

EFEKTYWNOŚĆ TECHNICZNA PRODUKCJI W RODZINNYCH GOSPODARSTWACH ROLNYCH A POZIOM WYKSZTAŁCENIA ICH KIEROWNIKÓW

Marcin Gospodarowicz, Bożena Karwat-Woźniak

Zakład Polityki Społecznej i Regionalnej

Instytut Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – PIB

e-mails: gospodarowicz@ierigz.waw.pl, karwat@ierigz.waw.pl

Streszczenie: Jednym z czynników decydujących o efektywności działalności rolniczej są kwalifikacje kierowników gospodarstw, ponieważ to oni podejmują decyzje, determinujące korzyści z działalności rolniczej. Celem badania była ocena efektywności technicznej w gospodarstwach rolnych w powiązaniu z poziomem wykształcenia ich kierowników. Materiał empiryczny stanowiły wyniki reprezentatywnych badań IERiGŻ-PIB. Do pomiaru efektywności technicznej wykorzystano parametryczną analizę stochastycznej funkcji produkcji (SFA). Badanie wykazało istnienie zależności pomiędzy efektywnością wykorzystania zasobów produkcyjnych z wykształceniem rolników.

Słowa kluczowe: efektywność techniczna, SFA, gospodarstwa rodzinne, wykształcenie kierowników

WPROWADZENIE

Unia Europejska coraz większą uwagę przywiązuje do poprawy konkurencyjności rolnictwa europejskiego, która będzie efektem zwiększenia przewag konkurencyjnych sektora rolnego w poszczególnych krajach członkowskich, poprzez optymalizację wykorzystania posiadanych czynników wytwórczych¹. Urzeczywistnienie tej dezyderaty pociąga za sobą konieczność ciągłych przekształceń w tym sektorze, racjonalizujących jego funkcjonowanie.

¹ Czyżewski A. (2007) Makroekonomiczne uwarunkowania rozwoju sektora rolnego [w:] Uniwersalia polityki rolnej w gospodarce rynkowej, Wyd. AE w Poznaniu, Poznań, str. 27

Globalne zmiany w tym segmencie, w znacznym stopniu są konsekwencją przemian zachodzących w poszczególnych gospodarstwach rolnych, mających swe źródło w zmianach relacji pomiędzy czynnikami produkcji wykorzystywanymi w działalności rolniczej². Te zmiany powinny być ukierunkowane na poprawę efektywności wykorzystania posiadanych zasobów wytwórczych. Takie zadanie stoi przed gospodarstwami rolnymi w każdym kraju członkowskim, zatem również polskimi³. Dążenie do stanu, w którym nakłady produkcyjne nie są marnotrawione, czyli do maksymalizacji możliwej efektywności, staje się podstawowym elementem wyznaczającym szanse trwania i rozwoju każdego przedsiębiorstwa, a więc także i gospodarstwa rolnego.

Wraz z rozwojem gospodarczym czynnikiem decydującym o efektywności (nieefektywności) prowadzonej działalności rolniczej staje się jakość siły roboczej. Cechy populacji (wiek, płeć, wykształcenie) w konkretnych sytuacjach mogą hamować lub stymulować tempo proefektywnościowych zmian w rolnictwie. Narastanie konkurencji powoduje wzrost zależności pomiędzy poziomem wykorzystania zaangażowanych środków wytwórczych i kondycją ekonomiczną poszczególnych podmiotów a jakością kapitału ludzkiego, której najistotniejszym wyznacznikiem jest poziom wykształcenia czynnika pracy⁴. Szczególnie ważny jest poziom kwalifikacji osób zarządzających gospodarstwem⁵, gdyż to oni podejmują strategiczne decyzje, które decydują o korzyściach z prowadzonej działalności rolniczej⁶. Różnice w poziomie wiedzy kierowników⁷ w sposób zasadniczy różnicują położenie gospodarze poszczególnych jednostek i możliwości jego poprawy⁸. Te zagadnienia są szczególnie ważne w polskim rolnictwie, które cechuje wciąż duże rozproszenie potencjału produkcyjnego i niski poziom jego

² Woś A. (1999) Konkurencyjność wewnętrzna rolnictwa, Wyd. IERiGŻ, Warszawa, str. 11-14

³ Maurel M. C. (2005) Jaką rolę ma odgrywać rolnictwo w społeczeństwie europejskim?. *Więś i Rolnictwo*, nr 1 (126), str. 23-35.

⁴ Gall M. D., Gall J. P. & R. Borg W. (2003) *Educational research: An introduction*, Allyn & Bacon, Boston, str. 34.

⁵ Klepacki B. (2004) Znaczenie wiedzy i wykształcenia w rozwoju rolnictwa, *Zagadnienia Ekonomiczne* nr 2, Uniwersytet Warmińsko-Mazurski, Olsztyn, str. 48.

⁶ Kowalski Z. (1996) Efekty skali a efektywność technologii i poziom zarządzania w rolnictwie rodzinnym, *ART*, Bydgoszcz, str. 65 i dalsze

⁷ W tekście pracy stosuje się zamiennie pojęcia: kierownik, użytkownik, gospodarujący i zarządzający.

⁸ Józwiak W. (2004) *Możliwości poprawy dochodowości gospodarstw chłopskich po przystąpieniu Polski do UE*, [w:] *Więś, rolnictwo i gospodarka żywnościowa po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej*, Wyższa Szkoła Ekonomiczna, IERiGŻ, Warszawa, str. 70.

wykorzystania, co przekłada się na zdolności konkurencyjne zwłaszcza w dłuższym okresie.

