

## **Makroekonomiczne uwarunkowania obrotu ziemią rolniczą w Polsce**

### **Wstęp**

W warunkach wzrostu gospodarczego zmniejsza się udział rolnictwa w tworzeniu dochodu narodowego. Oznacza to względnie słabnącą zdolność rolnictwa do generowania dochodów dla zaangażowanych w nim czynników produkcji [Woś 2000].

Rozwiązanie powyższej kwestii może nastąpić przez zmniejszenie zatrudnienia w rolnictwie tak, aby na jednego pracującego przypadała większa wartość produkcji. Wymaga to przyspieszenia procesu koncentracji zasobów ziemi i kapitału. Wraz z rozwojem gospodarczym kraju ziemia jako czynnik produkcji rolniczej traci swoje znaczenie na rzecz nakładów kapitałowych i materiałowych [Johnson 2002]. Jednak w Polsce, w warunkach silnego rozdrobnienia gospodarstw, koncentracja ziemi może w znaczny sposób wpłynąć na wzrost skali produkcji i poprawę pozycji ekonomicznej producentów rolnych.

Celem opracowania jest analiza makroekonomicznych uwarunkowań obrotu ziemią rolniczą w Polsce oraz próba ukazania wpływu zatrudnienia w rolnictwie na proces koncentracji ziemi rolniczej. Podstawowym źródłem informacji wykorzystanym do analizy były dane statystyczne gromadzone w systemie statystyki publicznej, w tym wyniki Powszechnego Spisu Rolnego 2002. Zakres badań obejmuje indywidualne gospodarstwa rolne (o powierzchni powyżej 1 ha użytków rolnych). Okres objęty badaniem to lata 1990–2003.

### **Zmiany w użytkowaniu ziemi rolniczej w latach 1990–2003**

Struktura obszarowa użytków rolnych (UR) jest elementem charakteryzującym strukturę całego aparatu wytwórczego w rolnictwie, określaną przez relację trzech podstawowych czynników wytwórczych: ziemi, pracy i kapitału.

Oznacza ona podział użytków rolnych pomiędzy gospodarstwa rolne o różnej powierzchni i stanowi podstawowe kryterium oceny sposobu gospodarowania ziemią rolniczą.

Głównym użytkownikiem ziemi rolniczej w Polsce są gospodarstwa indywidualne. Pozwala to sądzić, że kierunki i skala zmian w użytkowaniu ziemi w tym sektorze przesądzą o efektywności gospodarowania i perspektywach rozwojowych całego rolnictwa.

Tabela 1 zawiera dane dotyczące powierzchni użytków rolnych oraz liczby gospodarstw, znajdujących się w grupach obszarowych gospodarstw indywidualnych w latach 1990–2003. W analizowanym okresie powierzchnia całkowita użytków rolnych znajdujących się we władaniu gospodarstw indywidualnych wzrosła o niespełna 2%, a liczba gospodarstw zmniejszyła się o 13%. W efekcie tych zmian średnia powierzchnia użytków rolnych w gospodarstwie wzrosła z 6,3 do 7,4 ha.

**Tabela 1**

Powierzchnia użytków rolnych w gospodarstwach indywidualnych oraz liczba gospodarstw według grup obszarowych w latach 1990–2003

Rok	Ogółem	Grupy obszarowe UR w ha				
		1–2	2–5	5–10	10–15	15 i więcej
Powierzchnia UR w tys. ha						
1990	13 399,8	563,7	2 504,0	4 622,9	2 996,0	2 713,2
1996	14 259,5	650,6	2 199,1	3 713,3	2 631,5	5 065,5
2003	13 604,8	677,1	1 973,5	2 885,8	2 068,0	6 000,7
Liczba gospodarstw w tys.						
1990	2 137,5	378,3	750,8	636,3	242,0	130,1
1996	2 041,4	462,2	667,6	520,8	217,2	173,6
2003	1 850,5	477,1	610,3	408,8	171,2	183,1

Źródło: Rocznik Statystyczny Rolnictwa 2001. GUS, Warszawa; Rolnictwo w 2003 r. GUS, Warszawa.

