

Marcin Gospodarowicz

Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy

PARAMETRYCZNA ANALIZA EFEKTYWNOŚCI TECHNICZNEJ GOSPODARSTW WYSOKOTOWAROWYCH W LATACH 1992-2005

Streszczenie: Jednym z kluczowych problemów polskiego rolnictwa od wielu lat pozostaje archaiczna struktura agrarna i związana z nią ekonomiczna niewydolność znacznej części gospodarstw. Przemiany strukturalne na wsi nie wykazywały pożądanej dynamiki, czego efektem jest utrzymujący się wysoki poziom zatrudnienia w działalności rolniczej i związana z nią niska produktywność pracy. Celem prezentowanego artykułu było rozpoznanie i ocena zmian w efektywności technicznej grupy gospodarstw pod kątem możliwości ich dalszego rozwoju. Do grup zagadnień analizy należały potencjał wytwórczy, tendencje produkcyjne i organizacyjne, wyniki ekonomiczno-finansowe gospodarstw, okres analizy zaś obejmował lata 1992-2005. Przedmiotem analizy były gospodarstwa wysokotowarowe.

Słowa kluczowe: efektywność techniczna, gospodarstwa wysokotowarowe, SFA.

1. Wstęp

Efektywność traktowana jest jako jedna z podstawowych kategorii służących do opisu stanu funkcjonowania i określenia szans przetrwania oraz rozwoju wszelkich systemów. Powyższe twierdzenie odnosi się również do problematyki rolnej. W warunkach gospodarki rynkowej każde przedsiębiorstwo, a więc także gospodarstwo, powinno zmierzać do stanu, w którym żadne nakłady produkcyjne nie są marnotrawione, czyli dążyć do osiągnięcia maksymalnej możliwej efektywności. Pomimo postępujących przemian gospodarczych produkcja rolnicza odgrywa nadal istotną rolę w gospodarce Polski. Wśród państw członkowskich przyjętych do UE po roku 2004 Polska ma najważniejszy sektor rolny, z prawie jedną piątą populacji zatrudnioną w rolnictwie. Z 2,9 mln gospodarstw posiada 1/3 ziemi uprawnej wszystkich nowych państw członkowskich. Szacuje się, że areał użytków rolnych wynosi ok. 16,2 mln ha. W 2007 r. rolnictwo wytwarzało 4% PKB, a zatrudniało 16,5% siły roboczej [*Produkt krajowy brutto...* 2009, s. 59].

Jednym z kluczowych problemów polskiego rolnictwa od wielu lat pozostaje archaiczna struktura agrarna i związana z nią ekonomiczna niewydolność znacz-

nej części gospodarstw. Przemiany strukturalne na wsi nie wykazywały pożądanej dynamiki, czego efektem jest utrzymujący się wysoki poziom zatrudnienia w działalności rolniczej i związana z nią niska produktywność pracy. Wartość dodana produkcji rolnej na jednostkę pracy (AWU) kształtowała się w latach 2005 i 2007 na poziomie niewiele ponad 3000 euro, co stanowi niecałe 20% średniego poziomu tego wskaźnika w krajach EU-15 i jest jednocześnie najniższą wielkością w krajach Europy Wschodniej i Centralnej (z wyłączeniem Bułgarii i Rumunii) [Csaki 2009, s. 15]. Wynik ten sugeruje istotny przerost zatrudnienia i ukryte bezrobocie w sektorze rolnym. Gospodarstwa rolne w Polsce charakteryzują się również niskimi zasobami kapitałowymi, choć jednocześnie badania porównawcze sugerują, że jest on przeciętnie wyższy niż w innych krajach regionu [Davidova i in. 2002, s. 53]. Zaprezentowane fakty zachęcają do postawienia pytania o efektywność wykorzystania czynników produkcji w gospodarstwach rolnych w Polsce.

Efektywność techniczna gospodarstw rolnych w Polsce była przedmiotem licznych analiz i opracowań autorów zarówno krajowych, jak i zagranicznych. Większość analiz koncentrowała się jednak na nieparametrycznych technikach pomiaru efektywności (metoda DEA), a jedynie nieliczne prace wykorzystywały techniki oparte na funkcji produkcji bądź kosztów. W tym kontekście wymienić należy przede wszystkim prace autorów, takich jak Latruffe i in. (2002), Hockmann, Pięniądź (2009) oraz Kulawik i in. (2008). Wspomniane badania oparte były głównie na danych rachunkowych gospodarstw rolnych skupionych w polskim FADN.

Prezentowany artykuł rozszerza poprzednie badania przede wszystkim przez wykorzystanie alternatywnej w stosunku do gospodarstw FADN próby badawczej. Jego celem było rozpoznanie i ocena zmian w efektywności technicznej wybranej grupy gospodarstw pod kątem możliwości ich dalszego rozwoju. Analizie poddane zostały potencjał wytwórczy, tendencje produkcyjne i organizacyjne, wyniki ekonomiczno-finansowe gospodarstw, okres badania zaś obejmował lata 1992-2005. Przedmiotem analizy były gospodarstwa wysokotowarowe, wyodrębnione z grupy podmiotów rolnych o obszarze powyżej 1,00 ha UR, w dyspozycji osób fizycznych. Źródła empiryczne badania stanowiły wyniki ankiet terenowych, prowadzonych przez IERiGŻ-PIB w 1992, 1996, 2000 i 2005 r., na stałej próbie 76 wsi i wszystkich położonych tam gospodarstw indywidualnych.

