

JERZY MARZEC¹, ANDRZEJ PISULEWSKI²

Wydział Zarządzania
Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

Mikroekonometryczna analiza technologii gospodarstw mlecznych w Polsce – podejście bayesowskie

Streszczenie

Celem artykułu była analiza efektywności technicznej gospodarstw mlecznych w ujęciu bayesowskim. Omówiono specyfikację mikroekonomicznej funkcji produkcji na podstawie danych panelowych, pochodzących z polskiego FADN (ang. *Farm Accountancy Data Network*). Główne rezultaty badań uzyskano z wykorzystaniem bayesowskich stochastycznych modeli granicznych. Wyniki te wskazały na najwyższą elastyczność wielkości produkcji względem nakładów zwierząt gospodarskich, natomiast najniższą względem nakładów pracy. Ponadto stwierdzono rosnące korzyści skali w próbie. Średni poziom efektywności technicznej gospodarstw mlecznych w badanym okresie wyniósł 84%. Wśród analizowanych jakościowych determinant nieefektywności technicznej istotne statystycznie okazały się: specjalizacja, wielkość ekonomiczna gospodarstwa i subsydia do obszarów o niekorzystnych warunkach gospodarowania. Dwie pierwsze są czynnikami pozytywnie wpływającymi na efektywność techniczną, natomiast wspomniane dopłaty negatywnie oddziaływały na kształtowanie się poziomu efektywności technicznej.

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

¹ Badania prowadzone w ramach badań statutowych Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie w 2014 r.

² Projekt został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji nr DEC-2013/09/N/HS4/03833.

1. Wstęp

W kontekście nadchodzących reform wspólnej polityki rolnej (WPR) zmierzających do większej liberalizacji rynku rolnego, a w szczególności rynku mleka, istotnym zagadnieniem jest konkurencyjność tego sektora. Jedną z głównych reform WPR jest likwidacja kwot mlecznych, począwszy od 31 marca 2015 r. Do czynników decydujących o konkurencyjności gospodarstw można zaliczyć efektywność wykorzystania czynników produkcji. Dlatego też istotną kwestią jest zidentyfikowanie determinant nieefektywności, a w konsekwencji zaplanowanie działań mających na celu eliminację źródeł nieefektywności i optymalizację wykorzystania czynników produkcji. Szczególnie interesującą kwestią jest określenie kierunku oddziaływania przyznawanych subsydiów na kształtowanie się efektywności. Zachowanie konkurencyjności jest szczególnie ważne dla Polski, która jest jednym z głównych producentów mleka w Unii Europejskiej. W 2011 r. produkcja mleka stanowiła w Polsce 14,9% produkcji rolniczej i miała największy udział w globalnej produkcji rolniczej. Udział polskiego rynku mleka w rynku Unii Europejskiej wynosi 8,3%, natomiast w światowym – 2,0%³. Początki członkostwa w strukturach europejskich, a tym samym podporządkowanie polskiego rolnictwa wymogom WPR, charakteryzowały się silnym spadkiem liczby gospodarstw utrzymujących krowy mleczne. Według danych z *Powszechnego Spisu Rolnego*⁴, w 2010 r. nastąpił 50-procentowy spadek liczby gospodarstw w porównaniu z 2002 r., tj. z 874 tys. do 424 tys. Obecnie największy udział w produkcji mleka ma województwo mazowieckie (22%), a najniższy lubuskie (1,0%). Z kolei najwyższą wydajność mleczną krów odnotowano w województwie opolskim (przeciętny roczny udój od jednej krowy wyniósł 5165 l), natomiast najniższą w województwie małopolskim (3381 l)⁵.

W ciągu 10 lat członkostwa Polski w Unii Europejskiej dynamicznie zmieniała się sytuacja na rynku mleka. Według danych Agencji Rynku Rolnego (ARR), w okresie 2004–2012 stopniowo wzrastała średnia wielkość dostaw przy jednoczesnym spadku liczby dostawców mleka (zarówno indywidualnych, jak i hurtowych, zob. rysunek 1).

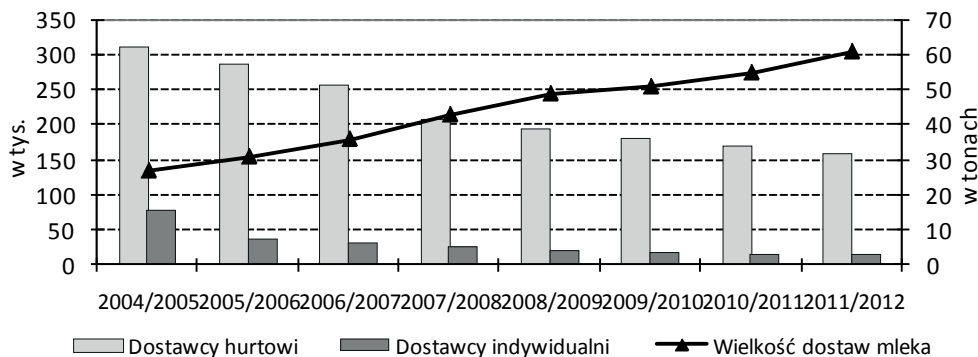
W 2012 r. w porównaniu z 2004 r. liczba dostawców mleka spadła z 387 tys. do 169 tys. Jednocześnie średnia wielkość dostawy wzrosła z 27 do 61 ton. Wśród

³ „Rocznik Statystyczny Rolnictwa”, GUS, Warszawa 2012.

