

Ewa Wasilewska

Katedra Ekonometrii i Statystyki SGGW

Zastosowanie syntetycznych mierników dynamiki struktury w analizie zmian aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej

Wstęp

Przeobrażenia gospodarki polskiej po 1989 roku spowodowały daleko idące zmiany na rynku pracy, w tym w rolnictwie. W stosunkowo krótkim czasie pojawiła się nadwyżka siły roboczej i w konsekwencji tego jawne bezrobocie. Urynkowanie gospodarki spowodowało zmiany sytuacji zawodowej polskiego społeczeństwa. Dotychczas wyodrębniane dwie grupy osób: pracujących i biernych zawodowo, zostały uzupełnione o niebadaną wcześniej zbiorowość – bezrobotnych. W ramach tych trzech grup ludności zachodzą nieustanne zmiany w czasie zarówno wielkości, jak i struktury, przy czym zmiany te przebiegają niejednakowo w poszczególnych grupach. Analiza tych zmian ma znaczenie w kształtowaniu polityki społeczno-gospodarczej, co dotyczy również obszarów wiejskich¹. Powoduje to, że problematyka aktywności ekonomicznej ludności nabrała szczególnego znaczenia i stała się przedmiotem zainteresowań przedstawicieli wielu dyscyplin. Zgodnie z międzynarodowymi standardami, przez aktywność ekonomiczną rozumie się aktywność zawodową lub bierność zawodową². A zatem, w badaniach aktywności ekonomicznej ludności, wśród osób w wieku 15 lat i więcej wyodrębnia się dwie podstawowe grupy: aktywnych (tworzoną przez pracujących i bezrobotnych) oraz biernych zawodowo. Z kolei w kategorii pracujących wydziela się osoby pracujące w pełnym wymiarze godzin pracy oraz niepełnozatrudnionych.

Celem opracowania jest syntetyczne określenie dynamiki struktury aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej. Wyodrębnionymi składnikami tej struk-

¹Szczegółowa analiza danych empirycznych, na podstawie których dokonano analizy struktury aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej z podziałem na ludność rolniczą i bezrolną przedstawiono w opracowaniu Wasilewska E., 2006: Tendencje zmian w strukturze aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej. Zeszyty Naukowe SGGW, Ekonomia i Organizacja Gospodarki Żywnościowej, nr 61, Warszawa.

²Definicja Urzędu Statystycznego Wspólnot Europejskich (EUROSTAT-u).

tury są następujące kategorie osób: osoby pracujące w pełnym wymiarze godzin pracy, osoby niepełnozatrudnione, bezrobotne oraz bierne zawodowo. Do bezrobotnych zalicza się osoby, które nie są pracujące oraz aktywnie poszukują pracy, a ponadto są gotowe podjąć pracę w ciągu dwóch tygodni. Ludność bierną zawodowo stanowią osoby, które nie zostały zaklasyfikowane jako pracujące lub bezrobotne. Ocena zmian struktury badanego zjawiska polega na określeniu intensywności tych zmian w czasie (w kolejnych latach).

W opracowaniu analizowana jest zbiorowość ludności wiejskiej w wieku 15 lat i więcej. W populacji tej wyodrębniono dwie grupy. Jedną stanowi ludność wiejska związana z gospodarstwem rolnym (tzw. ludność rolnicza), drugą natomiast ludność wiejska niezwiązana z gospodarstwem rolnym (ludność bezrolna). Według definicji podanej przez GUS, ludność wiejską związaną z gospodarstwem rolnym stanowią osoby mieszkające na wsi, będące członkami gospodarstwa domowego z użytkowaniem gospodarstwa rolnego lub działki rolnej. Wiejską ludnością bezrolną są mieszkańcy wsi będący członkami gospodarstwa domowego, w którym żadna osoba nie jest użytkownikiem gospodarstwa rolnego lub działki rolnej [Aktywność... 1999–2006]. Odrębnie potraktowano analizę przemian struktury aktywności ekonomicznej w odniesieniu do populacji mieszkańców wsi związanych i niezwiązanych z gospodarstwem rolnym.

Analizę przemian w strukturze aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej w Polsce oparto na danych uzyskanych z reprezentacyjnego Badania Aktywności Ekonomicznej (BAEL). Okres przedstawiony w opracowaniu obejmuje lata 1999–2006, przy czym dane charakteryzujące badane zjawisko pochodzą z pierwszych kwartałów poszczególnych lat.

