

Bolesław Borkowski, Wiesław Szczesny
Katedra Ekonometrii i Informatyki, SGGW
bborkowski@mors.sggw.waw.pl,
wszczesny@mors.sggw.waw.pl

ZMIANY W ZASOBACH I ROZMIARACH PRODUKCJI GOSPODARSTW ROLNICZYCH W LATACH 1993 – 2003

Streszczenie: W pracy dokonano dynamicznej analizy zróżnicowania obszaru, wyposażenia w środki trwałe oraz nakładów materialnych i nakładów pracy w gospodarstwach rolniczych. Badaniem objęto blisko 9000 gospodarstw ankietowanych przez IERiGŻ w okresie 1993 – 2003. Do analizy wykorzystano krzywe Lorenza, wskaźnik Giniego oraz dynamiczną funkcję produkcji Cobba – Douglasa..

Słowa kluczowe: krzywa Lorenza, wskaźnik Giniego, funkcję produkcji Cobba – Douglasa

WSTĘP

Transformacja gospodarcza Polski w latach 90 – tych miała duży wpływ na sytuację w rolnictwie. Liberalizacja cen środków produkcji i uwolnienie cen rolnych wpłynęły na relacje wskaźnika nożyc cen, który był niekorzystny dla rolnictwa, aż w 9 latach, w okresie 1993 – 2003 (por. Roczniki GUS). Sytuacja ta miała przede wszystkim, wpływ na wielkość uzyskiwanych dochodów przez rolników (parytet dochodowy w analizowanym okresie obniżył się z 92% do około 40%). Wprowadzenie zmian systemowych wymusiło zmiany w gospodarstwach rolniczych. Tempo tych zmian jest zróżnicowane tak pod względem regionalnym, jak i przedmiotowym (Zegar 2002, Józwiak 2003, Borkowski 2005, GUS 2006). Celem naszych badań jest określenie zróżnicowania efektywności pracy i majątku mierzonej wielkością produkcji końcowej w gospodarstwach rolniczych na przestrzeni lat 1993 i 2003. Materiałem empirycznym są dane z gospodarstw rolniczych zgromadzone przez IERiGŻ. Badaniem objęto gospodarstwa ankietowane przez Instytut w latach 1993 – 2003. Łącznie badaniem objęto około 8800 gospodarstw (por. Tab.1).

Tabela 1. Liczba badanych gospodarstw w latach 1993 - 2003

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2002	2003	Razem
do 15 ha	593	645	672	571	561	553	95	476	451	365	4982
powyżej 15 ha	158	261	295	426	437	445	102	436	637	600	3797
Razem	751	906	967	997	998	998	197	912	1088	965	8779

Źródło: Opracowanie własne

Za zmienną objaśnianą przyjęliśmy wartość końcowej produkcji rolniczej w zł/ha UR (Y_t), natomiast zmiennymi objaśniającymi są: obszar użytków rolnych (UR) - (X_{1t}), nakłady pracy (X_{2t}) w osobach na 100 ha UR, nakłady materialne (X_{3t}) w zł/ha UR, nakłady na rzeczowe aktywa trwałe (X_{4t}) w zł/ha UR oraz zmienna $t = 1, 2, \dots, 11$ reprezentująca czas. Wszystkie zmienne zostały wyrażone w cenach 1993 roku. Ankietowane gospodarstwa rolnicze (około 900 w każdym roku) przez IERiGŻ nie są próbą losową. Dlatego też badania te traktujemy jako pewne case study a uzyskanych wyników nie uogólniamy na populację gospodarstw rolniczych w Polsce.