⁴ *Raport z wyników. Powszechny Spis Rolny 2010*, GUS, Warszawa 2011.

⁵ W celach porównawczych można przyjąć, że jeden litr mleka waży około 1,031 kg.

pozytywnych zmian w tym sektorze należy odnotować wzrost wydajności mlecznej krów, która w 2012 r. wynosiła 5000 kg/szt. wobec 4264 kg/szt. w 2004 r.⁶



Rysunek 1. Średnioroczna wielkość dostawy mleka (w tonach) i liczba dostawców według rodzaju (w tys.)

Źródło: „Biuletyn Informacyjny” 2012, nr 2, Agencja Rynku Rolnego, s. 3.

Kolejnym wyraźnym trendem jest spadek pogłowia bydła mlecznego w Polsce. Według danych ARR, liczba krów mlecznych w Polsce spadła z 2731 tys. sztuk w 2004 r. do 2446 tys. sztuk w 2011 r. Prognozy zawarte w opracowaniu ARR przewidują dalszy spadek pogłowia bydła mlecznego ze względu na spadek cen mleka. Wobec powyższych zmian zachodzących w sektorze konieczne staje się określenie jego efektywności ekonomicznej.

Celem niniejszego artykułu jest określenie, w kontekście mikroekonomicznej teorii producenta, technologii gospodarstw mlecznych w Polsce oraz pomiar ich efektywności technicznej. Ponadto podjęto próbę identyfikacji potencjalnych źródeł nieefektywności, a w szczególności zbadano wpływ wybranych subsydiów (dotacji). W tym celu zastosowano bayesowski stochastyczny model graniczny dla danych panelowych z lat 2004–2011. Niniejsze badania stanowią rozszerzenie wcześniejszych analiz⁷ przez zwiększenie liczby czynników produkcji

⁶ „Biuletyn Informacyjny” 2012, nr 2, Agencja Rynku Rolnego.

⁷ J. Marzec, A. Pisulewski, *Ekonometryczna analiza efektywności technicznej farm mlecznych w Polsce na podstawie danych z lat 2004–2011*, „Roczniki” Kolegium Analiz Ekonomicznych SGH, z. 30, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2013, s. 255–271; J. Marzec, A. Pisulewski, *Technical Efficiency Measurement of Dairy Farms in Poland: an Application of Bayesian VED Model*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych”, t. 14, nr 2, SGGW, Warszawa 2013, s. 78–88.

oraz egzogenicznych determinant zróżnicowania efektywności oraz urealnienie wartości zmiennych mierzonych w jednostkach pieniężnych.

2. Bayesowski stochastyczny model graniczny ze stałym w czasie rozkładem efektywności

Pomiar efektywności gospodarstw mlecznych przeprowadzono w ramach stochastycznego modelu granicznego dla funkcji produkcji. W celu uzyskania precyzyjnego szacunku wskaźnika efektywności każdego gospodarstwa i posiadając dane przekrojowo-czasowe, przyjęto, że nieefektywność jest tzw. efektem indywidualnym, czyli jest stała w badanym okresie. Postać tego modelu jest następująca⁸:

$$y_{it} = h(x_{it}; \beta) + v_{it} - z_i, \quad (1)$$

gdzie y_{it} jest wartością zaobserwowanego logarytmu naturalnego produkcji i -tego obiektu 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 mikroekonomiczną funkcję produkcji, składniki v_{it} i z_i są zmiennymi losowymi, z których pierwszy reprezentujący zakłócenie losowe jest symetryczny względem zera, np. ma rozkład normalny o nieznannej wariancji. Drugi składnik reprezentuje nieefektywność i jest nieujemną zmienną losową o wartości oczekiwanej większej od zera, $E(z_i) > 0$. 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 $r_i = \exp(-z_i)$, która przyjmując wartości z przedziału $(0, 1]$, informuje o wielkości udziału produkcji obserwowanej w produkcji maksymalnej, którą z kolei można uzyskać z danych nakładów przy pełnej efektywności technicznej. W badaniach dotyczących efektywności wykorzystuje się także standardowe modele danych panelowych, w których nieefektywność danego obiektu jest utożsamiana z indywidualnym wyrazem wolnym traktowanym jako parametr albo z efektem losowym⁹. Oba podejścia są uproszczone,

⁸ Por. 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; S.C. Kumbhakar, C.A.K. Lovell, *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge 2000.

⁹ Zob. S.C. Kumbhakar, C.A.K. Lovell, op.cit.; J. Marzec, A. Pisulewski, *Ekonometryczna analiza...*, op.cit.

nieformalne, gdyż nie uwzględniają podstawowego założenia, że nieefektywność jest zmienną losową przyjmującą wartości wyłącznie nieujemne.