Całościowe przedstawienie dynamiki struktury badanego zjawiska wymaga nie tylko ilościowego określenia zmian i ich kierunku, ale również oceny intensywności tych zmian w ujęciu dynamicznym. Możliwość taką dają m.in. wskaźniki zmian struktury, zaproponowane przez Linnemana [Linneman 1966, Kukuła 1975]. Punktem wyjścia przy wszelkich analizach strukturalnych jest miara zgodności, pozwalająca określić stopień podobieństwa lub zróżnicowania obiektów. Dzięki odpowiedniemu miernikowi można zaobserwować zmiany struktury w czasie oraz kierunki tych zmian. Możliwa przy tym jest ocena, kiedy zmiany struktury analizowanego zjawiska przybierają na sile, a w jakich są relatywnie mniejsze. Można także stwierdzić, czy stopień natężenia zmian struktury ma charakter stały. Na uwagę zasługuje fakt, iż miary wykorzystane w opracowaniu mają tę zaletę, że charakteryzuje je prostota konstrukcji i łatwość interpretacji.

Metoda badań

Problematyka badań struktury jest od dawna obecna w wielu dziedzinach nauki. Porównania struktur oraz określenie stopnia zmian struktur w czasie znajduje zastosowanie m.in. w naukach ekonomicznych i społecznych. W dosłownym znaczeniu „struktura” oznacza układ i wzajemne relacje elementów stanowiących całość, czyli budowę tejże całości. Porównania struktur można dokonywać zarówno w aspekcie przestrzennym, porównując struktury dwóch lub więcej obiektów, jak i czasowym, gdzie bada się strukturę zjawiska w dwóch lub więcej okresach. Jednakże, mimo swojego znaczenia, pojęcie struktury nie jest jednoznacznie rozumiane, co sprawia, iż problematyka badań w tym zakresie jest podejmowana do dziś [Kukuła 1996, Żwirbła 2006].

Na potrzeby opracowania przyjęto za Stawickim [Stawicki 2004], iż pojęcie struktury może być zdefiniowane dwojako:

1. Struktura liczebności pewnej populacji rozumiana jako wektor, którego składowe oznaczają liczbę jednostek populacji, należących do poszczególnych klas (stanów) utworzonych w wyniku podziału zbiorowości według określonego kryterium. Suma składowych tego wektora daje ogólną liczebność populacji.
2. Struktura udziałów w pewnej populacji rozumiana jako wektor, którego składowe przedstawiają udział liczebności poszczególnych klas (stanów), utworzonych w wyniku podziału zbiorowości według określonego kryterium, w ogólnej liczebności populacji. Suma składowych tego wektora równa się jeden.

Drugiemu pojęciu struktury przedstawionemu powyżej odpowiada tradycyjne rozumienie wektorów struktury. W podejściu tym k składników struktury w okresie t tworzy wektor kolumnowy:

$$U_t = \begin{bmatrix} w_{1t} \\ w_{2t} \\ \vdots \\ w_{kt} \end{bmatrix},$$

gdzie $w_{it} = \frac{n_{it}}{\sum_{i=1}^k n_{it}}$ jest udziałem i -tego składnika struktury w strukturze ogólnym

rozpatrywanej w okresie t , przy czym n_{it} oznacza wielkość i -tego składnika struktury w okresie t .

Zachodzą przy tym relacje: $0 \leq w_{it} \leq 1$ (tj. wszystkie wskaźniki struktury są liczbami z przedziału $\langle 0; 1 \rangle$) oraz $\sum_{i=1}^k w_{it} = 1$ (suma wskaźników struktury w okresie t równa jest 1).

Kompletne dane o składnikach struktury za okres równy n jednostkom czasowym tworzą zatem macierz $\mathbf{W} = [w_{it}]$ o wymiarach $k \times n$:

$$\mathbf{W} = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \cdots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ w_{k1} & w_{k2} & \cdots & w_{kn} \end{bmatrix}$$

W sposób nieformalny można powiedzieć, iż dwa wektory tym bardziej różnią się od siebie, im mniej zbliżone są składowe obu wektorów [Żwirbła 2006]. A zatem im większe różnice w składowych wektorów, tym bardziej różnią się porównywane struktury. Jedną z koncepcji, według której odbywa się pomiar intensywności zmian struktury, jest ta, że jeżeli struktura w dwu porównywanych okresach różni się, wówczas wnioskuje się o zajściu zmian struktury, przy czym im rozbieżność struktur w obu porównywanych okresach jest większa, tym bardziej intensywne były przeobrażenia [Rutkowski 1981].

