

TOMASZ CZEKAJ
Instytut Ekonomiki Rolnictwa
i Gospodarki Żywnościowej – PIB
Warszawa

TECHNICZNA EFEKTYWNOŚĆ GOSPODARSTW ROLNYCH A SKŁONNOŚĆ DO KORZYSTANIA ZE WSPARCIA INWESTYCJI ŚRODKAMI PUBLICZNYMI

Wstęp

Warunkiem koniecznym rozwoju i poprawy konkurencyjności gospodarstw rolnych jest zwiększanie ich efektywności, między innymi poprzez modernizację posiadanego majątku oraz inwestycje w nowe środki produkcji w celu zwiększenia skali działalności i pogłębienia specjalizacji. Rolnicy polscy mieli takie możliwości, ponieważ od 2004 korzystali ze wsparcia przewidzianego w programie SAPARD oraz w ramach Sektorowego Programu Operacyjnego (SPO) „Restrukturyzacja i modernizacja sektora żywnościowego oraz rozwój obszarów wiejskich 2004-2006”.

Dlaczego jednak z tej szansy skorzystali nieliczni? W celu odpowiedzi na to pytanie postawiono hipotezę, że z tego rodzaju pomocy korzystały gospodarstwa bardziej efektywne. Do jej udowodnienia przeprowadzono analizę na podstawie danych dotyczących indywidualnych gospodarstw ukierunkowanych na produkcję roślinną (polowych), które prowadziły rachunkowość w systemie Polskiego FADN w latach 2004-2006.

Stwierdzono jednak, że okres przyjęty do analizy – lata 2004-2006 – jest zbyt krótki, by rzetelnie zweryfikować tezę o istnieniu wpływu wsparcia inwestycyjnego realizowanego ze środków publicznych na efektywność gospodarstw rolnych, tym bardziej że 90% wszystkich odnotowanych w analizowanych gospodarstwach dopłat do inwestycji wystąpiło w 2006 r. Warto natomiast ustalić, czy gospodarstwa korzystające z publicznego wsparcia do inwestycji nie były już na wstępie bardziej efektywne od tych, które z takiej formy pomocy nie skorzystały. Zapewne tak było, o czym świadczą wyniki analiz dotyczących programu SAPARD, przeprowadzone w IERiGŻ-PIB [13], wedle których przeciętna wielkość gospodarstw korzystających ze wsparcia do inwestycji wynosiła ok. 37 ha, czyli niemal pięciokrotnie więcej niż przeciętna wielkość gospodarstwa w kraju. W ujęciu regionalnym różnica ta wahała się od ok. 2,5-krotnej w woj. podlaskim do kilkudziesięciokrotnej w woj. podkarpackim.

W. Józwiak i Z. Mirkowska, którzy badali konkurencyjność wybranych grup gospodarstw polskich na tle gospodarstw UE-15, uważają, że zdolność do kon-

kurowania wykazuje ok. 220-230 tys. gospodarstw o wielkości ekonomicznej powyżej 8 ESU. Dochody tych gospodarstw są porównywalne z dochodami gospodarstw rolników innych krajów Unii Europejskiej. Gospodarstwa te charakteryzują się korzystną (dodatnią) reprodukcją majątku trwałego. Z analiz wynika ponadto, że warunkiem utrzymania zdolności konkurencyjnej są inwestycje, a czynnikiem o niej świadczącym jest rentowność kapitału własnego. Ograniczając analizę do gospodarstw o wielkości 16-40 ESU autorzy stwierdzili, że polskie gospodarstwa ukierunkowane na produkcję roślinną na tle takich samych na Węgrzech oraz w Niemczech, wykazują przewagę konkurencyjną, uzyskując rentowność kapitału własnego równą 12,5%, wobec 12,1% na Węgrzech i -2,5% w Niemczech. W gospodarstwach, w których dominowały typowe uprawy polowe rentowność ta była jeszcze wyższa i utrzymywała się na stabilnym poziomie: zarówno w roku 2004 jak i 2007 wynosiła 14% [16,17].

Z innych analiz [9] wynika, że w grupie gospodarstw polowych istotne znaczenie dla efektywności miały obszar użytków rolnych oraz niska opłata pracy najemnej w latach 2004-2005. Ograniczona podaż ziemi, przy rosnącym popycie, powoduje wzrost ceny – zarówno kupna ziemi jak i czynszu dzierżawnego. Natomiast wzrost gospodarczy oraz otwarcie rynków związane z przystąpieniem Polski do UE skutkują m.in. spadkiem bezrobocia oraz ograniczeniem skłonności do pracy w rolnictwie, co powoduje z kolei znaczący wzrost wynagrodzeń. Alternatywą, a właściwie koniecznością dla polskich gospodarstw rolnych, nie tylko analizowanego typu rolniczego, jest substytucja drożejących czynników produkcji kapitałem. Z przeprowadzonych analiz wynika również, że przeciętna rentowność krańcowych nakładów kapitału w gospodarstwach polowych wynosiła w 2005 r. ok. 5,65%, ale powyżej tej średniej funkcjonowały jedynie gospodarstwa większe niż 16 ESU.

Metoda i dane empiryczne

Z bazy danych Polskiego FADN utworzono panel 9855 gospodarstw, które nieprzerwanie prowadziły rachunkowość w latach 2002-2004¹. Wśród nich ze wsparcia inwestycji skorzystało w badanym okresie 269 gospodarstw, przy czym najwięcej dopłat do inwestycji zarejestrowano w 2006 r. Były to najprawdopodobniej w większości działania realizowane w ramach SPO „Restrukturyzacja i modernizacja sektora żywnościowego oraz rozwój obszarów wiejskich 2004-2006”, a w mniejszym stopniu z programu SAPARD. Posiadane dane nie pozwalały jednak na jednoznaczne określenie źródła wsparcia.

