikiem zwanym względnym ilorazem szans (ryzyka) obliczonym dla  $j$ -tego stanu zmiennej  $y$  i wybranej kategorii (1)  $k$ -tej ( $k = 1, \dots, K$ ) zmiennej objaśniającej.

Przekształcając powyższą zależność, otrzymujemy (Bodea i in. 2009):

$$RRR = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k (x_k + 1) + \dots + \beta_K x_K}}{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \dots + \beta_K x_K}} = e^{\beta_k}.$$

Wynika stąd, że ilorazy szans wyznacza się w prosty sposób, obliczając dla poszczególnych kategorii wartości  $e^{\beta}$ . Liao (1994) i Gruszczyński (2010) wskazują, że jeżeli na przykład  $x_k$  jest zmienną zerojedynkową,  $e^{\beta_k}$  mówi, ile razy wzrasta iloraz szans wartości  $y = j$  dla kategorii „1” zmiennej  $x_k$  w porównaniu z tym samym ilorazem dla kategorii „0” zmiennej  $x_k$ . Iloraz szans dla kategorii referencyjnej przyjmuje więc wartość 1. Natomiast pozostałe ilorazy szans wskazują na wyższe ( $RRR > 1$ ) lub niższe ( $RRR < 1$ ) szanse (ryzyko) wystąpienia przepływu z danego do innego stanu rynku pracy w grupie osób wyróżnionych ze względu na określoną kategorię (1) w stosunku do osób tworzących kategorię referencyjną (0). Tym samym oszacowane parametry strukturalne wielomianowych modeli logitowych umożliwiły wyznaczenie ilorazów szans (ryzyka) zmiany stanu aktywności ekonomicznej badanych osób na rynku pracy oraz obliczenie prawdopodobieństw ich przejścia z poszczególnych stanów do pozostałych lub pozostania w stanie wyjściowym w zależności od ich cech demograficznych i społeczno-ekonomicznych.

## 5. Implementacja wielomianowej analizy logitowej do badania aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej

W prezentowanym przykładzie wielomianowe modele logitowe zostały wykorzystane w analizie wpływu wybranych cech osób aktywnych ekonomicznie (zatrudnionych, bezrobotnych, biernych zawodowo) na zmiany ich sytuacji na rynku pracy, poprzez określenie ilorazów szans (ryzyka) według wybranych cech ludności oraz prawdopodobieństwa zmiany stanu aktywności ekonomicznej według wybranych cech ludności, z zatrudnienia do bezrobocia i bierności zawodowej.

Podstawę do obliczeń stanowiły indywidualne, nieważone, kwartalne dane surowe BAEL z lat 2006–2009 (około 50–56 tys. osób w każdym kwartale), na ich podstawie utworzono panele składające się z osób, które były ankietowane co najmniej w dwóch, następujących bezpośrednio po sobie, kwartałach. Przyjęto następujący schemat budowy paneli: I i II kwartał, II i III kwartał, III i IV kwartał, IV kwartał i I kwartał kolejnego roku (czyli łącznie dla okresu od 2006 do 2009 r. utworzono 15 paneli). Układ utworzonych paneli umożliwił zbadanie przepływów

kwartalnych między stanami aktywności ekonomicznej dla każdej badanej jednostki. Wadą tego podejścia jest jednak, wynikająca z rotacyjnego charakteru badania BAEL, redukcja liczebności próby do około 30% stanu wyjściowego (Kołodziejczak, Wysocki 2015).

Zbudowano modele dla trzech stanów wyjściowych aktywności ekonomicznej ludności: zatrudnienia (E), bezrobocia (U) oraz bierności zawodowej (I) i zakresu czasowego obejmującego lata 2006–2009, w podziale na Polskę ogółem i wieś. W ten sposób oszacowano 12 modeli przepływów osób aktywnych ekonomicznie na rynku pracy, tj. dotyczące przepływów z zatrudnienia (E) do bezrobocia lub bierności zawodowej, dotyczące przepływów z bezrobocia (U) – stanowiące podstawę oceny szansy przejścia z bezrobocia do zatrudnienia lub bierności zawodowej, a także obejmujące przepływy z bierności zawodowej (I), przedstawiające oceny wpływu cech osób biernych zawodowo na szansę podjęcia przez nie zatrudnienia lub stania się bezrobotnymi. Przykłady zaprezentowane w dalszej części artykułu dotyczą czterech modeli dla stanu wyjściowego (E) (tab. 1).

Na podstawie przeglądu literatury przedmiotu oraz analizy dostępnej bazy danych BAEL postawiono hipotezę, że cechami tymi mogą być zmienne demograficzno-społeczne charakteryzujące osoby aktywne ekonomicznie, tj. płeć (PL), stan cywilny (STCYW), wiek (WIEK), wykształcenie (SWYKSZ), klasa miejscowości zamieszkania (KLM), sekcja PKD (PKD), główne źródło utrzymania (ZRU) (tab. 1). Wymienione zmienne objaśniające są mierzone na skali nominalnej. W takim przypadku, dla umożliwienia identyfikacji ocen parametrów modeli odnoszących się do poszczególnych kategorii, konieczne jest wyznaczenie dla każdej zmiennej objaśniającej kategorii referencyjnej (bazowej), która stanowi punkt odniesienia w interpretacji ocen parametrów (ilorazów szans) dla pozostałych kategorii. Przy ich wyborze kierowano się zaleceniem, aby kategorie bazowe charakteryzowały się największą liczebnością lub umożliwiały sensowną interpretację ilorazów szans (Kopczewska i in. 2009).

**Tabela 1.** Definicja zmiennych wykorzystanych w wielomianowych modelach logitowych

**Table 1.** Definition of variables used in multinomial logit models

Zmienne	Definicja
Zmienne objaśniane	
Modele 1	z zatrudnienia do zatrudnienia (brak odpływu)
Przepływy na rynku	( $E \rightarrow E$ ) = 0 (kategoria referencyjna)
pracy z zatrudnienia (E)	( $E \rightarrow U$ ) = 1 z zatrudnienia do bezrobocia (U)
(model prezentowany)	( $E \rightarrow I$ ) = 2 z zatrudnienia do bierności zawodowej (I)

Tabela 1 – cd.