Powierzchnia użytków rolnych wzrosła w grupie gospodarstw zaliczanych w przyjętej klasyfikacji do najmniejszych (1–2 ha) i największych (15 ha i więcej). W tych pierwszych wzrost powierzchni wyniósł 20% a w drugich – 121%. Zmniejszyła się natomiast powierzchnia użytków rolnych będących we władaniu gospodarstw o obszarze od 2 do 15 hektarów. Największy ubytek ziemi nastąpił w grupie 5–10 ha i wyniósł 38% stanu tego zasobu z 1990 r. W gospodarstwach 2–5 ha i 10–15 ha ubytek ten był nieco mniejszy i wyniósł odpowiednio 21 i 31%.

Liczba gospodarstw indywidualnych w badanym okresie zmniejszyła się o 13%. Wskazuje to na roczne tempo ubytku na poziomie 1%. Jednocześnie wzrosła liczba gospodarstw najmniejszych i największych obszarowo. Liczba gospodarstw o powierzchni 1–2 ha wzrosła o 26%, a o powierzchni 15 ha i więcej – o 41%. Z kolei liczba gospodarstw średnich zmniejszała się. Najwięcej ubyło gospodarstw w grupie od 5 do 10 ha – 36%, w grupie 2–5 ha spadek wyniósł 19%, a w gospodarstwach od 10 do 15 ha – 29%.

Tak postępujący proces polaryzacji struktury obszarowej użytków rolnych, polegający na wzroście znaczenia dwóch skrajnych grup użytkowników ziemi, tj. gospodarstw najmniejszych i największych obszarowo, pogłębił nierównomierny podział użytków rolnych pomiędzy gospodarstwami rolnymi. Miernikiem pozwalającym na ocenę stopnia natężenia koncentracji użytków rolnych jest współczynnik koncentracji Lorenza ( $K_L$ ) [Zajac 1994].

Wstępnej oceny koncentracji można dokonać, analizując skumulowany odsetek liczby gospodarstw i powierzchni użytków rolnych (tab. 2). Z danych tych wynika, że nie ma równomiernego rozkładu użytków rolnych pomiędzy gospodarstwami rolnymi. W 2003 r. w gospodarstwach najmniejszych (1–5 ha), które stanowiły 59% wszystkich gospodarstw, znajdowało się tylko 20% użytków rolnych.

**Tabela 2**

Skumulowany odsetek liczby gospodarstw i powierzchni użytków rolnych w 2003 r.

Grupy obszarowe gospodarstw [ha]	Odsetek		Odsetek skumulowany		$\frac{u_{sk_i} + u_{sk_{i-1}}}{2} \cdot g_i$
	liczby gospodarstw ( $g_i$ )	powierzchni UR ( $u_i$ )	liczby gospodarstw ( $g_{sk_i}$ )	powierzchni UR ( $u_{sk_i}$ )	
1–2	25,8	5,0	25,8	5,0	64,2
2–5	33,0	14,5	58,8	19,5	403,3
5–10	22,1	21,2	80,9	40,7	664,7
10–15	9,3	15,2	90,1	55,9	446,8
15 i więcej	9,9	44,1	100,0	100,0	771,3
Razem	100,0	100,0	x	x	2350,3

Źródło: Obliczenia własne na podstawie jak w tabeli 1.

Wskaźnik  $K_L$  oblicza się wg wzoru [Ostasiewicz i in. 2001]:

$$K_L = 1 - \frac{1}{5000} \cdot \sum_{i=1}^k \frac{u_{sk_i} + u_{sk_{i-1}}}{2} \cdot g_i \quad (1)$$

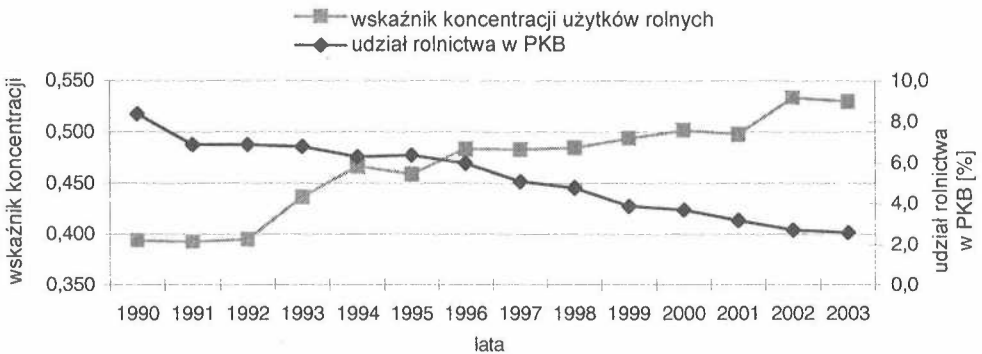
gdzie:  $u_{sk_i}$  i  $g_i$  – jak w tabeli 2.