W analizowanym panelu najwięcej było gospodarstw z dopłatami do inwestycji, które były ukierunkowane na uprawy polowe (41,6%), a najmniej ogrodniczych (2,8%), co wynika ze struktury gospodarstw w Polsce. Wykorzystanie

¹ Wartości odpowiednich zmiennych przyjętych do analizy wyrażono w cenach stałych roku 2004, przyjmując jako deflator w przypadku dochodu z materialnych czynników produkcji oszacowany na podstawie danych GUS wskaźnik nożyc cen dla produkcji roślinnej, natomiast kapitał zaangażowany do produkcji urealniono deflatorem oszacowanym na podstawie jego struktury i danych GUS o zmianach cen towarów i usług kupowanych przez producentów rolnych [5].

wsparcia inwestycyjnego w gospodarstwach poszczególnych typów zmierzono zatem za pomocą liczby gospodarstw, które z niego skorzystały, w odniesieniu do ogólnej liczby gospodarstw tego samego typu. Najwyższą aktywnością odznaczały się gospodarstwa mleczne, spośród których 8,2% skorzystało z dofinansowania. Niewiele mniejszą aktywnością cechowały się gospodarstwa polowe – 5,4%, zaś najmniejszą gospodarstwa o mieszanej produkcji – 1,1%. Rozkład analizowanych gospodarstw pod względem wykorzystania wsparcia do inwestycji jest zbieżny ze statystyką dla całego kraju. Według danych ARiMR, gospodarstwa nastawione na produkcję polową stanowiły bowiem, obok mlecznych, najliczniejszą grupę gospodarstw współfinansujących inwestycje z działania „Inwestycje w gospodarstwach rolnych” [2].

Tabela 1

Rozkład analizowanego panelu gospodarstw w 2006 r. z uwagi na typ rolniczy oraz fakt korzystania z dopłat do inwestycji

Typy rolnicze gospodarstw	Gospodarstwa, które skorzystały z dopłat do inwestycji	Gospodarstwa, które nie skorzystały z dopłat do inwestycji	Razem
Uprawy polowe	106	1824	1928
Uprawy ogrodnicze	7	290	297
Uprawy trwałe	26	293	319
Krowy mleczne	19	720	739
Zwierzęta żywione w systemie wypasowym (bez krów mlecznych)	30	1106	1136
Zwierzęta ziarnożerne (żywione paszami treściwymi)	26	1396	1422
Mieszane (różne uprawy i zwierzęta)	38	3506	3544
Razem	250	9135	9385

Źródło: Obliczenia własne na podstawie Polskiego FADN.

W tabeli 1 przedstawiono strukturę analizowanego panelu gospodarstw w 2006 r. w podziale według typu produkcyjnego i wykorzystanie dopłat do inwestycji. Ponieważ typ produkcyjny gospodarstwa ustalany jest corocznie na podstawie struktury standardowych nadwyżek bezpośrednich w gospodarstwie, na potrzeby tej analizy konieczne było przyjęcie założenia, że o klasyfikacji decydował typ rolniczy ustalony dla roku 2006. Dalszą analizę przeprowadzono jednak tylko dla gospodarstw o typie rolniczym uprawy polowe. W tej części panelu znajdowało się 1928 gospodarstw. Wśród nich 106 gospodarstw (6,2% analizowanej grupy) skorzystało ze wsparcia do inwestycji.

Analizę efektywności technicznej wykorzystania czynników produkcji przeprowadzono przy użyciu dwóch metod: parametrycznej i nieparametrycznej. Pierwsza to ekonometryczna analiza stochastycznej funkcji granicznej (stochastic frontier analysis – SFA). Druga zaś to metoda analizy obwiedni danych (da-

ta envelopment analysis – DEA). Za pomocą tych narzędzi ustalono efektywność techniczną badanych gospodarstw. Następnie zbadano, czy efektywność tych gospodarstw oddziaływała na ich skłonność do korzystania ze wsparcia publicznego inwestycji.

W obu podejściach (parametrycznym – SFA i nieparametrycznym – DEA) zastosowano te same zmienne. Jako miarę efektu (Y) przyjęto dochód z materialnych czynników produkcji brutto (przybliżenie wartości dodanej brutto), wyrażony w jednostkach pieniężnych. Zmienną tę uzyskano przez powiększenie dochodu z rodzinnego gospodarstwa rolnego o koszt opłaty zewnętrznych czynników produkcji oraz amortyzację. Zmiennymi nakładów były z kolei: nakłady pracy (X_1) – wyrażone w AWU – *Annual Work Unit* – rocznej jednostce pracy odpowiadającej 2200 roboczogodzinom pracy; nakłady ziemi (X_2) – wyrażone w hektarach użytków rolnych oraz wyrażone pieniężnie nakłady kapitału zaangażowanego do produkcji (X_3) – średnia wartość aktywów trwałych i obrotowych skorygowana o wartość ziemi, by uniknąć zwielokrotnionego wpływu tego czynnika produkcji.

Szczegółowy opis zastosowanych metod zawierają prace T. Coelli [6,7,8].

