

Michał B. Pietrzak, Damian Walczak

Uniwersytet im. Mikołaja Kopernika w Toruniu

ANALIZA STRUKTURY AGRARNEJ ORAZ OCENA FUNKCJONOWANIA RENT STRUKTURALNYCH W POLSCE

ANALYSIS OF AGRARIAN STRUCTURE AND ASSESSMENT OF FUNCTIONING OF STRUCTURAL PENSIONS IN POLAND

Słowa kluczowe: struktura agrarna, renty strukturalne, koncentracja Lorenza

Key words: agrarian structure, structural pensions, Lorentz concentration

Synopsis. Celem artykułu jest rozpatrzenie rent strukturalnych w Polsce w aspekcie zmian struktury agrarnej. W artykule zawarto analizę statystyczną struktury agrarnej w Polsce. Struktura ta zostanie opisana za pomocą statystycznych miar przestrzennych. Przedstawiono również wpływ stosowania rent strukturalnych na poprawę struktury agrarnej, a także wyciągnięto wnioski za okres 2004-2006.

Wstęp

Istotnym elementem racjonalnego gospodarowania jest wielkość posiadanego gospodarstwa rolnego. Gospodarstwa o małej powierzchni nie są w stanie wygenerować odpowiedniego poziomu dochodu, aby sprawnie funkcjonować. Rozdrobnienie rolnictwa oznacza brak możliwości postępu i zwiększenie jednostkowych kosztów produkcji [Woś, Zegar 1992]. W tym celu państwo, w ramach szeroko rozumianej polityki rolnej, dąży do zmian w zakresie struktury obszarowej gospodarstw rolnych, wspierając wszelkie inicjatywy mogące je przyspieszyć [Kozuch 1997].

Celem artykułu jest rozpatrzenie funkcjonowania rent strukturalnych i ocena ich wpływu na poprawę struktury agrarnej.

Struktura agrarna w Polsce

Pojęcie struktura agrarna można zdefiniować na wiele sposobów, pod tym pojęciem można rozumieć, zarówno całość stosunków wiejskich, jak i wyłącznie „rozkład gospodarstw chłopskich według ich obszaru”. Autorzy ze względu na przedmiot badania skoncentrują się na przedstawieniu wielkości (obszaru) gospodarstw rolnych, będących w posiadaniu rolników [Bukryba-Rylska 2008, Woś 1998].

Za ustawą z dnia 15 listopada 1984 r. *o podatku rolnym* [Dz.U. 2006, nr 136, poz. 969 z późn. zm.] za gospodarstwo rolne w artykule przyjęto obszar gruntów¹, o łącznej powierzchni przekraczającej 1 ha lub 1 ha przeliczeniowy, stanowiących własność lub znajdujących się w posiadaniu osoby fizycznej, osoby prawnej albo jednostki organizacyjnej, w tym spółki nieposiadającej osobowości prawnej [Etel i in. 2008].

Strukturę agrarną w Polsce przedstawiono za pomocą współczynnika koncentracji powierzchni gospodarstw rolnych. Ze względu na duże zróżnicowanie przestrzenne wielkości i liczby gospodarstw rolnych w Polsce obliczenie współczynnika koncentracji dla całej Polski mogłoby zafałszować obraz. Autorzy skoncentrowali się na przedstawieniu struktury agrarnej na poziomie powiatów w 2002 roku².

¹ Grunty sklasyfikowane w ewidencji gruntów i budynków jako użytki rolne lub jako grunty zadrzewione i zakrzewione na użytkach rolnych, z wyjątkiem gruntów zajętych na prowadzenie działalności gospodarczej innej niż działalność rolnicza, Definicja użytków rolnych, grunty zabudowane, grunty zakrzewione i zadrzewione znajduje się tylko w Rozporządzeniu Ministra Rozwoju Regionalnego i Budownictwa z dnia 29 marca 2001 r. w sprawie ewidencji gruntów i budynków [Dz.U. 2001, nr 38, poz. 454].