Wskaźnik  $K_L$  mieści się w przedziale  $0 \leq K_L \leq 1$ , przy czym wskaźnik przyjmuje wartość 0 przy braku koncentracji i 1 przy całkowitej koncentracji.

W 2003 r. wskaźnik  $K_L$  wyniósł:

$$K_L = 1 - \frac{2350,3}{5000} = 0,530$$

Posługując się wzorem (1), obliczono wskaźnik koncentracji użytków rolnych w gospodarstwach indywidualnych w latach 1990–2003. W analizowanym okresie wraz ze zmniejszającym się udziałem rolnictwa w PKB wskaźnik ten wykazywał tendencję wzrostową (rys. 1). W 1990 r. wynosił 0,394, a więc do 2003 r. wzrósł o 35%.



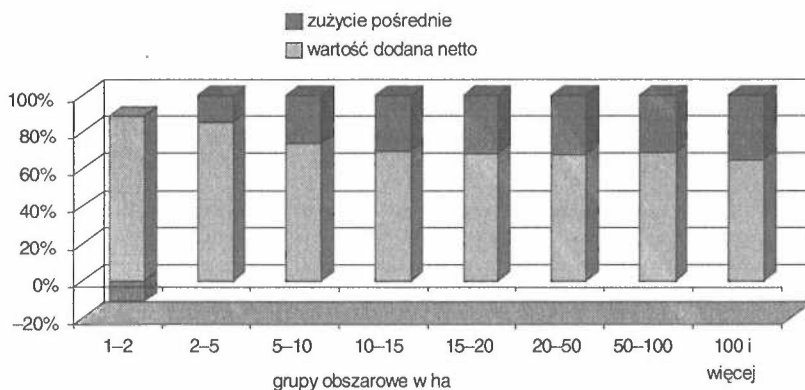
### Rysunek 1

Wskaźnik koncentracji użytków rolnych i udział rolnictwa w PKB w latach 1990–2003  
 Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Rocznik Statystyczny Rolnictwa 1993 i 2001. GUS, Warszawa; Rolnictwo w 2003 r. GUS, Warszawa; Roczniki Statystyczne 1991–2004. GUS, Warszawa.

Kategorią nadwyżki ekonomicznej, pozwalającą na ocenę efektywności wykorzystania ziemi – w aspekcie maksymalizacji dochodu narodowego – jest wartość dodaną netto według kosztów czynników produkcji<sup>1</sup>. Odzwierciedla ona zrealizowaną opłatę wszystkich czynników produkcji (ziemi, kapitału oraz pełnych nakładów pracy) i stanowi użyteczną miarę wyników ekonomicznych działalności gospodarstw rolnych o różnej strukturze własności czynników wytwórczych.

<sup>1</sup>Metoda obliczania według: Goraj L., 2003: Sytuacja finansowo-dochodowa. W: Produkcyjno-ekonomiczna sytuacja gospodarstw prowadzących rachunkowość rolną w latach 1999–2001. IERiGŻ, Warszawa, s. 110–114.

Gospodarstwa najmniejsze okazały się niezdolne do generowania dochodów (rys. 2). Na podstawie danych IERiGŻ pochodzących z gospodarstw prowadzących rachunkowość rolną można stwierdzić, że w gospodarstwach tych wartość zużycia pośredniego, łącznie z amortyzacją środków trwałych, była wyższa od wartości produkcji globalnej gospodarstwa. W efekcie wartość dodana netto była ujemna. W pozostałych gospodarstwach – użytkujących większy zasób ziemi – udział wartości dodanej netto w produkcji globalnej rósł wraz ze wzrostem powierzchni gospodarstwa.