2. Metody badawcze

Dla pomiaru wydajności produkcji stworzone zostały trzy metody ilościowe: parametryczna (typu deterministycznego i stochastycznego), nieparametryczna (metoda obwiedni danych – *Data Envelopment Analysis* (DEA)) oraz indeksów produktywności na bazie zasad rachunkowości i zasad teorii indeksu [Coelli i in. 1998 s. 32]. Analiza funkcji stochastycznej (produkcji lub kosztów) – *Stochastic Frontier Analysis* (SFA), i DEA są najczęściej stosowanymi metodami. Obie metody szacują granicę efektywności i obliczają sprawność techniczną jednostki w odniesieniu do granicy.

Podejście SFA wymaga przyjęcia określonych założeń dotyczących funkcjonalnej formy funkcji produkcji bądź kosztów. Podejście DEA opiera się na zastosowaniu programowania liniowego do budowy cząstkowej granicy, otaczającej obserwacje wszystkich jednostek decyzyjnych. Na stworzonej granicy znajdują się obserwacje wykazujące najlepszą wydajność wśród badanych jednostek – jest to granica efektywności dla badanej próby. Zaletą metody DEA jest możliwość uwzględnienia w jednej analizie wielu nakładów i efektów produkcji. Ponadto DEA umożliwia obliczanie efektywności skali. Jednak mocnym punktem SFA w porównaniu z DEA jest to, że bierze pod uwagę błędy pomiaru i umożliwia ustalenie przedziałów ufności współczynników oraz źródeł nieefektywności.

Model stochastycznej granicy funkcji został zaproponowany jednocześnie przez Aignera i in. (1977) oraz Meeusena i van den Broecka (1977). W odróżnieniu od modelu deterministycznego zawiera on parametr losowy reprezentujący błąd pomiaru.

Model dla i -tego gospodarstwa (jednostki decyzyjnej) ma postać następującą:

$$\ln(y_i) = f(x_i, \beta) + v_i - u_i, \quad (1)$$

gdzie: y_i – zaobserwowany poziom produkcji i -tego gospodarstwa,

f – funkcja produkcji,

x_i – wektor czynników produkcji wykorzystanych przez gospodarstwo,

β – wektor parametrów, które muszą zostać obliczone w procesie estymacji,

v_i – reszta równania, z założenia niezależna i mająca identyczny rozkład (*iid*), gdzie $N(0, \sigma_v^2)$,

u_i – nieujemny element losowy określający poziom nieefektywności, *iid*, z rozkładem $N(\mu_u, \sigma_u^2)$, zaokrąglonym do zera w celu zapewnienia nieujemności.

Efektywność techniczna pojedynczego gospodarstwa (i) jest opisana formułą $TE_i = \exp(-u_i)$ i przyjmuje wartości pomiędzy 0 a 1, gdzie 1 oznacza jednostkę w pełni efektywną technicznie. Ze względu na fakt, iż możliwa jest jedynie obserwacja różnicy pomiędzy obydwoma elementami losowymi, $w_i = v_i - u_i$, u_i estymowane jest za pomocą oczekiwanej wartości warunkowej przy założeniu znanego w_i : $E[u_i|w_i]$. Warunkowy rozkład $u_i|w_i$ ma postać zaokrąglonego $N(\mu_i^*, \sigma^{*2})$, gdzie $\mu_i^* = (w_i \sigma_u^2 - \mu_u \sigma_v^2) / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ oraz $\sigma^{*2} = \sigma_u^2 \sigma_v^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ [Jondrow i in. 1982, s. 235].

Typowym algorytmem szacowania efektywności technicznej za pomocą funkcji stochastycznej jest podejście dwuetapowe. W pierwszym etapie obliczane są współczynniki nieefektywności technicznej u_p , czynniki zaś warunkujące nieefektywność ustalane są w drugim etapie. Metoda ta obarczona jest jednak potencjalnie dużym błędem pomiarowym i może prowadzić do obciążenia współczynników. Z tego względu w najpopularniejszym podejściu stosowanym w badaniach empirycznych współczynniki nieefektywności są traktowane jako zmienna zależna i łączone z wie-

loma czynnikami warunkującymi nieefektywność przy wykorzystaniu równania [Battese, Coelli 1995, s. 328]:

$$\mu_i = \delta_0 + z_i\delta, \quad (2)$$

gdzie: z_i – wektor zmiennych objaśniających,
 δ_0 oraz δ – parametr oraz wektor obliczonych parametrów.

Na potrzeby badania przyjęto definicję efektywności technicznej jako względnego poziomu wykorzystania nakładów produkcyjnych. Wskaźnik ten jest istotnym sygnałem wskazującym na zdolność gospodarstwa do optymalnego spożytkowania posiadanych zasobów produkcyjnych w celu osiągnięcia maksymalnego wyniku ekonomicznego. Metody analizy efektywności technicznej podmiotów mogą mieć charakter parametryczny bądź nieparametryczny. W badaniu skoncentrowano się na aplikacji stochastycznej analizy granicznej przy wykorzystaniu różnych postaci funkcji produkcji. Szczegółowy cel analizy obejmował dwa zagadnienia: estymację współczynników efektywności technicznej badanej populacji gospodarstw, ocenę zmian efektywności w okresie analizy oraz ustalenie wpływu czynników – zarówno endogenicznych, jak i egzogenicznych, na poziom efektywności technicznej. W badaniu rozważono postać funkcji regresji typu Cobba-Douglasa oraz translogarytmicznej, a zastosowany model Battese-Coelli (1995) pozwolił na uwzględnienie, obok zmiennych reprezentujących efekt i nakłady, również zmiennych mających wpływ na efektywność poszczególnych jednostek.