Table 1 – continued

Zmienne	Definicja
Modele 2 Przepływy na rynku pracy z bezrobocia (U)	z bezrobocia do bezrobocia (brak odpływu) ( $U \rightarrow U$ ) = 0 (kategoria referencyjna) ( $U \rightarrow E$ ) = 1 z bezrobocia do zatrudnienia ( $U \rightarrow I$ ) = 2 z bezrobocia do bierności zawodowej
Modele 3 Przepływy na rynku pracy z bierności zawodowej (I)	z bierności do bierności (brak odpływu) ( $I \rightarrow I$ ) = 0 (kategoria referencyjna) ( $I \rightarrow E$ ) = 1 z bierności zawodowej do zatrudnienia ( $I \rightarrow U$ ) = 2 z bierności zawodowej do bezrobocia
<b>Zmienne objaśniające</b>	
Płeć (PL)	mężczyzna = 1 (kategoria referencyjna) kobieta = 2
Stan cywilny (STCYW)	żonaty, zamężna = 1 (kategoria referencyjna) stan wolny = 2
Wiek (WIEK)	15–19 = 1 20–24 = 2 25–34 = 0 (kategoria referencyjna) 35–44 = 3 45–54 = 4 55–64 = 5 65 i więcej = 6
Wykształcenie (SWYKSZ)	wyższe ze stopniem naukowym (co najmniej doktorat) i wyższe = 1 policealne i średnie zawodowe = 2 średnie ogólne = 3 zasadnicze zawodowe = 4 gimnazjum i niższe = 0 (kategoria referencyjna)
Klasa miejscowości (KLM)	100 000 i więcej = 0 (kategoria referencyjna) 10 000–99 999 = 3 1999–9999 = 2 wieś = 1
Sekcja PKD (PKD)	indywidualne gospodarstwa rolne = 2 pozostałe sekcje = 1 (kategoria referencyjna)
Główne źródło utrzymania gospodarstwa domowego (ZRU)	praca najemna lub na rachunek własny poza indywidualnym gospodarstwem rolnym = 0 (kategoria referencyjna) użytkowanie indywidualnego gospodarstwa rolnego = 3 zasilek dla bezrobotnych = 2 emerytura lub renta inwalidzka, inne niezarobkowe źródło utrzymania = 1

Źródło: Kołodziejczak, Wysocki 2015.

Source: Kołodziejczak, Wysocki 2015.

Część spośród kategorii wyodrębnionych w ankietach BAEL wymagała zagregowania ze względu na niewielką liczebność odpowiedzi lub przesłanki merytoryczne, np. zagregowano częściowo klasy miejscowości zamieszkania, aby uzyskać lepszą jakość (dopasowanie) modelu; podobnie w przypadku PKD zagregowano wszystkie pozarolnicze sekcje, aby umożliwić porównanie sytuacji osób związanych z rolnictwem z tymi, które nie są z nim związane. Granicę możliwości dekompozycji wyznacza wielkość próby, wynikająca ze struktury populacji poddanej badaniu BAEL oraz z długości analizowanego okresu. W praktyce uzyskanie zadowalającego dopasowania modeli wymaga przyjęcia co najmniej kilkuletniego okresu badań (i połączenie ich w spójną bazę) oraz zagregowania pewnych grup ludności (np. wszystkich nierolniczych sekcji PKD lub sąsiadujących ze sobą klas wieku).

## 6. Prezentacja i interpretacja wyników – przykłady zastosowań

Wyniki estymacji czterech modeli logitowych (z zatrudnienia do bezrobocia i bierności zawodowej w Polsce ogółem i na wsi) zestawiono w tabelach, zaczynając od zaprezentowania liczebności i struktury próby wykorzystanej do tworzenia modeli. W wierszach tabeli 2 wyodrębniono badane cechy, natomiast w kolumnach zaprezentowano liczebność i strukturę próby, odrębnie dla Polski ogółem i wsi oraz dla każdego ze stanów aktywności ekonomicznej ludności. Łącznie badaniem objęto 231 000 osób dla Polski ogółem, z czego 105 238 stanowili mieszkańcy wsi.

W przypadku zatrudnienia i odpływów z zatrudnienia próba charakteryzowała się większym udziałem mężczyzn (od nieco ponad 8 do niemal 13 punktów procentowych), z kolei biorąc pod uwagę stan bierności zawodowej i odpływy, kobiety stanowiły około 60%. Analiza struktury próby według wieku, wykazuje dominację osób zatrudnionych w grupach wiekowych: 25–34, 35–44 i 45–54 lat, osób bezrobotnych w tych samych grupach, a także w wieku 20–24 lata. Z kolei stan bierności zawodowej (i odpływów) znacznie częściej był obserwowany wśród osób w wieku emerytalnym (65 lat i więcej), przedemerytalnym (55–64 lata), co jest oczywiste oraz wśród ludzi młodych przed ukończeniem okresu edukacji (15–19 lat).

Kolejną charakterystyką badanych jednostek było wykształcenie. Można założyć, że w obydwu okresach wśród zatrudnionych przeważały osoby z wykształceniem zasadniczym zawodowym, policealnym i średnim zawodowym oraz wyższym, natomiast na wsi proporcje były nieco odmienne, ponieważ większe udziały miały osoby z zatrudnieniem gimnazjalnym, podstawowym i niepełnym podstawowym, a mniejsze z wyższym (około 50% mniejsze niż w Polsce ogółem). Struktura bezrobotnych według wykształcenia była zbliżona do struktury zatrudnionych, jednak z wyraźnie mniejszym (o ponad 50%) udziałem osób z wykształceniem wyższym. W wykorzystanej próbie zatrudnieni z wykształceniem

**Tabela 2.** Liczebność i struktura prób wykorzystanych w wielomianowej analizie logitowej rynku pracy dla Polski ogółem i wsi w latach 2006–2009 (panele utworzone na podstawie danych BAEL)

**Table 2.** Size and structure of the samples used in multinomial logit models of the labour market for Poland in total and in rural areas in 2006–2009 (panels set up on the basis of data from the Labour Force Survey)

Cechy demograficzno-społeczne	Zatrudnieni i przepływy z zatrudnienia		Bezrobotni i przepływy z bezrobocia		Bierni zawodowo i przepływy z bierności		Ogółem próby	
	Polska	wieś	Polska	wieś	Polska	wieś	Polska	wieś
Wielkość próby (liczba osób)	106 787	49 788	11 282	4928	11 2931	50 522	231 000	105 238
Struktura próby (%)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
<i>Płeć</i>								
Kobiety	45,9	43,7	51,0	50,7	60,6	59,9	53,3	51,8
Mężczyźni	54,1	56,3	49,0	49,3	39,4	40,1	46,7	48,2
<i>Stan cywilny</i>								
Stan wolny	27,5	26,5	49,2	50,8	50,4	50,6	39,7	39,2
Żonaty, zamężna	72,5	73,5	50,8	49,2	49,6	49,4	60,3	60,8
<i>Wiek</i>								
15–19 lat	1,4	1,9	3,9	4,8	17,8	20,1	9,5	10,8
20–24	8,0	8,5	21,1	24,4	6,9	6,0	8,1	8,1
25–34	24,3	23,2	23,6	24,1	4,8	5,4	14,8	14,7
35–44	26,2	27,1	20,2	21,0	3,9	4,5	15,0	16,0
45–54	28,5	27,3	24,4	21,3	9,9	9,6	19,2	18,5
55–64	10,1	9,8	6,5	4,4	30,9	28,4	20,1	18,5
65 i więcej	1,5	2,2	0,2	0,0	25,8	26,0	13,3	13,5

Tabela 2 – cd.

