

JERZY MARZEC<sup>1</sup>

Wydział Zarządzania  
Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

ANDRZEJ PISULEWSKI<sup>2</sup>

Wydział Rolniczo-Ekonomiczny  
Uniwersytet Rolniczy im. Hugona Kołłątaja w Krakowie

## Analiza działalności ekonomicznej gospodarstw mlecznych w Polsce – wyniki uzyskane na podstawie krótkookresowej funkcji kosztu

### Streszczenie

Celem badań jest analiza działalności gospodarstw mlecznych w Polsce przy założeniu minimalizacji kosztów, co z kolei implikuje fakt, że powstała nieefektywność kosztowa wynika z nieefektywności technicznej lub alokacyjnej. W badaniach wykorzystano dane przekrojowo-czasowe opisujące działalność gospodarstw mlecznych, pochodzące z systemu sprawozdawczości FADN. Metodą badawczą jest bayesowski stochastyczny model graniczny dla krótkookresowej funkcji kosztu zmiennego. Spośród czterech cen czynników zmiennych największy wpływ na zmianę kosztu miała cena materiałów, a najniższy – cena zwierząt gospodarskich. Stwierdzono rosnące korzyści skali zarówno w krótkim, jak i w długim okresie. Ponadto, zdiagnozowano, że w badanym okresie 2004–2011 następowało stałe osłabienie korzyści, wynikające ze wzrostu skali produkcji. Średni poziom efektywności kosztowej gospodarstw mlecznych w tym okresie wyniósł 68%.

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

---

<sup>1</sup> Publikacja została dofinansowana/sfinansowana ze środków przyznanych Wydziałowi Zarządzania Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie w ramach dotacji na utrzymanie potencjału badawczego.

<sup>2</sup> Projekt został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji nr DEC-2013/09/N/HS4/03833. Projekt badawczy jest realizowany na Wydziale Zarządzania Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.

## 1. Wstęp

Ze względu na likwidację w kwietniu 2015 r. kwot mlecznych, które obowiązywały w Unii Europejskiej od 1984 r., jest spodziewany wzrost konkurencji na tym rynku. Negatywną ekonomiczną konsekwencją tego odczuwaną przez producentów mleka będzie ewentualny spadek cen skupu mleka. W tej sytuacji na rynku przetrwają tylko silne ekonomicznie gospodarstwa, których produkcja charakteryzuje się niskimi kosztami krańcowymi. W związku z tym powstaje pytanie o konkurencyjność polskich gospodarstw mlecznych. Niniejsze opracowanie pozwoli na określenie stopnia kosztów nadwyżkowych, nieuzasadnionych zarówno cenami czynników oraz nakładami czynników stałych, jak i uzyskiwaną wielkością produkcji. Na gruncie mikroekonomii efektywność kosztowa (ang. *cost efficiency*) jest definiowana jako iloraz minimalnego kosztu niezbędnego do wytworzenia danej wielkości produkcji (przy danych cenach czynników) i kosztu rzeczywiście poniesionego. W literaturze przedmiotu od lat 80. XX w. pomiar efektywności ekonomicznej przeprowadza się na podstawie stochastycznych modeli granicznych (ang. *stochastic frontier models*) lub za pomocą wielu wariantów deterministycznej metody analizy obwiedni danych (ang. *data envelopment analysis*). W podejściu ekonometrycznym w przypadku funkcji kosztu zakłada się, że odchylenie kosztu obserwowanego od kosztu minimalnego, określone przez mikroekonomiczną funkcję kosztu, jest spowodowane zakłóceniami czysto losowymi i nieefektywnością. Natomiast w przypadku metody DEA wszelkie odchylenia od poziomu optymalnego są związane z nieefektywnością. Omówienie metody DEA przedstawia m.in. A. Prędkki<sup>3</sup>.