Bayesowski stochastyczny model graniczny został zaproponowany przez Kooppa i in.¹⁰ O zmiennych z_i zakłada się, że mają rozkład wykładniczy o wartości oczekiwanej λ_i . Przewidując, że pewne grupy podmiotów mogą charakteryzować się zbliżonym poziomem sprawności działania, przyjęto dalszą hierarchiczną parametryzację modelu. Te potencjalne systematyczne różnice w poziomach efektywności zostały uwzględnione przez odpowiednią parametryzację średniej λ_i rozkładu nieefektywności. Zatem λ_i może zależeć od kilku (przyjmuje się, że $m - 1$) egzogenicznych zmiennych s_{ij} ($j = 2, \dots, m$) wyjaśniających systematyczne różnice w efektywności firm. W szczególności zakłada się

$$\lambda_i = \prod_{j=1}^m \phi_j^{-s_{ij}}, \quad (2)$$

gdzie $\phi_j > 0$ są nieznanymi parametrami, a $s_{i1} = 1$. Dodatni znak ϕ_j oznacza, że przyrost zmiennej s_{ij} ($j = 2, \dots, m$) powoduje spadek nieefektywności, czyli równoważnie wzrost wskaźnika efektywności r_i . Jeżeli $m > 1$, to rozkład z_i może być inny dla różnych i , więc jest to przypadek modelu o zmiennym rozkładzie efektywności (ang. *Varying Efficiency Distribution*). Gdy $m = 1$, to $\lambda_i = \phi_1^{-1}$, a więc wszystkie składniki reprezentujące nieefektywność są niezależnymi zmiennymi o tym samym rozkładzie prawdopodobieństwa. Przypadek ten został nazwany modelem o wspólnym rozkładzie efektywności (ang. *Common Efficiency Distribution*). W celu uproszczenia procedury estymacyjnej w niniejszych badaniach przyjęto zero-jedynkowe determinanty zróżnicowania efektywności pomiędzy pewnymi grupami obiektów. W celu estymacji, czyli wyznaczenia rozkładów *a posteriori* dla parametrów i innych nieznanymi wielkości (np. rozkładu zmiennej ukrytej z_i), zastosowano algorytm Gibbsa, należący do klasy metod Markov Chain Monte Carlo. Szczegółowy opis tego schematu dla modelu określonego równaniami (1) i (2) podają J. Osiewalski i M.F.J. Steel¹¹ oraz np. J. Marzec i J. Osiewalski¹². Podejście bayesowskie jest coraz częściej wykorzystywane w badaniach

¹⁰ 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.

¹¹ J. Osiewalski, M.F.J. Steel, *Numerical Tools for the Bayesian Analysis of Stochastic Frontier Models*, „Journal of Productivity Analysis” 1998, vol. 10, s. 103–117.

¹² J. Marzec, J. Osiewalski, *Bayesian Inference on Technology and Cost Efficiency of Bank Branches*, „Bank i Kredyt” 2008, nr 9, s. 29–43.

empirycznych efektywności technicznej i ekonomicznej gospodarstw rolnych¹³. Omówienie koncepcji wnioskowania bayesowskiego prezentuje m.in. Osiewalski¹⁴. Jedną z zalet wymienionego modelu jest to, że estymacja parametrów technologii i poziomu nieefektywności badanych jednostek przebiega łącznie na podstawie wszystkich dostępnych informacji. W literaturze najczęściej stosuje się proste, dwuetapowe podejścia, które w kontekście modelowania ekonometrycznego mają oczywiście charakter nieformalny¹⁵. Alternatywne podejście oparte na metodzie największej wiarygodności wiąże się ze znaczącymi trudnościami natury obliczeniowej.

W celu opisu technologii gospodarstw mlecznych przyjęto translogarytmiczną funkcję produkcji. W konsekwencji charakterystyki technologii, np. elastyczność względem nakładów i współczynnik efektu skali, zależą od poziomu i struktury nakładów czynników produkcji, a więc są różne dla każdej obserwacji. W celu uchwycenia ewentualnych zmian techniczno-organizacyjnych do mikroekonomicznej funkcji produkcji wprowadzono trend kwadratowy. Ponadto wyróżniono sześć czynników produkcji, a zatem liczba parametrów (bez wyrazu wolnego), za pomocą których opisuje się technologię procesu produkcji, wynosi 29.

3. Dane i pomiar zmiennych mikroekonomicznych

Badaniem objęto 1212 polskich gospodarstw mlecznych ($N = 1212$) z kolejnych 8 lat ($T = 8$), w których produkcja mleka była dominującym źródłem przychodów w każdym z badanych okresów albo była źródłem występującym najczęściej (modalną rozkładu). Podstawą wyróżnienia tej grupy gospodarstw rolnych był tzw. typ rolniczy, informujący o rodzaju działalności. Według terminologii FADN (dokument Komisji Europejskiej nr RI/CC 882 Rev. 9 *Definitions*

¹³ Zob. J. Sauer, *Deregulation and Dairy Production Systems: a Bayesian Distance Function Approach*, „Journal of Productivity Analysis” 2010, vol. 34, s. 213–237; A. Tonini, *A Bayesian Stochastic Frontier: an Application to Agricultural Productivity Growth in European Countries*, „Economic Change and Restructuring” 2012, vol. 45(4), s. 247–269; F.J. Areal, R. Tiffin, K.G. Balcombe, *Provision of Environmental Output within a Multi-Output Distance Function Approach*, „Ecological Economics” 2012, vol. 78, s. 47–54; F.J. Areal, R. Tiffin, K.G. Balcombe, *Farm Technical Efficiency under a Tradable Milk Quota System*, „Journal of Dairy Science” 2012, vol. 95, s. 50–62.

¹⁴ J. Osiewalski, *Ekonometria bayesowska w zastosowaniach*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 2000.

