

JERZY MARZEC

Wydział Zarządzania
Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

ANDRZEJ PISULEWSKI

Wydział Ekonomii i Stosunków Międzynarodowych
Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

Ekonometryczna analiza efektywności technicznej farm mlecznych w Polsce na podstawie danych z lat 2004–2011

Streszczenie

Celem artykułu była ekonometryczna analiza efektywności technicznej gospodarstw rolnych zajmujących się produkcją mleka w Polsce. Przede wszystkim zaprezentowano konstrukcję i założenia stochastycznej granicznej funkcji produkcji w przypadku danych panelowych. Następnie omówiono szczegółową specyfikację mikroekonomicznej funkcji produkcji na podstawie danych panelowych, pochodzących z polskiego FADN (ang. *Farm Accountancy Data Network*). Główne rezultaty badań uzyskano w ramach funkcji translogarytmicznej. Wyniki te wskazały na rosnące korzyści skali w próbie, a średni poziom efektywności polskich farm wyniósł 69%. Dokonano również identyfikacji zmiennych egzogenicznych (tj. specjalizacji i wielkości gospodarstw), które okazały się źródłem istotnych różnic w poziomach efektywności badanych producentów mleka.

Słowa kluczowe: stochastyczne modele graniczne, efektywność techniczna, dane panelowe, farmy mleczne

1. Wstęp

Akcesja Polski do Unii Europejskiej była wiązana z dużymi nadziejami dotyczącymi podniesienia efektywności polskiego rolnictwa. Jednakże pomimo

upływu lat sektor indywidualnych gospodarstw rolnych wciąż charakteryzuje się dużym niedorozwojem i bardzo niską produktywnością pracy. Według danych Głównego Urzędu Statystycznego (GUS), liczba indywidualnych gospodarstw rolnych w Polsce zmniejszyła się z 2 839 664 (w 2004 r.) do 2 249 533 (2011 r.), czyli o 21%¹. Jednocześnie przeciętna wielkość indywidualnego gospodarstwa rolnego wzrosła z 7,5 ha w 2004 r. do 8,3 ha w 2011 r. W 2004 r. udział zatrudnionych w rolnictwie, leśnictwie, łowiectwie i rybactwie wynosił 16% ludności pracującej, odsetek ten nieznacznie zmalał do 15,4% w 2011 r.² Pomimo tak dużego udziału zatrudnionych w polskim rolnictwie udział w wartości dodanej rolnictwa, leśnictwa, łowiectwa i rybactwa w PKB wynosił w 2004 r. 5,1%, a w ciągu kolejnych lat obniżył się o 1,1 punktu procentowego (do poziomu 4,0% w 2011 r.³).

Przedstawione powyżej w zarysie zmiany dokonujące się w polskim rolnictwie od momentu wstąpienia Polski do Unii Europejskiej, a tym samym od chwili objęcia tego sektora gospodarki zasadami wspólnej polityki rolnej (WPR), skłaniają do postawienia pytania, w jakim stopniu instrumenty tej polityki przyczyniły się do realizacji jej celów przyjętych w traktatach rzymskich. Jednym z głównych celów WPR, określonym w art. 33 ust 1. traktatu rzymskiego z 25 marca 1957 r., ustanawiającego Wspólnotę Europejską, jest „zwiększenie wydajności rolnictwa przez wspieranie postępu technicznego oraz optymalne wykorzystanie czynników produkcji, zwłaszcza siły roboczej”. Ważną kwestią jest zatem pomiar tej wydajności lub inaczej efektywności wykorzystania czynników produkcji przez gospodarstwa rolne, który jest możliwy za pomocą metod ekonometrycznych.

W literaturze światowej badania ekonometryczne, które dotyczą efektywności technicznej gospodarstw rolnych, zostały podjęte już w latach 50. XX w. Impuls do podjęcia tych badań stanowił przede wszystkim artykuł Farrella z 1957 r.⁴ Był to jednocześnie początek badań nad zagadnieniami efektywności technicznej, kosztowej i produktywności. Zgodnie z koncepcją Farrella, przez nieefektywność techniczną rozumie się sytuację, gdy produkcja obserwowana jest niższa od produkcji potencjalnej, czyli maksymalnie możliwej z danych nakładów czynników produkcji. Miarą efektywności technicznej jest iloraz obu wielkości. Empiryczne badania są prowadzone z wykorzystaniem stochastycznych modeli granicznych (ang. *Stochastic Frontier Models* – SFM; *Stochastic*

¹ www.stat.gov.pl.

² *Rocznik Statystyczny Rolnictwa*, GUS, Warszawa 2012.

³ Ibidem.

⁴ J. Farrell, *The Measurement of Productive Efficiency*, „Journal of the Royal Statistical Society Series A” 1957, vol. 120(3), s. 253–290.

Frontier Analysis – SFA) albo deterministycznej metody obwiedni danych (*Data Envelopment Analysis – DEA*).

Celem niniejszego artykułu jest prezentacja wstępnych wyników badań dotyczących pomiaru efektywności technicznej na przykładzie wybranej grupy gospodarstw rolnych w Polsce, tj. producentów mleka. W tym celu zastosowano stochastyczny model graniczny, który oszacowano na podstawie danych panelowych z lat 2004–2011.