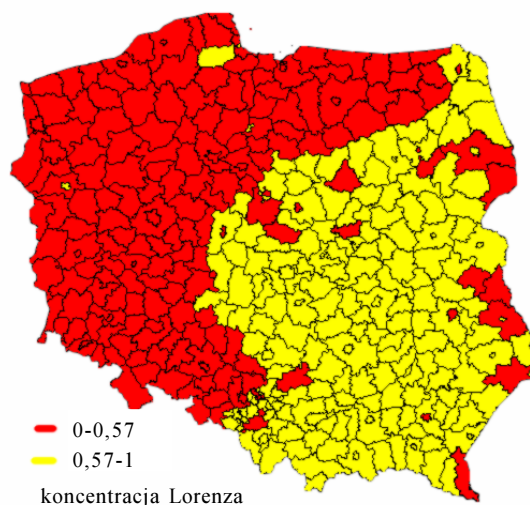
² Policzenie koncentracji powierzchni użytków rolnych na poziomie powiatów możliwe było tylko na podstawie udostępnianych danych z Powszechnego Spisu Rolnego w 2002 r. Wszystkie dane zaczerpnięto ze strony www.stat.gov.pl.

Celem artykułu było ustalenie wpływu rent strukturalnych na polepszenie struktury agrarnej w Polsce. Przedstawienie danych na dwa lata przed akcesją do Unii i uruchomieniem pierwszych rent strukturalnych pozwoli przedstawić sytuację w strukturze agrarnej, którą wspomniane świadczenia miały zmienić. W celu rozpatrzenia struktury agrarnej w Polsce, obliczono koncentrację Lorenza powierzchni użytkowej³. Uzyskane wartości koncentracji podzielono wstępnie na dwie grupy względem mediany⁴, co przedstawiono na rysunku 1. Analiza tych zależności pozwala wyodrębnić dwa regiony. Region wschodni, bez województwa warmińsko-mazurskiego, charakteryzujący się niską koncentracją powierzchni użytkowej oraz region zachodni wraz z tym województwem, w którym występuje wysoka koncentracja powierzchni użytkowej. Wskazany podział świadczy o istotnej różnicy w strukturze agrarnej obydwu regionów.

Następnie na podstawie metody progowej [Młodak 2006] podzielono powiaty na cztery grupy, gdzie wykorzystano miary pozycyjne i ustalono progi na poziomie mediany oraz mediany powiększonej i pomniejszonej o odchylenie ćwiartkowe⁵.

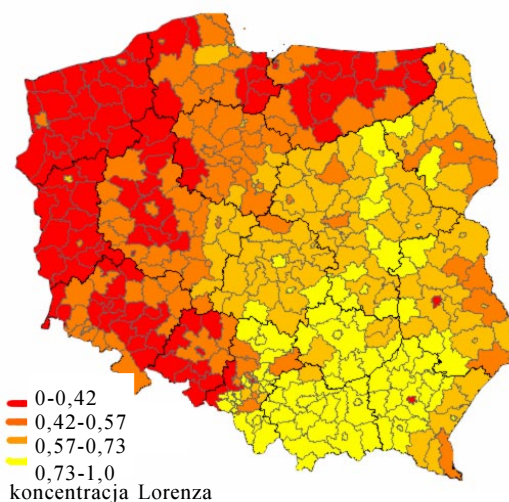
Analizując wartości koncentracji powierzchni użytków rolnych przedstawionych na rysunku 2, można wyróżnić cztery jednolite obszary. Obszary te, wyznaczone wyłącznie na podstawie koncentracji użytków rolnych, pokrywają się z podziałem terytorium kraju na cztery jednostki administracyjno-statystyczne dokonany przed przystąpieniem Polski do Unii Europejskiej. Podziału dokonano celem odpowiedniej prezentacji wyników statystycznych polskiego rolnictwa. Wyodrębniając regiony skorzystano z 9 parametrów istotnych przy prowadzeniu działalności rolniczej [Goraj, Skarżyńska, Ziętek 2005]⁶:

- wartość Produktu Krajowego Brutto na mieszkańca w 2001 roku,
- udział rolnictwa w tworzeniu PKB w 2001 roku,



Rysunek 1. Podział powiatów ze względu na powierzchnię gospodarstw rolnych

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 2. Podział powiatów ze względu na powierzchnię gospodarstw rolnych metodą progową

Źródło: opracowanie własne.

³ Wybrano następujące grupy obszarowe (1-5 ha), (5-10 ha), (10-20 ha), (20-50 ha) oraz (50 ha i więcej).

⁴ Pierwszą grupę tworzyły powiaty posiadające wartości koncentracji poniżej wyznaczonej mediany na poziomie 0,57, a drugą powiaty posiadające większe wartości koncentracji.