Table 2 – continued

Cechy demograficzno-społeczne	Zatrudnieni i przepływy z zatrudnienia		Bezrobotni i przepływy z bezrobocia		Bierni zawodowo i przepływy z bierności		Ogółem próby	
	Polska	wieś	Polska	wieś	Polska	wieś	Polska	wieś
<i>Wykształcenie</i>								
Wyższe ze stopniem naukowym (co najmniej doktorat) i wyższe	20,1	10,3	8,9	5,8	5,6	2,1	12,4	6,1
Policealne i średnie zawodowe	28,5	24,9	25,3	22,8	15,7	9,9	22,1	17,6
Średnie ogólne	7,9	5,7	11,1	8,7	10,6	6,1	9,4	6,0
Zasadnicze zawodowe	32,1	40,5	36,8	41,1	19,0	18,2	26,0	29,8
Gimnazjum, podstawowe, niepełne podstawowe i bez wykształcenia	11,4	18,6	17,8	21,6	49,1	63,7	30,2	40,4
<i>Klasa miejscowości</i>								
100 000 i więcej mieszkańców	23,8	x	20,4	x	23,1	x	23,3	x
10 000–99 999	23,7	x	28,0	x	25,5	x	24,8	x
2000–9999	5,9	x	7,8	x	6,7	x	6,4	x
Wieś	46,6	100,0	43,7	100,0	44,7	100,0	45,6	100,0
<i>Sekcja PKD</i>								
Indywidualne gospodarstwa rolne	23,7	39,1	7,5	7,2	8,6	8,6	15,5	22,9
Pozostałe sekcje	76,3	60,9	92,5	92,8	91,4	91,4	84,5	77,1

Tabela 2 – cd.

Table 2 – continued

Cechy demograficzno-społeczne	Zatrudnieni i przepływy z zatrudnienia		Bezrobotni i przepływy z bezrobocia		Bierni zawodowo i przepływy z bierności		Ogółem próby	
	Polska	wieś	Polska	wieś	Polska	wieś	Polska	wieś
<i>Główne źródło utrzymania gospodarstwa domowego</i>								
Praca najemna, praca na rachunek własny poza indywidualnym gospodarstwem rolnym	76,5	61,2	54,1	50,5	37,0	36,1	56,1	48,7
Użytkowanie indywidualnego gospodarstwa rolnego	12,0	24,6	3,4	7,5	5,5	11,8	8,4	17,7
Zasiłek dla bezrobotnych	0,1	0,1	3,0	3,6	0,4	0,5	0,4	0,4
Emerytura lub renta inwalidzka, inne niezarobkowe	11,5	14,1	39,5	38,4	57,0	51,6	35,1	33,2

Źródło: Kołodziejczak, Wysocki 2015.

Source: Kołodziejczak, Wysocki 2015.

wyższym stanowili 20,1% ogółu osób badanych, a bezrobotni odpowiednio 8,9%. W przypadku stanu bierności zawodowej odsetek osób z wykształceniem wyższym był jeszcze mniejszy i wynosił 5,6%, natomiast najwyższy (49,1%) osób z wykształceniem gimnazjalnym, podstawowym i niepełnym podstawowym. Na obszarach wiejskich udział osób biernych zawodowo z najniższym poziomem wykształcenia był jeszcze większy (63,7%).

Podobnie można opisać wszystkie pozostałe cechy uwzględniane w badaniach. Określenie rozkładu próby samo w sobie jest użyteczne do opisu sytuacji poszczególnych grup. Jednak trzeba przestrzec przed zbyt pochopnym wnioskowaniem, np. przeważający udział kobiet wśród biernych zawodowo może zostać łatwo zinterpretowany jako skutek dyskryminacji płciowej przez pracodawców, w sytuacji kiedy równie ważnym czynnikiem może być np. nieuwzględnione w tabeli przeciętne trwanie życia (dłuższe u kobiet).

Na podstawie skonstruowanych modeli przeprowadzono estymację parametrów<sup>5</sup> z wykorzystaniem pakietu statystycznego STATA 12. Oszacowane parametry posłużyły do wyznaczenia ilorazów szans (ryzyka) ( $RRR$ ), które wskazują na wyższe ( $RRR > 1$ ) lub niższe ( $RRR < 1$ ) szanse (ryzyko) zmiany stanu aktywności ekonomicznej danej grupy jednostek badanych, wyodrębnionej ze względu na określoną kategorię demograficzną lub społeczno-ekonomiczną w odniesieniu do kategorii referencyjnej. Przenalizowano w kolejności odrębnie dla ilorazów szans (ryzyka) oraz dla prawdopodobieństw zmiany stanu aktywności ekonomicznej, według wybranych cech ludności. Uzyskane wyniki zestawiono w tabelach 3 i 4, w wierszach umieszczając cechy badanej populacji, natomiast w kolumnach odpowiednio: ilorazy szans (ryzyka) względem grupy referencyjnej (Przykład 1 – tab. 3) lub wartości prawdopodobieństwa zmiany stanu aktywności ekonomicznej ludności (Przykład 2 – tab. 4).

Analiza w warstwie ilościowej opiera się na porównaniu ilorazów szans (ryzyka) w grupach ludności wyodrębnionych ze względu na wybrane cechy demograficzne i ekonomiczno-społeczne do grupy referencyjnej (tab. 3) lub na porównaniu wartości prawdopodobieństwa zmiany stanu aktywności ekonomicznej pomiędzy takimi grupami ludności (tab. 4). W obydwu przypadkach celem porównania jest uchwycenie wpływu cech ludności na jej sytuację zawodową, a więc uzyskanie odpowiedzi na pytanie: na ile przynależność do określonej grupy determinuje szanse (ryzyko) pozostania w zatrudnieniu, przejścia do bezrobocia lub dezaktywizacji zawodowej.