3. Opis badanej próby i wykorzystanych zmiennych

Analizą objęte zostały gospodarstwa wysokotowarowe. Pojęcie to odwołuje się do skali produkcji towarowej. Za takie gospodarstwo uznano wszystkie jednostki, których wielkość rolniczej produkcji towarowej umożliwiała uzyskanie dochodów z samej działalności rolniczej co najmniej porównywalnych z dochodami uzyskiwanymi poza rolnictwem. Tak określone rozmiary produkcji stanowiły przynajmniej dwukrotność średniej wartości sprzedaży produktów rolniczych wśród ogółu badanych gospodarstw. Uzyskany w ten sposób wskaźnik wynosił minimum: w 1992 r. – 10 tys. zł, w 1996 r. – 38 tys. zł, w 2000 r. – 50 tys. zł, a w ostatnim badaniu w roku 2005 – 70 tys. zł [Karwat-Woźniak 2007]. Populacja gospodarstw wysokotowarowych poddanych analizie liczyła w kolejnych latach: 1992 r. – 282, w 1996 r. – 335, w 2000 r. – 436, a w 2005 r. – 446 jednostek. Jednostki te charakteryzowało zdecydowanie prorynkowe nastawienie działalności rolniczej, stosunkowo duży areał uprawianej ziemi, relatywnie wysoka dochodowość oraz wysoki poziom inwestycji w środki trwałe i przeznaczone na potrzeby produkcji bieżącej.

Estymację funkcji produkcji przeprowadzono oddzielnie dla każdego z wybranych lat analizy (1992, 1996, 2000 i 2005), łącznie stworzonych zostało kilkadziesiąt modeli z różnymi zestawami zmiennych objaśniających. Uwzględniając specyfikę

produkcji rolniczej analizowanej grupy gospodarstw, a także biorąc pod uwagę ogólne uwarunkowania produkcji rolniczej w Polsce, w nakładach czynników wytworzonych wyróżniono następujące cztery grupy:

- obszar użytkowanych gruntów rolniczych własnych i najętych (w ha fizycznych);
- nakłady pracy w działalności rolniczej członków rodziny i osób obcych, w przeliczeniu na osoby pełnozatrudnione (AWU – *Annual Work Unit*);
- aktywa trwałe gospodarstwa rolnego, obejmujące oszacowaną wartość (w tys. zł) ciągników i innych środków transportu wykorzystywanych w działalności rolniczej, maszyn i narzędzi rolniczych, budynków i budowli gospodarczych oraz stada podstawowego zwierząt inwentarskich. Wartość aktywów trwałych ustalono na podstawie stanu posiadania poszczególnych składowych trwałych środków produkcji i średnich cen ich zakupu (lub budowy) w danym roku. Przy określeniu wartości trwałych środków produkcji uwzględniono nie tylko ilość i rodzaj posiadanych dóbr, ale również ich stan techniczny i długość eksploatacji (stopień zużycia);
- koszty bezpośrednie, ustalone jako orientacyjna wartość zużytych towarów i usług produkcyjnych, do których wyznaczenia posłużono się średnimi cenami i ilością zakupu poszczególnych rodzajów pasz, materiału siewnego, młodych zwierząt usług mechanizacyjnych i weterynaryjnych, nośników energii itp.

Ze względu na specyfikę metodologii obliczania efektywności w metodzie parametrycznej możliwe było ustalenie jedynie pojedynczego efektu produkcji. Za tę zmienną przyjęto wartość produkcji towarowej wyrażoną w tys. zł (tożsamą z wielkością sprzedaży) poszczególnych rodzinnych gospodarstw rolnych w danym roku. Należy przy tym zaznaczyć, iż ze względu na wartościowe ujęcie efektu działalności rolniczej o wielkości współczynników efektywności technicznej nie decydowała wyłącznie wielkość wytworzonych artykułów rolniczych, ale również wysokość uzyskanych cen sprzedaży.

Średnie wartości czynników produkcji i poziomu produkcji towarowej dla gospodarstw w poszczególnych latach zaprezentowane zostały w tab. 1.

Efekt działalności rolniczej jest wypadkową nie tylko oddziaływania różnorodnych czynników makroekonomicznych, lecz jest również uwarunkowany wieloma charakterystykami gospodarstwa i jego lokalnego (np. gminnego) otoczenia. Z tego względu pomiar efektywności technicznej badanej grupy gospodarstw wysokotowarowych rozszerzono o możliwie szerokie spektrum elementów warunkujących w założeniu poziom efektywności ich funkcjonowania. Czynniki te podzielone zostały na dwie grupy. Do pierwszej z nich zaliczono elementy charakterystyczne dla danego gospodarstwa, tj. czynniki endogeniczne. W skład tej grupy weszły cechy w pewnym zakresie odzwierciedlające jakość kapitału ludzkiego gospodarstwa – tj. wiek oraz ogólne i kierunkowe wykształcenie kierującego gospodarstwem; jakość wyposażenia w techniczne środki produkcji – poziom i kompleksowość umaszynowania procesów wytwarzania w gospodarstwie, stan i wyposażenie budynków i bu-

Tabela. 1. Przeciętne wartości czynników produkcji w poziomie produkcji towarowej w badanej próbie gospodarstw

Zmienna	1992	1996	2000	2005
Poziom produkcji towarowej (tys. zł)*	23,76	81	102,06	162,34
Powierzchnia gospodarstwa (w ha UR)	16,9	20,8	23,21	29,53
Nakłady pracy (AWU)	2,23	2,11	2,05	2,00
Koszty bezpośrednie (tys. zł)*	11,20	35,11	41,46	65,94
Aktywa trwałe (tys. zł)*	101,23	340,56	420,03	660,3

* w cenach bieżących

Źródło: opracowano na podstawie badań ankietowych IERiGŻ-PIB 1992, 1996, 2000, 2005.