2. Przegląd literatury

Jedno z pierwszych zastosowań SFA do analiz efektywności gospodarstw rolnych zostało przedstawione w artykule Battese'a i Corry⁵. Kolejne badania, wykorzystujące dane przekrojowo-czasowe, zaprezentowano m.in. w artykułach: Battese'a i Coellego⁶, Battese'a i in.⁷, Kalirajana i Shanda⁸, a także Rasmussena⁹ oraz Bravo-Urety i in.¹⁰

Efektywność gospodarstw rolnych z Europy Wschodniej i Centralnej jest także obecna w literaturze światowej. Wyniki tych badań zostały podsumowane w artykule Gortona i Davidovej¹¹. Analizę efektywności technicznej gospodarstw rolnych w Polsce przeprowadziła Munroe¹², stosując parametryczną metodę

⁵ G.E. Battese, G.S. Corra, *Estimation of Production Frontier Model: with Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia*, „Australian Journal of Agricultural Economics” 1977, vol. 21, s. 169–179.

⁶ G.E. Battese, T.J. Coelli, *Prediction of Firm – Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data*, „Journal of Econometrics” 1988, vol. 38, s. 387–399.

⁷ G.E. Battese, T.J. Coelli, T.C. Colby, *Estimation of Frontier Production Functions and the Efficiencies of Indian Farms Using Panel Data from ICRISAT's Village Level Studies*, „Journal of Quantitative Economics” 1989, vol. 5, s. 327–348.

⁸ K.P. Kalirajan, R.T. Shand, *A Generalized Measure of Technical Efficiency*, „Applied Economics” 1989, vol. 21, s. 25–34.

⁹ S. Rasmussen, *Scale Efficiency in Danish Agriculture: An Input Distance-Function Approach*, „European Review of Agricultural Economics” 2010, vol. 37(3), s. 335–367.

¹⁰ B.E. Bravo-Ureta, D. Solís, V.H.M. López, J.F. Maripani, A. Thiam, T. Rivas, *Technical Efficiency in Farming: a Meta-Regression Analysis*, „Journal Productivity Analysis” 2007, vol. 27(1), s. 57–72.

¹¹ M. Gorton, S. Davidova, *Farm Productivity and Efficiency in the CEE Applicant Countries: a Synthesis of Results*, „Agricultural Economics” 2004, vol. 30, s. 1–6.

¹² D.K. Munroe, *Economic Efficiency in Polish Peasant Farming: An International Perspective*, „Regional Studies” 2001, vol. 35, s. 461–471.

SFA dla funkcji produkcji typu Cobba i Douglasa (C–D) i danych z 1996 r. Inni autorzy, Brümmer i in.¹³, wykorzystali funkcję odległości (*distance function*) w postaci translogarytmicznej i dane panelowe o farmach mlecznych z lat 1991–1994. Latruffe i in. na podstawie danych indywidualnych z 2001 r. odrębnie analizowali efektywność techniczną gospodarstw specjalizujących się w produkcji roślinnej i gospodarstw prowadzących produkcję zwierzęcą. Zastosowali oni funkcję C–D i metodologię zaproponowaną przez Jondrowa i in.¹⁴ Wyniki te porównano z rezultatami otrzymanymi metodą DEA. Henningsen i Kumbhakar¹⁵ zaproponowali eklektyczne podejście do analizy efektywności technicznej gospodarstw rolnych na przykładzie danych z Polski, polegające na połączeniu metod parametrycznych i nieparametrycznych.

Dotychczas w polskiej literaturze przedmiotu ekonometryczna analiza efektywności technicznej gospodarstw rolnych była prowadzona głównie z wykorzystaniem metody DEA przez: Ziółkowską¹⁶, Kagana i in.¹⁷, Bezat¹⁸, Smędzik¹⁹. Omówienie samej metody DEA przedstawia m.in. Prędko²⁰.

Wśród opracowań wykorzystujących metodę SFA należy wymienić pracę Kulawika²¹. Wskazuje on na trudności ze stosowaniem parametrycznych metod analizy efektywności w krajach transformujących się, związane z krótkim

¹³ B. Brümmer, T. Glauben, G. Thijssen, *Decomposition of Productivity Growth Using Distance Functions: The Case of Dairy Farms in Three European Countries*, „American Journal of Agricultural Economics” 2002, vol. 84, s. 628–644.

¹⁴ J. Jondrow, C.A. Lovell Knox, S. Ivan, I.S. Materov, P. Schmidt, *On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model*, „Journal of Econometrics” 1982, vol. 19 (2–3), s. 233–238.

¹⁵ A. Henningsen, S. Kumbhakar, *Semiparametric Stochastic Frontier Analysis: An Application to Polish Farms During Transition*, Paper presented at the European Workshop on Efficiency and Productivity Analysis (EWEPA), Pisa, Italy, 24 June 2009.

¹⁶ J. Ziółkowska, *Efektywność techniczna w gospodarstwach wielkotowarowych*, „Studia i Monografie”, nr 140, IERiGŻ, Warszawa 2008.

¹⁷ A. Kagan, J. Góral, J. Kulawik, *Efektywność techniczna przy zastosowaniu metody DEA*, w: *Sytuacja produkcyjna, efektywność finansowa i techniczna gospodarstw powstałych w oparciu o mienie byłych państwowych przedsiębiorstw gospodarki rolnej*, IERiGŻ, Warszawa 2010, s. 180–239.

¹⁸ A. Bezat, *Zastosowanie metody DEA w analizie efektywności przedsiębiorstw rolniczych*, „Komunikaty, Raporty, Ekspertyzy”, nr 545, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2011, s. 1–27.

¹⁹ K. Smędzik, *Czynniki wpływające na efektywność techniczną gospodarstw rolnych osób fizycznych, wyspecjalizowanych w produkcji zwierzęcej (na przykładzie gospodarstw Polskiego FADN z powiatu gostyńskiego)*, „Journal of Agribusiness and Rural Development” 2012, no. 3(25), s. 241–250.