<sup>5</sup> Oceny parametrów omawianych modeli są istotne statystycznie, o czym świadczą wartości  $p = 0,000$  dla testu  $\chi^2$  weryfikującego istotność jednocześnie wszystkich parametrów poszczególnych modeli. Również w większości przypadków pojedyncze oceny parametrów modeli okazały się statystycznie istotne na standardowych poziomach ( $p < 0,1$ ). O dobrym i bardzo dobrym dopasowaniu modeli do danych empirycznych świadczą także zliczeniowe  $R^2$  przyjmujące wysokie wartości, w granicach od 51,5 do 95,0%.



W tabeli 3 (Przykład 1) przedstawiono wyniki estymacji wielomianowych modeli logitowych przepływów na rynku pracy z zatrudnienia do bezrobocia i bierności zawodowej w latach 2006–2009, w podziale na Polskę ogółem i wieś (ze względu na ograniczenia dotyczące objętości i metodyczny charakter artykułu opisano tylko trzy spośród analizowanych cech, wyszczególnionych w tab. 3 i 4, tj. płeć, stan cywilny i wiek osób aktywnych ekonomicznie). Pierwszą analizowaną cechą ludności była płeć. W całym badanym okresie kobiety charakteryzowały się nieco większym niż mężczyźni ryzykiem przejścia z zatrudnienia do bezrobocia i niemal dwukrotnie większym ryzykiem dezaktywizacji zawodowej. Wartości ilorazów ryzyka przejścia z zatrudnienia do bezrobocia obliczone dla kobiet zamieszkujących na wsi były wyższe niż dla kobiet w Polsce ogółem, natomiast w przypadku dezaktywizacji ryzyko wśród kobiet mieszkających poza miastami było porównywalne do Polski ogółem. Ryzyko bierności zawodowej wśród kobiet było prawie dwukrotnie większe niż w przypadku mężczyzn, zarówno w Polsce (o 98%), jak i na wsi (o 96%).

Stan cywilny miał znaczący wpływ na ryzyko utraty pracy i przejścia do bezrobocia. Grupę referencyjną stanowiły w tym przypadku osoby w związkach małżeńskich. Osoby w stanie wolnym charakteryzowały się wyraźnie wyższym ryzykiem, zwłaszcza na wsi. Osoby te są bardziej skłonne do podejmowania ryzyka związanego z poszukiwaniem lepszej pracy, a pracodawcy (zwłaszcza w mniejszych miejscowościach), chętniej zatrudniają osoby pozostające w związkach małżeńskich i mające na utrzymaniu rodzinę. Tacy pracownicy są bardziej lojalni i mniej skłonni do stawiania żądań płacowych. Osoby w związkach małżeńskich były natomiast bardziej podatne na dezaktywizację zawodową (przejście do bierności), co może wynikać przede wszystkim z wyższej średniej wieku populacji takich osób.

W przypadku wieku można zaobserwować znaczące zróżnicowanie wartości ilorazów ryzyka zmiany stanu aktywności ekonomicznej. Grupę referencyjną stanowiły osoby w wieku 25–34 lata. Zgodnie z oczekiwaniami najwyższe wartości ilorazów szans przejścia z zatrudnienia do bezrobocia w odniesieniu do tej grupy występowały wśród osób w wieku 15–19 i 20–24 lata. Są to osoby, które ze względu na brak doświadczenia zawodowego, równocześnie z podejmowaniem pracy kontynuację nauki oraz dążenie do poprawy swej sytuacji zawodowej pracę zmieniają częściej niż osoby starsze. W konsekwencji są mniej wartościowi dla pracodawców, ponieważ dość łatwo ich zastąpić innymi pracownikami. Należą w większości do *outsiders*. Charakterystyczna dla tych grup wiekowych (zwłaszcza dla grupy 15–19 lat) łatwość uczenia, siły witalne i mobilność nie są wystarczającymi atutami, aby skutecznie konkurować o miejsca pracy ze starszymi *insiders*, często związanymi przez wiele lat z jednym pracodawcą i korzystającymi z ochrony prawnej oraz wsparcia organizacji pracowniczych. Oczywiście zdarzają się wyjątki, jednak nie są one na tyle powszechne w skali całej gospodarki, aby oddziaływały znacząco

**Tabela 3.** Estymacja wielomianowych modeli logitowych przepływów na rynku pracy w Polsce ogółem i na wsi: przepływy z zatrudnienia do bezrobocia i bierności zawodowej w latach 2006–2009  
**Table 3.** Estimation of multinomial logit models of flows on the labour market in Poland in total and in rural areas: the flows from employment to unemployment and inactivity in 2006–2009

Zmienne objaśniające	Przepływy z zatrudnienia (E)			
	do bezrobocia (U)		do bierności zawodowej (I)	
	Polska	wieś	Polska	wieś
Płeć (ref. mężczyźni)				
Kobiety	1,123**	1,268***	1,983***	1,959***
Stan cywilny (ref. żonaty, zamężna)				
Stan wolny	1,791***	1,962***	0,875***	0,961*
Wiek (ref. 25–34 lata)				
15–19 lat	1,935***	2,056***	5,024***	4,098***
20–24	1,785***	1,981***	1,979***	1,666***
35–44	0,723***	0,713***	0,588***	0,568***
45–54	0,635***	0,539***	1,041	1,005
55–64	0,494***	0,496***	4,056***	3,807***
65 i więcej	0,032***	0,054	0,049***	0,050***
Wykształcenie (ref. gimnazjum, podstawowe, niepełne podstawowe i bez wykształcenia)				
Wyższe ze stopniem naukowym (co najmniej doktorat) i wyższe	0,240***	0,267***	0,452***	0,570***
Policealne i średnie zawodowe	0,496***	0,583***	0,604***	0,709***

**Tabela 3 – cd.**  
**Table 3 – continued**

Zmienne objaśniające	Przepływy z zatrudnienia (E)			
	do bezrobocia (U)		do bierności zawodowej (I)	
	Polska	wieś	Polska	wieś
Średnie ogólne	0,666***	0,817	0,837***	0,981
Zasadnicze zawodowe	0,812***	0,842	0,803***	0,934
Klasa miejscowości (ref. 100 tys. mieszkańców i więcej)				
10 000–99 999	1,172**	x	1,111**	x
2000–9999	1,022	x	0,969	x
Wieś	0,973	x	0,900**	x
Sekcja PKD (ref. pozostałe sekcje)				
Indywidualne gospodarstwa rolne	0,668***	0,496***	0,720***	0,685***
Główne źródło utrzymania (ref. praca najemna, praca na rachunek własny poza indywidualnym gospodarstwem rolnym)				
Użytkowanie indywidualnego gospodarstwa rolnego	0,271***	0,404***	0,638***	0,628***
Zasiłek dla bezrobotnych	3,705***	2,230	3,162***	2,521***
Emerytura lub renta inwalidzka, inne niezarobkowe źródło utrzymania	1,068	0,731***	1,177***	1,008