¹⁵ Zob. np. S.C. Kumbhakar, C.A.K. Lovell, op.cit.

of Variables Used in FADN Standard Results), kryterium selekcji jednostek do próby był typ rolniczy równy 5. W celu konstrukcji zmiennych ekonomicznych wykorzystano szczegółowe dane z polskiego oddziału FADN¹⁶.

Zagregowana produkcja została wyrażona jako suma przychodów netto ze sprzedaży produkcji roślinnej i zwierzęcej oraz produkcji mleka. Według definicji FADN, produkcja rolna gospodarstw obejmuje także zużycie wewnętrzne, na które składają się przede wszystkim pasze własne (o charakterze potencjalnie towarowym). W niniejszych badaniach przyjęto sześć czynników wytwórczych: kapitał rzeczowy (K), pracę (L), materiały i energię (M), użytki rolne (A), pasze (P) oraz stado zwierząt w gospodarstwie (Z). Zaproponowana specyfikacja zmiennych jest zbliżona do przyjętej przez np. G. Emvalomatisa i in.¹⁷ Zmienna K jest sumą wartości budynków (SE450), maszyn, urządzeń i środków transportu (SE455). Zmienna L oznacza całkowity czas pracy (własnej i najemnej) w ramach działalności operacyjnej gospodarstwa rolnego, wyrażonej w godzinach (SE011). Bezpośrednie zużycie materiałów i energii (M) jest mierzone przede wszystkim sumą wartości zużytych nawozów (SE0295), środków ochrony roślin (SE300), nasion (SE285), usług weterynaryjnych, inseminacji, analiz mleka (SE330) itp., a także kosztów ogólnogospodarczych (SE336), obejmujących m.in. koszty paliw, energii elektrycznej, opału, kosztów bieżącego utrzymania budynków, maszyn i urządzeń. Zmienna A wyraża w hektarach powierzchnię ziemi użytkowanej rolniczo (SE025). Kolejnym czynnikiem są pasze treściwe i objętościowe dla zwierząt, wytworzone w gospodarstwie (własne) lub zakupione (SE310). Ważnym czynnikiem ze względu na charakter badanych gospodarstw są zwierzęta (Z) utrzymywane w gospodarstwie (SE080), w tym przede wszystkim krowy mleczne. Czynnikiem ten jest wyrażony w jednostce przeliczeniowej LU (*Livestock Unit*) i informuje o średniej liczebności pogłównia zwierząt w danym roku.

W związku z koniecznością urealnienia zmiennych K , M i P mierzonych w jednostkach pieniężnych ich zużycie wyrażono w cenach stałych z 2004 r. W tym celu wykorzystano indeksy cen towarów i usług niekonsumpcyjnych oraz wskaźniki cen produkcji rolniczej publikowane w raportach GUS-u¹⁸. Przykładowo, przy konstrukcji realnej wartości produkcji gospodarstw mlecznych

¹⁶ Dane o gospodarstwach rolnych pochodzą z europejskiego projektu Farm Accountancy Data Network. Obliczenia wykonano dzięki uprzejmości IERiGŻ w Warszawie, który przygotował i na miejscu udostępnił dane.

¹⁷ G. Emvalomatis, S.E. Stefanou, A. Oude Lansink, *A Reduced-Form Model for Dynamic Efficiency Measurement: Application to Dairy Farms in Germany and the Netherlands*, „American Journal of Agricultural Economics” 2011, vol. 93(1), s. 161–174.

¹⁸ *Ceny w gospodarce narodowej w 2012 r.*, GUS, Warszawa 2013.

wykorzystano współczynniki dyskontujące oparte na przeciętnej cenie skupu mleka oraz cenach produkcji towarowej roślinnej i zwierzęcej (dla pozostałej produkcji zwierzęcej z wyłączeniem mleka).

W literaturze przedmiotu wśród najczęściej analizowanych determinant efektywności technicznej należy wyróżnić: wielkość gospodarstwa (obszarową oraz ekonomiczną), specjalizację oraz subsydia¹⁹. W niniejszych badaniach również podjęto analizę wymienionych czynników reprezentowanych przez pięć zero-jedynkowych zmiennych, a więc $m = 6$ (łącznie z wyrazem wolnym). Pierwsze dwa wyrażały wielkość gospodarstwa mierzoną powierzchnią użytków albo wielkością przychodów z działalności rolniczej (według FADN, tzw. wielkością ekonomiczną). W tym celu dokonano podziału na małe i duże gospodarstwa. Dodatkową determinantą była zmienna informująca o ścisłej specjalizacji gospodarstwa. Wyróżniono sytuację, gdy produkcja mleka była głównym źródłem jego przychodów w każdym z 8 lat (specjalizacja = 1, 0 – w przeciwnym razie). Następną zmienną informowała o dopłatach z tytułu niekorzystnych warunków gospodarowania. Ostatnia determinanta wyróżniała te gospodarstwa, które w badanym okresie przynajmniej raz otrzymały dopłatę do inwestycji. Można oczekiwać, że finansowana z tych środków modernizacja, np. środków trwałych, potencjalnie zwiększa sprawność techniczną procesu produkcji.