Stochastyczny model funkcji granicznej o ogólnej postaci $Y_i = x_i\beta + (v_i - u_i)$ został wprowadzony niezależnie przez Aignera, Lovella i Schmidta [1] oraz Meeusena i van den Broecka [18]. W modelu tym składnik losowy został podzielony na dwie części: v_i – odnoszącą się do tzw. szumu informacyjnego oraz nieujemny czynnik u_i – utożsamiany z nieefektywnością.

Pierwszy charakteryzuje się niezależnym jednakowym rozkładem normalnym $N(0, \sigma^2v)$, natomiast drugi – nieujemnym rozkładem $/N(0, \sigma^2u)/$. Współczynnik efektywności technicznej, ustalany jako iloraz empirycznego efektu z potencjalnie maksymalnym efektem, który mógłby być osiągnięty przy tych samych nakładach, oblicza się następująco:

$$TE_i = \frac{Y_i}{\exp(x_i\beta_i + v_i)} = \frac{\exp(x_i\beta_i + v_i - u_i)}{\exp(x_i\beta_i + v_i)} = \exp(-u_i),$$

gdzie:

TE_i – współczynnik efektywności technicznej i -tego obiektu,

Y_i – wielkość efektu i -tego obiektu,

X_i – wektor nakładów dla i -tego obiektu,

β_i – wektor szacowanych parametrów regresji,

v_i – składnik losowy odnoszący się do tzw. szumu informacyjnego,

u_i – składnik losowy utożsamiany z nieefektywnością.

Rozwinięciem modelu podstawowego jest model zaproponowany przez Battese i Coeliego [4], w którym jednocześnie z estymacją stochastycznego modelu granicznego $Y_i = x_i\beta + (v_i - u_i)$ (zakłada się w nim, że rozkład u_i jest niezależnym i jednakowym rozkładem $N(\mu_i, \sigma^2v)$ uciętym w zerze) szacowane jest linio-

we równanie nieefektywności $\mu_i = z_{it}\delta$, gdzie z_{it} to wektor zmiennych (mających według założenia wpływ na nieefektywność μ_i), zaś δ jest wektorem parametrów.

Miarą jakości modelu SFA jest parametr γ , który przyjmuje wartości od 0 do 1 oraz informuje, jaki procent w wariancji składnika losowego stanowiła wariancja składnika u_i . Oszacowanie modelu funkcji granicznej otrzymano stosując metodę największej wiarygodności².

W celu ustalenia efektywności technicznej analizowanych gospodarstw oraz czynników ją determinujących, oszacowano stochastyczny model funkcji granicznej o nieefektywności zmiennej w czasie (time-varying inefficiency model) dla wspomnianego wyżej panelu 1928 gospodarstw. Możliwe przyczyny nieefektywności analizowano przy pomocy równania regresji nieefektywności względem wybranych zmiennych charakteryzujących gospodarstwa rolne. Równanie nieefektywności składało się z 12 zmiennych: trendu czasowego (Z_1); wielkości ekonomicznej w ESU (Z_2); udziału ziemi własnej w powierzchni użytków rolnych ogółem (Z_3); wykształcenia rolniczego – zmiennej binarnej, która przyjmowała wartość 1 w przypadku, gdy kierownik gospodarstwa posiadał wykształcenie rolnicze, 0 w pozostałych przypadkach (Z_4); wieku w latach (Z_5); współczynnika bonitacji gleb (Z_6); indeksu Herfindahla-Hirschmana³ – HHI (Z_7); wskaźnika stopy inwestycji⁴ (Z_8); wskaźnika zadłużenia⁵ (Z_9); wskaźnika stopy subsydiowania⁶ (Z_{10}); wskaźnika udziału amortyzacji w przepływach finansowych z działalności inwestycyjnej (Z_{11}) oraz zmiennej binarnej INW (Z_{12}), która przyjmowała wartość 1 w przypadku, gdy gospodarstwo skorzystało z dopłat do inwestycji i 0 w pozostałych przypadkach.

Zdaniem autora, charakter stymulant efektywności powinny wykazywać zmienne: wielkość ekonomiczna (świadczy o skali działalności gospodarstwa), wiek i wykształcenie (charakteryzują doświadczenie i jakość zarządzania), indeks Herfindahla-Hirschmana (ponieważ specjalizacja ułatwia podnoszenie efektywności), wskaźnik bonitacji gleb (jakość ziemi powinna wpływać dodatnio na efektywność, zwłaszcza w gospodarstwach z uprawą polową) oraz wskaźnik zadłużenia. Gospodarstwa indywidualne w Polsce są przeciętnie nisko zadłużone, co świadczy z jednej strony o awersji do ryzyka kierowników

² Niezbędnych obliczeń dokonano w programie FRONTIER 4.1

³ Indeks Herfindahla-Hirschmana (HHI) jest statystyczną miarą koncentracji. Miara ta została niezależnie zaproponowana przez Herfindahla w niepublikowanej pracy doktorskiej oraz przez Hirschmana w książce „National Power and the Structure of Foreign Trade” [15]. Indeks Herfindahla-Hirschmana znalazł szerokie zastosowanie w analizach w skali makro (sektorów, gospodarek narodowych), jak również w badaniach mikroekonomicznych [3,12,19]. Na potrzeby prezentowanego artykułu obliczono indeks HHI dla każdego z gospodarstw. Indeks ten informuje o koncentracji produkcji w gospodarstwie i został obliczony jako suma kwadratów udziałów produkcji roślinnej, zwierzęcej i pozostałej w produkcji ogółem. Im jego wartość bliższa 1, tym gospodarstwo prowadzi bardziej skoncentrowaną produkcję.