**Tabela 3 – cd.**  
**Table 3 – continued**

Zmienne objaśniające	Przepływy z zatrudnienia (E)			
	do bezrobocia (U)		do bierności zawodowej (I)	
	Polska	wieś	Polska	wieś
Liczba obserwacji	106 787	49 788	106 787	49 788
Statystyka testu ilorazu wiarygodności (LR)	3665	1749	3664	1749
Empiryczny poziom istotności modelu	0,000	0,000	0,000	0,000
Zliczeniowy $R^2$ (count $R^2$ ) (%)	94,7	95,0	94,7	95,0

\*\*\* oznacza istotność parametru na poziomie 0,01; \*\* na poziomie 0,05; \* na poziomie 0,1.

Źródło: Kołodziejczak, Wysocki 2015.

Source: Kołodziejczak, Wysocki 2015.

na kształtowanie się ogólnych prawidłowości. Wraz z wiekiem ryzyko przejścia z zatrudnienia do bezrobocia maleje, a w grupie wiekowej 65 i więcej lat przestaje mieć istotne znaczenie w skali gospodarki, co jest związane z ustawową ochroną przed zwolnieniem osób w wieku przedemerytalnym.

Odmienne niż w przypadku ryzyka przejścia z zatrudnienia do bezrobocia osób w różnym wieku kształtowała się sytuacja w zakresie ryzyka przejścia z zatrudnienia do bierności. Przed takim przejściem chroni połączenie doświadczenia zawodowego, charakterystycznego dla osób w wieku od 24 do 54 lat z występującą równocześnie dość wysoką mobilnością i umiejętnością przyswajania nowości oraz siłami witalnymi, które umożliwiają efektywne wykonywanie pracy, a także relatywnie łatwiejsze niż w grupach młodszych i starszych podjęcie pracy po jej czasowej utracie. Wysokie ryzyko dezaktywizacji osób najmłodszych (15–19 lat) należy wiązać z faktem podejmowania lub kontynuacji przez nie nauki, co miało pewne znaczenie również w grupie od 20 do 24 lat. Ryzyko przejścia z zatrudnienia do bierności zawodowej osób najmłodszych (15–19 lat) było w Polsce ogółem 5-krotnie, a na wsi 4-krotnie większe niż osób w wieku 25–34 lata. Wzrost ryzyka dezaktywizacji po 54 roku życia jest naturalny, ponieważ zmniejsza się mobilność, zdolność przyswajania nowości oraz pogarsza się stan zdrowia. W badanym okresie na przyspieszenie procesu dezaktywizacji oddziaływały również renty i emerytury pomostowe, do których można było nabyć prawo po ukończeniu 55. (w przypadku kobiet) lub 60. (w przypadku mężczyzn) roku życia. Stanowiły one alternatywę zwłaszcza dla osób zagrożonych zwolnieniem lub nisko opłacanych za wykonywaną pracę, a także dla „zmęczonych”, pragnących zakończyć pracę zawodową, ze względu na stan zdrowia lub kondycję psychofizyczną<sup>6</sup>. Osoby w wieku 65 lat i więcej najczęściej przebywają na emeryturze i w związku z tym obliczone dla tej grupy osób ilorazy ryzyka są niewielkie, nie przekraczają wartości 0,05.

W tabeli 4 (Przykład 2) zaprezentowano prawdopodobieństwa zmiany stanu aktywności ekonomicznej z zatrudnienia do bezrobocia i bierności zawodowej w Polsce i na wsi w zależności od wybranych cech społeczno-ekonomicznych ludności w latach 2006–2009. O ile analiza ilorazów ryzyka (szans) zmiany stanu aktywności ekonomicznej wyodrębnionych grup ludności pozwala na wnioskowanie o szansach i zagrożeniach dotyczących sytuacji na rynku pracy w związku z cechami tej ludności, to badanie prawdopodobieństw zmiany stanu aktywności ekonomicznej umożliwia analizę związków płynności siły roboczej z jej charakterystyką demograficzną i społeczno-ekonomiczną. Na przykład w przypadku przepływów z zatrudnienia najbardziej prawdopodobne dla wszystkich grup było pozostanie w stanie wyjściowym. Oczywiście nie oznacza to braku zróżnicowania pomiędzy

<sup>6</sup> Por. *Dezaktywizacja 2008; Determinanty dezaktywizacji 2010*.

poszczególnymi grupami ludności. Na przykład prawdopodobieństwo dezaktywizacji zawodowej (przejścia z zatrudnienia do bierności) kobiet było niemal dwukrotnie wyższe niż mężczyzn. W przypadku ryzyka dezaktywizacji, osoby w stanie wolnym charakteryzują się nieznacznie niższym ryzykiem dezaktywizacji (ich w większości młody wiek obniża ryzyko dezaktywizacji, natomiast brak zobowiązań rodzinnych je podnosi), ale równocześnie niemal dwukrotnie większym ryzykiem utraty pracy (przejścia do bezrobocia), co jest związane, podobnie jak poprzednio, z wiekiem i łączoną z nim niestabilnością zatrudnienia oraz z brakiem formalnych zobowiązań rodzinnych, co z kolei zwiększa skłonność do ryzyka i ułatwia podejmowanie decyzji o poszukiwaniu lepszej pracy lub wybieraniu czasu wolnego zamiast większej konsumpcji. Zatem, pomimo relatywnie niewielkiej płynności w przypadku osób zatrudnionych, ich cechy w znacznym stopniu determinowały możliwości zmiany stanu aktywności ekonomicznej. Z punktu widzenia teorii rynku pracy można więc mówić o silnej pozycji *insiders* we wszystkich grupach ludności, ale równocześnie o wyraźnym oddziaływaniu czynników jakościowych (strukturalnych) na prawdopodobieństwo utraty pracy poprzez zmianę stanu aktywności ekonomicznej na „bezrobocie” lub „bierność zawodową”.