dowli gospodarczych itd.; skłonność do ryzyka opisywaną wielkością wydatków inwestycyjnych oraz wartością kredytów zaciągniętych na działalność inwestycyjną i bieżącą, charakter i siłę powiązań rynkowych mierzonych liczbą umów kontraktacyjnych podpisanych przez producenta rolnego z podmiotami kontraktującymi, obejmujących zobowiązanie producenta do wytworzenia i dostarczenia produktów rolnych określonego rodzaju kontraktującemu, z jego zaś strony – obowiązek odebrania ich w umówionym terminie i zapłacenia ustalonej ceny lub dodatkowo ewentualne dalsze świadczenia. Obok sposobu zbytu produkcji rolniczej wytworzonej w gospodarstwie uwzględniono ukierunkowanie profilu wytwórczego gospodarstwa na działalność w obszarze produkcji roślinnej bądź zwierzęcej, postęp biologiczny mierzony wielkością (zakresem) nabycia zwierząt zarodowych oraz stosowania kwalifikowanego materiału siewnego, a także poziom postępu technologicznego aproksymowanego wielkością zakupu nowoczesnych maszyn. Ostatni czynnik endogeniczny warunkujący potencjalnie poziom efektywności technicznej gospodarstwa stanowiła wielkość dopłat bezpośrednich z UE otrzymanych przez nie w przeliczeniu na ha UR.

Wartości współczynników efektywności technicznej zestawiono również z cechami zewnętrznymi (egzogogenicznymi), charakteryzującymi otoczenie gospodarstwa (ściślej mówiąc – gminy, w której to gospodarstwo jest zlokalizowane) – z położeniem (makroregion), cechami demograficznymi – wiekiem, wykształceniem mieszkańców, poziomem migracji, przyrostem naturalnym, poziomem rozwoju działalności pozarolniczej, wielkością wydatków na rolnictwo, poziomem rozwoju infrastruktury technicznej (sieci wodno-kanalizacyjnej).

4. Rezultaty badania efektywności technicznej gospodarstw wysokotowarowych

Wstępne spojrzenie na uzyskane wielkości modelowania (tab. 1) wskazuje na systematyczny wzrost skali produkcji w gospodarstwach wysokotowarowych. Prze-

ciętnie w całym badanym okresie (1992-2005) odnotowano prawie 7-krotny wzrost skali sprzedaży w ujęciu nominalnym i ponad 3,5-krotny w ujęciu realnym. Zasoby ziemi uprawnej wzrastały w analizowanym okresie, areal statystycznego rodzinnego gospodarstwa wysokotowarowego powiększył się o 75% (z 16,9 do 29,5 ha UR), zatrudnienie zaś zmalało o ponad 10% (z 2,23 do 2,00 AWU). Spadek był znacznie większy w przeliczeniu na 100 ha UR i wynosił prawie 51% (z 13,8 do 6,8 AWU). To wstępne spojrzenie na podstawowe czynniki produkcji gospodarstw wysokotowarowych wskazuje na nasilenie się procesu substytucji czynników produkcji, zaznaczającego się zwłaszcza zastępowaniem czynnika pracy czynnikami ziemi i kapitału – m.in. poprzez wzrost technicznego uzbrojenia pracy (intensyfikacja kapitałowa produkcji rolniczej). W 1992 r. na jednego pełnozatrudnionego przypadało 7,6 ha UR, podczas gdy trzynaście lat później – 14,8 ha UR. Tendencje zmian w wielkości czynników produkcji i efektów ich zastosowania dokumentują przeobrażenia w technikach wytwarzania i organizacji produkcji omawianej zbiorowości gospodarstw wysokotowarowych, a jednocześnie dowodzą lepszego wykorzystania potencjału, zwłaszcza pracy, tj. wzrostu jej wydajności.

Badanie efektywności w grupie wybranych gospodarstw wysokotowarowych przeprowadzone zostało w kilku etapach. W ramach walidacji charakterystyk ekonometrycznych modeli przetestowane zostały hipotezy dotyczące założenia, że prosta regresja najmniejszych kwadratów będzie stanowiła wystarczającą formę funkcjonalną do oceny. Hipoteza ta odrzucona została dla wszystkich czterech lat analizy. Przeanalizowano również dwie alternatywne formy funkcjonalne modelu granicy stochastycznej, tj. Cobba-Douglasa i translogarytmiczną. Wartości statystyki testu ilorazu wiarygodności LR (*Likelihood Ratio*), weryfikującego hipotezę zerową o wpływie narzuconej postaci funkcyjnej i związanej z nią liczby współczynników regresji na logarytm wiarygodności w każdym przypadku, wskazywały na model translogarytmiczny jako na alternatywę o lepszym dopasowaniu do danych empirycznych. W przypadku modelu zarówno Cobba-Douglasa, jak i translogarytmicznego stwierdzono, że udział zmienności składnika reprezentującego nieefektywność (γ) w zmienności złożonego składnika losowego był niski i wynosił średnio 0,474 dla funkcji Cobba-Douglasa i 0,546 dla modelu translogarytmicznego. Oznacza to, że przeciętnie ok. 50%, zróżnicowania składnika losowego wynikało z szumu informacyjnego, a dopasowanie modelu do danych empirycznych uznać można za zadowalające.

4.1. Wyniki oszacowania translogarytmicznych modeli funkcji produkcji

W przypadku oszacowań modeli dla poszczególnych lat obie postacie funkcji okazały się zadowalające, o czym świadczy m.in. istotność zmiennych objaśniających. Ze względu na lepsze dopasowanie do danych empirycznych w toku dalszej analizy skupiono się na rezultatach modelu translogarytmicznego. Współczynniki regresji dla tych modeli granicznych dla gospodarstw wysokotowarowych w latach 1992, 1996, 2000 i 2005 zaprezentowane zostały w tab. 2.

Tabela 2. Oszacowane współczynniki regresji dla translogarytmicznych modeli efektywności technicznej gospodarstw wysokotowarowych

Czynnik produkcji	Wartość współczynnika regresji w roku:			
	1992	1996	2000	2005
Ziemia (ha UR)	0,11*	0,19*	0,22*	0,34*
Praca (AWU)	-0,18*	-0,22*	-0,03*	-0,11*
Aktywa trwałe (tys. zł)	0,35	0,37	0,45*	0,48*
Koszty bezpośrednie (tys. zł)	0,23	0,22	-0,34*	-0,23*

* istotność statystyczna na poziomie 1%

Źródło: opracowano na podstawie badań ankietowych IERiGŻ-PIB 1992, 1996, 2000, 2005.