METODY ANALIZY

W pierwszym etapie pracy dokonaliśmy analizy porównawczej rozkładu badanych cech za pomocą tzw. krzywej zróżnicowania dwu dystrybuant (częstości skumulowanych) oraz za pomocą liczbowego wskaźnika. Krzywa zróżnicowania (koncentracji) przy zadanym naturalnym uporządkowaniu może przebiegać nad i pod przekątną. Liczbowym miernikiem koncentracji ar jest podwojona różnica między dwoma polami zawartymi między przekątną a krzywą: tym, które znajduje się pod przekątną i tym, które położone jest nad nią. Formalnie można to zapisać w postaci:

$$2 \int_0^1 (u - C(u)) du,$$

gdzie $C(u)$ oznacza funkcję opisującą krzywą koncentracji.

Maksymalny wskaźnik koncentracji (ar_{\max}) nazywany jest uogólnionym wskaźnikiem Giniego. Szerszy opis badania zróżnicowania rozkładów można znaleźć w (Kowalczyk i inni 2004).

W literaturze naukowej proponowane są różne analityczne postacie funkcji produkcji, oprócz statycznych wyróżnia się dynamiczne postacie funkcji produkcji. Relacja pomiędzy wielkością produkcji a nakładami pracy i kapitału, przy założeniu, że proces produkcji nie ulega zmianie w czasie jest nazywana statyczną funkcją produkcji (Borkowski, Dudek, Szczesny 2003, Varian 2000, Żółtkowska 1997). Do badań mikroekonomicznych obejmujących krótki okres może być wykorzystana statyczna postać funkcji produkcji. Natomiast gdy wielkość produkcji niezależnie od wielkości nakładów pracy i kapitału zależy od czasu, w którym relacja ta jest obserwowana to funkcja produkcji ma charakter dynamiczny.

Dynamiczną postać dwuczynnikowej funkcji produkcji możemy zapisać w postaci (Green 2000, Fuss, McFadden 1978, Kukuła 2003):

$$y_t = \gamma x_{1t}^{\beta_1} x_{2t}^{\beta_2} x_{3t}^{\beta_3} x_{4t}^{\beta_4} e^{\delta t + \varepsilon_t} \quad (1)$$

y_t - wielkość produkcji końcowej w zł/ha UR,

x_{1t} - obszar UR w ha,

x_{2t} - liczba osób zatrudnionych na 100 ha UR,

x_{3t} - nakłady materialne w zł/ha UR,

x_{4t} - nakłady na rzeczowy majątek trwały w zł/ha UR,

β, γ, δ - parametry modelu,

t - zmienna czasowa,

ε - składnik losowy.

Ponadto założyliśmy, że funkcja ta jest funkcją jednorodną stopnia pierwszego, tzn. że suma elastyczności produkcji jest równa jeden, czyli, że mamy stały efekt skali.

Powyzsza postać funkcji pochodzi od Tinbergera i polega na multiplikatywnym nałożeniu na model wielkości $e^{\delta \cdot t}$, gdzie δ - jest miarą postępu techniczno – organizacyjnego. Jeżeli $\delta > 0$, to wielkość produkcji zależy także od efektów postępu organizacyjnego i technicznego. Wielkość wzrostu produkcji wynosi średnio $(e^{\delta} - 1) \cdot 100$ w skali rocznej. Gdy $\delta < 0$ możemy powiedzieć, że mamy do czynienia z ujemnym wpływem postępu technicznego i organizacyjnego a wielkość średniego wpływu w roku możemy obliczyć jako: $(e^{\delta} - 1) \cdot 100$. Dla $\delta = 0$ wielkość produkcji determinowana jest tylko poprzez wielkości nakładów kapitałowych i pracy (wówczas mówimy o neutralnym postępie techniczno – organizacyjnym). Oszacowania parametrów funkcji produkcji dokonaliśmy KMNK.

WYNIKI ANALIZY

W pierwszej kolejności dokonaliśmy analizy zmian badanych cech w okresie 1993 – 2003. Wykorzystaliśmy w niej krzywe zróżnicowania rozkładów i krzywe Lorenza oraz odpowiednie wskaźniki Giniego (Kowalczyk i inni 2004) jako liczbowe miary zróżnicowania. Średni obszar UR gospodarstw objętych badaniem wyraźnie wzrósł. Łącznie ze wzrostem średniego obszaru zwiększała się dyspersja (por. tab. 2). Analiza wykazała wzrost koncentracji UR w badanych gospodarstwach, szczególnie do 1998 roku (wskaźnik Giniego wynosił 0,544).