²⁰ A. Prędko, *Analiza efektywności za pomocą metody DEA: podstawy formalne i ilustracja ekonomiczna*, „Przegląd Statystyczny” 2003, nr 50(1), s. 87–100.

²¹ *Analiza efektywności ekonomicznej i finansowej przedsiębiorstw rolnych powstałych na bazie majątku WRSP*, red. J. Kulawik, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2008.

czasem, jaki upłynął od rozpoczęcia reform ustrojowych, oraz z uwzględnieniem ciągle zmieniających się warunków otoczenia. Przeprowadził on analizę efektywności na podstawie danych przekrojowych (jednorocznych z 2006 r.) dla dwóch rodzajów gospodarstw rolnych (gospodarstw dzierżawionych i gospodarstw zakupionych). W badaniach wykorzystał funkcję produkcji postaci C–D i translogarytmiczną. W celu estymacji funkcji granicznej wykorzystano najprostszą technikę, tj. skorygowaną metodę najmniejszych kwadratów oraz metodę największej wiarygodności (MNW).

Ostatnim opracowaniem wykorzystującym metodę SFA do badań nad efektywnością sektora gospodarstw rolnych w Polsce był artykuł Czekaja i in.²² W badaniach oszacowano trzy graniczne funkcje produkcji typu C–D, odrębnie dla każdej z badanych grup gospodarstw (jednoosobowe spółki, gospodarstwa dzierżawione, gospodarstwa zakupione). W analizie przyjęto model z nieefektywnością zmienną w czasie (*time-varying inefficiency effect model*), który został oszacowany za pomocą MNW na podstawie danych panelowych.

Z powyższego, krótkiego opisu literatury wynika, że badania efektywności technicznej gospodarstw rolnych różnego typu z wykorzystaniem modeli panelowych są systematycznie prowadzone od lat 70. XX w. W Polsce tego typu analiz jest zaledwie kilka, gdyż dominującym podejściem jest metoda DEA.

3. Metoda badawcza

Niniejsze badania zostały przeprowadzone za pomocą stochastycznego modelu granicznego dla translogarytmicznej funkcji produkcji (podejście SFA). Zakłada się zatem, że odchylenie produkcji obserwowanej od teoretycznej mikroekonomicznej funkcji produkcji jest spowodowane zakłóceniami czysto losowymi oraz nieefektywnością. W przypadku danych przekrojowo-czasowych o krótkim horyzoncie czasu dość zasadnym jest przyjęcie, że efektywność jest tzw. losowym efektem indywidualnym dla każdego obiektu. Pozwala to na bar-

²² T. Czekaj, J. Ziółkowska, J. Kulawik, *Analiza efektywności ekonomicznej i produktywności*, w: *Analiza efektywności ekonomicznej i finansowej przedsiębiorstw rolnych powstałych na bazie majątku WRSP*, red. J. Kulawik, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2009, s. 150–256.

dziej precyzyjny szacunek przeciętnej efektywności każdego obiektu²³. Graniczna funkcja produkcji ma wówczas postać²⁴:

$$y_{it} = h(x_{it}; \beta) + v_{it} - u_i, \quad (i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T), \quad (1)$$

gdzie y_{it} – jest wartością zaobserwowanego logarytmu naturalnego produkcji i -tego przedsiębiorstwa w okresie t ($i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$), x_{it} to wektor-wiersz zmiennych egzogenicznych (nakładów czynników produkcji), h oznacza odpowiednio wyspecyfikowaną graniczną funkcję produkcji (najczęściej liniową względem $K+1$ nieznanych parametrów tworzących wektor β), składniki v_{it} i z_i są zmiennymi losowymi, z których pierwszy jest symetryczny względem zera, a drugi nieujemny o wartości oczekiwanej większej od zera, $E(u_i) > 0$. Zakłada się, że składniki z_i i v_{it} są niezależne od siebie po obiektach, a v_{it} także po czasie. Miarą efektywności technicznej jest $r_i = \exp(-u_i)$, która jest łatwo interpretowalną wielkością o wartościach z przedziału $(0, 1]$.

W celu opisu technologii gospodarstw rolnych przyjęto translogarytmiczną funkcję produkcji postaci:

$$h(x_{it}; \beta) = \beta_0 + \sum_{j=1}^J \beta_j \cdot \ln x_{it,j} + \sum_{j=1}^J \sum_{g \geq j}^J \beta_{j,g} \cdot \ln x_{it,j} \cdot \ln x_{it,g}, \quad (2)$$

gdzie $x_{it,g}$ oznacza nakład j -tego czynnika produkcji (dla $j = 1, \dots, J$). W niniejszych badaniach rozważa się cztery czynniki produkcji, czyli $J = 4$, a zatem łączna liczba parametrów (bez wyrazu wolnego) wynosi 14. Zaletą funkcji translogarytmicznej jest to, że charakterystyki technologii, elastyczności i współczynnik efektu skali są różne dla każdej obserwacji, gdyż zależą od wartości nakładów czynników produkcji. Powyższa funkcja, jako wielomian stopnia drugiego ze względu na logarytmy nakładów, stanowi naturalne uogólnienie znanej i powszechnie stosowanej funkcji C–D. Powyższe rozszerzenie będzie poddane testowaniu. Stosowanie funkcji translogarytmicznej rodzi obawy, że współliniowość (wywołana wprowadzeniem iloczynów i kwadratów nakładów czynników produkcji) spowoduje m.in. zwiększenie błędów szacunku dla parametrów w stosunku do

²³ G. Koop, J. Osiewalski, M.F.J. Steel, *Bayesian Efficiency Analysis through Individual Effects: Hospital Cost Frontiers*, „Journal of Econometrics” 1997, vol. 76, s. 77–105.