Wszystkie czynniki produkcji były istotne statystycznie na poziomie 1%. Jedynym wyjątkiem stanowiły zmienne kapitałowe – aktywów trwałych i kosztów bezpośrednich w latach 1992 i 1996, co może świadczyć o niskim wykorzystaniu czynnika kapitału w produkcji rolniczej, będącego rezultatem ówczesnej słabości kapitałowej polskich gospodarstw. Dopiero w latach 2000 i 2005 czynnik kosztów bezpośrednich stał się istotnym statystycznie elementem równania funkcji produkcji z właściwym z teoretycznego punktu widzenia znakiem ujemnym. Również aktywa trwałe uzyskały istotność statystyczną na poziomie 1% w dwóch ostatnich latach analizy. Przy interpretacji uzyskanych rezultatów należy uwzględnić, iż przedsiębiorstwo rolne jest specyficznym podmiotem gospodarczym, którego celem jest wytwarzanie towarowej produkcji rolniczej i dostarczanie środków produkcji pochodzenia rolniczego dla całego rolnictwa. Wysoki poziom zatrudnienia w rolnictwie hamuje transfer postępu technologicznego do gospodarstw rolnych. Brak alternatywnych źródeł dochodów oraz niskie kwalifikacje znacznej części pracujących w rolnictwie wpływają również na wysoką pracochłonność produkcji i niskie dochody ludności rolniczej. W przełożeniu na wyniki estymacji modeli regresji ujemny znak przed współczynnikiem równania opisującym wielkość nakładów pracy świadczy o tym, iż zwiększona pracochłonność produkcji nie prowadzi automatycznie do większego efektu produkcji. W latach 2000 i 2005 istotny statystycznie wkład w generowanie produkcji towarowej uzyskały czynniki kapitałowe – wyposażenie w aktywa trwałe oraz wydatki na produkcję bieżącą. Wynik ten wskazuje na postępujące w okresie analizy przemiany strukturalne w grupie gospodarstw wysokotowarowych – podniesienie wydajności pracy, przy jednoczesnym zwiększeniu nacisku na czynnik kapitału jako istotny element przyczyniający się do podniesienia poziomu produkcji. Na podstawie badań przeprowadzonych m.in. w Instytucie Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – PIB można w tym okresie stwierdzić wzrost kapitalizacji polskiego sektora rolnego ze szczególnym uwzględnieniem gospodarstw zorientowanych rynkowo, do których zaliczane są gospodarstwa wysokotowarowe

[Karwat-Woźniak 2007]. Na przestrzeni całego niemal piętnastoletniego okresu analizy najważniejszym czynnikiem produkcji w polskim sektorze rolnym pozostają grunty rolne – znak dodatni przed współczynnikiem regresji oznacza, iż zwiększenie ich areалу stymuluje podwyższanie się poziomu produkcji towarowej. Obliczona np. dla roku 2005 elastyczność czynnika ziemi na poziomie 0,34 oznacza, iż zwiększenie areálu gruntów ornych o 1% przyczynia się (*ceteris paribus*) do 0,34-procentowego wzrostu produkcji towarowej.

W latach 1996-2005 odnotowano wzrost średniego poziomu efektywności technicznej gospodarstw wysokotowarowych. W roku 1996 wyniósł on 0,455, w roku 2000 wzrósł do 0,654, w 2005 r. zaś osiągnął 0,772. Rezultaty te wskazują na poprawę ogólnej efektywności wykorzystania środków produkcji w gospodarstwach wysokotowarowych w Polsce.

Tabela 3. Wartości współczynników efektywności technicznej gospodarstw wysokotowarowych w latach 1992-2005

Rok	Wartość efektywności technicznej			Odchylenie standardowe efektywności technicznej
	minimalna	maksymalna	średnia	
2005	0,123	0,990	0,772	0,172
2000	0,088	0,932	0,654	0,110
1996	0,225	0,765	0,455	0,066
1992	0,111	0,694	0,542	0,089

Źródło: opracowano na podstawie badań ankietowych IERiGŻ-PIB 1992, 1996, 2000, 2005.

Współczynniki efektywności technicznej zaprezentowane w tab. 3 są przeciętnymi wartościami wielkości oszacowanych dla poszczególnych gospodarstw. Pozwalają one na porównanie tendencji, które wystąpiły w analizowanym okresie. Zróżnicowanie efektywności technicznej gospodarstw rosło w kolejnych latach analizy. Wskazują na to dane zawarte w tab. 3, informujące o zakresie (od minimalnej do maksymalnej) wartości współczynników technicznej efektywności oraz odchyleniu standardowym współczynnika efektywności technicznej. Stwierdzony wzrost zmienności współczynnika efektywności technicznej w latach 1992-2005, mierzony poziomem odchylenia standardowego, wskazuje na pogłębiającą się polaryzację sektora gospodarstw wysokotowarowych pod względem efektywności wykorzystania czynników produkcji oraz pojawienie się grupy gospodarstw charakteryzujących się relatywnie wyższą efektywnością niż pozostałe podmioty w grupie. Wyniki dla roku 2005 wskazują na wzrost odsetka gospodarstw posiadających wskaźniki efektywności technicznej bliskie 1. Były to przede wszystkim jednostki duże, charakteryzujące się zasobnością w aktywa trwałe, wysokim poziomem mechanizacji oraz dobrymi kwalifikacjami zaangażowanego kapitału ludzkiego.