⁴ Stosunek inwestycji netto do amortyzacji.

⁵ Stosunek zobowiązań ogółem i aktywów ogółem.

⁶ Udział dopłat w dochodzie rolniczym.

gospodarstw, natomiast z drugiej strony o braku wykorzystania efektu dźwigni finansowej. Zatem w przypadku analizowanych gospodarstw założono, że te, które wykazywały większą skłonność do finansowania działalności kapitałem obcym, są lepiej zarządzane i bardziej efektywne. Do destymulant efektywności zaliczono natomiast: udział ziemi własnej w powierzchni użytków rolnych ogółem (wysoki udział ziemi własnej informuje o niskim udziale dzierżawy, której wysoką efektywność stwierdzono we wcześniejszych analizach) [9]; wskaźnik stopy inwestycji (w krótkim okresie wydatki inwestycyjne mogą ujemnie wpływać na efektywność); wskaźnik stopy subsydiowania (subsydiowanie działalności gospodarstw rolnych, z punktu widzenia ich efektywności, jest zjawiskiem negatywnym i świadczy o tzw. „efekcie rozleniwiania”, co stwierdzono w innych analizach) [11] oraz wskaźnik udziału amortyzacji w przepływach finansowych (powinien negatywnie wpływać na efektywność, ponieważ wysoki udział amortyzacji w przepływach finansowych świadczy o jej wykorzystaniu do obsługi zobowiązań, a nie do odtworzenia zużytego majątku trwałego, co w dłuższej perspektywie może obniżyć efektywność, a nawet doprowadzić do upadku gospodarstwa).

W celu zobiektywizowania otrzymanych wyników przeprowadzono analizę metodą nieparametryczną, w wariancie zmiennych efektów skali dla tych samych zmiennych i obserwacji (gospodarstw)⁷. Sprawdzone, czy otrzymane wyniki – współczynniki efektywności dla analizowanych gospodarstw w każdym z trzech lat 2004-2006 – uzyskane metodą parametryczną i nieparametryczną są zbieżne. W tym celu przeprowadzono analizę korelacji rangowej otrzymanych współczynników.

Następnie sprawdzono, czy gospodarstwa, które korzystały z publicznego wsparcia do inwestycji, różniły się pod względem efektywności wykorzystania nakładów. W tym celu porównano przeciętne wskaźniki efektywności technicznej oraz wartości wskaźnika ROE⁸ i stopy inwestowania w podgrupie gospodarstw, które korzystały ze wsparcia, ze średnimi wartościami tych wskaźników w grupie gospodarstw, które z takiej formy pomocy nie korzystały.

Wyniki analiz

W podejściu parametrycznym zastosowano model według Battese i Coelliego [4]. Pozwala on na jednoczesne oszacowanie parametrów funkcji granicznej oraz tzw. równania modelu nieefektywności (inefficiency effect model). Wyniki estymacji zawarto w tabeli 2. Podejście parametryczne pozwala na testowanie hipotez dotyczących parametrów oszacowanych równań. Testy stosowane do oceny oszacowań parametrów w analizie regresji, takie jak t-studenta, test F,

⁷ Stosowne obliczenia przeprowadzono za pomocą programu DEAP.

⁸ W indywidualnych (rodzinnych) gospodarstwach rolnych ustalenie wskaźnika rentowności kapitału własnego (ang. Return on Equity – ROE) wymaga oszacowania kosztu pracy własnej. W tym celu przyjęto, że praca własna kierownika gospodarstwa i jego rodziny równa się przeciętnemu kosztowi krańcowemu nakładów pracy w gospodarstwie w każdym roku, który został oszacowany przez autora przy użyciu metody oceny dochodowości materialnych czynników produkcji stosowanej w IERiGŻ-PIB [9].

w metodzie SFA nie mają zastosowania w małych próbach, co wynika z tego, że składnik losowy w modelu SF nie ma rozkładu normalnego, natomiast w dużych próbach korzysta się z ich własności asymptotycznych. Ponieważ estymacja modeli SF dokonywana jest metodą największej wiarygodności, weryfikację hipotez dotyczących szacowanych parametrów i innych własności tych modeli przeprowadza się m.in. testem ilorazu wiarygodności LR (likelihood-ratio) [14]. W tabeli 3 przedstawiono wyniki weryfikacji hipotez dotyczących parametrów oszacowanego modelu SF.

Na wstępie oszacowano model o funkcji produkcji postaci Cobb-Douglasa oraz funkcji translogarytmicznej, której szczególnym przypadkiem jest funkcja Cobb-Douglasa. Testowano hipotezę o poprawności zastosowania postaci funkcji typu Cobb-Douglasa, wobec hipotezy alternatywnej stwierdzającej, że bardziej adekwatna jest postać translogarytmiczna. Hipotezę zerową odrzucono przy poziomie istotności 0,05. W dalszej kolejności zweryfikowano negatywnie hipotezę dotyczącą braku nieefektywności w analizowanych gospodarstwach, co świadczy o tym, że zastosowanie modelu granicznego było zasadne. Stwierdzono ponadto, że nieefektywność została w ok. 74% wyjaśniona zastosowanym modelem. W dalszej kolejności odrzucono hipotezę, która zakładała, że model objaśniający nieefektywność powinien być liniowym modelem regresji bez stałej. Testując hipotezy o braku wpływu trendu czasowego na wartości współczynników regresji oraz na ustalone współczynniki nieefektywności, stwierdzono istotny wpływ trendu czasowego.