Oznaczmy przez \mathbf{U}_{t_1} i \mathbf{U}_{t_2} wektory charakteryzujące stan struktury w okresach odpowiednio t_1 i t_2 . Przyjmijmy ponadto, że wektory te tworzą kąt α . Można w prosty sposób określić wartość funkcji sinus (bądź cosinus) kąta α zawartego między tymi wektorami. Za miarę natężenia zmian struktury w czasie przyjmuje się wartość funkcji $\sin \alpha$. Wybór taki ma przejrzystą interpretację: duży kąt rozwarcia α między wektorami \mathbf{U}_{t_1} i \mathbf{U}_{t_2} sygnalizuje znaczne zmiany w strukturze w okresie t_2 w porównaniu ze strukturą w okresie t_1 (wówczas $\sin \alpha$ przyjmuje wartości bliższe 1) i na odwrót: mały kąt rozwarcia α między tymi wektorami świadczy o niewielkich zmianach struktury w porównywanych okresach (wówczas $\sin \alpha$ przyjmuje wartości bliższe 0). W szczególnym przypadku, gdy porównywane struktury są identyczne, wówczas kąt między wektorami struktury wynosi 0° i $\sin \alpha = 0$. Należy zauważyć, że maksymalny kąt, jaki mogą tworzyć dwa wektory struktury wynosi 90° . Tak więc $\sin \alpha \in \langle 0; 1 \rangle$, co odpowiada relacji spełnianej przez składniki struktury: $0 \leq w_{it} \leq 1$. Podkreślić należy, że w przedziale $\langle 0^\circ, 90^\circ \rangle$ funkcja $\sin \alpha$ jest rosnąca, stąd też uzasadniony jest wybór tej właśnie funkcji trygonometrycznej, jako miary natężenia zróżnicowania struktur w czasie.

Miarę natężenia zmian struktury w czasie definiuje się następująco:

$$s_{t_2/t_1} = \sin \alpha = \sqrt{1 - \frac{\left(\sum_{i=1}^k w_{it_1} w_{it_2} \right)^2}{\sum_{i=1}^k w_{it_1}^2 \cdot \sum_{i=1}^k w_{it_2}^2}}$$

Gdy wartość s_{t_2/t_1} jest bliska zeru, wówczas przyjmuje się, że w rozpatrywanych okresach nastąpiły nieznaczne zmiany badanej struktury (tzn. w okresach t_1 i t_2 struktury są zbliżone), natomiast s_{t_2/t_1} bliskie jedności oznacza, że w rozpatrywanych okresach nastąpiły bardzo duże zmiany struktury (tzn. struktura w okresie t_1 znacznie odbiega od struktury w okresie t_2). Należy przy tym podkreślić, że jeżeli chcemy ustalić umowne przedziały, które określałyby małe, średnie lub duże podobieństwo, to należy za końce takich przedziałów przyjąć wartości funkcji sinus odpowiadające podziałowi kąta 90° na trzy równe części. A zatem, gdy $s_{t_2/t_1} \in \left(0; \frac{1}{2}\right)$, to powiemy o małym podobieństwie, gdy $s_{t_2/t_1} \in \left(\frac{1}{2}; \frac{\sqrt{3}}{2}\right)$ – o umiarkowanym, natomiast gdy $s_{t_2/t_1} \in \left(\frac{\sqrt{3}}{2}; 1\right)$ – o dużym podobieństwie porównywanych struktur. Ponadto, jak wiadomo, funkcja sinus nie jest liniowa względem kąta, tak więc należy być ostrożnym przy interpretacji wielkości zmian struktury w ujęciu procentowym. Posługiwanie się pojęciem zmian procentowych należy traktować tylko jako informację przybliżoną i mieć na uwadze fakt, że taka interpretacja powiększa faktyczny stopień zmian.

Jako miarę przeciętnego zróżnicowania wskaźników struktury z okresu t_1 na okres t_2 przyjmuje się:

$$d_{t_2/t_1} = \frac{\sum_{i=1}^k |w_{it_1} - w_{it_2}|}{k}$$

Wartości miary d_{t_2/t_1} mieszczą się w zamkniętym przedziale liczbowym $\left\langle 0, \frac{2}{k} \right\rangle$ i interpretacja tej miary jest następująca: gdy d_{t_2/t_1} przyjmuje wartości bliskie zeru, należy stwierdzić, że przeciętne zróżnicowanie wskaźników struktury z okresu t_1 na okres t_2 było niewielkie, natomiast większe wartości d_{t_2/t_1} (bliższe $\frac{2}{k}$) oznaczają większe przeciętne zróżnicowanie.

Na podstawie rozważań przedstawionych powyżej można wprowadzić jednopodstawowe i łańcuchowe mierniki zmian struktury. Biorąc pod uwagę strukturę w okresie t , można ją porównywać ze strukturą w okresie bazowym, np. pierwszym ($t = 1$), otrzymamy wówczas jednopodstawowe mierniki zmian

struktury. Można również strukturę w okresie t porównywać ze strukturą w okresie poprzednim ($t - 1$), otrzymując mierniki łańcuchowe. Mierniki te wyrażają następujące relacje:

$$s_{t/1} = \sqrt{1 - \frac{\left(\sum_{i=1}^k w_{it} w_{i1}\right)^2}{\sum_{i=1}^k w_{it}^2 \cdot \sum_{i=1}^k w_{i1}^2}}, \quad s_{t/t-1} = \sqrt{1 - \frac{\left(\sum_{i=1}^k w_{it} w_{i,t-1}\right)^2}{\sum_{i=1}^k w_{it}^2 \cdot \sum_{i=1}^k w_{i,t-1}^2}}$$

Pierwszy z nich $s_{t/1}$ (jednostawowy) pokazuje natężenie zmian struktury badanego zjawiska w okresie t w stosunku do okresu początkowego (pierwszego), natomiast drugi $s_{t/t-1}$ obrazuje natężenie tych zmian w okresie t w stosunku do okresu $t - 1$. Interpretacja tych wielkości jest analogiczna jak przy s_{t_2/t_1} . Wartości bliskie zeru świadczą o nieznacznych zmianach struktury w porównywanych okresach i na odwrót.