4.2. Uwarunkowania poziomu efektywności technicznej gospodarstw wysokotowarowych

Jak zauważa B. Karwat-Woźniak, potencjał produkcyjny i możliwości rozwojowe gospodarstwa rolnego warunkowane są wieloma czynnikami obejmującymi nie tylko materialne elementy zasobów produkcyjnych czy też usytuowanie wobec rynków zbytu i zaopatrzenia, lecz także trudne do kwantyfikacji czynniki obejmujące np. jakość kapitału ludzkiego zaangażowanego w prowadzenie przedsiębiorstwa rolnego, zwłaszcza osób sprawujących funkcje kierownicze i decyzyjne, poziom innowacyjności produkcji, jakość i unikatowe cechy czynników produkcji itp. [Karwat-Woźniak 2007, s. 7].

Tabela 4. Endogeniczne cechy gospodarstwa wpływające na poziom jego efektywności technicznej

Grupa zmiennych	Cecha gospodarstwa – typ zmiennej	Lata			
		1992	1996	2000	2005
Kapitał ludzki	Wiek produkcyjny kierownika gosp. (0-1)	0,141*	0,580*	0,966*	0,992*
	Wykształcenie ogólne kierownika co najmniej średnie (0-1)	0,819	0,469	0,319	0,380
	Wykształcenie kierunkowe (rolnicze) kierownika (0-1)	0,368	0,001	0,511	0,793
	Praca kierownika głównie w gospodarstwie (0-1)	0,355	0,638	0,598	0,325
	Liczba osób zatrudnionych głównie w gospodarstwie (liczba)	0,930	0,206	0,331	0,418
Czynniki produkcji	Występuje mechanizacja (0-1)	0,966	0,232	0,944*	0,536*
	Pełna mechanizacja (0-1)	0,091	0,688	0,192	0,604
Powiązania rynkowe	Liczba umów kontraktacyjnych (liczba)	0,895	0,085	-0,294*	0,408*
Inwestycje	Wartość inwestycji w zakup ziemi w tys. zł	b.d.	b.d.	-0,312	-0,256*
	Wartość inwestycji w zakup maszyn w tys. zł	b.d.	b.d.	-0,05	-0,022
Kapitał obcy – skłonność do ryzyka	Wysokość otrzymanych kredytów inwestycyjnych (na dokupienie ziemi, zakup maszyn, ciągników i inwentarza) w tys. zł	0,192	0,692	0,117*	0,382*
	Wysokość otrzymanych kredytów na inne bieżące cele produkcyjne w tys. zł	0,634	0,366	0,197	0,799
Dopłaty z UE	Dopłaty bezpośrednie z UE – w przeliczeniu na ha użytków rolnych – w zł	b.d.	b.d.	b.d.	-0,537*
Postęp	Biologiczny (0-1)	b.d.	b.d.	0,012	0,03*
	Technologiczny (0-1)	b.d.	b.d.	0,02	0,01

0-1 jako typ cechy oznacza zmienną binarną przyjmującą jedynie dwa możliwe stany; * istotność statystyczna na poziomie 1%.

Źródło: opracowano na podstawie badań ankietowych IERiGŻ-PIB 1992, 1996, 2000, 2005.

W tabeli 4 zamieszczono wartości wybranych cech gospodarstw w każdym roku analizy. Czynniki wpływające na efektywność techniczną gospodarstw nie stanowią grupy heterogenicznej i zmieniają się w kolejnych latach. W tabeli zaprezentowane zostały wartości współczynnika regresji danej cechy obliczone na podstawie modelu Battese-Coelliego (1995) wraz z istotnością statystyczną danej cechy. W grupie endogenicznych czynników odnoszących się do indywidualnych charakterystyk gospodarstwa istotną rolę odgrywały czynniki demograficzne – szczególnie znalezienie się kierownika gospodarstwa w produkcyjnej grupie wiekowej. Stymulował on dodatnio efektywność techniczną gospodarstwa w każdym z czterech okresów analizy. Mechanizacja mierzona liczbą maszyn rolniczych znajdujących się na wyposażeniu gospodarstwa wywarła istotny statystycznie wpływ na efektywność techniczną jedynie w roku 2000 i szczególnie intensywnie w roku 2005 – co wskazuje na intensyfikację zakupów przez rolników wyposażenia technicznego w tym właśnie okresie.

W każdym z lat analizy więcej inwestowały gospodarstwa najmniej efektywne (ujemny znak przed współczynnikiem regresji powiązany z poziomem wydatków inwestycyjnych). Oznacza to, że gospodarstwa najbardziej efektywne niezbędnych inwestycji dokonały już prawdopodobnie wcześniej – co pozwoliło im na osiągnięcie wyższego wskaźnika efektywności technicznej. Dodatni wpływ na efektywność techniczną gospodarstw wywierał natomiast sposób finansowania wzrostu kapitałem obcym, tj. przez zaciąganie zobowiązań – średnia efektywność techniczna rosła w miarę wzrostu tak wyrażonej skłonności do ryzyka gospodarstwa.

Interesujące jest także obserwowane w roku 2005 zjawisko spadku efektywności technicznej w miarę wzrostu wartości dopłat bezpośrednich z UE konsumowanych przez gospodarstwo. Wskazuje na to istotny statystycznie i ujemny poziom współczynnika regresji przed zmienną „dopłaty z Unii Europejskiej”. Relacje gospodarstwa z rynkiem wyrażone liczbą podpisanych umów kontraktacyjnych pozytywnie wpływały na średni poziom efektywności technicznej w roku 2005.

W odniesieniu do zmiennych egzogenicznych, tj. charakterystyk społeczno-ekonomicznych gmin, w których znajdowały się gospodarstwa, jedynie cechy demograficzne – wiek i wykształcenie mieszkańców, oraz wsparcie gmin dla rolnictwa (wyrażone udziałem wydatków na rolnictwo w ogólnych wydatkach gminy) wpływały stymulująco na efektywność techniczną w roku 2005 (zob. tab. 5).