METODOLOGIA BADAŃ

Literatura przedmiotu wymienia wiele podejść ilościowych do określenia efektywności produkcji. Najczęściej rozróżniane są trzy główne rodzaje: parametryczne, nieparametryczne oraz indeksów produktywności w oparciu o zasady rachunkowości i zasady teorii indeksu⁹. Prominentnymi przykładami metod parametrycznych i nieparametrycznych są analiza funkcji stochastycznej (produkcji lub kosztów) Stochastic Frontier Analysis (SFA) i analiza obwiedni danych Data Envelopment Analysis (DEA). Obie metody szacują granicę efektywności (maksymalnych możliwości produkcyjnych) i obliczają sprawność techniczną jednostki w odniesieniu do tej granicy. Podejście SFA wymaga przyjęcia określonych założeń dotyczących funkcjonalnej formy funkcji produkcji bądź kosztów. Metoda 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 umożliwia obliczanie efektywności skali. W metodzie SFA bierze się pod uwagę błędy pomiaru, umożliwia ona również ustalenie przedziałów ufności współczynników oraz źródeł nieefektywności¹⁰.

Model stochastycznej granicy funkcji został zaproponowany jednocześnie przez Aignera i in. (1977) oraz Meeusena i van den Broecka (1977). 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 - poziom produkcji i-tego gospodarstwa;

f - funkcja produkcji;

x_i - wektor czynników produkcji wykorzystanych przez gospodarstwo;

β - wektor parametrów, obliczonych w procesie estymacji;

v_i - reszta równania, z założenia niezależna i posiadająca identyczny rozkład $N(0, \sigma_v^2)$;

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

⁹ Corelli T., Prasada Rao D. S., Battese G. E. (1998) *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Kluwer Academic Publishing, Boston, str. 32.

¹⁰ Gospodarowicz M. (2000) *Procedury analizy i oceny banków*, Materiały i Studia, NBP, nr 103. str. 15-15

Efektywność techniczna pojedynczego gospodarstwa rolnego (i) jest opisana formułą:

$$TE_i = \exp(-u_i) \quad (2)$$

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 obydwo elementami losowymi $w_i = v_i - u_i$, u_i estymowane jest przy pomocy 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 $\mu_i^* = (w_i \sigma_u^2 - \mu_i \sigma_v^2) / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ oraz $\sigma^{*2} = \sigma_u^2 \sigma_v^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ ¹¹.

Typowym algorytmem działania przy szacowaniu efektywności technicznej przy pomocy funkcji stochastycznej jest podejście dwuetapowe. W pierwszym etapie szacowane są współczynniki nieefektywności technicznej u_i , zaś czynniki warunkujące nieefektywność ustalane są w drugim etapie. Nosi to nazwę modelu Error Components Frontier [Battese & Coelli 1992] Alternatywnie w podejściu Efficiency Effects Frontier [Battese & Coelli 1995] również stosowanym w badaniach empirycznych współczynniki nieefektywności są traktowane jako zmienna zależna i łączone z szeregiem czynników warunkujących nieefektywność przy wykorzystaniu równania [Battese, Coelli 1995]:

$$\mu_i = \delta_0 + z_i \delta \quad (3)$$

gdzie:

z_i - to wektor zmiennych objaśniających;

W zaprezentowanym badaniu szczegółowy cel analizy obejmował dwa zagadnienia: estymację współczynników efektywności technicznej badanej populacji gospodarstw na tle poziomu wykształcenia rolników¹², ocenę zmian efektywności na przestrzeni okresu analizy oraz rozpoznanie wpływu czynników endogenicznych na poziom efektywności technicznej.

Ze względu na charakter danych empirycznych, w badaniu skoncentrowano się na aplikacji stochastycznej analizy granicznej przy wykorzystaniu różnych postaci funkcji produkcji. Przy obliczaniu funkcji produkcji dla wybranej grupy gospodarstw wykorzystano model Error Components Frontier [Battese i Coelli 1992] w postaci:

$$Y_i = f(x_{j,i}, \beta) + \varepsilon_i \quad (4)$$

gdzie

¹¹ Jondrow J., Knox Lovell C. A., Materov I. S., Schmidt P. (1982) On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Model, *Journal of Econometrics* 19:2/3 (August), str. 233-238.

¹² Brano pod uwagę zarówno wykształcenie ogólne (wyższe, średnie, zasadnicze i na poziomie ustawowym, czyli podstawowym i gimnazjalnym), w powiązaniu rodzajem wykształcenia rolniczego (szkole, kursowe i bez wykształcenia rolniczego).

$$\varepsilon_i = v_i - u_i$$

przy czym:

$$v_i \sim N(0, \sigma_v^2) \text{ oraz } u_i \sim |N(m_i, \sigma_u^2)|$$

$f(\cdot)$ – przyjęta postać funkcji produkcji;

Y_i – poziom produkcji towarowej dla jednostki i ($i = 1, 2, \dots, N$);

β – wektor nieznanych współczynników regresji;

x_i – wektor czynników produkcji i -tego gospodarstwa;

v_i – reszta równania;

u_i – nieujemna zmienna opisująca poziom nieefektywności technicznej podmiotu.

W ujęciu SFA funkcja produkcji może być między innymi modelowana w postaci funkcji Cobb-Douglasa:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j * \ln x_{j,i} + v_i - u_i \quad (5)$$

lub funkcji translogarytmicznej:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j * \ln x_{j,i} + \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \beta_j * x_{j,i} * x_{h,i} + v_i - u_i \quad (6)$$

Decyzja co do wyboru postaci funkcyjnej zapada na podstawie testu wiarygodności LR (Likelihood Ratio)¹³.