²⁴ M. Pitt, L.F. Lee, *The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry*, „Journal of Development Economics” 1981, vol. 9, s. 43–64; P. Schmidt, R. Sickles, *Production Frontiers and Panel Data*, „Journal of Business and Economic Statistics” 1984, vol. 2, s. 367–374.

sytuacji ortogonalnych zmiennych objaśniających. Jednakże w tym przypadku przedmiotem wnioskowania statystycznego z punktu widzenia teorii ekonomii nie są parametry, gdyż nie są one bezpośrednio interpretowalne, lecz elastyczności produkcji względem nakładów. Te ostatnie, jako sumy iloczynów ocen parametrów i wielkości nakładów, są szacowane precyzyjnie, co potwierdzają rezultaty estymacji zamieszczone w części empirycznej.

W celu estymacji granicznej funkcji produkcji przyjęto najprostsze dwustopniowe podejście, które na pierwszym etapie polega na estymacji przeciętnej funkcji produkcji ze zmodyfikowanym wyrazem wolnym $\beta_0^* = \beta_0 - E(u_i)$ ²⁵. Następnie wyznacza się funkcję graniczną poprzez korektę wyrazu wolnego, tj. $\hat{\beta}_0 = \hat{\beta}_{0,GLS}^* + \hat{u}_i$. Za ocenę wskaźnika efektywności przyjmuje się:

$$\hat{r}_i = \exp(-\hat{u}_i), \quad (3)$$

gdzie $\hat{u}_i = \max(\hat{u}_i^*) - \hat{u}_i$, $\hat{u}_i^* = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N (y_{it} - h(x_{it}; \hat{\beta}_{GLS}^*))$, a $\hat{\beta}_{GLS}^*$ to ocena wektora

parametrów przeciętnej funkcji produkcji, uzyskana uogólnioną metodą najmniejszych kwadratów w modelu efektów losowych. Formalne podejście do modelowania zjawiska nieefektywności zaproponowano m.in. w pracy Koopa i in.²⁶

Przyjęcie modelu, w którym nieefektywność jest efektem stałym (czyli parametrem, indywidualnym wyrazem wolnym), nie zmieniło zasadniczo wniosków natury ekonomicznej. Oceny średnich w próbie ocen współczynnika efektu skali, poszczególnych elastyczności i wskaźnika efektywności nie różniły się znacząco pomiędzy modelami.

4. Źródło danych i ich opis

Badaniem objęto liczną grupę polskich gospodarstw zajmujących się produkcją mleka (w skrócie nazywaną farmami mlecznymi). Podstawą do wyróżnienia tej grupy gospodarstw rolnych był tzw. typ rolniczy, informujący o typie działalności. Dane pochodziły z kolejnych 8 lat ($T = 8$) i obejmowały 1212 gospodarstw

²⁵ S.C. Kumbakhar, C.A.K. Lovell, *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge 2000.

²⁶ G. Koop, J. Osiewalski, M.F.J. Steel, op.cit.; zob. także: J. Marzec, J. Osiewalski, *Bayesian Inference on Technology and Cost Efficiency of Bank Branches*, „Bank i Kredyt” 2008, nr 9, s. 29–43.

($N = 1212$), w których produkcja mleka była dominującym źródłem przychodów w każdym z badanych okresów albo była źródłem występującym najczęściej (modalną rozkładu). Według terminologii FADN kryterium selekcji jednostek do próby był typ rolniczy równy 5.

W celu konstrukcji zmiennych ekonomicznych wykorzystano szczegółowe dane z polskiego oddziału FADN²⁷. Numer i opis zmiennych standardowych FADN podano zgodnie z terminologią przedstawioną w pracy Goraja i in.²⁸

Wynik procesu produkcyjnego (Q) został zdefiniowany jako suma zmiennych FADN wyrażonych w złotychkach: produkcja (SE131) oraz subsydia liczone według polskiej metodologii (SE605PL). W modelu wyróżniono cztery nakłady: kapitał rzeczowy (K) wyrażony w złotychkach, pracę (L) wyrażoną w godzinach, zużycie materiałów i energii (M) wyrażone w złotychkach oraz użytki rolne (A) mierzone powierzchnią w hektarach ziemi użytkowanej rolniczo (SE025). Zmienna K jest sumą wartości budynków (SE450) oraz maszyn, urządzeń i środków transportu (SE455). Zmienna L wyraża całkowity czas pracy (własnej i najemnej) w ramach działalności operacyjnej gospodarstwa rolnego, wyrażony w godzinach (SE011). Zużycie materiałów i energii (M) jest mierzone sumą wartości zużytych nawozów oraz środków ochrony roślin, pasz dla zwierząt żywionych systemem wypasowym (SE281) oraz kosztów ogólnogospodarczych (SE336). Sposób definicji czynników produkcji różni się nieznacznie od tych proponowanych w literaturze²⁹.

W niniejszych badaniach przeprowadzono dodatkową analizę, której celem było zidentyfikowanie egzogenicznych przyczyn zróżnicowania efektywności farm mlecznych o różnej wielkości. Wobec tego za determinanty nieefektywności przyjęto wielkość farmy mierzoną powierzchnią użytków i wielkością przychodów z działalności rolniczej (wg FADN tzw. wielkością ekonomiczną). Obie są wyrażone na 6-stopniowej skali porządkowej. Ponadto, zaobserwowano, że w okresie badanych 8 lat aż 39% gospodarstw główne przychody uzyskało z innej działalności rolnej niż produkcja mleka. Dodatkową determinantą była

²⁷ Dane o gospodarstwach rolnych wykorzystane w badaniach pochodzą z europejskiego projektu FADN (*Farm Accountancy Data Network*). Obliczenia wykonano dzięki uprzejmości IERiGŻ w Warszawie, który przygotował i na miejscu udostępnił dane.