⁵ Kolejne grupy porządku stanowiły gminy, dla których wartość miernika spełniały nierówności: grupa 1 dla $x(i) \geq Me + O$, grupa 2 dla $Me \geq x(i) < Me + O$, grupa 3 dla $Me - O \geq x(i) < Me$, grupa 4 dla $x(i) < Me - O$.

⁶ Czynniki te warunkują wielkość nadwyżki bezpośredniej w poszczególnych regionach.

- udział trwałych użytków zielonych (TUZ) w użytkach rolnych (UR) w 2001 roku,
- średni plon zbóż z lat 1999-2001,
- zużycie NPK na 1 ha UR w 2001 roku,
- średnia roczna produkcja mleka od 1 krowy z lat 1999-2001,
- średnia powierzchnia UR indywidualnego gospodarstwa rolnego w 1996 roku,
- średnia liczba krów dojnych w indywidualnych gospodarstwach rolnych w latach 1999-2001 (stany na koniec roku),
- średnia liczba trzody ogółem w indywidualnych gospodarstwach rolnych w latach 1999-2001 (stany na koniec roku).

Zgodnie z powyższym wyróżniono 4 regiony (podział wraz z oficjalnymi nazwami zaprezentowano również w aneksie do Traktatu o przystąpieniu Rzeczypospolitej Polskiej do Unii Europejskiej):

1. Pomorze i Mazury – obejmuje województwa: lubuskie, pomorskie, warmińsko-mazurskie i zachodniopomorskie.
2. Wielkopolska i Śląsk – obejmuje województwa: dolnośląskie, kujawsko-pomorskie, opolskie i wielkopolskie.
3. Mazowsze i Podlasie – obejmuje województwa: lubelskie, łódzkie, mazowieckie i podlaskie.
4. Małopolska i Pogórze – obejmuje województwa: małopolskie, podkarpackie, śląskie i świętokrzyskie.

Zbieżność obszarów na rysunku 2 z wyróżnionymi czterema regionami nie jest przypadkowa. Fakt ten podkreśla istotę prawidłowej struktury agrarnej w rozwoju rolnictwa. Stawiając problem rozwoju rolnictwa w Polsce, można wyciągnąć wniosek, że wadliwa struktura agrarna staje się silną destymulantą właściwych przemian w rolnictwie. Analiza danych na rysunku 2 wykazuje duże dysproporcje w strukturze agrarnej regionów, co potwierdza się również w dużej dysproporcji kluczowych zmiennych działalności rolniczej. Oznacza to, że polityka rolna powinna być zróżnicowana w zależności od makroregionu.

Miary zależności przestrzennych w strukturze agrarnej

Analiza danych na rysunku 1 i 2 wskazuje na możliwość wyróżnienia obszarów z wysoką i niską koncentracją. Oznaczać to może istnienie własności dodatniej autokorelacji przestrzennej dla zjawiska koncentracji użytków rolnych w Polsce⁷. Miarę zjawiska autokorelacji, w globalnym rozumieniu, stanowi statystyka globalna *I* Morana. Statystyka ta opisana w pracach [Cliff, Ord 1981], określona jest wzorem⁸:

$$I = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \cdot \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

gdzie:

N – liczba regionów,

x_i – oznacza wartość badanej zmiennej w i -tym regionie,

\bar{x} – jest średnią ze wszystkich regionów,

w_{ij} – oznacza sąsiedztwo lub jego brak pomiędzy regionami.

Zerowa wartość tej statystyki świadczy o braku zależności przestrzennych, wartości istotnie większe od zera wskazują na istnienie dodatniej autokorelacji, a wartości poniżej zera na autokorelację ujemną.

Tabela 1. Wartości i ocena istotności globalnej statystyki Morana I

I	E(I)	Var(I)	Z=(I-E(I))/S(I)	p-value
0,755	-0,002	0,001	22,19	0,0000*

* uzyskana wartość *p-value* jest bliska zeru, co oznacza statystyczną istotność otrzymanej statystyki Morana I i jednocześnie wskazuje na istnienie dodatniej autokorelacji
Źródło: opracowanie własne.

⁷ W tym miejscu autorzy czynią założenie o istnieniu autokorelacji przestrzennej dla całego obszaru Polski, co określane jest istnieniem autokorelacji w globalnym rozumieniu. Dodatnia autokorelacja przestrzenna oznacza, że sąsiadujące ze sobą powiaty mają najczęściej podobny poziom koncentracji użytków rolnych, czyli zbliżoną strukturę agrarną.