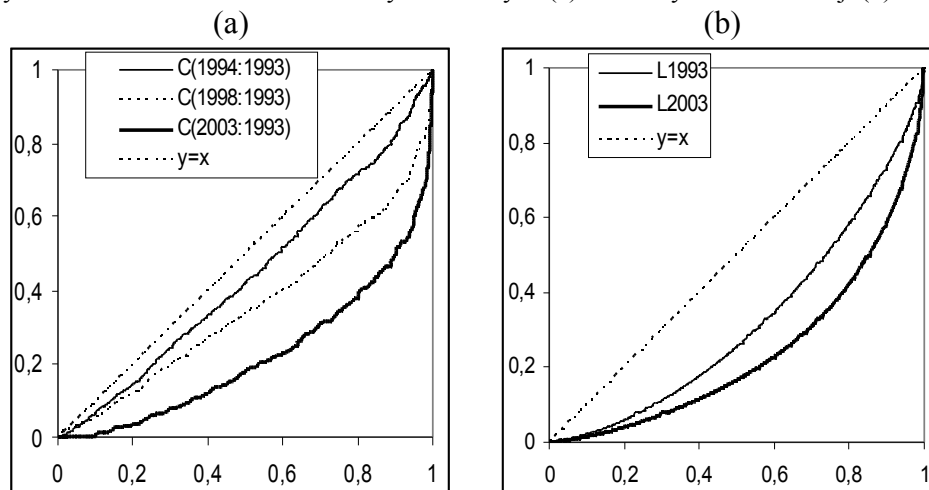
W następnych latach obserwujemy koncentrację UR na podobnie wysokim poziomie, zmienia się jednak wielkość gospodarstw we wszystkich grupach gospodarstw (por. rys. 1). Dynamiczna analiza zróżnicowania obszaru UR w porównaniu do 1993 roku wykazała wysoki ich poziom. W analizowanym okresie wystąpiły dość duże zmiany obszaru UR w badanych gospodarstwach.

Tabela 2. Poziom średni, zróżnicowanie i koncentracja obszaru użytków rolnych

Rok	średnia	odch. Stand.	Gini	ar($C_{Rok:1993}$)
1993	10,99	8,65	0,357	0,000
1994	12,92	10,44	0,368	0,122
1995	13,68	12,46	0,385	0,146
1996	22,11	28,99	0,521	0,282
1997	22,88	30,59	0,528	0,292
1998	24,09	33,86	0,544	0,297
1999	26,74	33,66	0,521	0,406
2000	26,18	37,43	0,552	0,336
2002	30,92	53,37	0,526	0,508
2003	33,96	58,69	0,526	0,556

Źródło: Opracowanie własne

Rysunek 1. Zróżnicowanie obszaru użytków rolnych (a) oraz krzywe koncentracji (b)



Źródło: Opracowanie własne

Realne wartości produkcji końcowej, rzeczowego majątku trwałego oraz nakładów materialnych wyrażone są w cenach 1993 roku. Analiza dynamiki zmian średnich wartości badanych cech wykazała tendencje malejącą (por. tab. 3).