W polskiej literaturze przedmiotu przykładami publikacji odnoszących się do badań, w których zastosowano metody ekonometryczne w celu określenia efektywności ekonomicznej, są artykuły J. Marca<sup>4</sup> oraz J. Marca i J. Osiewalskiego<sup>5</sup>, które dotyczą efektywności kosztowej oddziałów banku komercyjnego, tekst R. Wróbel-Rotter i J. Osiewalskiego<sup>6</sup> odnoszący się do zakładów energetycznych, a także praca J. Osie-

---

<sup>3</sup> A. Prędkki, *Analiza efektywności za pomocą metody DEA: podstawy formalne i ilustracja ekonomiczna*, „Przegląd Statystyczny” 2003, nr 50(1), s. 87–100.

<sup>4</sup> J. Marzec, *Krótkookresowa analiza technologii i efektywności kosztowej oddziałów banku – praca jako czynnik stały*, w: *Metody ilościowe w naukach ekonomicznych*, red. A. Welfe, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2002, s. 103–124.

<sup>5</sup> J. Marzec, J. Osiewalski, *Bayesian inference on technology and cost efficiency of bank branches*, „Bank i Kredyt” 2008, nr 9, s. 29–43.

<sup>6</sup> R. Wróbel-Rotter, J. Osiewalski, *Bayesowski model efektów losowych w analizie efektywności kosztowej (na przykładzie elektrowni i elektrociepłowni polskich)*, „Przegląd Statystyczny” 2002, nr 49(2), s. 47–68.

walskiego i A. Osiewalskiej<sup>7</sup> na temat polskich bibliotek akademickich. Natomiast niewiele jest wyników badań dotyczących efektywności kosztowej gospodarstw rolnych. W kilku opracowaniach poświęconych efektywności gospodarstw mlecznych<sup>8</sup> nie korzystano z koncepcji granicznej funkcji kosztu. W literaturze światowej zagadnienie pomiaru efektywności kosztowej gospodarstw mlecznych wielokrotnie podjęli w swoich artykułach m.in.: H. Guyomard i inni<sup>9</sup>, O. W. Maietta<sup>10</sup>, P. Pierani i P. Rizzi<sup>11</sup>, L. W. Tauer i A. K. Mishra<sup>12</sup>, Ch. Wieck i Th. Heckelei<sup>13</sup>. W większości prac z tego zakresu dotyczących sytuacji rolnictwa w UE uwaga badaczy jest skupiona na analizie wpływu likwidacji kwot mlecznych na sytuację ekonomiczną gospodarstw mlecznych. Przegląd tego dorobku prezentuje A. Tonini<sup>14</sup>. Treść niniejszego artykułu nawiązuje do tego ważnego nurtu badań.

## 2. Stochastyczny model granicznej funkcji kosztu

W modelach dla danych przekrojowo-czasowych istnieje możliwość uwzględnienia czynników nieobserwowanych, które wyróżniają poszczególne obiekty, przez tzw. efekty indywidualne stałe albo losowe. Nieefektywność jest naturalnym przykładem takiego

---

<sup>7</sup> J. Osiewalski, A. Osiewalska, *Ocena efektywności kosztowej bibliotek akademickich na podstawie danych przekrojowo-czasowych*, „Zeszyty Naukowe” Akademii Ekonomicznej w Krakowie, nr 628, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 2003, s. 5–21.

<sup>8</sup> Na przykład A. Parzonko, *Konkurencyjność kosztowa polskich gospodarstw mlecznych na arenie europejskiej w perspektywie zmian polityki rolnej UE po 2014 roku*, „Problemy Rolnictwa Światowego” 2013, t. 13(28), z. 3, s. 192–202; K. Niewiadomski, *Efektywność ekonomiczna gospodarstw rolnych*, „Zagadnienia Ekonomiki Rolnej” 2007, nr 3(312), s. 81–92.

<sup>9</sup> H. Guyomard, X. Delache, X. Irz, L.-P. Mahé, *A Microeconomic analysis of milk quota transfer: Application to French producers*, „Journal of Agricultural Economics” 1996, vol. 47(2), s. 206–223.