⁸ Statystyka *I* Morana posiada rozkład normalny. Wyprowadzenie wzorów dla teoretycznej wartości oczekiwanej *E(I)* oraz wariancji *Var(I)* znaleźć można w pracy Cliff, Ord [1981].

Wartość statystyki Morana w 2002 r. wynosiła 0,755 co świadczy o istnieniu silnych autozależności przestrzennych w przypadku koncentracji użytków rolnych w Polsce. Z punktu widzenia polityki rolnej, miara wskazuje na możliwość mechanizmów, które mogą hamować zamierzoną politykę poprawy struktury agrarnej.

Oprócz miar globalnych, istnieją również miary lokalne, które pozwalają na rozważenie zależności konkretnych regionów względem jego sąsiadów. Istniejące dodatnie zależności przestrzenne świadczą o podobieństwie wybranego regionu do regionów sąsiednich. W artykule wykorzystano lokalną statystykę I_i Morana, wprowadzoną w pracy [Anselin 1995]. Przy oznaczeniach takich, jak w (1), określa ją wzór:

$$I_i = \frac{N(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2} \quad (2)$$

gdzie:

oznaczenia jak wzór (1).

Na rysunku 3 przedstawiono przestrzenne klastry koncentracji, utworzone z regionów o istotnych, dodatnich wartościach lokalnej statystyki Morana oraz ich sąsiadów. Przestrzenny klaster można określić jako obszar występowania regionów o podobnych wartościach koncentracji. W przypadku regionów o wysokiej koncentracji, regiony z istotną dodatnią autokorelacją lokalną zostały zaznaczone na kolor szary, a sąsiadujące z nimi regiony na kolor biały. Kolorem ciemnoszarym oznaczono regiony z istotną lokalną autokorelacją oraz niskimi wartościami koncentracji, a regiony z nimi sąsiadujące kolorem jasnoszarym. Na rysunku 3 wyróżnić można dwa rodzaje klastrów, określony kolorem szarym i białym klaster regionów o wysokiej koncentracji oraz kolorem ciemnoszarym i szarym – klaster o niskiej koncentracji. Identyfikacja tych obszarów jest bardzo ważna z punktu widzenia polityki rolnej, ponieważ klaster wysokiej koncentracji, będzie miał tendencję do dalszej, samoczynnej poprawy struktury agrarnej. Natomiast klaster niskiej koncentracji, posiada mechanizmy, które będą przeciwdziałać poprawie struktury agrarnej, nawet w obliczu aktywnej polityki rolnej.



Rysunek 3. Przestrzenne klastry koncentracji użytków rolnych

Źródło: opracowanie własne.

Ocena funkcjonowania rent strukturalnych w Polsce

Pierwsze renty strukturalne ze środków Unii Europejskiej pojawiły się w Polsce w 2004 r. Obowiązywały one na podstawie Rozporządzenia Rady Ministrów z dnia 30 kwietnia 2004 r. w sprawie szczegółowych warunków i trybu udzielania pomocy finansowej na uzyskiwanie rent strukturalnych objętej planem rozwoju obszarów wiejskich [Dz. U. 2004, Nr 114, poz. 1191 z późn. zm.]. Działanie to realizowane było w ramach Planu Rozwoju Obszarów Wiejskich na lata 2004-2006. Celem funkcjonowania rent strukturalnych w Polsce miała być poprawa struktury agrarnej oraz obniżenie wieku osób gospodarujących.

Wysokość renty strukturalnej była ustalana jako odpowiedni procent kwoty najniższej emerytury określonej w przepisach o emeryturach i rentach z Funduszu Ubezpieczeń Społecznych. Podstawowa wysokość renty strukturalnej wynosiła 210% najniższej emerytury. Maksymalna wysokość renty strukturalnej wynosiła 440% kwoty najniższej emerytury (licząc ze zwiększeniami na małżonka oraz za wielkość przekazanego gospodarstwa rolnego). Renta strukturalna jest wypłacana, co miesiąc w terminie określonym w decyzji, ale nie dłużej niż przez okres 10 lat (do osiągnięcia wieku emerytalnego).