W prezentowanej analizie efektywność techniczna, pojedynczego podmiotu (TE_i) w modelu SFA jest zdefiniowana jako:

$$TE_i = \frac{\hat{y}_i}{f(x_{j,i}, \beta_i) * \exp(v_i)} \quad (7)$$

czyli wartość oczekiwana wykładniczego wskaźnika efektywności/nieefektywności technicznej w zależności od ε_i - $TE_i = E[\exp(-u_i) | (v_i - u_i)]$. Przyjmuje się najczęściej, iż u_i ma rozkład w postaci: $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$.

Wartości wskaźnika TE_i zawierają się w przedziale $[0,1]$, oznaczają względny poziom wykorzystania nakładów produkcyjnych i wskazują na zdolność gospodarstwa do optymalnego spożytkowania posiadanych zasobów wytwórczych w celu osiągnięcia maksymalnego wyniku ekonomicznego. Wartość $TE_i = 1$ wskazuje, że dany podmiot jest w pełni efektywny technicznie, zaś wartości

¹³ Rozkład statystyki aproksymowany rozkładem chi-kwadrat, liczba stopni swobody równa różnicy pomiędzy ilością elementów (członów) obu równań.

$TE_i < 1$ wyznaczają poziom nieefektywności technicznej poszczególnych jednostek¹⁴.

OPIS BADANEJ PRÓBY I WYKORZYSTYWANYCH ZMIENNYCH

Główny przedmiot analizy stanowią gospodarstwa osób fizycznych o obszarze powyżej 1 ha użytków rolnych (UR), tj. indywidualnych gospodarstwach rolnych będące de facto gospodarstwami rodzinnymi¹⁵.

Podstawowym materiałem empirycznym, który wykorzystano w badaniu, były wyniki badań terenowych IERiGŻ-PIB, realizowanych w latach 1996-2005 w tych samych 76 wsiach, we wszystkich położonych tam gospodarstwach rolnych będących w użytkowaniu osób fizycznych, których obszar przekraczał 1 ha UR. Miejscowości do badań zostały dobrane celowo tak, by stanowiły odzwierciedlenie rzeczywistej struktury agrarnej ogółu indywidualnych gospodarstw rolnych. Każdorazowo badaniem objęto ok. 0,2% faktycznej liczby indywidualnych gospodarstw rolnych z produkcją towarową, a ich liczebność w 2005 roku wynosiła 3 218 podmiotów.

Estymację funkcji produkcji przeprowadzono oddzielnie dla każdego z wybranych lat analizy (1996, 2000 i 2005). Ze względu na metodologię obliczania efektywności w metodzie parametrycznej możliwe było ustalenie jedynie pojedynczego efektu produkcji. Za zmienną charakteryzującą efekt działalności rolniczej przyjęto w każdym przypadku wartość (w tys. zł) produkcji towarowej (tożsamą z wielkością sprzedaży) poszczególnych rodzinnych gospodarstw rolnych w danym roku¹⁶.

Uwzględniając specyfikę produkcji rolniczej analizowanej grupy gospodarstw i ogólne uwarunkowania produkcji rolniczej w Polsce w nakładach czynników wytwórczych wyróżniono następujące cztery grupy: /1/ obszar użytkowanych gruntów rolniczych własnych i najętych (w ha fizycznych); /2/ całkowite nakłady pracy w działalności rolniczej, w przeliczeniu na osoby pełnozatrudnione (AWU)¹⁷; /3/ aktywa trwałe gospodarstwa rolnego, obejmujące

¹⁴ Bezat A. (2010) Stochastic Approach for Estimating Technical Efficiency – Application to Panel Data [w:] Dudycz T. Efektywność źródłem bogactwa narodów, Zeszyty Naukowe UE we Wrocławiu nr 142 str. 10

¹⁵ Pomimo pewnych różnic pojęciowych używa się zamiennie nazw rolnictwo (gospodarstwo): indywidualne, rodzinne.

¹⁶ Należy przy tym zaznaczyć, iż ze względu na wartościowe ujęcie efektu działalności rolniczej, o wielkości współczynników efektywności technicznej decydowała nie tylko ilość wytworzonych artykułów rolniczych, ale również wysokość uzyskanych cen sprzedaży.

¹⁷ Przyjęta godzinową roczną normę pracy 1 AWU na poziomie 2120 godzin.

oszacowaną wartość (w tys. zł) technicznych trwałych środków produkcji oraz stada podstawowego zwierząt inwentarskich¹⁸; /4/ koszty bezpośrednie (w tys. zł)¹⁹. Średnie wartości czynników produkcji i poziomu produkcji towarowej dla gospodarstw w poszczególnych latach zaprezentowane zostały w tabeli 1.

Tabela 1. Przeciętna wartość czynników produkcji i poziom produkcji towarowej w badanej próbie gospodarstw rodzinnych

Zmienna	1996	2000	2005
Wartość produkcji (w tys. zł)*	18,9	25,1	36,5
Obszar gospodarstwa (ha UR)	8,4	9,1	10,3
Nakłady pracy (AWU)	1,59	1,36	1,25
Koszty bezpośrednie (tys. zł)*	6,55	9,17	14,82
Aktywa trwałe (tys. zł)*	62,3	93,6	148,3
Liczba badanych gospodarstw	3 901	3 495	3 218