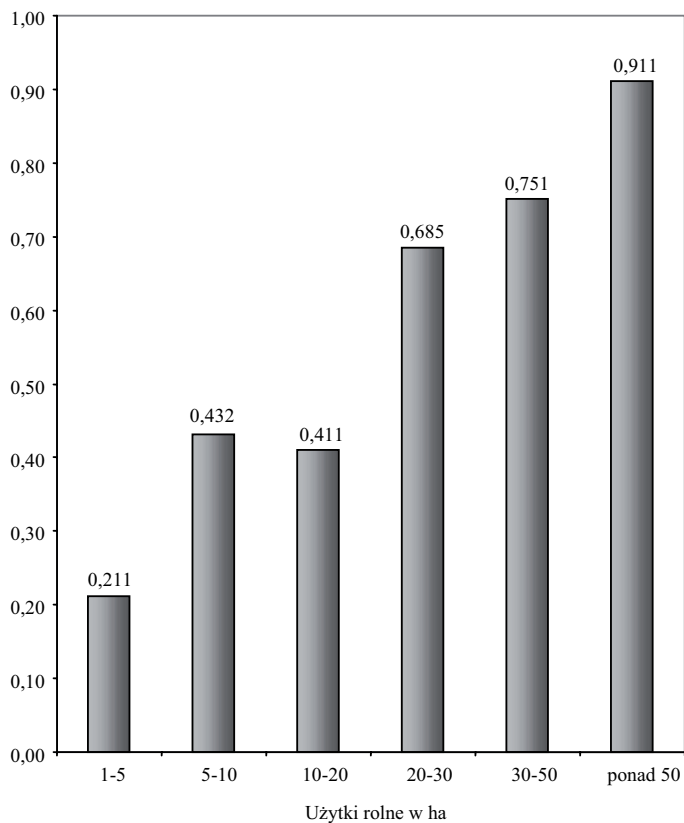
W odniesieniu do roku 2005 przeprowadzono również pogłębioną analizę otrzymanych wskaźników efektywności w relacji do wielkości gospodarstwa wyrażonej powierzchnią gruntów rolnych oraz siły ekonomicznej mierzonej za pomocą ESU. W przypadku areалу gruntów rolnych przeciętne wskaźniki efektywności technicznej rosną w miarę wzrostu wielkości cechy, osiągając najwyższy poziom w grupach obszarowych przekraczających 20 ha (rys. 1). Wynik ten wskazuje na pożądaną cechę dużych gospodarstw – charakteryzujących się wyższą efektywnością przetwarzania czynników produkcji, co może stanowić dodatkowy argument przemawiający za koniecznością modernizacji struktury obszarowej polskich gospodarstw rolnych.

Tabela 5. Egzogeniczne cechy gospodarstwa wpływające na poziom jego efektywności technicznej

Zmienna objaśniająca	Lata			
	1992	1996	2000	2005
Wykształcenie ludności gminy (odsetek z co najmniej średnim wykształceniem)	b.d.	b.d.	0,346	0,236
Udział wydatków na wspieranie rolnictwa w całości budżetu gminy	0,01	0,12	0,005*	0,04*
Infrastruktura techniczna – sieć kanalizacyjna na 100 km ² w gminie	b.d.	b.d.	0,09	0,01

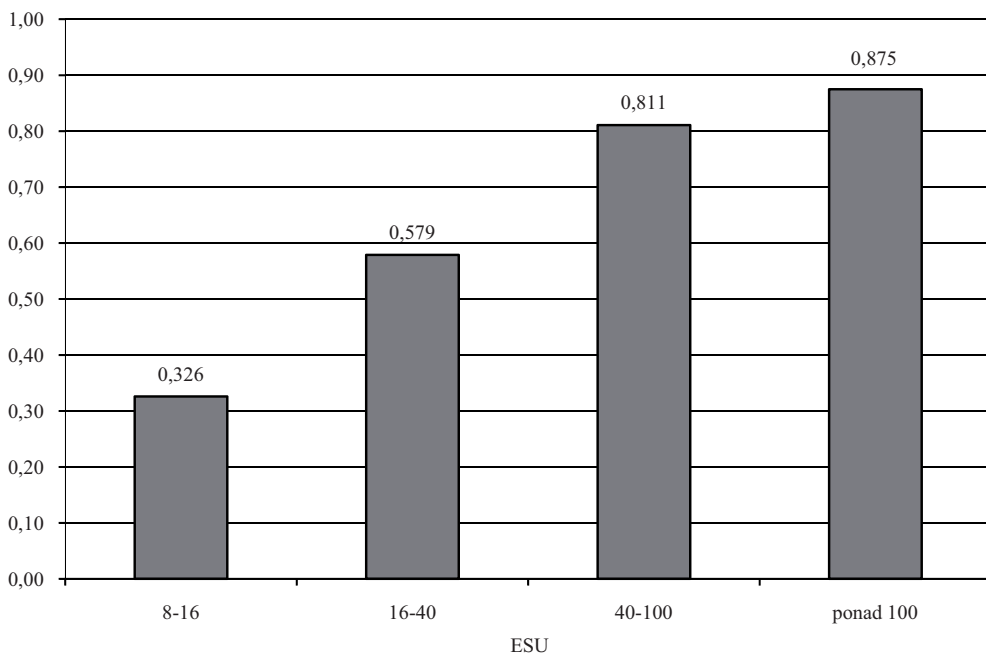
* – istotność statystyczna na poziomie 1%.

Źródło: opracowano na podstawie badań ankietowych IERiGŻ-PIB 1992, 1996, 2000, 2005 i Banku Danych Regionalnych GUS.