Osoby w stanie wolnym charakteryzowały się nieznacznie mniejszym prawdopodobieństwem utrzymania zatrudnienia i nieznacznie większym ryzykiem utraty pracy lub dezaktywizacji niż osoby żonate i zamężne, a na wsi różnice te były mniejsze niż w Polsce ogółem (co można tłumaczyć związkiem ludności wiejskiej z indywidualnymi gospodarstwami rolnymi). Trzeba jednak zaznaczyć, że podział na osoby wolne i żonate/zamężne jest obarczony przeszacowaniem liczby osób w stanie wolnym, ponieważ zalicza się do nich również osoby pozostające w związkach nieformalnych (pomimo że często prowadzą one wspólnie gospodarstwa domowe).

Wiek ludności jest cechą, która w naturalny sposób różnicuje jej sytuację na rynku pracy. W najgorszej sytuacji znalazły się osoby najmłodsze, głównie ze względu na kontynuację nauki, skłonność do podejmowania prac sezonowych i niewielkie doświadczenie zawodowe. Charakteryzują się one najniższym prawdopodobieństwem utrzymania zatrudnienia, najwyższym ryzykiem utraty pracy i większym prawdopodobieństwem przejścia do bierności zawodowej (przy czym oznacza to raczej kontynuację nauki i poszukiwanie swojej ścieżki zawodowej, a nie wykluczenie zawodowe). Wraz z wiekiem zwiększa się wartość pracowników dla pracodawców, a w ślad za tym rośnie prawdopodobieństwo utrzymania zatrudnienia. W grupach od 25 do 54 lat ryzyko utraty pracy jest relatywnie niskie (i niższe na wsi niż w Polsce ogółem), niewielkie jest też ryzyko dezaktywizacji zawodowej. Pracownicy umacniają swoją pozycję *insiders*. Po osiągnięciu 55. roku życia sytuacja zawodowa ulega pogorszeniu, a po 65. roku życia wzrasta

**Tabela 4.** Prawdopodobieństwa zmiany stanu aktywności ekonomicznej z zatrudnienia do bezrobocia i bierności zawodowej w Polsce ogółem i na wsi w zależności od wybranych cech społeczno-ekonomicznych ludności w latach 2006–2009  
**Table 4.** Probabilities of change in the state of economic activity from employment to unemployment and inactivity in Poland in total and in rural areas depending on the selected socio-economic traits of population in 2006–2009

	Przeptywy z zatrudnienia (E) do					
	zatrudnienia (E)			bierności zawodowej (I)		
	bezrobocia (U)					
	Polska	wieś	Polska	wieś	Polska	wieś
<i>Płeć</i>						
Kobiety	94,8	95,4	1,4	0,9	3,9	3,7
Mężczyźni	96,8	97,3	1,2	0,7	2,0	1,9
<i>Stan cywilny</i>						
Stan wolny	95,6	96,2	2,0	1,3	2,5	2,5
Żonaty, zamężna	96,1	96,7	1,1	0,7	2,8	2,6
<i>Wiek</i>						
15–19	86,1	88,4	3,0	2,7	10,9	8,9
20–24	92,4	93,4	2,9	2,7	4,6	3,8
25–34	95,9	96,2	1,7	1,4	2,4	2,4
35–44	97,3	97,6	1,2	1,0	1,4	1,4
45–54	96,4	96,8	1,1	0,8	2,5	2,4
55–64	90,0	90,8	0,8	0,7	9,2	8,5
65 lat i więcej	89,0	89,1	0,1	0,0	10,9	10,9

Tabela 4 – cd.

Table 4 – continued

	Przepływy z zatrudnienia (E) do					
	zatrudnienia (E)		bezrobocia (U)		bierności zawodowej (I)	
	Polska	wieś	Polska	wieś	Polska	wieś
<i>Wykształcenie</i>						
Wyższe ze stopniem naukowym (co najmniej doktorat) i wyższe	97,6	97,9	0,6	0,3	1,8	1,8
Policealne i średnie zawodowe	96,4	97,1	1,1	0,7	2,4	2,2
Średnie ogólne	95,2	96,1	1,5	0,9	3,3	3,0
Zasadnicze zawodowe	95,0	96,2	1,9	1,0	3,2	2,9
Gimnazjum, podstawowe, niepełne podstawowe i bez wykształcenia	93,8	95,8	2,3	1,1	3,9	3,0
<i>Klasa miejscowości</i>						
100 000 i więcej mieszkańców	96,0	x	1,3	x	2,8	x
10 000–99 999 mieszkańców	95,5	x	1,5	x	3,1	x
1999–9999 mieszkańców	96,0	x	1,3	x	2,7	x
Wieś	96,3	x	1,2	x	2,5	x
<i>Sekcja PKD</i>						
Indywidualne gospodarstwa rolne	96,9	97,4	1,0	0,5	2,1	2,1
Pozostałe sekcje	95,7	96,0	1,4	1,0	2,9	3,0



Tabela 4 – cd.

Table 4 – continued

Zmienne objaśniające (cechy demograficzno-społeczne)	Przepływy z zatrudnienia (E) do					
	zatrudnienia (E)		bezrobocia (U)		bierności zawodowej (I)	
	Polska	wieś	Polska	wieś	Polska	wieś
<i>Główne źródło utrzymania</i>						
Praca najemna, praca na rachunek własny (poza indywidualnym gospodarstwem rolnym)	95,7	96,0	1,5	1,1	2,8	2,9
Użytkowanie indywidualnego gospodarstwa rolnego	97,8	97,8	0,4	0,3	1,8	1,8
Zasiłek dla bezrobotnych	86,9	90,8	5,0	2,4	8,1	6,9
Emerytura lub renta inwalidzka, inne niezarobkowe źródło utrzymania	95,1	93,0	1,6	0,8	3,3	2,9

Źródło: Kołodziejczak, Wysocki 2015.

Source: Kołodziejczak, Wysocki 2015.

gwałtownie prawdopodobieństwo dezaktywizacji zawodowej (co jest procesem naturalnym, związanym z osiągnięciem wieku uprawniającego do przejścia na emeryturę).

Powyżej przytoczono wybrane fragmenty analizy ilorazów szans (ryzyka) oraz prawdopodobieństw zmiany stanu aktywności ekonomicznej ludności. Analiza prowadzona jest na podstawie danych liczbowych, na których zostały zbudowane modele logitowe. Należy jednak zastrzec, że interpretacja uzyskanych wyników powinna uwzględniać także zmienne jakościowe, nieuwjęte w modelach. Dlatego często ważniejsza jest obserwacja i interpretacja ogólnych zależności niż dokładnych wartości oszacowanych parametrów. Konieczne jest także przyjęcie szerokiego kontekstu makroekonomicznego, wykorzystanie wiedzy z zakresu socjologii i znajomość uwarunkowań poszczególnych segmentów rynku pracy. Po raz kolejny trzeba również wspomnieć, że badania aktywności ekonomicznej ludności przy użyciu metod ilościowych wymagają silnego osadzenia w teorii ekonomii i postrzegania gospodarki w kategoriach żywego organizmu.