Miary (jednostawowe i łańcuchowe) przeciętnego zróżnicowania wskaźników struktury w porównywanych okresach można przedstawić następująco:

$$d_{t/1} = \frac{\sum_{i=1}^k |w_{it} - w_{i1}|}{k}, \quad d_{t/t-1} = \frac{\sum_{i=1}^k |w_{it} - w_{i,t-1}|}{k}$$

Jednostawowy $d_{t/1}$ wyraża przeciętne zmiany wskaźników struktury w okresie t w porównaniu z okresem początkowym, natomiast łańcuchowy $d_{t/t-1}$ daje obraz tych zmian w okresie t i okresie $t - 1$. Wartości tych mierników bliskie zeru świadczą o znikomym przeciętnym zróżnicowaniu wskaźników struktury porównywanych okresów.

W celu kompleksowego opisu zmian struktury w czasie można znaleźć średnią wartość łańcuchowych mierników $s_{t/t-1}$ oraz $d_{t/t-1}$. Otrzymujemy w ten sposób mierniki o następującej postaci:

$$\bar{s} = \frac{\sum_{t=2}^n s_{t/t-1}}{n-1} \quad \text{oraz} \quad \bar{d} = \frac{\sum_{t=2}^n d_{t/t-1}}{n-1}$$

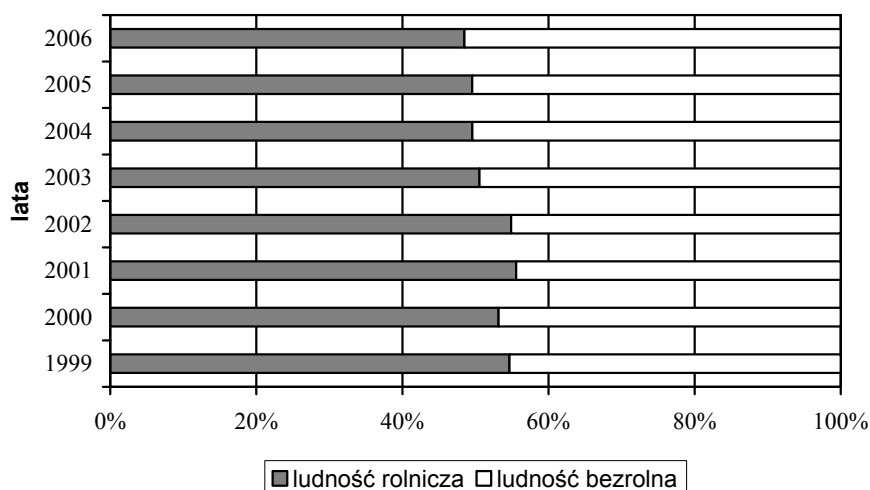
Miara średnia \bar{s} reprezentuje przeciętne natężenie zmian struktury z okresu na okres w całym rozpatrywanym przedziale czasu (czyli złożonym z n okresów), natomiast \bar{d} wskazuje na przeciętne zmiany wskaźników struktury z okresu na

okres w całym rozpatrywanym przedziale czasu. Należy zauważyć, że interpretacja miar \bar{s} i \bar{d} jest analogiczna jak $s_{t/t-1}$ i $d_{t/t-1}$, z tą różnicą, że pierwsze z nich reprezentują przeciętne zmiany struktury w odniesieniu do całego rozpatrywanego okresu, drugie natomiast odnoszą się tylko do dwóch porównywalnych okresów (w tym przypadku dwóch kolejnych okresów).

Wyniki badań

Zbiorowość ludności wiejskiej w 1999 roku liczyła 11,2 mln osób, w tym 54,6% stanowiła ludność związana z gospodarstwem rolnym, 45,4% – ludność bezrolna. W okresie 1999–2006 zaznaczył się stopniowy wzrost liczby osób mieszkających na wsi, przy czym liczba ludności wiejskiej rolniczej (a także jej udział) zmniejszyła się, natomiast ludności bezrolnej (a także jej udział) wzrosła. W 2006 roku na wsi mieszkało 11,8 mln osób, w tym ludności rolniczej 48,5%, ludności bezrolnej 51,5%. Strukturę badanej zbiorowości z podziałem na ludność wiejską rolniczą i bezrolną przedstawia wykres 1.