4. Wyniki badań empirycznych i dyskusja

W przypadku ekonometrycznych analiz mikroekonomicznych bardzo często stosuje się funkcję translogarytmiczną, która jest naturalnym uogólnieniem funkcji Cobba i Douglasa (C–D). Wyniki klasycznego testu Walda jednoznacznie wskazują, że w przypadku posiadanych danych zastosowanie aproksymacji drugiego rzędu do opisu technologii jest zasadne. Wartość klasycznej statystyki χ^2 dla hipotezy odpowiadającej redukcji powyższej funkcji do postaci C–D wyniosła 195. W konsekwencji wartość prawdopodobieństwa testowego (*p-value*) wynosi zaledwie 10^{-30} dla 21 stopni swobody.

¹⁹ A. Alvarez, C. Arias, *Technical Efficiency and Farm Size: A Conditional Analysis*, „Agricultural Economics” 2004, vol. 30, s. 241–250; X. Zhu, R.M. Demeter, A. Oude Lansink, *Competitiveness of Dairy Farms in Three Countries: the Role of CAP Subsidies*, 12th Congress of the European Association of Agricultural Economists, Ghent, Belgium 2008.

W tabeli 1 zaprezentowano główne wyniki informujące o charakterze technologii, tj. wartości oczekiwane ($E(\cdot|y)$) i odchylenia standardowe ($D(\cdot|y)$) rozkładów *a posteriori* elastyczności produkcji względem sześciu czynników produkcji, które dotyczą typowego gospodarstwa mlecznego. Największą produktywnością charakteryzowały się dwa czynniki – zwierzęta oraz materiały i energia. Jednoprocentowy wzrost wielkości stada zwierząt powoduje wzrost wielkości produkcji o ok. 0,45% ($\pm 0,01\%$) *ceteris paribus*. Elastyczność względem drugiego czynnika wynosi ok. 0,27 ($\pm 0,01\%$). Kolejnym czynnikiem o wysokiej produktywności są pasze, dla których elastyczność wynosi ok. 0,17 ($\pm 0,01\%$). Ponadto wzrost wartości budynków, maszyn, urządzeń i środków transportu (K) o 1% powoduje wzrost produkcji o ok. 0,1% ($\pm 0,01\%$) *ceteris paribus*. Najmniejszą produktywnością wykazywały dwa pozostałe czynniki – areal i praca. Oceny punktowe obu elastyczności wynoszą odpowiednio 0,07 i 0,05.

Tabela 1. Oceny punktowe rozkładu *a posteriori* dla elastyczności względem czynników produkcji i współczynnika efektu skali typowego gospodarstwa

Czynnik	Wartości zmiennych*	$E(\cdot y)$	$D(\cdot y)$
Kapitał	214 965 tys. PLN	0,104	0,007
Praca (czas pracy)	4 246 godzin	0,048	0,011
Materiały i energia	64,7 tys. PLN	0,273	0,008
Areal (ziemia rolna)	23 hektary	0,069	0,009
Zwierzęta	25 LU	0,452	0,011
Pasze	22 847 tys. PLN	0,171	0,006
Współczynnik efektu skali	–	1,116	0,011

* Średnie dla logarytmów w cenach stałych z 2004 r.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Rozkład częstości ocen RTS dla badanych gospodarstw

Przedział	Liczba obserwacji	Struktura (w %)
<1	91	1,0
[1,00; 1,05)	710	7,3
[1,05; 1,10)	2663	27,5
[1,10; 1,15)	3899	40,2
[1,15; 1,20)	2050	21,1
[1,20; 1,30)	283	2,9

Źródło: obliczenia własne.

Ocena współczynnika efektu skali (RTS) typowego gospodarstwa mlecznego kształtuje się na poziomie ok. 1,12 ($\pm 0,01$). Maksymalna i minimalna ocena RTS wynosi odpowiednio 1,27 i 0,88. Szczegółowy rozkład częstości ocen tej charakterystyki w próbie zaprezentowano w tabeli 2. Warto zauważyć, że technologia 99% badanych gospodarstw mlecznych w Polsce charakteryzuje się rosnącymi korzyściami skali. W przypadku ponad 40% obserwacji ocena RTS należy do przedziału [1,1;1,15].

W modelu granicznej funkcji produkcji uwzględniono trend kwadratowy, aby w uproszczony sposób określić naturalne zmiany techniczno-organizacyjne. Pominięcie tego aspektu w modelu albo ograniczenie się do przypadku trendu liniowego nie znalazło potwierdzenia w wynikach estymacji. Szczegółowe wyniki informujące o wpływie zmian techniczno-organizacyjnych na wielkość produkcji zaprezentowano w tabeli 3. W czterech pierwszych okresach występował regres technologiczny, natomiast od 2008 r. jest obserwowany postęp techniczno-organizacyjny.

Tabela 3. Oceny punktowe quasi-elastyczności produkcji względem zmiennej t w latach 2004–2011

Rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
$E(\cdot y)$	-0,022	-0,017	-0,011	-0,006	0,000	0,005	0,011	0,016
$D(\cdot y)$	0,003	0,002	0,001	0,001	0,001	0,001	0,002	0,003

Źródło: obliczenia własne.