* w wartościach nominalnych

Źródło: opracowano na podstawie wyników badań ankietowych IERiGŻ-PIB

Efekt działalności rolniczej jest wypadkową oddziaływania różnorodnych czynników²⁰. Z tego względu w pomiarze efektywności technicznej badanej grupy rodzinnych gospodarstw rolnych dociekania nie ograniczono tylko do podstawowych czynników produkcji (ziemi, kapitału i pracy), ale rozszerzono o możliwie szerokie spektrum elementów, które są możliwe do kształtowania i w założeniu warunkujących poziom efektywności ich funkcjonowania. Do tej grupy zaliczono czynniki endogeniczne, tj. elementy charakterystyczne dla danego gospodarstwa. Przyjęto, iż efektywność techniczna gospodarstw jest funkcją szeregu zmiennych, które podzielono na następujące kategorie: jakość kapitału ludzkiego (wykształcenie kierownika gospodarstwa); jakość czynników produkcji i powiązania rynkowe (poziom mechanizacji i sposób dystrybucji produkcji rolniczej; produkcyjną działalność inwestycyjną (wartość inwestycji w ziemię, inwentarz żywy, budynki i środki mechanizacji), kapitał obcy (wielkość zadłużenia); wdrażanie postępu rolniczego (postęp biologiczny – mierzony faktem

¹⁸ Wartość aktywów trwałych ustalono w oparciu o stan posiadania poszczególnych składowych trwałych środków produkcji i średnie ceny 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.

¹⁹ Koszty bezpośrednie ustalono jako orientacyjną wartość zużytych towarów i usług produkcyjnych, a do ich wyznaczenia posłużono się średnimi cenami i wyszacowaną ilością zakupu poszczególnych rodzajów pasz, materiału siewnego, młodych zwierząt do dalszego chowu (bez przeznaczonych na odtworzenie stada podstawowego, usług mechanizacyjnych i weterynaryjnych, nośników energii itp.

²⁰ Woś A. (1999) Konkurencyjność wewnętrzna rolnictwa, IERiGŻ, Warszawa, str. 11-14.

zakupu zwierząt zarodowych, kwalifikowanego materiału siewnego i sadzeniaków, postęp techniczny aproksymowany faktem zakupu nowej generacji środków mechanizacji); wielkość dopłat bezpośrednich²¹. Na podkreślenie zasługuje również fakt, że iż nie wszystkie charakterystyki gospodarstw w jednakowym stopniu dostępne były w kolejnych latach, co spowodowało pewne luki w zestawieniu cech utrudniając jednocześnie porównywalność wyników w kolejnych latach. Jednak mimo to umożliwiły uchwycenie ogólnych tendencji.

Tabela 2. Endogeniczne cechy rodzinnego gospodarstwa rolnego mające wpływ na jego efektywność techniczną

Kategoria	Nazwa zmiennej	Skrót	Jednostka	Oczeki- wana relacja z TE
Jakość kapitału ludzkiego	Wykształcenie ogólne kierownika (co najmniej średnie)	WOK	0-1	+
	Szkolne wykształcenie rolnicze kierownika (posiada)	WSK	0-1	+
Rozmiar i jakość czynników produkcji	Stado podstawowe w przeliczeniu na sztuki duże (SD)	SPJ	liczba	+/-
	Pełna mechanizacja	MECH	0-1	+
Powiązania rynkowe	Sformalizowany odbiór produktów rolniczych	RYN	0-1	+
Inwestycje rolnicze	Skala działalności inwestycyjnej	INW	PLN	+
Kapitał obcy	Poziom zadłużenia	ZADL	PLN	+/-
Postęp:				
biologiczny	Zakup: kwalifikowanego materiału siewnego i sadzeniaków oraz zwierząt zarodowych	PBIO	0-1	+
techniczny	Zakup nowej generacji środków mechanizacji	PTECH	0-1	+
Dopłaty z UE	Dopłaty bezpośrednie na 1 ha UR	UE	PLN	-

Źródło: obliczenia własne na podstawie wyników badań ankietowych IERiGŻ-PIB

²¹ Charakterystyki endogenicznych cech gospodarstw rodzinnych zaprezentowane zostały w tabeli 2.

REZULTATY BADANIA EFEKTYWNOŚCI TECHNICZNEJ RODZINNYCH GOSPODARSTW ROLNYCH

Jak wspomniano powyżej w badaniu rozważano postać funkcji regresji typu Cobb-Douglasa oraz translogarytmicznej oraz zastosowano model Battese i Coelli [1992] - tzw. Error Components Frontier. Parametryczna analiza efektywności technicznej (SFA) w rodzinnych gospodarstwach rolnych została przeprowadzona w dwóch etapach. W pierwszej fazie rozwiązanie modelu SFA skutkowało wyliczeniem indywidualnych wskaźników efektywności technicznej dla poszczególnych podmiotów w danym roku. W drugim etapie ustalone indywidualne współczynniki efektywności gospodarstw zostawione zostały z wybranymi ilościowymi i jakościowymi wskaźnikami gospodarstw w celu ustalenie uwarunkowań efektywności bądź nieefektywności. Przeanalizowano również dwie alternatywne formy funkcjonalne modelu granicy stochastycznej, tj. Cobb-Douglasa, i translogarytmiczną.

Tabela 3. Oszacowane współczynniki regresji dla transgranicznych (SFA) modeli efektywności technicznej rodzinnych gospodarstw rolnych

Współczynnik	1996	2000	2005
Stała	2,44*** (0,479)	2,227*** (0,592)	2,854* (1,116)
Ziemia (ha UR)	0,170*** (0,037)	0,140*** (0,030)	0,126*** (0,032)
Nakłady pracy (AWU)	- 0,017*** (0,029)	- 0,036** (0,019)	- 0,083*** (0,021)
Aktywa trwałe (tys. zł)*	0,724 (0,027)	0,553* (0,016)	0,692*** (0,027)
Koszty bezpośrednie (tys. zł)*	0,051 (0,033)	0,076 (0,026)	0,178*** (0,040)
σ^2	0,029*** (0,003)	0,042*** (0,006)	0,063*** (0,004)
γ	0,415*** (0,064)	0,301* (0,076)	0,361** (0,098)
LogL	- 20,411	- 21,536	- 17,343
Test LR(5stopni swobody/ χ^2)	45,17***	61,22***	52,6***