²⁸ L. Goraj, S. Mańko, D. Osuch, R. Płonka, *Wyniki standardowe uzyskane przez gospodarstwa rolne uczestniczące w Polskim FADN w 2010 roku. Część I. Wyniki standardowe*, w: *Polski FADN – system zbierania i wykorzystania danych rachunkowych z gospodarstw rolnych*, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2011, s. 1–61.

²⁹ Np. A. Bezat-Jarzębowska, W. Rembisz, A. Sielska, *Wybrane postacie analityczne funkcji produkcji w ocenie relacji czynnik–czynnik oraz czynnik–produkt dla gospodarstw rolnych FADN*, „*Studia i Monografie*”, nr 154, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2012.

zatem zero-jedynkowa zmienna informująca o ścisłej specjalizacji. Oznaczona skrótem „specjalizacja” przyjmuje wartość jeden, gdy produkcja mleka była głównym źródłem przychodów gospodarstwa w każdym z 8 lat, a w przeciwnym przypadku jest równa zero.

Wartości średnie z próby (dla logarytmów) poszczególnych zmiennych objaśniających przedstawiono w tabeli 1. Średnia roczna wartość produkcji mleka wynosi 137,6 tys. zł.

5. Wyniki empiryczne

W pierwszej kolejności przeprowadzono testowanie translogarytmicznej funkcji produkcji w kontekście prostego opisu technologii za pomocą funkcji C–D. Wartość statystyki F wyniosła 15,3, gdy wartość krytyczna jest równa 2,32 dla poziomu istotności 0,01 oraz 10 i 9681 stopni swobody. Wskazuje to na odrzucenie hipotezy o aproksymacji liniowej na rzecz aproksymacji kwadratowej, czyli funkcji translogarytmicznej. Dopasowanie obu funkcji liczone współczynnikiem R^2 (lub skorygowanym R^2) jest na bardzo zbliżonym poziomie wynoszącym odpowiednio 0,821 (funkcja C–D) i 0,824 (translog)³⁰.

Mikroekonomiczna teoria produkcji precyzuje warunki regularności ekonomicznej – elastyczności względem czterech nakładów winny przyjmować wartości z przedziału (0; 1), które w niniejszych badaniach nie były narzucone *a priori*. Wyniki pokazały, że warunki te były spełnione dla prawie wszystkich producentów mleka. Jedynie w przypadku ok. 1% spośród 9696 obserwacji oceny elastyczności przyjmowały wartości ujemne. Dotyczyło to przede wszystkim elastyczności względem zatrudnienia. Powyższe rezultaty silnie kontrastują z prezentowanymi przez Bezat-Jarzębowską i in.³¹ W przywołanych badaniach dla grupy przedsiębiorstw rolnych z przeważającą produkcją zwierzęcą z zastosowaniem funkcji C–D uzyskano większe od jedynki przeciętne oceny elastyczności pracy. Natomiast niniejsze wyniki są zbliżone do tych przedstawionych przez Brümmera i in.³² dla farm mlecznych w Polsce. Najwyższą elastyczność przyjmuje zużycie materiałów i energii, ale zaskakująco najniższą elastycznością charakteryzują

³⁰ W uogólnionym modelu regresji wartość wskaźnika determinacji nie jest ograniczona od dołu przez wartość zero, przez co nie podlega ona bezpośredniej interpretacji.

³¹ A. Bezat-Jarzębowska, W. Rembisz, A. Sielska, op.cit.

³² B. Brümmer, T. Glauben, G. Thijssen, op.cit.

się nakłady kapitałowe (K). Oprócz polskich farm mlecznych Brümmer i in.³³ analizowali farmy mleczne w Niemczech i Holandii. W przypadku niemieckich farm mlecznych kolejność wartości elastyczności czynników produkcji jest taka sama jak w niniejszym opracowaniu, w porównaniu do Holandii wartość elastyczności areалу ziemi jest wyższa niż kapitału, natomiast w obu krajach elastyczność względem nakładów pracy była najniższa.

W tabeli 1 zaprezentowano rezultaty estymacji parametrów modelu informujące o charakterze technologii, tj. elastyczności obliczone dla typowej farmy mlecznej. Małe błędy szacunku, wynikające także z dużej liczby obserwacji, wskazują na istotność wpływu czynników produkcji na zróżnicowanie produkcji mleka.

Tabela 1. Oceny i błędy szacunku dla elastyczności względem czynników produkcji i współczynnika efektu skali typowej farmy mlecznej (średnie arytmetyczne dla logarytmów zmiennych)

Elastyczności	Wartości zmiennych	Ocena	Błąd
Kapitał	305,3 tys. zł	0,21	0,01
Zatrudnienie (czas pracy)	4246 godzin	0,10	0,01
Materiały i energia	64,7 tys. zł	0,64	0,01
Areál (ziemia rolna)	23 ha	0,18	0,01
Współczynnik efektu skali	–	1,12	0,01

Źródło: obliczenia własne.

Spośród czterech czynników produkcji największy wpływ na kształtowanie się produkcji miała wielkość zużycia materiałów i energii (M). Jednoprocentowy wzrost tego nakładu powoduje wzrost wielkości produkcji o około 0,64% ($\pm 0,01\%$) *ceteris paribus*. Natomiast wzrost wartości budynków, maszyn, urządzeń i środków transportu o 1% powoduje wzrost produkcji o około 0,21% ($\pm 0,01\%$) *ceteris paribus*. Ocena elastyczności względem areálu (A) wynosi 0,18, więc wpływ tego czynnika jest nieznacznie mniejszy. Najmniejszy wpływ ma zatrudnienie, gdyż ocena elastyczności wynosi 0,10.