Jednym z głównych celów podjętych badań była ocena efektywności technicznej polskich gospodarstw mlecznych. Oszacowana graniczna funkcja produkcji jest podstawą do wyznaczenia wskaźników efektywności technicznej. Sumaryczną informację o wskaźniku $r_i = \exp(-u_i)$ zaprezentowano w tabeli 4. Średnia wartość wskaźnika efektywności dla 1212 gospodarstw kształtuje się na poziomie 0,84 ($\pm 0,4\%$). W sytuacji pełnej efektywności gospodarstwo może zatem uzyskać produkcję maksymalną wyższą od obserwowanej o ok. 19%. Ponad 68% gospodarstw charakteryzuje się efektywnością na poziomie co najmniej 0,8. Efektywność wyższą niż 0,9 ma prawie 38% gospodarstw. Wyniki te sugerują wyższą efektywność w stosunku do rezultatów uzyskanych za pomocą klasycznych modeli danych panelowych. W poprzednich badaniach autorów uzyskano średnią efektywność na poziomie zaledwie 0,69²⁰.

²⁰ Zob. J. Marzec, A. Pisulewski, *Ekonometryczna analiza...*, op.cit.

Tabela 4. Rozkład częstości ocen efektywności r_i badanych gospodarstw

Przedział	Liczba gospodarstw	Struktura (w %)
[0,3; 0,5)	4	0,3
[0,5; 0,6)	28	2,3
[0,6; 0,7)	104	8,6
[0,7; 0,8)	340	20,4
[0,8; 0,9)	377	31,5
[0,9; 1,0]	362	37,9

Źródło: obliczenia własne.

Powyższy wynik jest zgodny z wynikami innych badań efektywności technicznej gospodarstw mlecznych na podstawie danych przekrojowych z 2010 r., w których uzyskano wskaźnik efektywności na poziomie 85–88%²¹. Jednakże efektywność techniczna polskich gospodarstw jest niższa od średniej dla krajów „starej” UE w latach 1990–2007, wynoszącej 0,88²². Efektywność techniczna gospodarstw mlecznych w krajach skandynawskich w latach 1991–2008 również kształtowała się na wyższym poziomie. Przykładowo dla Finlandii wskaźnik ten wynosił 0,88, natomiast dla Norwegii²³ 0,92²⁴.

W formie uzupełnienia w tabeli 5 zaprezentowano w podziale na województwa m.in. średnie wartości ocen miernika efektywności. Gospodarstwa najefektywniejsze pochodzą z świętokrzyskiego i lubelskiego. Najmniej efektywne znajdują się na terenie województwa lubuskiego. W badaniach Brümmera i in.²⁵ średnia efektywność techniczna gospodarstw z województwa poznańskiego w latach

²¹ T.G. Czekaj, *Measuring the Technical Efficiency of Farms Producing Environmental Output, Parametric and Semiparametric Estimation of Multi-output Stochastic Ray Production Frontiers*, Department of Food and Resource Economics (IFRO), University of Copenhagen, Working Paper no. 21, 2013.

²² L. Latruffe, B.E. Bravo-Ureta, V.H. Moreira, Y. Desjeux, P. Dupraz, *Productivity and Subsidies in the European Union: An Analysis for Dairy Farms Using Input Distance Frontiers*, International Association of Agricultural Economists (IAAE) Triennial Conference 2012, Foz do Iguaçu, Brazil.

²³ T. Sipiläinen, S.C. Kumbhakar, G. Lien, *Performance of Dairy Farms in Finland and Norway from 1991 to 2008*, „European Review of Agricultural Economics” 2014, vol. 41(1), s. 1–24.

²⁴ W dwóch ostatnich artykułach wykorzystano funkcję produkcji zorientowaną na nakłady, więc w celu uzyskania porównywalności obliczono wskaźnik efektywności zorientowanej na efekty według wzoru $T_{EOUT} = (TE_{IN})^{RTS}$.

²⁵ 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.

1991–1994 kształtowała się na poziomie 75%. Wyniki niniejszej analizy wskazują, że w ciągu ostatnich kilkunastu lat nastąpił wzrost efektywności technicznej gospodarstw mlecznych z tego województwa, gdyż wynosi on teraz 83%.

Tabela 5. Średnie wartości ocen wybranych wskaźników według województw

Województwo	Efektywność	RTS	Liczba jednostek
Świętokrzyskie	0,89	1,14	35
Lubelskie	0,89	1,13	33
Kujawsko-pomorskie	0,87	1,11	86
Podlaskie	0,86	1,11	274
Małopolskie	0,86	1,18	28
Pomorskie	0,86	1,10	63
Łódzkie	0,85	1,14	102
Śląskie	0,84	1,11	25
Mazowieckie	0,83	1,13	248
Opolskie	0,83	1,07	26
Wielkopolskie	0,83	1,11	128
Podkarpackie	0,81	1,15	20
Zachodniopomorskie	0,79	1,09	18
Warmińsko-mazurskie	0,79	1,09	89
Dolnośląskie	0,78	1,12	15
Lubuskie	0,74	1,08	22

Źródło: obliczenia własne.