Tabela 3. Wartości średnie oraz zróżnicowanie badanych cech

Rok	Produkcja końcowa		Rzeczowy majątek trw.		Nakłady materialne		Nakłady pracy	
	średnia	ar(C _{Rok:1993})	średnia	ar(C _{Rok:1993})	średnia	ar(C _{Rok:1993})	średnia	ar(C _{Rok:1993})
1993	1174,4	0,000	7612,051	0,000	1022,6	0,000	34,0	0,000
1994	1119,7	-0,114	6940,851	-0,076	1042,1	0,010	30,5	-0,091
1995	1237,3	0,047	6760,375	-0,095	1063,5	0,035	29,7	-0,012
1996	1268,5	0,086	6852,013	-0,111	1103,0	0,073	27,2	-0,125
1997	1143,6	-0,063	6931,122	-0,096	1059,0	0,010	27,0	-0,016
1998	1061,4	-0,154	6867,577	-0,114	977,6	-0,103	27,1	-0,018
1999	820,6	-0,450	5989,364	-0,262	830,7	-0,288	25,0	-0,077
2000	1010,2	-0,222	6318,985	-0,201	943,9	-0,147	25,0	0,026
2002	980,3	-0,301	3778,266	-0,609	718,2	-0,474	21,3	-0,033
2003	989,3	-0,328	3741,817	-0,611	710,5	-0,477	19,1	-0,049

Źródło: Opracowanie własne

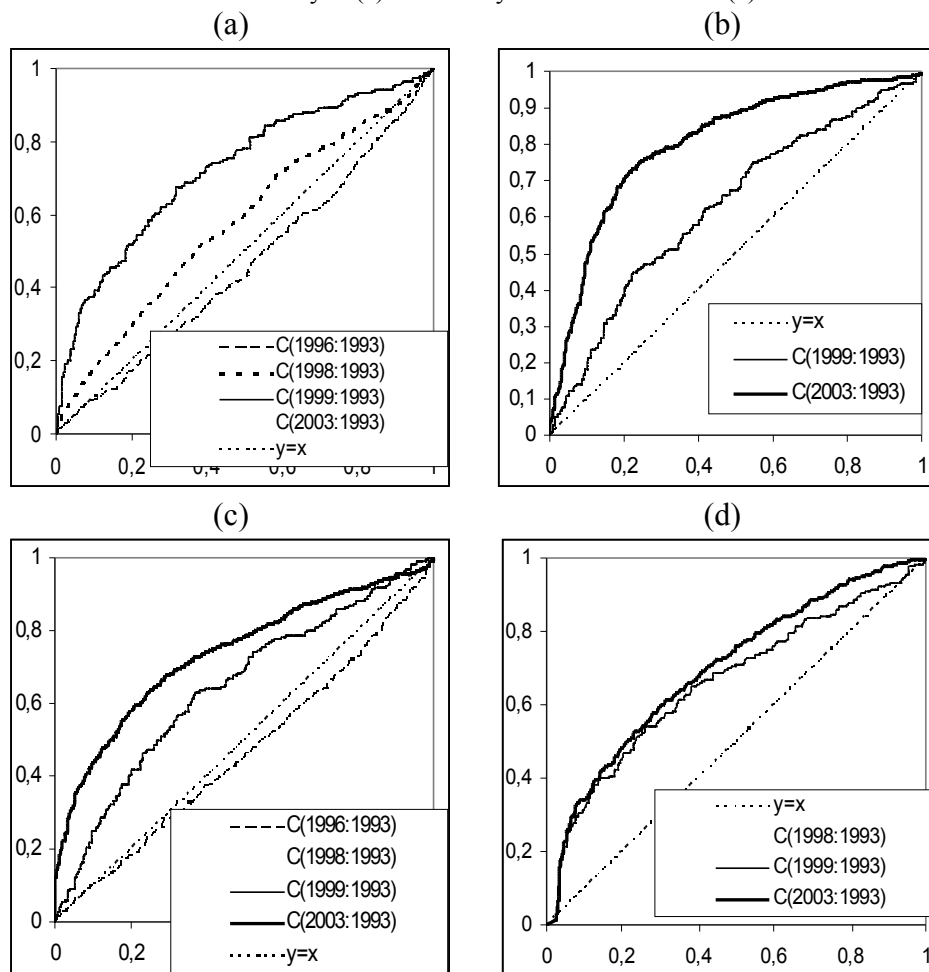
Realne średnie wartości produkcji w analizowanym okresie wykazywały tendencje malejące.