**Rysunek 2**

Udział zużycia pośredniego i wartości dodanej w produkcji globalnej w gospodarstwach według grup obszarowych w 2001 r.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Wyniki rachunkowości rolnej gospodarstw indywidualnych 2001. IERiGŻ, Warszawa 2002.

## Zasób pracy w rolnictwie a koncentracja ziemi

Problematyka istniejących w rolnictwie zasobów pracy wiąże się ze zmianami w strukturze obszarowej gospodarstw rolnych z dwóch powodów [Basile, Cecchi 2000].

Po pierwsze, skoro porównania międzysektorowe wskazują, że wzrost gospodarczy deprecjonuje rolnictwo w zakresie jego zdolności do zapewniania dochodów czynników produkcji, to transfer zasobów z rolnictwa do innych sektorów staje się głównym narzędziem unowocześniania rolnictwa. Doświadczenia krajów rozwiniętych wskazują, że przepływ czynników produkcji dotyczy głównie siły roboczej.

Po drugie, w celu pokonania ograniczeń wewnętrznych powinna nastąpić restrukturyzacja zasobów pozostających w rolnictwie. Wtedy pojawia się potrzeba koncentracji ziemi i kapitału w tych gospodarstwach rolnych, które podejmują próbę racjonalnej adaptacji do nowego otoczenia ekonomicznego.

Z danych tabeli 3 wynika, że w 2003 roku w rolnictwie, łowiectwie i leśnictwie zatrudnionych było 16,9% ogółu pracujących w całej gospodarce, a tylko w rolnictwie i łowiectwie – 16,5%. Ze względu na marginalny udział łowiectwa można przyjąć, że taka część pracujących w gospodarce narodowej była zatrudniona w rolnictwie.

**Tabela 3**

Pracujący i wartość dodana brutto w rolnictwie na tle gospodarki narodowej ogółem w 2003 r.

Wyszczególnienie	Pracujący		Wartość dodana brutto		Wartość dodana brutto na 1 prac. w tys. zł
	w tys.	w %	w mln zł	w %	
Ogółem	12 640,7	100,0	708 605,5	100,0	56,1
Rolnictwo, łowiectwo i leśnictwo	2 138,3	16,9	20 850,5	2,9	9,8
w tym rolnictwo i łowiectwo	2 089,2	16,5	18 459,5	2,6	8,8

Źródło: Rocznik Statystyczny 2004. GUS, Warszawa; obliczenia własne.

W analogicznym okresie wartość dodana brutto wytworzona w tym dziale gospodarki stanowiła 2,6% wartości dodanej brutto wytworzonej łącznie przez wszystkie sekcje i działy gospodarki. Świadczy to o znacznie niższej wydajności pracy zaangażowanej w rolnictwie w stosunku do przeciętnej wydajności w całej gospodarce. Wartość dodana brutto na 1 pracującego w rolnictwie wyniosła 8,8 tys. zł, podczas gdy przeciętnie na 1 pracującego w gospodarce – 56,1 tys. zł.

Zatem w polskim rolnictwie, charakteryzującym się wysokim poziomem zatrudnienia i małą zdolnością do generowania dochodów, odpływ siły roboczej z rolnictwa może stanowić zasadniczy mechanizm jego restrukturyzacji [Herer, Sadowski 1993; Okuniewski, Runowski 1997]. Likwidowanie gospodarstw niewydajnych ekonomicznie i poszukiwanie zatrudnienia przez dotychczasowych ich użytkowników poza rolnictwem stwarza możliwość uruchomienia procesów dostosowawczych w rolnictwie, których wyrazem są między innymi zmiany w użytkowaniu ziemi rolniczej.

Do zbadania współzależności pomiędzy zatrudnieniem w rolnictwie a strukturą obszarową użytków rolnych wykorzystano wskaźnik koncentracji

użytków rolnych ( $K_L$ ) i liczbę zatrudnionych przypadającą na 100 ha użytków rolnych w województwach w 2002 r. (tab. 4).