Za pomocą modelu granicznego ustalono współczynniki efektywności technicznej dla każdego z gospodarstw. Przeciętna efektywność analizowanych gospodarstw w latach 2004-2006 wynosiła 61%. Rozkłady częstości przeciętnych współczynników efektywności technicznej uzyskanych przy pomocy SF w latach 2004-2006 zaprezentowano na rysunku 1.

W celu obiektywizacji otrzymanych przy pomocy metody parametrycznej wyników, analogiczne współczynniki efektywności ustalono przy pomocy nieparametrycznej metody obwiedni danych (DEA). W tym celu zastosowano model DEA o zmiennych efektach skali (VRS) zorientowany na efekt (output orientated) dla analizowanych danych panelowych oraz tego samego zestawu zmiennych. Uzyskana tą metodą przeciętna efektywność techniczna była znacznie niższa. Jednakże zważywszy na fakt, że w tej metodzie, przeciwnie niż w podejściu parametrycznym, każde odchylenie losowe od linii granicznego efektu utożsamiane jest z nieefektywnością – wynik taki nie dziwi. Rozkłady częstości przeciętnych współczynników efektywności technicznej, ustalone przy pomocy metody DEA w analizowanych gospodarstwach w latach 2004-2006, zaprezentowano na rysunku 2. Następnie sprawdzono, czy pomiędzy uzyskanymi za pomocą alternatywnych metod (DEA i SFA) miarami efektywności występował związek korelacyjny. Z uwagi na specyfikę analizowanych cech zastosowano miary korelacji rangowej ρ -Spearmana i τ -Kendalla. Obie wykazały silną korelację wyników: współczynnik ρ -Spearmana = 0,901 oraz τ -Kendalla = 0,738. Oba współczynniki istotnie statystycznie różniły się od ze-

Tabela 2

**Wyniki estymacji funkcji produkcji, modelu granicznego funkcji (SF)
oraz modelu nieefektywności**

Zmienna ^a	Funkcja produkcji				Model SF				
	para- metr	ocena para- metru	odchy- lenie standar- dowe	test t-stu- denta	para- metr	ocena para- metru	odchy- lenie standar- dowe	test t-stu- denta	
stała	β_0	2,745	0,314	8,753	β_0	3,463	0,280	12,349	
trend	β_1	-0,949	0,086	-11,016	β_1	-0,921	0,080	-11,455	
$\ln X_1$	β_2	1,136	0,123	9,221	β_2	1,059	0,104	10,169	
$\ln X_2$	β_3	0,637	0,081	7,823	β_3	0,585	0,072	8,145	
$\ln X_3$	β_4	-0,512	0,134	-3,805	β_4	-0,430	0,118	-3,648	
trend ²	β_5	0,273	0,014	18,917	β_5	0,241	0,013	18,749	
$\ln X_1^2$	β_6	0,162	0,018	8,776	β_6	0,109	0,016	6,760	
$\ln X_2^2$	β_7	0,133	0,009	14,230	β_7	0,108	0,009	12,490	
$\ln X_3^2$	β_8	0,114	0,017	6,882	β_8	0,102	0,015	6,999	
$\ln X_1$ trend	β_9	-0,012	0,018	-0,633	β_9	-0,003	0,016	-0,207	
$\ln X_1 \ln X_2$	β_{10}	-0,303	0,023	-13,335	β_{10}	-0,249	0,020	-12,654	
$\ln X_1 \ln X_3$	β_{11}	0,022	0,030	0,734	β_{11}	0,008	0,026	0,318	
$\ln X_2$ trend	β_{12}	-0,041	0,012	-3,477	β_{12}	-0,033	0,010	-3,216	
$\ln X_2 \ln X_3$	β_{13}	-0,139	0,020	-6,778	β_{13}	-0,123	0,018	-6,809	
$\ln X_3$ trend	β_{14}	0,016	0,016	0,968	β_{14}	0,017	0,014	1,235	
Model nieefektywności									
Z_0	δ_0	-	-	-	δ_0	0,780	0,142	5,508	
Z_1	δ_1	-	-	-	δ_1	-0,108	0,030	-3,661	
Z_2	δ_2	-	-	-	δ_2	-0,008	0,000	-23,334	
Z_3	δ_3	-	-	-	δ_3	0,173	0,063	2,727	
Z_4	δ_4	-	-	-	δ_4	0,092	0,032	2,885	
Z_5	δ_5	-	-	-	δ_5	0,008	0,002	4,461	
Z_6	δ_6	-	-	-	δ_6	-0,204	0,044	-4,624	
Z_7	δ_7	-	-	-	δ_7	-0,445	0,078	-5,688	
Z_8	δ_8	-	-	-	δ_8	0,001	0,003	0,306	
Z_9	δ_9	-	-	-	δ_9	-0,389	0,136	-2,861	
Z_{10}	δ_{10}	-	-	-	δ_{10}	0,071	0,004	18,013	
Z_{11}	δ_{11}	-	-	-	δ_{11}	0,001	0,001	0,537	
Z_{12}	δ_{12}	-	-	-	δ_{12}	-0,274	0,153	-1,791	
σ^2		0,266			σ^2	0,339	0,027	12,726	
γ		-	-		γ	0,736	0,017	44,505	
logarytm funkcji wiarygodności				-4374	logarytm funkcji wiarygodności				-3801

^a Pełne nazwy zmiennych zostały umieszczone w tekście.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie Polskiego FADN.