Na potrzeby oceny intensywności zmian struktury aktywności ekonomicznej obliczono mierniki $s_{t/1}$ i $s_{t/t-1}$ natężenia zmian struktury w wersji jednopodstawowej i łańcuchowej oraz mierniki $d_{t/1}$ i $d_{t/t-1}$ informujące o przeciętnych zmianach wskaźników struktury (jednopodstawowe i łańcuchowe). Obliczono również wartości średnie odpowiednich mierników (\bar{s} i \bar{d}). Miary te, charakteryzujące w syntetyczny sposób dynamikę struktury aktywności ekonomicznej w odniesieniu do ludności rolniczej, przedstawiono w tabeli 1.



Wykres 1

Struktura ludności wiejskiej według powiązania z gospodarstwem rolnym

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 1

Syntetyczne mierniki zmian struktury aktywności ekonomicznej ludności rolniczej

Wyszczególnienie	Lata							
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Ogółem (aktywni i bierni w tys.)	6093	6000	6330	6305	5868	5724	5772	5712
s_{it1} (jednopodstawowy)	0	0,039	0,065	0,084	0,087	0,089	0,097	0,070
s_{it-1} (łańcuchowy)	–	0,039	0,032	0,060	0,007	0,012	0,017	0,035
d_{it1} (jednopodstawowy)	0	0,012	0,018	0,025	0,026	0,025	0,025	0,020
d_{it-1} (łańcuchowy)	–	0,012	0,009	0,017	0,002	0,0035	0,005	0,01
s średnie	0,029							
d średnie	0,008							

Źródło: Opracowanie własne.

Stwierdzono stosunkowo małe zmiany struktury aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej rolnej w badanym okresie zarówno w ujęciu jednopodstawowym, jak i łańcuchowym. Porównując strukturę w 2006 roku do struktury w 1999 roku stwierdza się, że natężenie zmian struktury wyniosło około 7%, natomiast przeciętne zmiany wskaźników struktury wyniosły zaledwie 0,02. Bardziej szczegółową analizę można przeprowadzić opierając się na miernikach łańcuchowych. Obserwuje się niewielkie zmiany wartości z roku na rok zarówno w przypadku łańcuchowych mierników natężenia zmian struktury, jak i mierników przeciętnych zmian wskaźników struktury. Lata 2003–2006 charakteryzowała względna stabilizacja struktury. W tym okresie miernik natężenia zmian struktury zmieniał się w granicach od 0,007 (w 2003 r.) do 0,035 (w 2006 r.) systematycznie wzrastając, natomiast miernik przeciętnych zmian wskaźników struktury wzrastał od 0,002 (w 2003 r.) do zaledwie 0,01 (w 2006 r.). Stwierdzić należy, że największe zmiany struktury w stosunku do roku poprzedniego, zarówno co do natężenia, jak i przeciętnych zmian wartości wskaźników struktury, wystąpiły w 2002 roku (natężenie 0,06, przeciętne zmiany 0,017), natomiast najmniejsze w 2003 roku. Różnica w tym zakresie nie była jednak znacząca, co odzwierciedla stabilność zjawiska w ujęciu dynamicznym.

Miary charakteryzujące średnioroczne zmiany struktury w całym badanym okresie \bar{s} (s średnie) i \bar{d} (d średnie) potwierdzają niewielki zakres przeobrażeń struktury aktywności ekonomicznej ludności rolniczej w ujęciu dynamicznym. Przeciętne roczne natężenie zmian struktury było nieznaczne i wynosiło 0,029, natomiast współczynniki struktury w badanym okresie zmieniały się średnio z roku na rok zaledwie o 0,008.

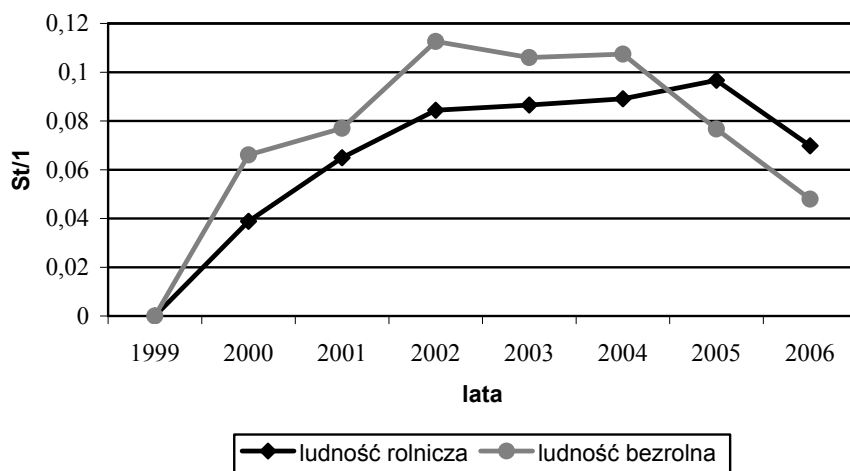
W tabeli 2 podano syntetyczne miary dynamiki struktury aktywności ekonomicznej ludności bezrolnej. Obliczone wielkości wskazują, że w przypadku ludności bezrolnej wystąpiły w badanym okresie, podobnie jak dla ludności rolnej, stosunkowo małe zmiany struktury aktywności ekonomicznej. Nieco większe wartości przyjmował jednopodstawowy wskaźnik zmian natężenia struktury, zmieniając się w zakresie od 0,048 (w 2006 r.) do 0,113 (w 2002 r.). A zatem w 2002 roku struktura aktywności ekonomicznej zmieniła się o około 11,3% w stosunku do 1999 roku.