Wskaźnik  $K_L$  obliczono, posługując się wzorem (1). Zastosowanie wskaźnika koncentracji użytków rolnych jako zmiennej opisującej strukturę obszarową rolnictwa można uzasadnić tym, że uwzględnia on podział użytków rolnych pomiędzy gospodarstwa o różnej powierzchni. W szczególności ujmuje rosnące znaczenie gospodarstw w skrajnych grupach obszarowych, gdzie różnica w relacji nakładów praca-ziemia jest zasadnicza. Zatem lepiej uwzględnia charakter zmian zachodzących w użytkowaniu ziemi rolniczej niż średnia powierzchnia gospodarstwa.

**Tabela 4**

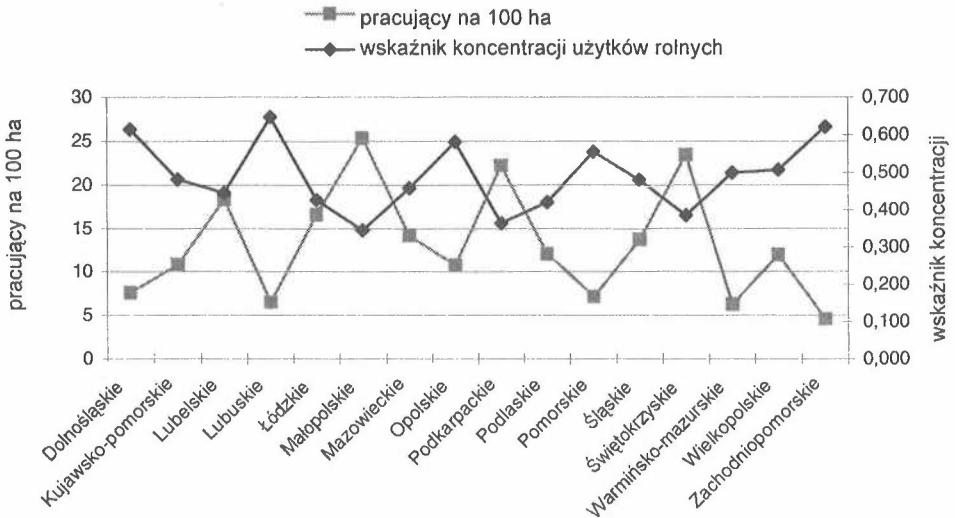
Liczba pracujących na 100 ha użytków rolnych w gospodarstwach indywidualnych i wskaźnik koncentracji użytków rolnych według województw w 2002 r.

Województwo	Pracujący/100 ha	$K_L$
Dolnośląskie	7,7	0,615
Kujawsko-pomorskie	10,9	0,481
Lubelskie	18,4	0,446
Lubuskie	6,5	0,648
Łódzkie	16,6	0,425
Małopolskie	25,4	0,347
Mazowieckie	14,2	0,459
Opolskie	10,8	0,582
Podkarpackie	22,2	0,365
Podlaskie	12,1	0,421
Pomorskie	7,2	0,555
Śląskie	13,8	0,480
Świętokrzyskie	23,5	0,386
Warmińsko-mazurskie	6,3	0,500
Wielkopolskie	12,0	0,508
Zachodniopomorskie	4,6	0,622

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Przemiany Agrarne. PSR 2002. GUS, Warszawa; Raport z wyników Powszechnego Spisu Rolnego. GUS, Warszawa.

Analiza porównawcza wskazuje, że istnieje ujemna zależność pomiędzy liczbą pracujących w rolnictwie a strukturą obszarową gospodarstw rolnych (rys. 3). W województwach, gdzie liczba pracujących w przeliczeniu na powierzchnię użytków rolnych była największa (małopolskie, świętokrzyskie, podkarpackie), stopień koncentracji gruntów rolnych był najmniejszy. Z kolei w takich województwach, jak zachodniopomorskie, warmińsko-mazurskie

i zachodniopomorskie, gdzie stosunek liczby pracujących do powierzchni użytków rolnych był najniższy, wskaźnik koncentracji kształtował się na względnie wysokim poziomie.



**Rysunek 3**

Liczba pracujących na 100 ha użytków rolnych i wskaźnik koncentracji użytków rolnych  
Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych tabeli 4.