Wartość produkcji w 2003 roku stanowiła 84,24% średniej wartości produkcji rolniczej w 1993 roku. Podobne analogie zaobserwowaliśmy przy rzeczowym majątku trwałym i nakładach materialnych. Wartość rzeczowego majątku trwałego w 2003 roku nie przekraczała 50% średniej wartości majątku trwałego w 1993 roku. Do pozytywnych aspektów przemian, jakie dokonały się w gospodarstwach rolniczych należy zaliczyć wzrost produktywności majątku trwałego. W 1993 roku produktywność majątku trwałego liczona wartością produkcji końcowej wynosiła 0,15 zł wobec 0,26 zł w 2003 roku. Oczywiście są to wyliczenia na poziomie średnich i mogą być obarczone błędem, niemniej jednak wskazują na tendencję wzrostu produktywności majątku trwałego w badanych gospodarstwach rolniczych.

Nakłady pracy wyrażone liczbą osób zatrudnionych na 100 ha UR wyraźnie zmniejszały się w badanym okresie. Ponad 45% zmniejszyła się liczba zatrudnionych w 2003 roku w porównaniu do 1993 roku. Wzrosła wyraźnie efektywność nakładów pracy. W 1993 roku wynosiła ona 34,5 zł produkcji końcowej z ha UR na 1 zatrudnionego wobec 51,8 zł w 2003 roku.

Generalnie można więc stwierdzić, że w badanych gospodarstwach nastąpiła racjonalizacja zatrudnienia i wyposażenia w majątek trwały oraz koncentracja obszaru UR. Przepuszczalnie spadek wartości produkcji wymuszał zmiany struktury gospodarstw rolniczych. Niekorzystne dla rolnictwa indeksy nożyc cen powodowały spadek realnych wartości produkcji końcowej (por. rys. 2).

Rysunek 2. Zróżnicowanie produkcji końcowej (a), rzeczowego majątku trwałego (b), nakładów materialnych (c) oraz liczby osób na 100 ha UR (c)



Źródło: Opracowanie własne

Z analizy rys.2 (a) wynika, że aż w 80% gospodarstw w 2003 roku wartość produkcji końcowej nie przekroczyła wartości mediany (wartość środkowa) z 1993 roku a ponad połowa nie przekroczyła wartości drugiego decyla z 1993 roku. Jeszcze większe zróżnicowanie wystąpiło w wyposażeniu w majątek trwały (rys.2 (b)). W około 90% gospodarstw w 2003 roku wartość rzeczowego majątku trwałego była niższa od średniej wartości rzeczowego majątku trwałego

w gospodarstwach w 1993 roku. Również w ponad połowie gospodarstw w 2003 roku realna średnia wartość nakładów materialnych nie przekroczyła wartości drugiego decyla z 1993 roku (rys.2 (c)).

W następnym etapie badań określiliśmy miary elastyczności produkcji końcowej względem badanych cech. Badania efektywności czynników wytwórczych i elastyczności produkcji dokonaliśmy na podstawie dynamicznej funkcji potęgowej. Ze względu na duże zróżnicowanie obszaru UR badania te przeprowadziliśmy w dwóch rozłącznych grupach: w gospodarstwach rolniczych o obszarze do 15 ha UR (grupa I) i w gospodarstwach rolniczych o obszarze powyżej 15 ha (grupa II). Dla wyodrębnionych grup zbudowaliśmy te same modele dynamicznej funkcji potęgowej o postaci:

$$y_t = \gamma x_{1t}^{\beta_1} x_{2t}^{\beta_2} x_{3t}^{\beta_3} x_{4t}^{\beta_4} e^{\delta t + \varepsilon_t} \quad (2)$$

gdzie oznaczenia jak we wzorze (1)