*istotność na poziomie 10%; **istotność na poziomie 5%; ***istotność na poziomie 1%

Źródło: opracowano na podstawie wyników badań ankietowych IERiGŻ-PIB

Wartości statystyki testu ilorazu wiarygodności LR (Likelihood ratio), weryfikującego hipotezę zerową o wpływie narzuconej postaci funkcyjnej i związaną z nią liczbą współczynników regresji na logarytm wiarygodności wskazywały na model translogarytmiczny, jako na alternatywę o lepszym dopasowaniu do danych empirycznych. Poziom zmienności składnika reprezentującego nieefektywność (γ) w zmienności złożonego składnika losowego

był niski i wynosił średnio 0,359 dla modelu translogarytmicznego. Oznacza to, że przeciętnie ok. 70% zróżnicowania składnika losowego wynikało z szumu informacyjnego..

W tabeli 3 przedstawione zostały wyniki oszacowania funkcji produkcji typu translogarytmicznego dla ogółu rodzinnych gospodarstw rolnych. Zwraca uwagę fakt istotności statystycznej większości czynników produkcji. Wyjątek stanowią zmienne kapitałowe – aktywów trwałych i kosztów bezpośrednich w roku 1996 i 2000, co może świadczyć o niskim wykorzystaniu czynnika kapitału w produkcji rolniczej, będącego rezultatem ówczesnej słabości kapitałowej polskich gospodarstw. Rezultat ten można jednak również wiązać częściowo z odmienną metodologią liczenia tych wielkości w stosunku do lat kolejnych. Dopiero w 2005 roku czynnik kosztów bezpośrednich staje się istotnym statystycznie elementem równania z właściwym z intuicyjnego punktu widzenia znakiem ujemnym. Również aktywa trwałe w dwóch ostatnich latach analizy uzyskały istotność statystyczną na poziomie 1%. Przy interpretacji uzyskanych rezultatów należy uwzględnić fakt, iż rodzinne gospodarstwo rolne jest specyficznym podmiotem gospodarczym, cechującym się między innymi wysokim poziomem nieufności i niechęci do zmian, które hamują transfer postępu technologicznego. 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 2005 roku istotny statystycznie wkład w generowanie produkcji towarowej uzyskują czynniki kapitałowe – wyposażenie w aktywa trwałe oraz wydatki na produkcję bieżącą. Wynik ten świadczy o postępujących w okresie analizy przemianach strukturalnych w grupie gospodarstw rodzinnych tzn. podniesienie wydajności pracy przy jednoczesnym zwiększeniu nacisku na czynnik kapitału, jako istotnego elementu przyczyniającego się do podniesienia poziomu produkcji. Na podstawie badań przeprowadzonych m.in. w Instytucie Ekonomiki Rolnictwa i Gospodarki Żywnościowej – PIB można stwierdzić wzrost kapitalizacji polskiego sektora rolnego. Na przestrzeni całego niemal dziesięcioletniego 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. Przykładowo obliczona dla roku 2005 elastyczność czynnika ziemi na poziomie 0,126 oznacza, iż zwiększenie areалу gruntów ornych o 1% przyczynia się (ceteris paribus) do 0,126% wzrostu produkcji towarowej

Tabela 4. Wartości współczynników efektywności technicznej (SFA) rodzinnych gospodarstw rolnych

rok	Wartość efektywności technicznej			Odchylenie standardowe efektywności technicznej
	Minimalna	Maksymalna	Średnia	
1996	0,0003	0,9900	0,2840	0,1680
2000	0,0010	0,9850	0,3270	0,1850
2005	0,0030	0,9940	0,3120	0,2070

Źródło: opracowano na podstawie wyników badań ankietowych IERiGŻ-PIB

Zaprezentowane w tabeli 4 współczynniki efektywności technicznej są przeciętnymi wielkościami ustalonymi dla poszczególnych rodzinnych gospodarstw rolnych. Możliwe jest porównywanie tendencji, które zaznaczyły w badanym okresie. Wynika z nich, że generalnie następuje niewielka poprawa poziomu efektywności technicznej produkcji w badanej próbie gospodarstw. Jednocześnie rosło zróżnicowanie efektywności w kolejnych latach analizy. Wskazują na to informujące o zakresie (od minimalnej do maksymalnej) wartości współczynników technicznej efektywności oraz wartość odchylenia standardowego współczynnika efektywności technicznej. Istotną obserwacją wydaje się być stwierdzony wzrost zmienności współczynnika efektywności technicznej w latach 1996-2005, mierzony poziomem odchylenia standardowego.

Tabela 5. Rozkład wartości współczynników efektywności technicznej rodzinnych gospodarstw rolnych

Wartość współczynnika efektywności technicznej (SFA)	Odsetek gospodarstw w roku		
	1996	2000	2005
do 0,2	35,37	10,19	12,00
0,1-0,2		20,07	22,06
0,2-0,3	23,74	18,34	23,9
0,3-0,4	18,56	16,49	16,66
0,4-0,5	11,23	15,80	9,57
0,5-0,6	5,90	11,39	6,28
0,6-0,7	3,64	5,38	3,08
0,7-0,8	0,74	1,14	3,17
0,8-0,9	0,46	0,71	2,64
powyżej 0,9	0,36	0,48	1,46

Źródło: opracowano na podstawie wyników badań ankietowych IERiGŻ-PIB

Może to świadczyć o pogłębiającej się polaryzacji rodzinnych gospodarstw rolnych pod względem efektywności wykorzystania czynników produkcji oraz pojawieniu się grupy gospodarstw o wysokiej efektywności w relacji do badanej zbiorowości. Systematycznie rosła również grupa gospodarstw posiadających

wskaźniki efektywności technicznej bliskie 1 (tab. 5). W roku 2005 udział tych podmiotów w całości populacji przekroczył 2,64% wobec niecałego 1% w latach 1996 i 2000. Chodzi w tym przypadku o jednostki duże, charakteryzujące się pokaźną zasobnością w aktywa trwałe, wysokim poziomem mechanizacji oraz wysokim poziomie wykształcenia rolników.