Dla ustalenia kierunku i siły związku pomiędzy liczbą pracujących na 100 ha użytków rolnych a wskaźnikiem  $K_L$  wykorzystano współczynnik korelacji liniowej<sup>2</sup>. Wartość współczynnika korelacji dla tych zmiennych wyniosła  $-0,88$ . Świadczy to o tym, że pomiędzy badanymi zmiennymi wystąpiła silna zależność ujemna.

Powyższą zależność można opisać również równaniem o charakterze wykładniczym:

$$y = 0,6875e^{-0,0268x}$$

gdzie:

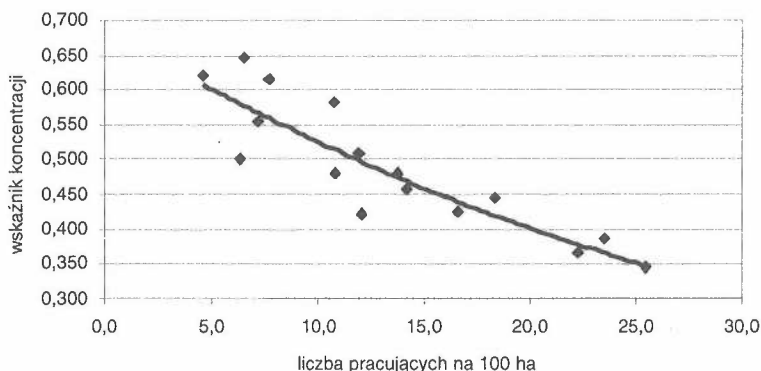
$y$  – wskaźnik koncentracji użytków rolnych,

$x$  – liczba pracujących na 100 ha użytków rolnych.

<sup>2</sup>Współczynnik korelacji liniowej oraz parametry funkcji opisującej badaną zależność obliczono za pomocą programu komputerowego Microsoft Excel.



Współczynnik determinacji ( $R^2$ ) dla powyższej funkcji regresji wynosi 0,81. Oznacza to, że zmiana liczby zatrudnionych w 81% wyjaśnia zmienność wskaźnika koncentracji. Taka wartość współczynnika  $R^2$  wskazuje również na to, że wybrana funkcja dobrze opisuje badaną zależność. Rysunek 4 ilustruje zależność pomiędzy liczbą zatrudnionych na 100 ha użytków rolnych a wskaźnikiem koncentracji użytków rolnych oraz funkcję regresji.



**Rysunek 4**

Zależność pomiędzy liczbą zatrudnionych na 100 ha użytków rolnych a wskaźnikiem koncentracji użytków rolnych oraz funkcja regresji

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych tabeli 4.

Stosunkowo dobrze opisuje analizowaną zależność regresja liniowa. Równanie funkcji ma postać:

$$y = -0,0127x + 0,6589$$

Dla powyższego równania  $R^2$  wynosi 0,78.

Powyższa analiza dowodzi, że wysoki poziom zatrudnienia stanowi czynnik blokujący koncentrację ziemi rolniczej. Tempo odchodzenia ludności od pracy w rolnictwie wyznacza tempo wzrostu zapotrzebowania na pracę w pozarolniczych sektorach gospodarki. Z tego względu perspektywy restrukturyzacji rolnictwa są ściśle powiązane ze zmianami zachodzącymi w najbliższym, wiejskim otoczeniu rolnictwa i całej gospodarce narodowej.

Istotną rolę w kształtowaniu popytu na pracę w gospodarce odgrywa stopa wzrostu gospodarczego. Badania związku PKB ze stopą bezrobocia w Polsce w latach 1990–2002 wykazały, że spadkowej tendencji PKB towarzyszył wzrost bezrobocia. Liczba bezrobotnych zmniejszała się w latach 1994–1997, kiedy to nastąpił szybki wzrost PKB. W latach stagnacji gospodarczej (1998–2002) nastąpiła ponowna redukcja zatrudnienia i wzrost bezrobocia [Hybel 2003].