Tabela 3

Wyniki przeprowadzonych weryfikacji hipotez dotyczących modelu SF

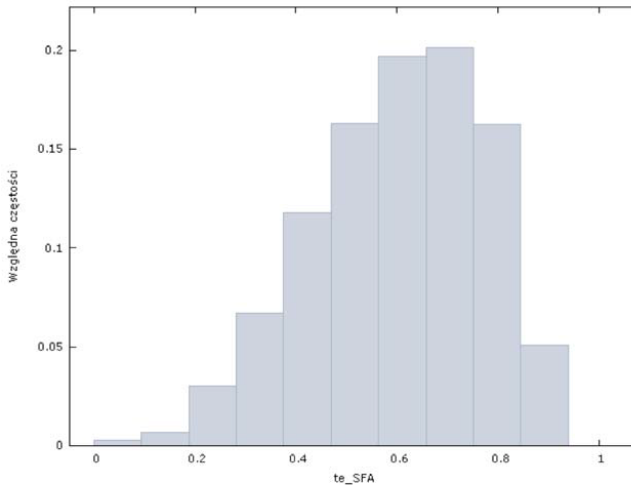
Hipoteza zerowa (H0)	Logarytm funkcji wiarygodności przy H0	Logarytm funkcji wiarygodności przy H1	LLR	Test Chi2		Wynik weryfikacji H0
				stopnie swobody	wartość krytyczna	
H0: wszystkie $B_{jk}=0$	-4164	-3804	-4164	10,00	18,31	odrzuć H0
H0: $\gamma=0$	-4374	-3804	-4374	1,00	3,84	odrzuć H0
H0: $\rho_0=0$	-3811	-3804	-3811	1,00	3,84	odrzuć H0
H0: brak wpływu trendu czasowego na wartość parametrów modelu	-4033	-3804	-4033	5,00	11,07	odrzuć H0
H0: brak wpływu trendu czasowego na efektywność	-3806	-3804	-3806	1,00	3,84	odrzuć H0

Źródło: Obliczenia własne na podstawie Polskiego FADN.

ra (przy poziomie istotności 0,01 i mniejszym), co świadczyło o silnej dodatniej korelacji pomiędzy ustalonymi współczynnikami efektywności metodą parametryczną (SF) oraz nieparametryczną (DEA).

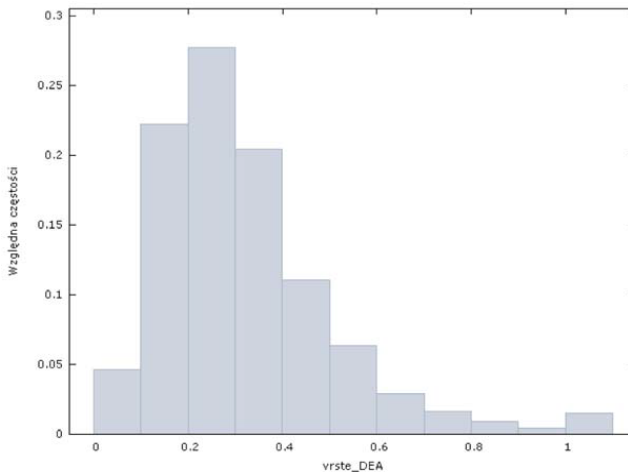
Proces weryfikacji hipotez oraz zbieżność z wynikami alternatywnej metody uprawniają do dalszego wnioskowania dotyczącego różnic w efektywności pomiędzy gospodarstwami, które skorzystały ze wsparcia do inwestycji, a pozostałymi gospodarstwami, oraz interpretacji oszacowanego modelu nieefektywności. Stwierdzono, że gospodarstwa, które skorzystały w analizowanym okresie ze wsparcia publicznego do inwestycji, były efektywne przeciętnie w 66,4%, zaś techniczna efektywność gospodarstw pozostałych wynosiła średnio 59,8%. Ponieważ grupy te nie były jednakowo liczne, stwierdzoną różnicę zbadano testem dla dwóch średnich. Wykazano, że otrzymane wyniki były istotne statystycznie przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Analogicznie sprawdzono, czy w poziomie efektywności finansowej występowały istotne różnice. Gospodarstwa nie korzystające ze wsparcia do inwestycji cechowała przeciętna rentowność kapitału własnego równa 7,5%, natomiast gospodarstwa, które skorzystały ze dopłat do inwestycji, osiągały przeciętnie wyższą rentowność kapitału własnego (10,7%). Również stopa inwestowania w gospodarstwach korzystających ze wsparcia do inwestycji była znacznie wyższa niż w pozostałych gospodarstwach i wynosiła 3,89 wobec 1,28. Otrzymane wyniki sugerują,

że w obu grupach występuje rozszerzona reprodukcja majątku trwałego, aczkolwiek udział gospodarstw o ujemnej reprodukcji majątku w gospodarstwach korzystających z dopłat do inwestycji stanowił zaledwie 8,5%. W pozostałych gospodarstwach udział ten wynosił aż 64,9%. Analiza tego wskaźnika potwierdza tezę, że gospodarstwa korzystające z dopłat do inwestycji przeciętnie działały bardziej efektywnie już przed uzyskaniem pomocy.



Rys. 1. Histogram współczynników efektywności technicznej ustalonych przy pomocy modelu SF (te_SFA) w latach 2004-2005

Źródło: Obliczenia własne.