Ze względu na coraz większe znaczenie specjalizacji w kształtowaniu pozycji rynkowej i kondycji gospodarstwa, określono również poziom efektywności w różnych typach (rodzajach) rolniczych rodzinnych gospodarstw rolnych²² (tab. 6).

Tabela 6. Wartość współczynników efektywności technicznych (SFA) rodzinnych gospodarstw rolnych według typów produkcyjnych

Typ produkcyjny gospodarstwa	Średnia wartość współczynnika efektywności technicznej w roku			
	Średnia (96-05)	1996	2000	2005
Krowy	0,32	0,24	0,30	0,43
Mieszany	0,31	0,28	0,33	0,31
Ogrodniczy	0,32	0,30	0,31	0,36
Uprawy polowe	0,30	0,31	0,32	0,28
Uprawy trwałe	0,36	0,28	0,36	0,45
Wypasowy	0,26	0,21	0,34	0,23
Ziarnożerny	0,31	0,29	0,35	0,28

Źródło: opracowano na podstawie wyników badań ankietowych IERiGŻ-PIB

Z danych tab. 6 wynika, że poziom efektywności technicznych gospodarstw był zróżnicowany według typów produkcyjnych, ale również w danym typie w poszczególnych latach. Nie zmienia to faktu, że w latach 1996-2005 relatywnie najwyższym uśrednionym poziomem efektywności produkcji w ujęciu SFA charakteryzowały się gospodarstwa wyspecjalizowane w uprawach trwałych. Przeciętna efektywność techniczna SFA wyniosła w tej grupie 0,36. Nieco gorszą efektywnością techniczną cechowały się gospodarstwa ukierunkowane na chów

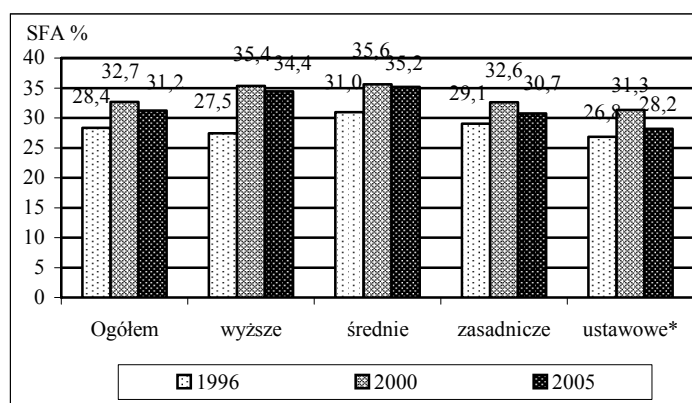
²² Typ rolniczy gospodarstwa, który odzwierciedla jego system wytwórczy został określony udziałem poszczególnych działalności w całkowitej wartości produkcji rolniczej danego podmiotu, a wielkość progową wyrażającą przynależność do danego typu produkcyjnego ustalono na 66%. Wyróżniono siedem typów rolniczych rodzinnych gospodarstw rolnych: sześć specjalistycznych odnoszących się do różnych rodzajów produkcji roślinnej i zwierzęcej oraz jeden mieszany obejmujący podmioty o wielokierunkowym profilu produkcyjnym. Z rozkładu struktury badanych gospodarstw według typów produkcyjnych wynika, że w całym badanym okresie najliczniejszą grupę stanowiły podmioty o mieszanym typie produkcyjnym, chociaż ich udział zmniejszył się z 46,4% w roku 1996 do 33,7% w roku 2005. Największa liczebność tego typu gospodarstw stanowi zasadniczy argument przemawiający za możliwością oceny efektywności bez podziału na typy produkcyjne.

krów, bądź ogrodnicze oraz wielokierunkowe. Średni współczynnik efektywności SFA w tych typach gospodarstw wynosił 0,32. W dalszej kolejności znalazły się podmioty zajmujące się produkcją zwierzęcą oparciu o pasze treściwe tzw. ziarnożerny (głównie trzoda chlewna, a znacznie rzadziej drób) oraz wielokierunkowe, które osiągnęły w latach 1996-2005 średni współczynnik efektywności technicznej na poziomie 0,31. Na następnych pozycjach z efektywnością techniczną 0,3 znalazły się gospodarstwa zorientowane na uprawy polowe, a najniższą wypasowe – 0,26.

Oznacza to, że nakłady w każdym z wyodrębnionych typów produkcyjnych gospodarstw powinny ulec zmniejszeniu przynajmniej o około 75% aby mogły one osiągnąć pełną efektywność przy utrzymaniu dotychczasowego poziomu produkcji.

W odniesieniu do relacji efektywności technicznej oraz jakości kadry zarządzającej gospodarstw można zauważyć, iż przeciętna wartość współczynnika efektywności rosła wraz z poprawą poziomu skolaryzacji osób kierujących działalnością rolniczą (rysunek 1 i 2).