## Podsumowanie

Zmiany w zakresie użytkowania ziemi, zaobserwowane w latach 1990–2003, polegały na koncentracji ziemi w gospodarstwach największych obszarowo. Ograniczoność zasobu ziemi sprawia, że powiększanie obszaru użytków rolnych w gospodarstwach generujących najwyższe dochody musi się wiązać z uwalnianiem ziemi z gospodarstw ekonomicznie nieefektywnych, zwłaszcza posiadających znaczne zasoby ziemi. Zgodnie z zaobserwowanymi tendencjami zmian w strukturze obszarowej użytków rolnych, za główne źródło rynkowej podaży ziemi należy uznać gospodarstwa o powierzchni od 2 do 15 ha.

Koncentracja ziemi rolniczej uzależniona jest od możliwości wchłaniania zbędnych w rolnictwie zasobów pracy przez gospodarkę narodową. Badania wskazały na istnienie silnej zależności ujemnej pomiędzy liczbą pracujących, w przeliczeniu na 100 ha użytków rolnych, a wskaźnikiem koncentracji użytków rolnych. Wartość współczynnika korelacji liniowej dla tych zmiennych wyniosła  $-0,88$ . Dowodzi to tego, że wysoki poziom zatrudnienia stanowi czynnik blokujący koncentrację ziemi rolniczej.

## Literatura

- BASILE E., CECCHI C., 2000: Formowanie się gospodarki obszarów wiejskich – analiza ekonomiczna. **W:** Hunek T. (red.), Dylematy polityki rolnej. Integracja polskiej wsi i rolnictwa z UE. Fundacja Programów Pomocy dla Rolnictwa, Warszawa.
- GORAJ L., 2003: Sytuacja finansowo-dochodowa. **W:** Produkcyjno-ekonomiczna sytuacja gospodarstw prowadzących rachunkowość rolną w latach 1999–2001. IERiGŻ, Warszawa.
- HERER W., SADOWSKI W., 1993: Zmiany struktury agrarnej na tle zmiany wielkości zatrudnienia w całej gospodarce. *Studia i Materiały*, z. 42. Zakład Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS i PAN, Warszawa.
- HYBEL J., 2003: Ekonomiczne uwarunkowania rozwoju rynku pracy w Polsce w perspektywie integracji z Unią Europejską. Wyd. SGGW, Warszawa.
- JOHNSON D.G., 2002: The declining importance of natural resources: lessons from agricultural land. *Resource and Energy Economics* nr 24, 157–171.
- OKUNIEWSKI J., RUNOWSKI H., 1997: Ograniczenia i możliwości zmian strukturalnych w rolnictwie i na wsi w Polsce (próba syntezy). **W:** Runowski H. (red.), Przemiany w strukturze agrarnej i zatrudnieniu rolniczym do końca XX wieku. Wyd. SGGW, Warszawa.
- OSTASIEWICZ S., RUSNAK Z., SIEDLECKA U., 2001: Statystyka. Elementy teorii i zadania. Wyd. AE, Wrocław.
- Przemiany agrarne. PSR 2002. GUS, Warszawa.
- Raport z wyników Powszechnego Spisu Rolnego. GUS, Warszawa.

- Roczniki Statystyczne 1991–2004. GUS, Warszawa.  
Roczniki Statystyczne Rolnictwa 1993 i 2001. GUS, Warszawa.  
Rolnictwo w 2003 r. GUS, Warszawa.  
WOŚ A., 2000: Rolnictwo polskie 1945–2000. Porównawcza analiza systemowa. IERiGŻ, Warszawa.  
Wyniki rachunkowości rolnej gospodarstw indywidualnych 2001. IERiGŻ, Warszawa 2002.  
ZAJĄC K., 1994: Zarys metod statystycznych. PWE, Warszawa.

## **Macroeconomic Conditions of Agricultural Land Market in Poland**

### **Abstract**

In terms of economic growth the share of agricultural sector in creating national income is decreasing. It means that the ability of creating incomes by agriculture is decreasing.

Reducing employment in the agricultural sector so that the value of production per one employed person was higher could be a way to improve the situation. It involves the acceleration of the land and capital concentration. Concentration of agricultural land depends on the ability to absorb useless workforce from agricultural sector by the national economy. The analysis presented in the paper proves that there is a strong negative correlation between the number of employees and the index of areable land concentration. It proves that the high level of employment slows down the agricultural land concentration.