Tabela 2
Syntetyczne mierniki zmian struktury aktywności ekonomicznej ludności bezrolnej

Wyszczególnienie	Lata							
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Ogółem (aktywni i bierni w tys.)	5058	5285	5062	5183	5741	5822	5878	6068
$S_{t/1}$ (jednopodstawowy)	0	0,066	0,077	0,113	0,106	0,107	0,077	0,048
$S_{t/t-1}$ (łańcuchowy)	–	0,066	0,013	0,037	0,022	0,018	0,033	0,033
$d_{t/1}$ (jednopodstawowy)	0	0,016	0,019	0,029	0,026	0,029	0,020	0,013
$d_{t/t-1}$ (łańcuchowy)	–	0,016	0,004	0,010	0,006	0,005	0,010	0,010
s średnie				0,032				
d średnie				0,009				

Źródło: Opracowanie własne.

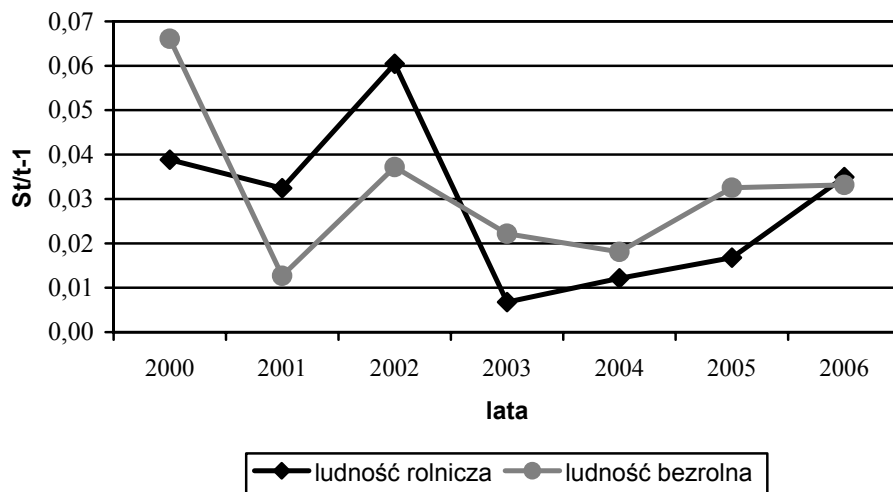
Porównując strukturę w 2006 roku do struktury w 1999 roku można stwierdzić, że przeciętne zmiany wskaźników struktury wyniosły 0,013, natomiast natężenie tych zmian kształtowało się na poziomie około 4,8%. Analizując łańcuchowe mierniki natężenia zmian struktury i łańcuchowe mierniki przeciętnych zmian wskaźników struktury stwierdzono stosunkowo niewielkie i równomierne (z wyjątkiem 2000 r.) zmiany ich wartości w kolejnych latach. Największe zmiany zarówno co do natężenia, jak i przeciętnych zmian wartości wskaźników struktury wystąpiły w 2000 roku (natężenie 6,6%, przeciętne zmiany 0,016), natomiast najmniejsze w 2001 roku (natężenie 1,3%, przeciętne zmiany 0,004). Można zatem stwierdzić, że w okresie 2001–2006 struktura aktywności ekonomicznej ludności bezrolnej mieszkającej na wsi była stosunkowo stabilna (wykresy 2–5).