## 7. Podsumowanie

Dzięki wiedzy o przeszłości można wnioskować na temat przyszłości, oczywiście pod warunkiem uwzględnienia kontekstu uwarunkowań egzogenicznych oraz zachowania należytej ostrożności. Wielomianowa analiza logitowa dostarcza informacji o prawdopodobieństwach lub ilorazach szans/ryzyka (w odniesieniu do grup referencyjnych) zmiany stanu aktywności ekonomicznej ludności w zależności od jej cech społeczno-ekonomicznych. W tym zakresie wystarczy sklasyfikowanie ryzyka dla danej grupy ludności jako wysokiego, średniego lub niskiego w odniesieniu do innych grup (zwłaszcza do grupy referencyjnej) oraz w zakresie wartości. Dzięki temu można wyodrębnić grupy problemowe i zaproponować odpowiednie działania, np. aktywizujące ludność na rynku pracy. Jednak taka analiza ilościowa jest jedynie przyczynkiem do dalszej analizy jakościowej.

Rynek pracy jako część gospodarki jest – podobnie jak cała gospodarka – organizmem, a nie mechanizmem. W związku z tym jego mechanistyczne pojmowanie (np. tylko w kategoriach prawdopodobieństw) zwiększa margines błędu, często tak dalece, że wyniki tracą wartość poznawczą. Nie jest możliwe uwzględnienie wszystkich zmiennych jakościowych, a tym bardziej nie jest możliwa ich kwantyfikacja. W tym kontekście aktywność ekonomiczną ludności wiejskiej, podobnie jak jej sytuację na rynku pracy, trzeba uważać za część organizmu gospodarczego, a w konsekwencji wyrzec się mechanistycznego traktowania zaobserwowanych zależności i ostrożnie podchodzić do uzyskiwanych wyników modelowania. Są one bowiem właściwe dla konkretnych warunków, w jakich w przeszłości dokonywały

się zmiany stanów aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej i wobec zmiany tych warunków mogą okazać się częściowo lub nawet całkowicie nieprawdziwe. Konieczne są więc dwa etapy analizy: pierwszy, w którym za pomocą metod ilościowych określa się ilorazy szans/ryzyka lub prawdopodobieństwa zmiany stanu aktywności ekonomicznej, i drugi, o charakterze analizy jakościowej opartej na implementacji elementów teorii ekonomii. Pierwszy etap jest prostszy: wystarczy dobra znajomość stosowanych metod ilościowych i dostęp do danych źródłowych. Etap drugi wymaga od badacza znacznie więcej: uchwycenia, często niemożliwych do jednoznacznej kwantyfikacji, jakościowych zależności makroekonomicznych oraz określenia ich związków z, obliczonymi za pomocą metod ilościowych, charakterystykami wyodrębnionych wcześniej grup ludności. Takie ujęcie wskazuje na ryzyko sformułowania błędnych wniosków, w przypadku zbyt mechanistycznego postrzegania problemu badawczego.

Podsumowując rozważania przedstawione w artykule, można zauważyć, że:

1. Ze względu na przemiany społeczne i gospodarcze, jakie nastąpiły po roku 1989, a zwłaszcza po 2004 r., nie jest zasadne używanie określenia „wiejski rynek pracy”. Ludność wiejska bowiem konkuruje również o miejsca pracy w miastach i za granicą, dojeżdżając codziennie, migrując czasowo lub na stałe.

2. Tradycyjne metody badania aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej i jej sytuacji na rynku pracy są nadal użyteczne, jednak ze względu na właściwe dla nich ograniczenia wymagają uzupełnienia przez zastosowanie metod analizy opartej na dynamicznych przepływach między stanami aktywności ekonomicznej ludności. Analiza tradycyjna i modelowanie statystyczne muszą być uzupełnione wiedzą i doświadczeniem badacza oraz uwzględnić szeroki kontekst społeczno-gospodarczy, czyli jakościowe uwarunkowania układu odniesienia.

3. Wielomianowe modele logitowe (które można zaliczyć do grupy metod analizy opartej na dynamicznych przepływach między stanami aktywności ekonomicznej ludności) są użytecznym narzędziem w tych badaniach, ze względu na możliwość określenia ilorazów szans (ryzyka) i bezwzględnych prawdopodobieństw zmiany stanu aktywności ekonomicznej dla grup ludności wyodrębnionych ze względu na wybrane cechy społeczno-ekonomiczne.

4. Granicę możliwości dekompozycji wyznacza wielkość próby, wynikająca ze struktury populacji poddanej badaniu BAEL oraz z długości analizowanego okresu. W praktyce uzyskanie zadowalającego dopasowania modeli wymaga przyjęcia co najmniej kilkuletniego okresu badań (i połączenie ich w spójną bazę) oraz zregulowania pewnych grup ludności (np. wszystkich nierolniczych sekcji PKD lub sąsiadujących ze sobą klas wieku).

5. Ze względu na konieczność śledzenia zmian stanu aktywności ekonomicznej ludności w czasie, do tworzenia wielomianowych modeli logitowych rynku pracy

bardzo dobrze nadają się indywidualne dane surowe BAEL. Dane te są odpowiednie również dla metody IOA, natomiast ze względu na rotacyjny charakter próby i trudności w dokładnym określeniu momentu zmiany stanu aktywności ekonomicznej do analizy proporcjonalnego hazardu Coxa bardziej pasują dane rejestrowe urzędów pracy.