Typowy polski producent mleka charakteryzuje się rosnącym efektem skali, który wynosi około 1,12. Prawie wszystkie farmy charakteryzują się rosnącymi korzyściami skali, przy czym wartość współczynnika skali (RTS) nie przekracza 1,3. W przypadku zaledwie około 0,4% obserwacji stwierdzono malejące korzyści skali. Szczegółowe informacje dotyczące badanej próby zaprezentowano w tabeli 2. Otrzymane wartości dla RTS potwierdzają wyniki prezentowane

³³ Ibidem.

przez Bezat-Jarzębowską i in.³⁴ dla funkcji C–D. Wartości współczynnika efektu skali większe od jedności kontrastują jednak z wynikami otrzymanymi przez tych samych autorów dla funkcji produkcji typu CES w specyfikacji dla dwóch i trzech czynników produkcji. Autorzy ci otrzymali malejące korzyści skali.

Tabela 2. Rozkład ocen współczynnika efektu skali dla badanych farm

Przedział	Liczebność	Struktura (w %)
[0,8; 0,9)	3	≈0,0
[0,9; 1,0)	40	0,4
[1,0; 1,1)	2517	26,0
[1,1; 1,2)	6891	71,1
[1,2; 1,3)	245	2,5

Źródło: obliczenia własne.

Jednym z głównych celów niniejszego opracowania jest ocena efektywności technicznej badanych farm mlecznych. Zagregowane wartości wskaźnika efektywności, $r_i = \exp(-u_i)$, zaprezentowano w tabeli 3. Średnia wartość efektywności kształtuje się na poziomie 0,69, co oznacza, że produkcja obserwowana stanowi 69% produkcji potencjalnej, tj. maksymalnej z danych nakładów czynników produkcji. W przypadku najmniej efektywnego gospodarstwa jego efektywność wynosi zaledwie 0,43. Ponad 73% ogólnej liczby farm charakteryzuje się efektywnością o wartościach z przedziału 0,6–0,8. Badane jednostki charakteryzują się dużym zróżnicowaniem ocen wskaźnika efektywności. Z punktu widzenia racjonalności gospodarowania należałoby raczej spodziewać się, że średni poziom efektywności będzie wyższy, a zatem więcej niż 12% gospodarstw będzie posiadać efektywność z przedziału [0,8; 1,0]³⁵. W ramach funkcji Cobba i Douglasa uzyskano jeszcze niższe wartości efektywności, tj. średnia i minimalna efektywność wynoszą odpowiednio 0,65 i 0,41. Na tym tle model translogarytmiczny okazał się jakościowo lepszym podejściem do opisu badanego zjawiska. Powyższe wyniki na tle rezultatów uzyskiwanych dla danych polskich są ekonomicznie uzasadnione³⁶. W uzupełnieniu w tabeli 4 są zaprezentowane średnie wartości ocen miernika efektywności, współczynnika efektu skali i liczbę farm rolnych w podziale na województwa.

³⁴ A. Bezat-Jarzębowska, W. Rembisz, A. Sielska, op.cit.

³⁵ Zob. rezultaty dla oddziałów banku w: J. Marzec, J. Osiewalski, op.cit.

³⁶ Zob. np. L. Latruffe, K. Balcombe, S. Davidova, K. Zawalinska, *Determinants of Technical Efficiency of Crop and Livestock Farms in Poland*, „Applied Economics” 2004, vol. 36, s. 1255–1263.

Tabela 3. Rozkład ocen wskaźnika efektywności \hat{r}_i badanych farm

Przedział	Liczebność	Struktura (w %)
[0,4; 0,5)	13	1,1
[0,5; 0,6)	167	13,8
[0,6; 0,7)	482	39,7
[0,7; 0,8)	405	33,4
[0,8; 0,9)	121	10,0
[0,9; 1,0]	24	2,0

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4. Średnie wartości ocen wybranych wskaźników wg województw

Województwo	Efektywność	RTS	Liczba farm
Dolnośląskie	0,71	1,13	15
Kujawsko-pomorskie	0,72	1,11	86
Lubelskie	0,72	1,14	33
Lubuskie	0,69	1,09	22
Łódzkie	0,66	1,15	102
Małopolskie	0,76	1,16	26
Mazowieckie	0,68	1,13	248
Opolskie	0,68	1,10	26
Podkarpackie	0,69	1,15	20
Podlaskie	0,72	1,13	274
Pomorskie	0,69	1,10	65
Śląskie	0,64	1,13	25
Świętokrzyskie	0,73	1,16	35
Warmińsko-mazurskie	0,67	1,09	89
Wielkopolskie	0,67	1,11	128
Zachodniopomorskie	0,67	1,10	18

Źródło: obliczenia własne.

W uzupełnieniu przedstawiono wstępną analizę, której celem jest identyfikacja determinant różnicowania efektywności w badanej grupie farm. W tabeli 5 zaprezentowano oceny i błędy szacunku prostego równania regresji ocen miernika efektywności względem trzech potencjalnych zmiennych: specjalizacji i dwóch wyrażających wielkość gospodarstwa. Czynniki, które

pozytywnie wpływają na wzrost efektywności, są specjalizacja i wielkość gospodarstwa mierzona wielkością użytków rolnych. Zależność U-kształtna między efektywnością a wielkością gospodarstw, którą otrzymali np. Latruffe i in.³⁷, nie została potwierdzona przez dane. Natomiast silnie negatywnym czynnikiem sprzyjającym nasileniu się skali nieefektywności technicznej okazał się rozmiar prowadzonej działalności. Gospodarstwa wielkotowarowe wydają się mniej efektywne. Przeciwne znaki wpływu obu zmiennych nie muszą oznaczać sprzeczności, gdyż wyższa efektywność techniczna nie zawsze musi być równoznaczna z osiąganiem lepszych wyników finansowych. Gospodarstwa wykorzystujące w żywieniu pasze zakupione u producentów mogą osiągać wyższą efektywność techniczną przy niższej efektywności ekonomicznej niż gospodarstwa opierające produkcję mleczną głównie na paszach własnych³⁸. Analiza tego problemu wykracza poza ramy niniejszego artykułu.