Rysunek 1. Przeciętna wartość współczynnika efektywności technicznej gospodarstw rodzinnych według poziomu wykształcenia ogólnego kierownika

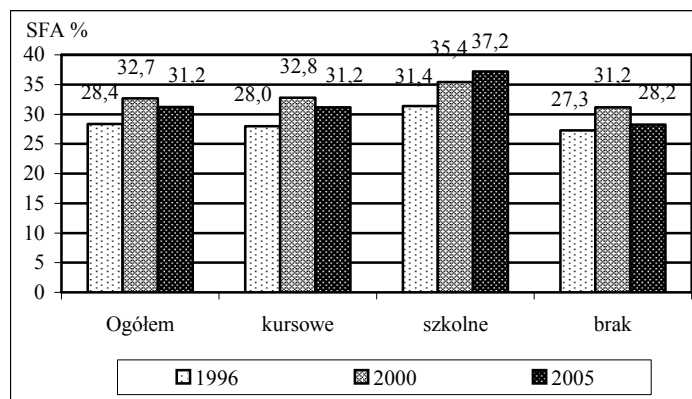


*podstawowe lub gimnazjalne

Źródło: opracowano na podstawie wyników badań ankietowych IERiGŻ-PIB

Średnia efektywność techniczna w rodzinnych gospodarstwach rolnych kierowanych przez osoby z wykształceniem ogólnym wyższym wynosiła w 2005 roku – 0,3442, a w grupie zarządzanych przez tylko z wykształceniem na poziomie ustawowym tj. podstawowym bądź gimnazjalnym – 0,2861. Wynikało to między innymi z faktu, że gospodarstwa kierowane przez osoby z wykształceniem wyższym charakteryzowały się większą skalą produkcji. Ta zależność, chociaż z różnym nasileniem zaznaczyła się również w latach wcześniejszych.

Rysunek 2. Przeciętna wartość współczynnika efektywności technicznej gospodarstw rodzinnych według wykształcenia rolniczego kierownika



Źródło: opracowano na podstawie wyników badań ankietowych IERiGŻ-PIB

Miary efektywności technicznej ustalone w zależności od rodzaju uzyskanych kwalifikacji rolniczych lub ich braku, chociaż cechują się dużym różnicowaniem w poszczególnych latach, to ich wartość uzyskiwana w podmiotach kierowanych przez osoby ze szkolnym wykształceniem rolniczym jest o około 10% wyższa niż w przypadku gdy kierownik ma wykształcenie kursowe oraz o 15% w sytuacji kiedy rolnik nie posiada żadnych kwalifikacji rolniczych.

Te zależności potwierdza również szczegółowa analiza poziomu współczynnika efektywności technicznej produkcji rodzinnych gospodarstw rolnych w powiązaniu z kwalifikacjami osób nim zarządzającym, z której wynika, że jego wartość podnosiła się wraz ze wzrostem poziomu wykształcenia ogólnego i charakteru edukacji rolniczej, które stanowi formalne odzwierciedlenie posiadanych umiejętności (tab. 7).

W 2005 roku gospodarstwa średnia wartość tego wskaźnika wyliczona metodą SFA zwiększała się z 0,2645 w grupie podmiotów kierowanych przez osoby najniższym poziomem skolaryzacji (tj. z wykształceniem ogólnym na poziomie podstawowym bądź gimnazjalnym i nie posiadających żadnego przygotowania rolniczego) do 0,5033 w zbiorze gospodarstw zarządzanych przez rolników z wykształceniem ogólnym wyższym i szkolnymi kwalifikacjami rolniczymi, zatem cechujących się najwyższym poziomem wykształcenia. Oznacza to, że przeciętna efektywność techniczna drugiej z wymienionych grup gospodarstw o 90,3% przekraczała średnią efektywność pierwszej zbiorowości podmiotów. W latach wcześniejszych te różnice wystąpiły również, ale były mniejsze. Różnice w średniej wartości współczynnika efektywności technicznej w pomiędzy analogicznymi grupami gospodarstw wynosiły odpowiednio: w 1996

roku 18,0pp (0,3074 wobec 0,2606), a w 2000 roku – 32,7pp (0,4095 wobec 0,2986).

Tabela 7. Wartość współczynników efektywności technicznych (SFA) rodzinnych gospodarstw rolnych według wykształcenia ogólnego i rolniczego kierownika

Wykształcenie kierownika	Średnia wartość współczynnika efektywności technicznej w roku		
	1996	2000	2005
podstawowe i gimnazjalne	0,2684	0,3134	0,2816
rolnicze: bez wykształcenia kursowe	0,2606	0,2986	0,2645
	0,2775	0,3274	0,3048
ogólne: zasadnicze zawodowe	0,2906	0,3259	0,3073
rolnicze: bez wykształcenia kursowe	0,2843	0,3131	0,2734
	0,2831	0,3223	0,3099
szkolne	0,3022	0,3422	0,3510
ogólne: średnie	0,3095	0,3561	0,3519
rolnicze: bez wykształcenia kursowe	0,2817	0,3357	0,3182
	0,3049	0,3420	0,3462
szkolne	0,3429	0,3888	0,4035
ogólne wyższe	0,2745	0,3535	0,3442
rolnicze: bez wykształcenia kursowe	0,2679	0,3262	0,2999
	0,1960	0,3826	0,3272
szkolne	0,3074	0,4095	0,5033

Źródło: opracowano na podstawie wyników badań ankietowych IERiGŻ-PIB

Obserwacja ta potwierdza wagę wykształcenia rolników w procesie modernizacji i podnoszenia efektywności funkcjonowania gospodarstw, z racji ich otwartości na edukację, innowacje rolnicze oraz nowe metody organizacji rolniczej i stabilne powiązania rynkowe. Optymistyczny wydźwięk ma również stale zwiększający się udział gospodarstw z kierownikami posiadającymi przynajmniej średnie wykształcenie i szklone przygotowanie do zawodu rolnika. W 2005 roku sięgał on prawie 22%, podczas gdy w 1996 roku było to 7%.