Dodatkowo w niniejszej pracy zbadano determinanty, które potencjalnie wyodrębniają skupiska gospodarstw o zbliżonym poziomie efektywności. Zaproponowano pięć takich zmiennych zero-jedynkowych. Wyniki estymacji parametrów z równania (2) znajdują się w tabeli 6. Trzy z potencjalnych pięciu determinant, mianowicie specjalizacja, wielkość gospodarstwa ze względu na przychody i uzyskiwanie dopłat z tytułu działalności gospodarstwa na obszarach o niekorzystnych warunkach gospodarowania, okazały się istotnie różnicować wartość oczekiwaną rozkładu dla nieefektywności. Dwa pierwsze czynniki wpływają pozytywnie na wzrost efektywności. Wynik dotyczący roli specjalizacji znajduje potwierdzenie w badaniach dotyczących efektywności technicznej gospodarstw mlecznych na

Węgrzech²⁶ oraz z wybranych krajów Europy Zachodniej, tj. Niemiec, Holandii i Szwecji²⁷. Ponadto gospodarstwa wielkotowarowe są bardziej efektywne od tych prowadzących działalność na mniejszą skalę, tj. o rocznych przychodach poniżej 50 tys. EUR. Dodatnia rola wielkości ekonomicznej gospodarstwa została wykazana również w pracy Zhu i in.²⁸

Tabela 6. Oceny oczekiwane i odchylenia standardowe dla $\ln(\varphi_j)$

Zmienna	Średnia wartości zmiennych*	$E(\ln(\varphi_j) y)$	$D(\ln(\varphi_j) y)$
Specjalizacja	0,63	0,36	0,06
Dopłaty z tytułu trudnych warunków gospodarowania	0,77	-0,27	0,07
Wielkość ekonomiczna	0,24	0,34	0,08

* Odsetek w próbie gospodarstw: ze specjalizacją, dużych ze względu na wartość przychodów (50 tys. EUR) lub korzystających z dopłaty.

Źródło: obliczenia własne.

Negatywnie na poziom efektywności technicznej wpływają subsydia dla obszarów o niekorzystnych warunkach gospodarowania. Rezultat ten jest zgodny z wynikami badań np. dla krajów skandynawskich w latach 1991–2008, gdzie wykazano negatywny wpływ dopłat²⁹. W przypadku 11 krajów „starej” UE za lata 1990–2007 także stwierdzono negatywną zależność pomiędzy udziałem dopłat a efektywnością techniczną³⁰.

5. Podsumowanie

W świetle prezentowanych wyników model translogarytmiczny okazał się zdecydowanie lepszym opisem technologii produkcji niż funkcja Cobba i Douglasa. Powyższa konkluzja o przewadze funkcji translogarytmicznej nad C–D

²⁶ E. Mathijs, L. Vranken, *Human Capital, Gender and Organisation in Transition Agriculture: Measuring and Explaining Technical Efficiency of Bulgarian and Hungarian Farms*, „Post-Communist Economies” 2001, vol. 13, s. 171–187.

²⁷ X. Zhu, R.M. Demeter, A. Oude Lansink, op.cit.

²⁸ Ibidem.

²⁹ T. Sipiläinen, S.C. Kumbhakar, G. Lien, op.cit.

³⁰ L. Latruffe, B.E. Bravo-Ureta, V.H. Moreira, Y. Desjeux, P. Dupraz, op.cit.

jest zgodna z wynikiem prezentowanym w artykule Marca i Pisulewskiego³¹, uzyskanym w ramach prostszego modelu i innej metody estymacji.

Wyniki elastyczności czynników produkcji wskazują, że najwyższą produktywność ma ziemia, natomiast najniższą – praca i areal. Analiza neutralnego postępu techniczno-organizacyjnego pozwala na sformułowanie następujących wniosków. W okresie od momentu objęcia rolnictwa w Polsce zasadami wspólnej polityki rolnej, czyli od 2004 r., do 2007 r. zidentyfikowano regres technologiczny. Początkowo wynosił on nawet 2,2% ($\pm 0,3\%$) w skali roku. W 2008 r. nastąpiło odwrócenie trendu i w ciągu następnych 3 lat wystąpił średnioroczny wzrost produkcji o ok. 1%. W ostatnim badanym okresie postęp techniczno-organizacyjny wyniósł już 1,6% ($\pm 0,3\%$).

Wszystkie badane gospodarstwa mleczne w Polsce charakteryzują się rosnącymi korzyściami skali. W okresie 8 badanych lat średnia wartość współczynnika efektu skali nieznacznie maleje w czasie, ale tendencja ta nie jest istotna statystycznie. Średnia wartość współczynnika efektu skali wynosi 1,12. W związku z tym w perspektywie zniesienia kwot mlecznych polskie gospodarstwa mleczne mają duże możliwości neutralizacji skutków obniżenia swoich dochodów na skutek spadku cen skupu mleka.

Średnia efektywność badanych gospodarstw mlecznych kształtowała się na poziomie ok. 84%. Gospodarstwa o najwyższej efektywności są położone w województwach świętokrzyskim i lubelskim. Wyraźnie niższą efektywnością techniczną charakteryzują się gospodarstwa z województwa lubuskiego.

Zastosowany model pozwolił na analizę wpływu determinant nieefektywności. Stwierdzono dodatni związek pomiędzy stopniem specjalizacji gospodarstwa i ekonomiczną wielkością gospodarstwa a poziomem efektywności technicznej oraz negatywny wpływ dopłat do obszarów o niekorzystnych warunkach gospodarowania na kształtowanie się sprawności działania gospodarstw.

Bibliografia

1. Alvarez A., Arias C., *Technical Efficiency and Farm Size: A Conditional Analysis*, „Agricultural Economics” 2004, vol. 30, s. 241–250.
2. Areal F.J., Tiffin R., Balcombe K.G., *Farm Technical Efficiency under a Tradable Milk Quota System*, „Journal of Dairy Science” 2012, vol. 95(1), s. 50–62.