Tabela 5. Wyniki estymacji parametrów regresji $\ln(\hat{r}_i)$ względem egzogenicznych determinant

Zmienna	Średnie wartości zmiennych	Ocena	Błąd
Specjalizacja (0; 1)	0,61	0,033	0,008
Wielkość użytków w ha (6-stopniowa skala porządkowa)	3*	0,071	0,009
Wielkość farmy wg przychodów (6-stopniowa skala porządkowa)	4**	-0,047	0,006

* farmy średniomałe, czyli o powierzchni upraw między 10 a 20 ha

** farmy średnioduże, czyli o średniorocznych przychodach rzędu od 50 tys. do 100 tys. euro, uzyskiwanych w przeciętnych warunkach produkcyjnych

Źródło: obliczenia własne.

5. Podsumowanie i kierunki dalszych badań

W polskiej literaturze przedmiotu jest niewiele prac badających efektywność techniczną farm mlecznych w Polsce z wykorzystaniem modeli panelowych. Uzyskane wyniki zostały zatem porównane z wynikami dotyczącymi gospodarstw rolnych specjalizujących się w produkcji zwierzęcej. Jedyne badania

³⁷ Ibidem.

³⁸ M. Kuczaj, *Hodowla bydła: standardy unijne i krajowe*, Wydawnictwo Uniwersytetu Przyrodniczego, Wrocław 2010.

z wykorzystaniem danych panelowych polskich farm mlecznych zaprezentowano w artykule Brümmera i in.³⁹ Porównanie wyników otrzymanych w niniejszym artykule z rezultatami prezentowanymi w wyżej wymienionej publikacji pozwala przypuszczać, że występuje postępująca specjalizacja farm mlecznych, a ponadto produktywność pracy jest na bardzo niskim poziomie w stosunku do innych czynników.

W świetle prezentowanych wyników model translogarytmiczny okazał się jakościowo lepszym podejściem do opisu badanego zjawiska niż funkcja Cobba i Douglasa. Średnia efektywność badanych farm kształtowała się na poziomie ok. 69%, co jest wynikiem dość niskim. Zaskakujące jest to, że w porównaniu do rezultatów otrzymanych przez Brümmera i in.⁴⁰ obniżył się poziom średniej efektywności technicznej farm mlecznych w stosunku do lat 1991–1994.

Analiza czynników determinujących efektywność techniczną gospodarstw rolnych potwierdziła wyniki otrzymane przez Latruffe i in.⁴¹ o pozytywnym wpływie wielkości gospodarstwa na wzrost efektywności technicznej.

Ze względu na brak wyraźnej specjalizacji polskich gospodarstw rolnych dalsze, pogłębione badania empiryczne wymagają analizy danych z uwzględnieniem podtypów rolniczych. Analiza w podziale na gospodarstwa zajmujące się produkcją roślinną, produkcją zwierzęcą i gospodarstwa mieszane, który jest podziałem niewystarczającym, może prowadzić do niewłaściwych wniosków ze względu na zbyt mocne założenie o stosowaniu tej samej technologii przez wszystkie gospodarstwa.

Bibliografia

1. Battese G.E., Coelli T.J., *Prediction of Firm – Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data*, „Journal of Econometrics” 1988, vol. 38, s. 387–399.
2. Battese G.E., Coelli T.J., Colby T.C., *Estimation of Frontier Production Functions and the Efficiencies of Indian Farms Using Panel Data from ICRISAT’s Village Level Studies*, „Journal of Quantitative Economics” 1989, vol. 5, s. 327–348.

³⁹ B. Brümmer, T. Glauhen, G. Thijssen, op.cit.

⁴⁰ Ibidem.

⁴¹ L. Latruffe, K. Balcombe, S. Davidova, K. Zawalinska, op.cit.