W pierwszej kolejności parametry tej funkcji oszacowaliśmy KMNK. W tym celu dokonaliśmy linearyzacji funkcji potęgowej do postaci liniowej, poprzez obustronne logarytmowanie:

$$\ln y_t = \ln \lambda + \beta_1 \ln x_{1t} + \beta_2 \ln x_{2t} + \beta_3 \ln x_{3t} + \beta_4 \ln x_{4t} + \delta t \quad (3)$$

Parametry obliczone tą metodą oceny parametrów były parametrami startowymi w nieliniowej metodzie numerycznej (wykorzystano algorytm Marquardta). Oceny parametrów z modeli przedstawia tabela 4.

Tabela 4. Oceny parametrów, błędy standardowe oraz przedziały ufności

Nazwa zmiennej	gospodarstwa o powierzchni do 15 ha				gospodarstwa o powierzchni powyżej 15 ha			
	Współczynnik	Błąd standardowy	Granice przedziału ufności (95%)		Współczynnik	Błąd standardowy	Granice przedziału ufności (95%)	
Stała	4,459	1,112	3,620	5,493	1,7748	1,0962	1,4824	2,1249
x_{1t}	0,005	0,002	0,001	0,008	0,0003	0,0002	-0,00001	0,0006
x_{2t}	0,019	0,005	0,009	0,029	-0,0238	0,0102	-0,0439	-0,0038
x_{3t}	0,574	0,012	0,551	0,597	0,7084	0,0129	0,6831	0,7337
x_{4t}	0,007	0,002	0,003	0,011	0,1817	0,0121	0,1579	0,2055
t	0,154	0,012	0,131	0,177	0,0124	0,0019	0,0086	0,0162

Źródło: Opracowanie własne

Dla gospodarstw o obszarze UR do 15 ha uzyskano następujące oszacowania parametrów:

$$y_t = 4,46 x_{1t}^{0,005} x_{2t}^{0,019} x_{3t}^{0,574} x_{4t}^{0,007} e^{0,154t + \varepsilon_t} \quad (4)$$

$$\bar{R}^2 = 0,4832$$

Z obliczeń wynika, że największe znaczenie w objaśnianiu wielkości produkcji końcowej miały nakłady materialne. Wzrost nakładów materialnych o 1% powodował ceteris paribus wzrost produkcji końcowej średnio o około 58%. Wielkość wzrostu produkcji spowodowana postępowaniem techniczno – organizacyjnym wynosi średnio $(e^{\delta-1}) \cdot 100 = 16,65\%$ w skali rocznej. Jest to zdumiewająco wysoka wartość i według naszej opinii mało realna, tym bardziej, że dopasowanie modelu do danych empirycznych nie jest zadowalające.

Natomiast dla gospodarstw o obszarze UR powyżej 15 ha uzyskano następujące oszacowania parametrów:

$$y_t = 1,77x_{1t}^{0,0003} x_{2t}^{-0,024} x_{3t}^{0,71} x_{4t}^{0,18} e^{0,0124t + \varepsilon_t} \quad (5)$$

$$\bar{R}^2 = 0,6280$$

Dla gospodarstw powyżej 15 ha UR uzyskaliśmy znacznie wyższą elastyczność produkcji względem nakładów materialnych (około 71%). W tym przypadku efekt postępu techniczno – organizacyjnego wynosił 1,25% w skali roku. Wynik ten potwierdza innowacyjność właścicieli gospodarstw i wdrażanie nowych, bardziej wydajnych technik wytwarzania. Na uwagę zasługuje także różny kierunek wpływu nakładów pracy w obu badanych grupach. W gospodarstwach mniejszych obszarowo, do 15 ha wzrost zatrudnienia o 1% powodował wzrost produkcji średnio o 0,005% przy stałym poziomie innych czynników. Natomiast w drugiej grupie gospodarstw wpływ nakładów pracy na poziom produkcji był ujemny. W gospodarstwach obszarowo większych znaczenie siły roboczej było znacznie mniejsze.