Beneficjentem programu był rolnik (właściciel gospodarstwa rolnego lub prowadzący działalność rolniczą w gospodarstwie rolnym, będącym własnością małżonka rolnika), który:

- ukończył 55 lat,
- prowadził działalność rolniczą w gospodarstwie rolnym od co najmniej 10 lat przed złożeniem wniosku o rentę strukturalną i w tym okresie podlegał ubezpieczeniu społecznemu rolników z mocy ustawy przez co najmniej 5 lat,
- podlegał ubezpieczeniu społecznemu rolników z mocy ustawy w dniu złożenia wniosku o rentę strukturalną.

Rentę strukturalną można było otrzymać za przekazanie gruntów o powierzchni 1 ha następcy, który dotychczas nie posiadał żadnego gospodarstwa rolnego. W związku z tym renty strukturalne mogły nie zmieniać struktury agrarnej.

Zwiększenie renty strukturalnej o 3% na każdy hektar przysługiwało w przypadku przekazania gospodarstwa o powierzchni powyżej 3 ha na powiększenie innego gospodarstwa rolnego, natomiast zwiększenie o 50% za przekazanie gospodarstwa rolnego w sposób trwały o powierzchni co najmniej 3 ha UR.

W latach 2004-2006 ze środków Programu Rozwoju Obszaru Wiejskich przeznaczono na renty strukturalne 534 739 542,30 euro (2 087 530 788,39 zł). W ramach programu przekazano 53 644 (529 501 ha UR) gospodarstw rolnych, z tego 28 516 (295 290,99 ha powierzchni UR) przekazano na powiększenie istniejącego (istniejących) gospodarstwa rolnego. Poddając ocenie działanie w latach 2004-2006, należy podkreślić, że 25 128 (234 210,01 ha UR) gospodarstw rolnych przekazano następcy, który dotychczas nie posiadał gospodarstwa rolnego. Realizacja programu w tym przypadku nie spowodowała żadnej zmiany w strukturze agrarnej w Polsce. Trudno jest określić, w jakim stopniu przyczyniło się to do realnego obniżenia wieku osób prowadzących działalność rolniczą. Istnieje możliwość, że w wielu przypadkach osoby przekazały jedynie część gospodarstwa, jednocześnie gospodarując na pozostałości i traktując ją jako istotne źródło dochodu.

Ważną sprawą pozostaje ocena liczby przekazanych gospodarstw na powiększenie istniejących gospodarstw. Zgodnie z udostępnianymi danymi statystycznymi za 2007 rok, spośród wszystkich gospodarstw realizujących produkcję towarową, tylko 245 348 gospodarstw osiągało dochodowość powyżej 8 ESU. Mówi się o potrzebie istnienia dodatkowych, około 200 000 gospodarstw osiągających taki poziom dochodowości. Powiększenie wymienionej liczby gospodarstw, jest zdezeterminowane znacznym polepszeniem struktury agrarnej w Polsce. Na przestrzeni lat 2003-2007 średnia powierzchnia użytków rolnych zwiększyła się o 0,72 ha, wzrastając z 7,48 do 8,19 ha. Liczba 28 516 gospodarstw, przekazanych na powiększenie istniejących gospodarstw rolnych, wskazuje na fakt, że jest to działanie długookresowe, w sukcesywny, powolny sposób mające wpływ na zmianę struktury agrarnej. Należy jednak podkreślić, że wraz z liczbą przekazywanych gospodarstw powinna też sukcesywnie rosnąć średnia powierzchnia użytków rolnych i w tempie znacznie wyższym, niż to miało miejsce w latach 2003-2007.

Wnioski i podsumowanie

Celem artykułu było rozpatrzenie rent strukturalnych w Polsce w aspekcie zmian struktury agrarnej. W artykule przedstawiono wpływ stosowania rent strukturalnych na poprawę struktury agrarnej, a także wyciągnięto wnioski za okres 2004-2006.

W artykule została zaprezentowana także struktura agrarna w Polsce na dwa lata przed akcesją do Unii Europejskiej. Struktura ta wykazuje zdecydowane zróżnicowanie przestrzenne. W województwach położonych za zachodzie i północy znajdują się zdecydowanie większe, bardziej dochodowe gospodarstwa rolne. Ma to swoje odzwierciedlenie w wysokiej koncentracji. Natomiast za południem i wschodzie Polski gospodarstwa charakteryzują się znacznie mniejszą koncentracją użytków rolnych.

Renty strukturalne, które miały poprawić strukturę agrarną, z wielu powodów swoją rolę spełniły w zbyt niskim stopniu. Wynikało to m.in. z braku zróżnicowania zasad ich przyznawania na terenie kraju. Polityka rolna powinna charakteryzować się większym zróżnicowaniem w przyszłości rent strukturalnych, ze względu na regiony w Polsce.