³¹ J. Marzec, A. Pisulewski, *Ekonometryczna analiza...*, op.cit.

3. Areal F.J., Tiffin R., Balcombe K.G., *Provision of Environmental Output within a Multi-Output Distance Function Approach*, „Ecological Economics” 2012, vol. 78, s. 47–54.
4. „Biuletyn Informacyjny” 2012, nr 2, Agencja Rynku Rolnego.
5. Bojenc S., Latruffe L., *Determinants of Technical Efficiency of Slovenian Farms*, „Post-Communist Economies” 2009, vol. 21, s. 117–124.
6. 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.
7. *Ceny w gospodarce narodowej w 2012 r.*, GUS, Warszawa 2013.
8. Czekaj T.G., *Measuring the Technical Efficiency of Farms Producing Environmental Output, Parametric and Semiparametric Estimation of Multi-output Stochastic Ray Production Frontiers*, Department of Food and Resource Economics (IFRO), University of Copenhagen, Working Paper no. 21, 2013.
9. Emvalomatis G., Stefanou S.E., Oude Lansink A., *A Reduced-Form Model for Dynamic Efficiency Measurement: Application to Dairy Farms in Germany and the Netherlands*, „American Journal of Agricultural Economics” 2011, vol. 93(1), s. 161–174.
10. 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.
11. Kumbhakar S.C., Lovell C.A.K., *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge 2000.
12. Latruffe L., Bravo-Ureta B.E., Moreira V.H., Desjeux Y., Dupraz P., *Productivity and Subsidies in the European Union: An Analysis for Dairy Farms Using Input Distance Frontiers*, International Association of Agricultural Economists (IAAE) Triennial Conference 2012, Foz do Iguaçu, Brazil.
13. Marzec J., Osiewalski J., *Bayesian Inference on Technology and Cost Efficiency of Bank Branches*, „Bank i Kredyt” 2008, nr 9, s. 29–43.
14. Marzec J., Pisulewski A., *Ekonometryczna analiza efektywności technicznej farm mlecznych w Polsce na podstawie danych z lat 2004–2011*, „Roczniki” Kolegium Analiz Ekonomicznych SGH, z. 30, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2013, s. 255–271.
15. Marzec J., Pisulewski A., *Technical Efficiency Measurement of Dairy Farms in Poland: an Application of Bayesian VED Model*, „Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych”, t. 14, nr 2, SGGW, Warszawa 2013, s. 78–88.
16. Mathijs E., Vranken L., *Human Capital, Gender and Organisation in Transition Agriculture: Measuring and Explaining Technical Efficiency of Bulgarian and Hungarian Farms*, „Post-Communist Economies” 2001, vol. 13, s. 171–187.
17. Osiewalski J., *Ekonometria bayesowska w zastosowaniach*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 2000.
18. Osiewalski J., Steel M.F.J., *Numerical Tools for the Bayesian Analysis of Stochastic Frontier Models*, „Journal of Productivity Analysis” 1998, vol. 10, s. 103–117.

19. 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.
20. *Raport z wyników. Powszechny Spis Rolny 2010*, GUS, Warszawa 2011.
21. „Rocznik Statystyczny Rolnictwa”, GUS, Warszawa 2012.
22. Sauer J., *Deregulation and Dairy Production Systems: a Bayesian Distance Function Approach*, „Journal of Productivity Analysis” 2010, vol. 34, s. 213–237.
23. Schmidt P., Sickles R., *Production Frontiers and Panel Data*, „Journal of Business and Economic Statistics” 1984, vol. 2, s. 367–374.
24. Sipiläinen T., Kumbhakar S.C., Lien G., *Performance of Dairy Farms in Finland and Norway from 1991 to 2008*, „European Review of Agricultural Economics” 2014, vol. 41(1), s. 1–24.
25. Tonini A., *A Bayesian Stochastic Frontier: an Application to Agricultural Productivity Growth in European Countries*, „Economic Change and Restructuring” 2012, vol. 45(4), s. 247–269.
26. Zhu X., Demeter R.M., Oude Lansink A., *Competitiveness of Dairy Farms in Three Countries: the Role of CAP Subsidies*, 12th Congress of the European Association of Agricultural Economists, Ghent, Belgium 2008.

* * *

Microeconometrics analysis of dairy farms technology in Poland: a Bayesian approach

Summary

The aim of the research was the technical efficiency analysis of Polish dairy farms in a Bayesian framework. We have specified the microeconomic production function based on panel data, derived from the Polish FADN (Farm Accountancy Data Network). We have obtained the main results employing the Bayesian Stochastic Frontier Analysis. The results show highest output elasticity of livestock and the lowest of labour. The Polish dairy farms mainly operated under increasing returns to scale. In the covered period the average technical efficiency of Polish dairy farms equals to 84%. Among analyzed determinants of inefficiency specialization, the farm's economic size and LFA subsidies were statistically significant. The first two of the above mentioned positively influenced the technical efficiency of dairy farms, whereas LFA subsidies negatively contributed to level of technical efficiency.

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

Zgodnie z oświadczeniem autorów, ich udział w tworzeniu pracy wyniósł: Jerzy Marzec – 50%, Andrzej Pisulewski – 50%.