## Bibliografia

- Bieszk-Stolorz B., Markowicz I. (2012). *Modele regresji Coxa w analizie bezrobocia*. Warszawa: Wydawnictwo CeDeWu.
- Bodea T.D., Garrow L.A., Meyer M.D., Ross C.L. (2009). Socio-demographic and built environment influences on the odds of being overweight or obese: The Atlanta experience. *Transportation Research Part A*, 43, 430–444.
- Boršič D., Kavkler A. (2009). Modeling unemployment duration in Slovenia using Cox regression models. *Transit Stud. Rev.*, 16, 146–156.
- Determinanty dezaktywizacji zawodowej osób po 45 roku życia. Raport z badań* (2010). Olsztyn: Wojewódzki Urząd Pracy w Olsztynie.
- Dezaktywizacja osób w wieku okołoemerytalnym. Raport z badań* (2008). Warszawa: Departament Analiz Ekonomicznych i Prognoz. Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej.
- Frenkel I. (2002). Przemiany ludnościowe w gospodarstwach domowych rolników indywidualnych w latach 1996–2000. *Wieś i Rolnictwo*, 3, 27–60.
- Frenkel I. (2003). *Ludność, zatrudnienie i bezrobocie na wsi. Dekada przemian*. Warszawa: Instytut Rozwoju Wsi i Rolnictwa PAN.
- Frenkel I. (2013). *Zatrudnienie i struktura dochodów w gospodarstwach rolnych w latach 2005–2010*. Warszawa: Instytut Rozwoju Wsi i Rolnictwa PAN.
- Frenkel I., Rosner A. (2001). *Ludność i wiejski rynek pracy w Polsce. Rynki wiejskie: ziemia – kapitał – praca*. Warszawa: Instytut Rozwoju Wsi i Rolnictwa PAN.
- Góra M., Walewski M. (2002). Bezrobocie równowagi w Polsce – wstępna analiza i próba oszacowania. *Polska Gospodarka. Tendencje – oceny – prognozy*, 4 (15), 29–52.
- Gruszczyński M. (red.) (2010). *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*. Warszawa: Wolters Kluwer Polska.
- GUS (2009). *Aktywność ekonomiczna ludności Polski w latach 2003–2007*. Warszawa.
- Hamilton L.C. (2013). *Statistics with STATA version 12*. Belmont: Brooks/Cole, Cengage Learning International Edition.
- Karwat-Woźniak B. (2009). Zatrudnienie w rolnictwie indywidualnym w okresie transformacji i integracji europejskiej. *Journal of Agribusiness and Rural Development*, 3 (13), 73–81.
- Karwat-Woźniak B., Chmieliński P. (2013). Ludność wiejska oraz jej aktywność zawodowa i sytuacja na rynku pracy. W: Kiełkowska M. (red.). *Rynek pracy wobec zmian demograficznych* (s. 64–93). Warszawa: Instytut Obywatelski.
- Kołodziejczak W. (2015). Metoda przepływów na rynku pracy (IOA) i szacowanie bezrobocia równowagi w badaniach aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej. W: Kwiat-

- kowski E., Liberda B. (red.). *Determinanty rozwoju Polski. Rynek pracy i demografia*. (s. 315–329). Warszawa: Polskie Towarzystwo Ekonomiczne.
- Kołodziejczak W., Wysocki F. (2015). *Determinanty aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej w Polsce*. Poznań: Wydawnictwo UP w Poznaniu.
- Kopczewska K., Kopczewski T., Wójcik P. (2009). *Metody ilościowe w R. Aplikacje ekonomiczne i finansowe*. Warszawa: Wydawnictwa Fachowe CeDeWu.
- Kryńska E. (1999). *Propozycje dotyczące wykorzystania analizy polityki gospodarczej, w tym polityki rynku pracy do prognozowania popytu na pracę*. Warszawa: Rządowe Centrum Studiów Strategicznych (Studia i materiały, t. 2).
- Kupets O. (2006). Determinants of unemployment duration in Ukraine. *Journal of Comparative Economics*, 34, 228–247.
- Kwiatkowski E. (2002). Strukturalne determinanty naturalnej stopy bezrobocia. *Bank i Kredyt*, 11–12, 149–155.
- Liao T.F. (1994). *Interpreting probability models. Logit, probit and other generalized linear models*. Sage University Paper 101. Ser.: Quantitative Applications in the Social Sciences. Thousand Oaks, California.
- McFadden D.L. (1981). Econometric models of probabilistic choice. W: Manski C.F., McFadden D. (red.). *Structural analysis of discrete data with econometric applications* (s. 198–272). Cambridge: The MIT Press.
- Polska wieś w perspektywie długookresowej – ujęcie regionalne* (2013). Bański J. (red.). Komisja Obszarów Wiejskich PTG i Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania PAN.
- Radwan A. (2008). Zasoby pracy w rolnictwie polskim (analiza przestrzenno-czasowa). *Roczniki Naukowe Stowarzyszenia Ekonomistów Rolnictwa i Agrobiznesu*, 10 (2), 216–222.
- Rizov M. (2005). Pull and push: individual farming in Hungary. *Food Policy*, 30, 43–62.
- Sobolewska-Węgrzyn B. (2012). Zmiany aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej w latach 2001–2011. *Barometr Regionalny*, 4 (30), 39–52.
- Socha M., Sztanderska U. (2002). *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Strzelecki P. (2010). Projekcja liczby pracujących w rolnictwie indywidualnym w Polsce w latach 2008–2035. *Zeszyty Naukowe Instytutu Statystyki i Demografii SGH*, 6.
- Tyrowicz J. (2011). *Histereza bezrobocia w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego.
- Wysocki F., Kołodziejczak W. (2007). *Aktywność ekonomiczna ludności wiejskiej w Polsce*. Poznań: Wydawnictwo AR.
- Unemployment: Choices for Europe* (1995). London: Centre for Economic Policy Research.
- Ustawa z dnia 20 kwietnia 2004 r. o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy [Dz.U. z 2015 r. poz. 149, z późn. zm.].
- Zatrudnienie w Polsce 2005* (2005). Warszawa: Ministerstwo Gospodarki i Pracy. Departament Analiz i Prognoz Ekonomicznych.

## The Use of Multinomial Logistic Regression in the Analysis of Rural Population's Economic Activity

**Abstract:** Multinomial logistic regression can be used to analyse economic activity of population and labour market. Its application enables to decompose labour resources according to selected demographic and socio-economic traits in relation to the degree of change in the state of economic population activity. The aim of the paper is to present the possibilities of using the logit models to assess the chances (risks) and probabilities of changes in the state of economic population activity depending on its selected socio-demographic traits. The flows from employment to unemployment, and to economic inactivity were discussed. The research method and the data were described. An interpretation of selected research results was also presented. Due to the need to follow changes of the state of economic population activity over time, individual raw data from the Labour Force Survey are relevant to build multinomial logit models of the labour market. The possibility of decomposition is limited by the size of the sample, which results from the structure of population under Labour Force Survey and from the length of the analysed period. In practice, a satisfactory model alignment requires a consideration of an analysis period which is at least several years long (and combining the data into a coherent base) along with an aggregation of certain population groups (e.g. all non-agricultural sections of PKD or contiguous age classes). Moreover, correct inference also requires knowledge and experience of a researcher and it should take account of a broad socio-economic context, i.e. quality conditions of the reference system.

**Key words:** multinomial logistic regression, economic activity of population, labour market, flows on the labour market, rural population