Udział województw o najgorszej strukturze agrarnej: małopolskie, podkarpackie i śląskie, w działaniu „Renty strukturalne” był najmniejszy. Należy zwrócić szczególną uwagę na najtrudniejsze regiony w aspekcie struktury agrarnej. Celem jej polepszenia w Polsce, większość środków powinno skierować się do tych województw, w których występuje bardzo niska koncentracja i ograniczyć funkcjonowanie w województwach, które charakteryzują się naturalną tendencją do zwiększania koncentracji. Polityka państwa powinna skupić się na makroregionie Małopolska i

Pogórze, który charakteryzuje się najsłabszą strukturą agrarną, a w których występują silne zależności przestrzenne w utrzymywaniu tej struktury na niezmiennym poziomie.

Naturalnym hamulcem w funkcjonowaniu rent strukturalnych są dopłaty bezpośrednie. Nie wynika to z natury instrumentu, którego funkcjonowanie jest poprawnie zaplanowane i którego celem jest wyrównywanie dochodów rolniczych, w porównaniu z zarobkami w innych działach gospodarki. Jednak sytuacja rolnictwa od 1989 do 2003 roku uległa tak dużemu pogorszeniu, że dla sporej grupy gospodarstw dopłaty bezpośrednie są ważnym źródłem dochodu, a nie tak jak być powinno - narzędziem wyrównującym już uzyskany dochód do pewnego poziomu. Rolnicy nie będą pozbywać się gospodarstw, które potencjalnie nawet źle gospodarowanie, przyniosą dochód w postaci dopłat bezpośrednich.

Literatura

- Anselin L.** 1995: Local Indicators of Spatial Association-LISA. *Geographical Analysis*, nr 27, s. 93-115.
Bukraba-Rylska I. 2008: Socjologia wsi polskiej. PWN, Warszawa.
Cliff A., Ord J. K. 1981: Spatial Process: Models and Applications. Pion.
Etel L., Presnarowicz S., Dudar G. (red.) 2008: Podatek rolny. Podatek leśny. Komentarz. Wolters Kluwer business.
Goraj L., Skarżyńska A., Ziętek I. (red.) 2005: Metodologia SGM „2002” dla typologii gospodarstw rolnych w Polsce. IERiGŻ-PIB, s. 7-21.
Kożuch B. (red.) 1997: Polityka rolna. Wyd. Uniwersytetu w Białymstoku, s. 106.
Młodak A. 2006: Analiza taksonomiczna w statystyce regionalnej. Difin.
 Rozporządzenie Rady Ministrów z dnia 30 kwietnia 2004 r. w sprawie szczególnych warunków i trybu udzielania pomocy finansowej na uzyskiwanie rent strukturalnych objętej planem rozwoju obszarów wiejskich. Dz.U. 2004, nr 114, poz. 1191 z późn. zm.
 Ustawa o podatku rolnym z 2006 r. Dz.U. 2006 r., nr 136, poz. 969 z późn. zm.
Woś A. (red.) 1998: Encyklopedia agrobiznesu. Fundacja „Innowacja”, Wyższa Szkoła Społeczno-Ekonomiczna, s. 867.
Woś A., Zegar J. (red.) 1992: Polityka rolna do końca XX wieku. IERiGŻ-PIB, s. 66-68.

Summary

The aim of the article is to present structural pensions in Poland in all aspects with regards to the changes in the agrarian structure. It explained the effects of applying the structural pensions to improve the agrarian structure and conclusions were drawn for the period of 2004-2006. Futhermore, the agrarian structure was presented two years before the accession to the EU. The structure pays attention to the differentiation spatial. In western and northern voivodships there are larger and more profitable agricultural farms. This is reflected in the high Lorentz concentration. However in southern and eastern Poland farms have considerably smaller concentration of farmlands. Structural pensions which were to improve the agrarian structure for many reasons has been none effective. It was due to the lack of diversification and the application of the principles carried out by other regions in the country.

Adres do korespondencji:

dr Michał Bernard Pietrzak, mgr Damian Walczak
 Uniwersytet Mikołaja Kopernika
 Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania
 ul. Gagarina 13a
 87-100 Toruń
 tel. (56) 611 46 06
 e-mail: michal.pietrzak@umk.pl