Wykres 2

Jednopoziomowe mierniki natężenia zmian struktury ($s_{t/1}$) aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej

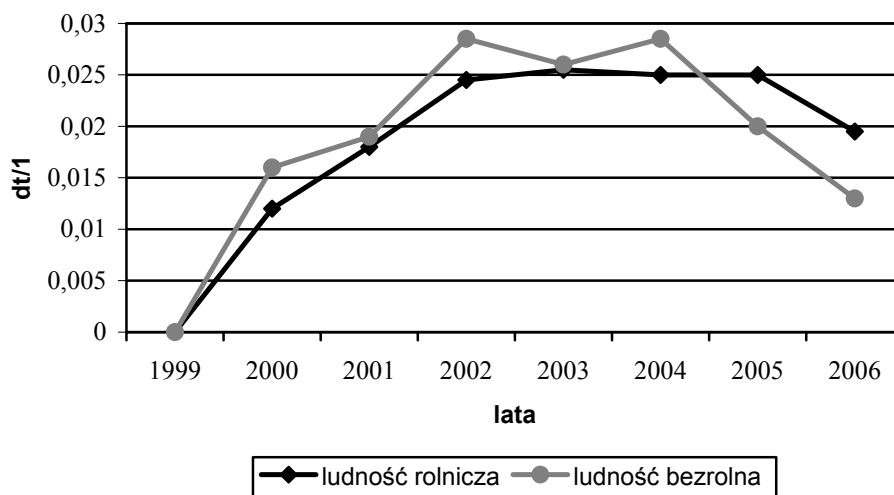
Źródło: Opracowanie własne.



Wykres 3

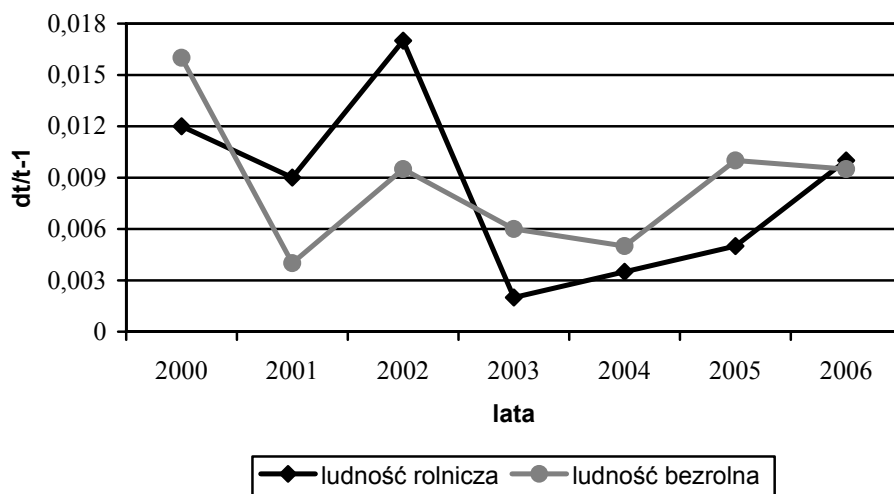
Łańcuchowe mierniki natężenia zmian struktury ($s_{t/t-1}$) aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej

Źródło: Opracowanie własne.

**Wykres 4**

Jednopoziomowe mierniki przeciętnych zmian wskaźników struktury ($d_{t/1}$) aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej

Źródło: Opracowanie własne.

**Wykres 5**

Łańcuchowe mierniki przeciętnych zmian wskaźników struktury ($d_{t/t-1}$) aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej

Źródło: Opracowanie własne.

Miary średnioroczne zmian struktury \bar{s} i \bar{d} (s średnie i d średnie) w przypadku ludności bezrolnej przyjmują wartości zbliżone, aczkolwiek nieco wyższe niż odpowiadające im mierniki dla ludności rolniczej. Przeciętne roczne natężenie zmian struktury wynosiło 0,032, natomiast przeciętna roczna zmiana wskaźników struktury w całym badanym okresie była równa 0,009. Wartości te potwierdzają niewielki zakres zmian struktury analizowanego zjawiska w ujęciu dynamicznym i są nieznacznie większe niż w przypadku ludności rolniczej.

Wnioski

W opracowaniu przedstawiono syntetyczną analizę dynamiki struktury aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej, z podziałem na ludność wiejską związaną z gospodarstwem rolnym (ludność rolną) i ludność bezrolną. Na podstawie przeprowadzonych badań sformułowano następujące wnioski:

1. W badanym okresie wystąpiły niewielkie, a zarazem dość równomierne zmiany struktury aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej. Bardziej znaczące zmiany struktury aktywności ekonomicznej, zarówno ludności wiejskiej rolniczej, jak i bezrolnej, wystąpiły jedynie w latach 2000 i 2002. Okres 2003–2006 charakteryzował się względną stabilnością struktury. Przeciętne zmiany struktury aktywności ekonomicznej na przestrzeni całego rozpatrywanego okresu są nieznacznie większe w przypadku ludności bezrolnej. Świadczy to o ugruntowanej stabilności badanego zjawiska w ujęciu dynamicznym.
2. Nieznacznie większe zmiany struktury ludności bezrolnej wynikają z większej mobilności tej grupy osób z powodu braku ziemi i mniejszego przywiązania do miejsca zamieszkania. Z kolei ludność rolnicza charakteryzuje się przywiązaniem do ziemi, ewentualne zmiany w tym zakresie wymagają dłuższego czasu. Wiązą się one na ogół z koniecznością przemiany struktury agrarnej gospodarstw i zmiany pokoleniowej wśród właścicieli gospodarstw rolniczych. Przemiany te wymagają ponadto wsparcia państwa poprzez odpowiednie kształtowanie polityki rolnej w tym zakresie.
3. Zastosowane w badaniach mierniki syntetyczne charakteryzuje duże podobieństwo kształtowania się ich wartości w czasie. Istotną zaletą prezentowanych mierników jest prostota konstrukcji i jasna interpretacja. Wykorzystanie syntetycznych miar dynamiki struktury jest uzupełnieniem tradycyjnej analizy współczynników struktury, która umożliwia jedynie obserwację zmian struktury oraz kierunku tych zmian. W całościowej ocenie zmian struktury badanego zjawiska szczególne znaczenie mają syntetyczne mier-