PODSUMOWANIE I WNIOSKI

W zaprezentowanej analizie dokonano oceny efektywności technicznej grup rodzinnych gospodarstw rolnych w latach 1996-2005. Ogółem kierując się kryterium poziomu wykształcenia ich kierowników wydzielono w każdym roku 11 grup podmiotów. Długość okresu analizy pozwalają na stwierdzenie, iż przeciętna efektywność w rodzinnych gospodarstwach rolnych miała tendencję wzrostową.

Przeprowadzone badania potwierdziły, że istnieje duże zróżnicowanie w zmianach wielkości i struktury posiadanych zasobów produkcyjnych pomiędzy rolnikami z różnym poziomem wykształcenia. Efektem zachodzących procesów w

technikach produkcji rolniczej były niejednakowe zmiany w racjonalności ich wykorzystania, o czym świadczą różnice wartości współczynnika efektywności technicznej. Rolnicy lepiej wykształceni nie tylko w całym badanym okresie uzyskiwali generalnie wyższy poziom wykorzystania zaangażowanych w działalność rolniczą czynników produkcji, ale również w warunkach nasilającej się konkurencji wzrastał dystans w tym zakresie pomiędzy rolnikami z wykształceniem wyższym oraz średnim i niższym. Przy czym te tendencje zwłaszcza zaznaczyły się w przypadku, gdy rolnik posiadał szkolne przygotowanie rolnicze. Rolnicy z wykształceniem wyższym i szkolnym przygotowaniem do wykonywanego zawodu o około 64% (z 0,3074 do 0,5033) zwiększyli średnią wielkość współczynnika technicznej efektywności produkcji, ponadto coraz częściej pojawiały się przypadki optymalnego wykorzystania czynników produkcji (wskaźnik efektywności technicznej bliski 1). Jednocześnie w grupie gospodarstw kierowanych przez osoby z wykształceniem ogólnym na poziomie ustawowym odnotowano praktycznie stagnację poziomu wykorzystania potencjału produkcyjnego (wskaźnik efektywności technicznej zwiększył się o 5% (0,2684 z do 0,2816). Zwłaszcza ta tendencja zaznaczyła się w przypadku, gdy gospodarz nie posiadał nawet kursowego przygotowania rolniczego. W tej ostatniej grupie wskaźnik efektywności technicznej zwiększył się (z 0,2606 do 0,2645), tj. o 1,5%.

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, zaś na efektywność techniczną produkcji w istotnym zakresie wpływają cechy jakościowe kapitału ludzkiego zatrudnionego w gospodarstwie oraz stabilizacja form zbytu, a także wdrażanie postępu rolniczego w prowadzonym gospodarstwie.

BIBLIOGRAFIA

- Battese G. E., Coelli T. A. (1995) Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data, *Empirical Economics* 20.
- Bezat A. (2010) Stochastic Approach for Estimating Technical Efficiency – Application to Panel Data [w:] Dudycz T. *Efektywność źródłem bogactwa narodów*, Zeszyty Naukowe UE we Wrocławiu nr 142
- Corelli T., Prasada Rao D. S., Battese G. E. (1998) *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Kluwer Academic Publishing, Boston.
- Czyżewski A. (2007) *Makroekonomiczne uwarunkowania rozwoju sektora rolnego* [w:] *Uniwersalia polityki rolnej w gospodarce rynkowej*, Wyd. AE w Poznaniu, Poznań.
- Gall M. D., Gall J. P. & R. Borg W. 2003: *Educational research: An introduction*, Allyn & Bacon, Boston.
- Gospodarowicz M. (2000) *Procedury analizy i oceny banków*, Materiały i Studia, NBP, nr 103.

- Jondrow J., Knox Lovell C. A., Materov I. S., Schmidt P. (1982) On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Model, *Journal of Econometrics* 19:2/3 (August), str. 233-238.
- Józwiak W. (2004) *Możliwości poprawy dochodowości gospodarstw chłopskich po przystąpieniu Polski do UE*, [w:] *Wieś, rolnictwo i gospodarka żywnościowa po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej*, Wyższa Szkoła Ekonomiczna, IERiGŻ, Warszawa.
- Klepcki B. (2004) *Znaczenie wiedzy i wykształcenia w rozwoju rolnictwa*, *Zagadnienia Ekonomiczne* nr 2, Uniwersytet Warmińsko-Mazurski, Olsztyn.
- Kowalski Z. (1996) *Efekty skali a efektywność technologii i poziom zarządzania w rolnictwie rodzinnym*, ART, Bydgoszcz.
- Meeusen W., van den Broeck J. (1997) Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error, *International Economic Review*, 18:2.
- Maurel M. C. (2005) *Jaką rolę ma odgrywać rolnictwo w społeczeństwie europejskim?*. *Wieś i Rolnictwo*, nr 1 (126).
- Woś A. (1999) *Konkurencyjność wewnętrzna rolnictwa*, IERiGŻ, Warszawa.

TECHNICAL EFFICIENCY OF PRODUCTION IN FAMILY FARMS AND THE LEVEL OF EDUCATION OF MANAGERS

Abstract: One of the factors determining the efficiency of farming households are the qualifications of managers, since they make decisions that determine the outcome of agricultural activity. The aim of the study was to evaluate the technical efficiency of farms in conjunction with the education level of their managers. Empirical data was based on the results of IAFE-NRI surveys in the years 1996, 2000 and 2005. For measurement of technical efficiency parametric stochastic production function analysis (SFA) was used. The study showed a relationship between the efficiency of utilization of productive resources and the education of farmers.

Key words: technical efficiency, SFA, family farms, education of managers