Do ciekawych wniosków prowadzi porównanie przedziałów ufności oszacowanych parametrów w dwóch grupach gospodarstw. Z uwagi na rozłączność obliczonych przedziałów ufności wnioskujemy o różnym wpływie badanych cech na poziom produkcji w gospodarstwach do 15 ha UR i powyżej 15 ha UR. Wpływ obszaru UR na wielkość produkcji końcowej był niski w obu badanych grupach, dlatego też w dalszej analizie pominęliśmy tę cechę. Oszacowania parametrów dla modeli ekonometrycznych bez nakładów pracy w obu badanych grupach przedstawia tab. 5.

Tabela 5 .Oceny parametrów, błędy standardowe oraz przedziały ufności

Nazwa zmiennej	gospodarstwa o powierzchni do 15 ha				gospodarstwa o powierzchni powyżej 15 ha			
	Współczynnik	Błąd standardowy	Granice przedziału ufności (95%)		Współczynnik	Błąd standardowy	Granice przedziału ufności (95%)	
Stała	4,981	1,103	4,111	6,035	1,8638	1,0921	1,5682	2,2151
x_{2t}	0,016	0,005	0,006	0,026	-0,0355	0,0081	-0,0514	-0,0196
x_{3t}	0,579	0,012	0,556	0,601	0,7097	0,0129	0,6844	0,7349
x_{4t}	0,144	0,011	0,121	0,166	0,1790	0,0121	0,1553	0,2026
t	0,007	0,002	0,003	0,011	0,0127	0,0019	0,0089	0,0165

Źródło: Opracowanie własne

Oszacowaliśmy dwa rozłączne modele ekonometryczne, dla gospodarstw do 15 ha UR i powyżej 15 ha UR. Dla gospodarstw o obszarze UR do 15 ha uzyskano następujące oszacowania parametrów:

$$y_t = 4,98x_{2t}^{0,016} x_{3t}^{0,579} x_{4t}^{0,144} e^{0,007t + \varepsilon_t} \quad (6)$$

$$\bar{R}^2 = 0,4826$$

Jedyną zauważalną zmianą w porównaniu do poprzedniego modelu jest wyraźny wzrost elastyczności nakładów na rzeczowy majątek trwały, który wynosił średnio 0,14%. Wielkość wzrostu produkcji spowodowana postępem techniczno – organizacyjnego wynosi tu średnio $(e^{\delta} - 1) \cdot 100 = 0,71\%$ w skali rocznej. Wyeliminowanie więc UR z modelu ekonometrycznego obniżyło bardzo wyraźnie wpływ postępu techniczno – organizacyjnego na wzrost produkcji. Z porównania wyników modeli ekonometrycznych (4) i (6) może wynikać wniosek, że w tej grupie gospodarstw postęp techniczno – organizacyjny był determinowany głównie poprzez wzrost obszaru UR. Perspektywa przyjęcia do UE i dopłaty do obszaru były czynnikami sprzyjającymi zwiększania obszaru UR.

Natomiast dla gospodarstw o obszarze UR powyżej 15 ha uzyskano następujące oszacowania parametrów:

$$y_t = 1,86x_{2t}^{-0,036} x_{3t}^{0,71} x_{4t}^{0,18} e^{0,0127t + \varepsilon_t} \quad (7)$$

$$\bar{R}^2 = 0,6277$$

W tej grupie gospodarstw wyeliminowanie UR z modelu ekonometrycznego nie spowodowało większych różnic. Efekt postępu techniczno – organizacyjnego został na podobnym poziomie i wynosił $(e^{\delta} - 1) \cdot 100 = 1,28\%$ w skali rocznej. Pośrednio można więc wnioskować, że postęp w tej grupie gospodarstw nie był determinowany zwiększaniem obszaru UR a raczej innymi czynnikami. Efekt skali produkcji w obu badanych grupach był mniejszy od jedności i wynosił: dla grupy

gospodarstw o obszarze do 15 ha - 0,74 (por. (6)), a dla gospodarstw o obszarze powyżej 15 ha - 0,85 (por. (7)). Zatem w obu badanych grupach gospodarstw produkcja wzrastała wolniej niż nakłady, występował więc efekt malejącej skali produkcji.