Rys. 2. Histogram współczynników efektywności technicznej ustalonych przy pomocy modelu DEA ($vrste_DEA$) w latach 2004-2005

Źródło: Obliczenia własne.

Wyniki przeprowadzonej analizy potwierdziły hipotezę, że gospodarstwa, które skorzystały ze wsparcia do inwestycji były bardziej efektywne technicznie od tych, które z takiej pomocy publicznej nie skorzystały. Gospodarstwa, które skorzystały z dopłat do inwestycji, charakteryzowały się przeciętnie lepszą rentownością, co stwierdzono porównując wskaźniki rentowności kapitału własnego.

Tabela 4

Charakterystyka zmiennych wpływających na efektywność analizowanych gospodarstw oraz wskaźnik ROE i współczynniki efektywności technicznej

Wyszczególnienie	Gospodarstwa, które skorzystały z dopłat do inwestycji	Gospodarstwa, które nie skorzystały z dopłat do inwestycji
Liczba gospodarstw	106	1822
Wielkość ekonomiczna (ESU)	16	32
Udział ziemi własnej (%)	69	75
Wykształcenie kierownika (% z wykształceniem rolniczym)	36	40
Wiek kierownika (w latach)	42	42
Współczynnik bonitacji gleb	1,14	1,03
Wskaźnik specjalizacji HHI (%)	89	79
Wskaźnik stopy inwestowania (%)	389	128
Wskaźnik stopy zadłużenia (%)	16	12
Wskaźnik stopy subsydiowania (%)	61	47
Wskaźnik udziału amortyzacji w Cash Flow II (%)	-6	46
Wskaźnik rentowności kapitału własnego (%)	10,7	7,5
Współczynnik efektywności technicznej te_SFA (%)	66,42	59,78
Współczynnik efektywności technicznej vrste_DEA (%)	39,39	31,60

Źródło: Obliczenia własne na podstawie Polskiego FADN.

Analizując równanie nieefektywności, stwierdzono że na efektywność istotnie wpływały wszystkie zmienne, za wyjątkiem wskaźnika stopy inwestycji oraz udziału amortyzacji w przepływach finansowych z działalności inwestycyjnej. Ponadto uzyskano dodatni wpływ wielkości ekonomicznej gospodarstwa, jakości gleb, stopnia specjalizacji oraz wskaźnika zadłużenia na efektywność techniczną analizowanych gospodarstw. Ujemnie na tę efektywność wpływały takie cechy gospodarstw jak: udział ziemi własnej, wykształcenie rolnicze, wiek oraz stopa subsydiowania. Wytlumaczenie negatywnego wpływu udziału ziemi własnej i stopy subsydiowania jest dość proste – w pierwszym przypadku udział ziemi własnej w powierzchni użytków rolnych ogółem świadczy o niskim udziale dzierżawy, która jak wynika z innych analiz [9] po pierw-

szere jest bardzo efektywna, a po drugie ma większe znaczenie w gospodarstwach dużych (zarówno obszarowo jak i ekonomicznie). Stwierdzono negatywny wpływ stopy subsydiowania na efektywność. Najbardziej znaczącą formą subsydiowania gospodarstw rolnych są w Polsce dopłaty bezpośrednie, które determinują strukturę produkcji, niejednokrotnie ustalonej w gospodarstwie nie dla maksymalizacji efektywności zaangażowanych nakładów, ale wykorzystania wsparcia. Zastanawiający jest natomiast ujemny, aczkolwiek nieznaczny, wpływ zmiennych charakteryzujących kierownika gospodarstwa – wiek i wykształcenie. Negatywny wpływ wieku gospodarza może wynikać z przyjętego liniowego charakteru związku z nieefektywnością (prawdopodobnie relacja ta jest krzywoliniowa). Ponadto, jak wykazano analizując przedsiębiorstwa rolnicze powstałe na bazie majątku Skarbu Państwa, negatywny wpływ wieku kierownika na efektywność uwidacznia się szczególnie w latach o gorszej koniunkturze, mniej stabilnych warunkach gospodarowania [10]. Negatywny wpływ wykształcenia rolniczego jest zastanawiający i wymaga potwierdzenia w dalszych analizach. Być może warto rozważenia byłoby uwzględnienie stopnia wykształcenia (wykształcenie zasadnicze, średnie, wyższe) a nie jedynie jego kierunku (rolnicze lub nierolnicze).

Stwierdzono ponadto, że zmienna sztuczna INW, informująca, iż gospodarstwo skorzystało ze wsparcia do inwestycji, była istotna statystycznie przy poziomie istotności $\alpha = 0,1$ i dodatnio wpływała na efektywność techniczną gospodarstw. Zatem, przyjmując ten poziom istotności, można uznać, że wpływ realizacji inwestycji wspomaganych ze środków publicznych na efektywność gospodarstw, a w konsekwencji na ich konkurencyjność, był istotny statystycznie.

Podsumowanie

W przeprowadzonych analizach wykazano, że gospodarstwa, które skorzystały z dopłat do inwestycji z pomocy publicznej, były przeciętnie bardziej efektywne zarówno technicznie, jak i finansowo. Wynika z tego, że wsparcie przyczynia się do polaryzacji gospodarstw rolnych w Polsce – trafia ono do gospodarstw lepszych – lepiej zarządzanych, bardziej efektywnych, o większym potencjale ekonomicznym. Wsparcie to może zatem, za pośrednictwem podnoszenia efektywności technicznej i finansowej, stymulować konkurencyjność, lecz głównie najsilniejszych gospodarstw.