Rys. 1. Wskaźniki efektywności technicznej gospodarstw w powiązaniu z grupami obszarowymi w 2005 r.

Źródło: opracowano na podstawie badań ankietowych IERiGŻ-PIB 1992, 1996, 2000, 2005.



Rys. 2. Wskaźniki efektywności technicznej gospodarstw w powiązaniu z ich siłą ekonomiczną w 2005 r.

Źródło: opracowano na podstawie badań ankietowych IERiGŻ-PIB 1992, 1996, 2000, 2005.

Podobna konstatacja możliwa jest w odniesieniu do związku efektywności technicznej gospodarstwa i jego siły ekonomicznej – średnia efektywność techniczna gospodarstw wykazywała w roku 2005 dodatni związek z ich siłą ekonomiczną, przeciętna efektywność gospodarstw charakteryzujących się najwyższym poziomem ESU (ponad 100) niemal trzykrotnie przewyższała analogiczną wartość dla grupy gospodarstw o ESU w przedziale 8-16 (rys. 2).

5. Podsumowanie

Efektywność techniczna traktowana jest jako jeden z istotnych wyznaczników możliwości rozwojowych przedsiębiorstwa. Osiągnięcie wysokiego poziomu efektywności oznacza, iż producent, maksymalizując efekty produkcji, nie będzie wkładał do produkcji więcej czynników (nakładów), niż jest to konieczne dla osiągnięcia odpowiedniej wielkości efektu. W przypadku gospodarstw rolnych ich konkurencyjność, podobnie jak innych jednostek, jest warunkowana sprawnością funkcjonowania, tj. zdolnością do realizacji funkcji celu. Czynnikiem efektywności produkcji rolnej odgrywa istotną rolę w działalności rolnej ze względu na fakt, iż przedsiębiorstwa

rolnicze w odróżnieniu od większości jednostek z innych działów gospodarki narodowej funkcjonują nie tylko w otoczeniu makroekonomicznym, ale również przyrodniczym, będącym źródłem dodatkowego ryzyka i niepewności co do osiągniętych wyników gospodarowania.

W zaprezentowanej analizie dokonano oceny efektywności technicznej grupy zorientowanych rynkowo gospodarstw wysokotowarowych w latach 1992-2005. Długość okresu analizy, jak również przemiany gospodarcze będące udziałem polskiego rolnictwa w tym okresie, związane m.in. z koniecznością strukturalnych dopasowań do członkostwa w Unii Europejskiej, pozwalają na stwierdzenie, iż przeciętna efektywność w tej istotnej dla funkcjonowania polskiego sektora rolnego grupie gospodarstw rosła w kolejnych latach analizy. Na podstawie uzyskanych wyników można również sądzić, iż przedsiębiorstwa te dokonywały modyfikacji profilu produkcji – z pracochłonnego na wykorzystujący w większej mierze zasoby kapitałowe. W polskim rolnictwie najważniejszym czynnikiem produkcji pozostaje nadal powierzchnia gruntów rolnych, na efektywność techniczną produkcji zaś w istotnym zakresie wpływają cechy jakościowe kapitału ludzkiego zatrudnionego w gospodarstwie oraz jakość czynników produkcji będących na jego wyposażeniu. Efektywność techniczna gospodarstw wysokotowarowych wykazuje istotną korelację z wielkością i siłą ekonomiczną podmiotów.

Literatura

- Battese G.E., Coelli T., *A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data*, „Empirical Economics” 1995 no 20.
- Coelli T., Prasada Rao D.S., Battese G.E., *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Kluwer Academic Publishing, Boston 1998.
- Csaki C., *Impacts of European Integration on The Agriculture of Central and Eastern European Countries*, Prezentacja, Stockholm 2009.
- Czekaj T., *Praktyczny pomiar efektywności technicznej (na przykładzie próby IERiGŻ-PIB). Podejście parametryczne*, [w:] *Analiza efektywności ekonomicznej i finansowej przedsiębiorstw rolnych powstałych na bazie majątku WRSP*, J. Kulawik i in. (red.), IERiGŻ-PIB, Warszawa 2008.
- Davidova S., Gorton M., Ratering T., Zawalinska K., Iraizoz B., Kovacs B., Mizo T., *Variations in Farm Performance: Evidence from the CEECs and Existing EU Member States*, International Congress, August 28-31, 2002, Zaragoza, Spain 24906, European Association of Agricultural Economists, 2002.
- Jondrow J., Knox Lovell C.A., Materov I.S., Schmidt P., *On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production model*, „Journal of Econometrics” 1982 no 19:2/3 (August).
- Karwat-Woźniak B., *Społeczno-ekonomiczne cechy gospodarstw wysokotowarowych (zmiany w latach 2000-2005)*, Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – Państwowy Instytut Badawczy, Raport „Ekonomiczne i społeczne uwarunkowania rozwoju polskiej gospodarki żywnościowej po wstąpieniu Polski do Unii Europejskiej”, nr 83, Warszawa 2007.
- Kumbhakar S.A., Knox Lovell C.A., *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press, 2004.
- Produkt krajowy brutto, rachunki regionalne w 2007 r.*, Główny Urząd Statystyczny, Katowice 2009.

PARAMETRICAL ANALYSIS OF TECHNICAL EFFICIENCY OF HIGH-PRODUCTIVE FARMS BETWEEN 1992 AND 2005

Summary: One of the key problems of Polish agriculture for many years is its archaic agrarian structure. Structural change in rural areas did not show the desired growth rate, resulting in persistent high levels of employment in agricultural activities and the associated low productivity of labour. The aim of the presented article was to identify and evaluate changes in technical efficiency of farms in terms of possibilities for their further development. The topics under research were the potential problems of manufacturing, production and organizational trends, the economic and financial rates. The period of analysis covered the years 1992-2005. The subject of analysis were high-productive farms.