3. Battese G.E., Corra G.S., *Estimation of Production Frontier Model: with Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia*, „Australian Journal of Agricultural Economics” 1977, vol. 21, s. 169–179.
4. Bezat A., *Zastosowanie metody DEA w analizie efektywności przedsiębiorstw rolniczych*, „Komunikaty, Raporty, Ekspertyzy”, nr 545, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2011, s. 1–27.
5. Bezat-Jarzębowska A., Rembisz W., Sielska A., *Wybrane postacie analityczne funkcji produkcji w ocenie relacji czynnik–czynnik oraz czynnik–produkt dla gospodarstw rolnych FADN*, „Studia i Monografie”, nr 154, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2012.
6. Bravo-Ureta B.E., Solís D., López V.H.M., Maripani J.F., Thiam A., Rivas T., *Technical Efficiency in Farming: a Meta-Regression Analysis*, „Journal Productivity Analysis” 2007, vol. 27(1), s. 57–72.
7. Brümmer B., Glauben T., Thijssen G., *Decomposition of Productivity Growth Using Distance Functions: The Case of Dairy Farms in Three European Countries*, „American Journal of Agricultural Economics” 2002, vol. 84, s. 628–644.
8. Czekaj T., Ziółkowska J., Kulawik J., *Analiza efektywności ekonomicznej i produktywności*, w: *Analiza efektywności ekonomicznej i finansowej przedsiębiorstw rolnych powstałych na bazie majątku WRSP*, red. J. Kulawik, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2009, s. 150–256.
9. Farrell J., *The Measurement of Productive Efficiency*, „Journal of the Royal Statistical Society Series A” 1957, vol. 120(3), s. 253–290.
10. Goraj L., Mańko S., Osuch D., Płonka R., *Wyniki standardowe uzyskane przez gospodarstwa rolne uczestniczące w Polskim FADN w 2010 roku. Część I. Wyniki standardowe*, w: *Polski FADN – system zbierania i wykorzystania danych rachunkowych z gospodarstw rolnych*, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2011, s. 1–61.
11. Gorton M., Davidova S., *Farm Productivity and Efficiency in the CEE Applicant Countries: a Synthesis of Results*, „Agricultural Economics” 2004, vol. 30, s. 1–6.
12. Henningsen A., Kumbhakar S., *Semiparametric Stochastic Frontier Analysis: An Application to Polish Farms During Transition*, Paper presented at the European Workshop on Efficiency and Productivity Analysis (EWEPA), Pisa, Italy, 24 June 2009.
13. Jondrow J., Lovell Knox C.A., Ivan S., Materov I.S., Schmidt P., *On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model*, „Journal of Econometrics” 1982, vol. 19 (2–3), s. 233–238.
14. Kagan A., Góral J., Kulawik J., *Efektywność techniczna przy zastosowaniu metody DEA*, w: *Sytuacja produkcyjna, efektywność finansowa i techniczna gospodarstw powstałych w oparciu o mienie byłych państwowych przedsiębiorstw gospodarki rolnej*, red. J. Kulawik, IERiGŻ, Warszawa 2010, s. 180–239.
15. Kalirajan K.P., Shand R.T., *A Generalized Measure of Technical Efficiency*, „Applied Economics” 1989, vol. 21, s. 25–34.

16. Koop G., Osiewalski J., Steel M.F.J., *Bayesian Efficiency Analysis through Individual Effects: Hospital Cost Frontiers*, „Journal of Econometrics” 1997, vol. 76, s. 77–105.
17. Kuczaj M., *Hodowla bydła: standardy unijne i krajowe*, Wydawnictwo Uniwersytetu Przyrodniczego, Wrocław 2010.
18. Kulawik J., *Analiza efektywności ekonomicznej i finansowej przedsiębiorstw rolnych powstałych na bazie majątku WRSP*, red. J. Kulawik, IERiGŻ-PIB, Warszawa 2008.
19. Kumbakhar S.C., Lovell C.A.K., *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge 2000.
20. Latruffe L., Balcombe K., Davidova S., Zawalinska K., *Determinants of Technical Efficiency of Crop and Livestock Farms in Poland*, „Applied Economics” 2004, vol. 36, s. 1255–1263.
21. Marzec J., Osiewalski J., *Bayesian Inference on Technology and Cost Efficiency of Bank Branches*, „Bank i Kredyt” 2008, nr 9, s. 29–43.
22. Munroe D.K., *Economic Efficiency in Polish Peasant Farming: An International Perspective*, „Regional Studies” 2001, vol. 35, s. 461–471.
23. Pitt M., Lee L.F., *The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry*, „Journal of Development Economics” 1981, vol. 9, s. 43–64.
24. Prędko A., *Analiza efektywności za pomocą metody DEA: podstawy formalne i ilustracja ekonomiczna*, „Przegląd Statystyczny” 2003, nr 50(1), s. 87–100.
25. Rasmussen S., *Scale Efficiency in Danish Agriculture: An Input Distance-Function Approach*, „European Review of Agricultural Economics” 2010, vol. 37(3), s. 335–367.
26. *Rocznik Statystyczny Rolnictwa*, GUS, Warszawa 2012.
27. Schmidt P., Sickles R., *Production Frontiers and Panel Data*, „Journal of Business and Economic Statistics” 1984, vol. 2, s. 367–374.
28. Smeździk K., *Czynniki wpływające na efektywność techniczną gospodarstw rolnych osób fizycznych, wyspecjalizowanych w produkcji zwierzęcej (na przykładzie gospodarstw Polskiego FADN z powiatu gostyńskiego)*, „Journal of Agribusiness and Rural Development” 2012, no. 3(25), s. 241–250.
29. Ziółkowska J., *Efektywność techniczna w gospodarstwach wielkotowarowych*, „Studia i Monografie”, nr 140, IERiGŻ, Warszawa 2008.

* * *

Econometric analysis of the technical efficiency of milk farms in Poland in the 2004–2011 period

The aim of the research was the analysis of Polish dairy farms technical efficiency using 2004–2011 panel data. In particular, the design and assumptions of frontier stochastic production function for panel data has been presented. Further, a detailed specification of microeconomic production function based on panel data, derived from the Polish FADN (Farm Accountancy Data Network) has been discussed. The key findings were obtained using translog function. The results show the increasing returns to scale and that in the analyzed period the average efficiency level of Polish dairy farms equals to 69%. Moreover, the exogenous variables affecting the level of average farm efficiency were identified, namely; specialization level, farm land size and economic farm size, which are the source of significant differences in the levels of efficiency of dairy farmers surveyed.

Keywords: stochastic frontier models, technical efficiency, panel data, dairy farms

Zgodnie z deklaracją autorów, ich udział w przygotowaniu artykułu wynosi odpowiednio: Jerzy Marzec – 50%, Andrzej Pisulewski – 50%.