Pojawia się jednak pytanie, czy gospodarstwa, które skorzystały ze wsparcia nie inwestowałyby gdyby nie mogły z takiej pomocy skorzystać? Zapewne ta grupa gospodarstw byłaby w stanie się bez tej pomocy obejść. Co więcej – dotacje do inwestycji, które są formą subsydiowania producentów rolnych – mogą wręcz szkodzić efektywności gospodarstw, ponieważ, jak wykazano, stopa subsydiowania jest destymulantą efektywności.

Literatura:

1. Aigner D. J., Lovell C. A. K., Schmidt P.: Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics* 6/1977.
2. ARiMR – Trzy lata po akcesji. ARiMR, Warszawa 2007.
3. Cattle N., White B.: Efficiency and scale economies in the Western Australian Wheat-belt. Artykuł prezentowany na: Australian Agricultural and Resource Economic Society Conference. February 2007, Queenstown New Zealand, <http://ageconse-arch.umn.edu/bitstream/123456789/25956/1/cp07ca03.pdf> (stan z dn. 29 kwietnia 2008)
4. Battese G. E., Coelli T. J.: A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics* 20 (1995).
5. Ceny w gospodarce narodowej w 2006 r. GUS, Warszawa 2007.
6. Coelli T.: A Guide to DEAP Version 2.1.: A Data envelopment analysis (Computer) program /w:/ CEPA Working Paper nr 8, 1996. Department of Econometrics, University of New England, Armidale, Australia.
7. Coelli T.: A guide to FRONTIER version 4.1: a computer program for frontier production function estimation /w:/ CEPA Working Paper nr 7, 1996. Department of Econometrics, University of New England, Armidale, Australia.
8. Coelli T. J., Prasada Rao D. S., O'Donnell C. J. and Battese G. E.: An introduction to efficiency and productivity analysis. Springer, New York, 2005.
9. Czekaj T.: Dochodowość materialnych czynników produkcji w gospodarstwach osób fizycznych w 2005 r. /w:/ Sytuacja ekonomiczna i aktywność inwestycyjna różnych grup gospodarstw rolniczych w Polsce i innych krajach unijnych w latach 2004-2005 (red. W. Józwiak). IERiGŻ-PIB, Warszawa 2007.
10. Czekaj T., Kagan A., Nargiełło A., Ziółkowska J.: Wielowymiarowa analiza statystyczna czynników wpływających na efektywność /w:/ Analiza efektywności gospodarowania i funkcjonowania przedsiębiorstw rolniczych powstałych na bazie majątku Skarbu Państwa (red. J. Kulawik, W. Józwiak). IERiGŻ-PIB, Warszawa 2007.
11. 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 (red. J. Kulawik). IERiGŻ-PIB, Warszawa 2008.
12. Goodwin B. K., Schurle B. W., Norman D. W., Freyenberger S. G., Bloomquist L. E., Regehr D. L.: Determinants of Kansas farmers' participation in on-farm research. *Journal of Agricultural and Applied Economics* (December 1997). Southern Agricultural Economics Association.
13. Gradziuk K.: Realizacja programu SAPARD w Polsce – zróżnicowanie regionalne. IERiGŻ-PIB, Warszawa 2007.
14. Greene W. H.: *Econometric analysis* 5th ed. Upper Saddle River: Prentice-Hall, 2003.
15. Hirschman A. O.: The paternity of an index. *The American Economic Review*, Vol. 54, No. 5.
16. Józwiak W., Mirkowska Z.: Ekonomiczne przesłanki zdolności konkurencyjnej polskich gospodarstw rolnych /w:/ Sytuacja ekonomiczna i aktywność inwestycyjna różnych grup gospodarstw rolniczych w Polsce i innych krajach unijnych w latach 2004-2005 (red. W. Józwiak). IERiGŻ-PIB, Warszawa 2007.
17. Józwiak W., Mirkowska Z.: Zdolność polskich gospodarstw rolnych do konkurowania. IERiGŻ-PIB. Maszynopis z 19 marca 2007 roku, artykuł przyjęty do druku w kwartal-

- niku Wieś i Rolnictwo [za:] Sytuacja ekonomiczna i aktywność inwestycyjna różnych grup gospodarstw rolniczych w Polsce i innych krajach unijnych w latach 2004-2005 (red. W. Józwiak). IERiGŻ-PIB, Warszawa 2007.
18. Meeusen W., van den Broeck J.: Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18/1977.
 19. Purdy B. M., Langemeier M. R., Featherstone A. M.: Financial performance, risk, specialization. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, July 1997, Southern Agricultural Economics Association.
 20. Rocznik statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2007. GUS, Warszawa 2007.

TOMASZ CZEKAJ

Institute of Agricultural and Food Economics
- National Research Institute
Warszawa

TECHNICAL EFFECTIVENESS OF AGRICULTURAL HOLDINGS AGAINST THE INCLINATION TO ABSORB PUBLIC FUNDS' SUPPORT FOR INVESTMENT

Summary

The aim of the paper was to verify the hypothesis assuming that individual farms, which made use of public funds' support for investment were more effective than those which had not applied. *Stochastic Frontier Analysis* and *Data Envelopment Analysis* were applied to measure the technical effectiveness of individual farms directed at plant production (field crops) in 2004-2006. Return on equity was used as the measure of financial effectiveness. It was established that individual farms which made use of public funds' support for investment were both technically and financially more effective. Thus the hypothesis was confirmed.