PODSUMOWANIE I WNIOSKI

Przeprowadzone badania upoważniają nas do następujących uogólnień.

1. W badanych gospodarstwach, w okresie 1993 – 2003, nastąpiła koncentracja UR, przy jednoczesnym dużym ich zróżnicowaniu.
2. Realne wartości produkcji końcowej oraz nakładów na rzeczowy majątek trwały wykazywały tendencje malejące.
3. W analizowanym okresie nastąpił wzrost produktywności majątku trwałego oraz efektywności nakładów pracy.
4. Tempo racjonalizacji zatrudnienia i wyposażenia w majątek trwały oraz koncentracji obszaru UR było inne w gospodarstwach obszarowo mniejszych (do 15 ha) niż obszarowo większych (powyżej 15 ha).
5. Efekt postępu techniczno – organizacyjnego był różny w zależności od obszaru UR. W grupie gospodarstw do 15 ha postęp techniczno – organizacyjny był determinowany głównie poprzez wzrost obszaru.
6. W badanych gospodarstwach występowała malejąca wydajność czynników produkcji (elastyczność skali produkcji była w obu badanych grupach poniżej jedności).

LITERATURA

Borkowski B, Dudek H, Szczesny W.(2003): Ekonometria. Wybrane zagadnienie. PWN, Warszawa,

Borkowski B: (2005) Tendencje zmian elastyczności substytucji nakładów pracy i nakładów na rzeczowe aktywa trwałe w gospodarstwach rolniczych. W: Gospodarstwa niekonwencjonalne na tle bazy produkcyjnej rolnictwa w Polsce, Urząd Statystyczny w Kielcach,. Kielce

Greene W.H. (2000) Econometric Analysis. Prentice Hall, Inc. New Jersey

Fuss M, McFadden D.,L.: (1978) Production Economics: A dual approach to theory and applications, Volume I: Theory of production, Volume II: Applications of theory of production Editors Amsterdam; North Holland

Kowalczyk T., Pleszczyńska E., Ruland F., (Eds), (2004) Grade Models and Methods for Data Analysis Springer-Verlag, Berlin-Heidelberg-New York

- Kukuła K. (2004) Wprowadzenie do ekonometrii w przykładach i zadaniach. Wydawnictwo Naukowe PWN. Warszawa 2004.
- Varian H. (1992) Microeconomic Analysis. Norton. New York, London
- Żółtowska E. (1997) Funkcje produkcji. Wydawnictwo UŁ, Łódź
- (2003) Produkcyjno – ekonomiczna sytuacja gospodarstw prowadzących rachunkowość rolną w latach 1999 – 2001. Opracowanie IERiGŻ, Warszawa
- Zegar J. (2003) Zróżnicowanie regionalne rolnictwa, GUS, Warszawa
- (2006) Charakterystyka gospodarstw rolnych w 2005 roku. Informacje i opracowania statystyczne. GUS, Warszawa 2006.

The changes in Farm's production structure during 1993 – 2003 period

Summary: Within the analysed homesteads, a rationalization of employment and equipment in assets members and a concentration of arable lands area have taken place. Price range indexes, which are disadvantageous for agriculture, have resulted in a drop of actual final output value and material asset members costs. Analysis has shown an increase in arable lands concentration within the examined homesteads, especially until year 1998 (the Gini index amounted to 0,544). An increase in productivity of asset members and effectiveness of invested work are the positive aspects of changes that took place within the homesteads. Effectiveness of productive factors and production flexibility, which were calculated based on a dynamic exponential function, differed within two separate groups of homesteads of dissimilar arable lands area.

Key words: Gini index