niki łańcuchowe, charakteryzujące coroczne zmiany struktury. Szczegółowa analiza ciągów tych mierników pozwala stwierdzić stabilizację struktury w czasie lub wskazać momenty gwałtownych zmian i przyczynić się w ten sposób do poznania pewnych przełomowych okresów, mających znaczenie w badaniach rozwoju analizowanych zjawisk ekonomicznych i społecznych. Mierniki jednopodstawowe nie zawsze oddają właściwy charakter zmian struktury, gdyż dają informację jedynie o zmianach struktury w danym okresie w stosunku do okresu bazowego, nie informując o przebiegu zmian w międzyokresie.

Literatura

- Aktywność ekonomiczna ludności Polski I kwartał lat 1999–2006. GUS. Warszawa.
- KUKUŁA K., 1975: Propozycja w zakresie pewnych miar dynamiki struktury. *Przegląd Statystyczny*, z. 3.
- KUKUŁA K., 1984: Jeszcze o miarach odległości struktur udziałowych. *Przegląd Statystyczny*, z. 9.
- KUKUŁA K., 1986: Przegląd wybranych miar zgodności struktur. *Przegląd Statystyczny*, z. 4.
- KUKUŁA K., 1996: *Statystyczne metody analizy struktur ekonomicznych*. Wydawnictwo Edukacyjne. Kraków.
- LINNEMANN H., 1966: *An Econometric Study of International Trade Floks*. North Holland Publ. Co. Amsterdam.
- RUTKOWSKI J., 1981: Podobieństwo struktur i zmiany strukturalne – zagadnienia kwantyfikacji. *Wiadomości Statystyczne*, nr 8.
- SOCHA M., SZTANDERSKA U., 2000: *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*. PWN, Warszawa.
- STAWICKI J., 2004: *Wykorzystanie łańcuchów Markowa w analizie rynku kapitałowego*. Wydawnictwo UMK, Toruń.
- SZUMAN A., 1999: Przeobrażenia struktury społeczno-zawodowej ludności Polski w XX wieku. *Ruch Prawniczy Ekonomiczny i Socjologiczny*, z. 3–4.
- SZUMAN A., 2004: *Przeobrażenia w strukturze zatrudnienia kobiet w Polsce w latach 1992–2001*, [w:] *Prace Statystyczne i Demograficzne*. Wydawnictwo AE, Poznań.
- WALESIAK M., 1983: Propozycja rodziny miar odległości struktur udziałowych. *Wiadomości Statystyczne*, nr 10.
- WASILEWSKA E., 2006: Tendencje zmian w strukturze aktywności ekonomicznej ludności wiejskiej. *Zeszyty Naukowe SGGW, Ekonomika i Organizacja Gospodarki Żywnościowej*, nr 61, Warszawa.
- WITKOWSKI M., 1991: Propozycja badania tendencji zmian w strukturze kosztów przedsiębiorstwa handlu detalicznego. *Zeszyty Naukowe* nr 176, Wydawnictwo AE. Poznań.
- ŻWIRBLA A., 2006: Próba konstrukcji mierników struktury oraz zmian strukturalnych. *Wiadomości Statystyczne*, nr 10.

The Use of Synthetic Measures of Structure Dynamism in the Analysis of Economic Activity Changes of Rural Population

Abstract

In the paper the synthetic analysis of changes in the economic activity structure was presented with classification into agricultural rural population and landless rural population. The measures of structure changes intensity and measures of average structure changes in the depiction of fixed base index and chain index were used. The use of synthetic measures of the structure dynamism is an essential supplementation of the traditional methodology in the scope of structure analysis.

Not large changes in the structure of economic activity of agricultural and landless people were stated, what reflects stability in this scope, while insignificantly larger changes were observed in the group of landless population. The tendency resulting from higher mobility of that group of people because of land and lower attachment to the place of living was stated. Agricultural people were characterised by higher attachment to the place of living, so possible changes needs more time.