<sup>10</sup> O. W. Maietta, *The decomposition of cost Inefficiency into technical and allocative components with panel data of Italian dairy farms*, „European Review of Agricultural Economics” 2000, vol. 27(4), s. 473–495.

<sup>11</sup> P. Pierani, P. Rizzi, *Technology and efficiency in a panel of Italian dairy farms: an SGM restricted cost function approach*, „Agricultural Economics” 2003, vol. 29, s. 195–209.

<sup>12</sup> L. W. Tauer, A. K. Mishra, *Dairy farm Cost Efficiency*, „Journal of Dairy Science” 2006, vol. 89, s. 4937–4943.

<sup>13</sup> Ch. Wieck, Th. Heckelei, *Determinants, differentiation, and Development of short-term marginal costs in dairy production: an empirical analysis for selected regions of the EU*, „Agricultural Economics” 2007, vol. 36, s. 203–220.

<sup>14</sup> A. Tonini, I. P. Dominguez, *Review of main methodological approaches quantifying the economic effects of the European Milk Quota Scheme*, Joint Research Centre – Scientific and Technical Reports, Institute for Prospective Technological Studies, Seville 2009.

czynnika. W niniejszych badaniach podstawą do opisu nieefektywnej kosztowej działalności przedsiębiorstwa jest stochastyczny model graniczny postaci<sup>15</sup>:

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

gdzie  $y_{it}$  jest wartością logarytmu naturalnego zaobserwowanego kosztu  $i$ -tego obiektu w okresie  $t$  ( $i = 1, \dots, N$ ;  $t = 1, \dots, T$ ),  $x_{it}$  to wektor-wiersz zmiennych egzogenicznych (będących funkcjami produktów, cen czynników i ewentualnie nakładów czynników stałych),  $h$  oznacza odpowiednio wyspecyfikowaną – dla logarytmu kosztu – graniczną funkcję kosztu (najczęściej liniową względem nieznanych parametrów tworzących wektor  $\beta$ ), składniki  $v_{it}$  i  $z_i$  są zmiennymi losowymi, z których pierwszy ma rozkład symetryczny względem zera, a drugi zaś jest indywidualnym efektem losowym przyjmującym wartości nieujemne. Standardowo zakłada się, że  $z_i$  i  $v_{it}$  są niezależne, a  $v_{it}$  także po czasie. Miarę efektywności kosztowej dla  $i$ -tego obiektu wyraża formuła  $r_i = \exp(-z_i)$ , która przyjmuje wartości z przedziału  $(0, 1]$ . Można pokazać, że dodatnie odchylenie rzeczywiście poniesionego kosztu od granicznej funkcji kosztu jest rezultatem błędu alokacji lub nieefektywności technicznej<sup>16</sup>. Przegląd szczegółowych koncepcji i technik estymacji parametrów oraz miar efektywności w tej klasie modeli można znaleźć w monografii S.C. Kumbhakara i C.A.K. Lovella<sup>17</sup>.

Założenie o stałości nieefektywności w badanym okresie 8 lat było uzasadnione wcześniejszymi wynikami uzyskanymi w ramach funkcji produkcji. Dla każdego roku osobno oszacowano graniczną funkcję produkcji, a następnie obliczono mierniki efektywności technicznej gospodarstw w poszczególnych latach. Ich średnie wartości dla siedmiu okresów przyjmowały wartości między 0,84 a 0,86. Jedynie w 2007 r. ocena  $r_i$  była wyższa i wynosiła 0,92.

W niniejszych badaniach stochastyczny model graniczny przyjęto w wersji bayesowskiego modelu o wspólnym rozkładzie efektywności (ang. *Common Efficiency Distribution* – CED) dla danych panelowych. Model ten, zaproponowany przez G. Koopa i innych<sup>18</sup>, był rozwinięciem wcześniejszej jego wersji dla danych przekrojowych, wprowadzonej przez J. van den Broecka i innych<sup>19</sup>. Przyjmując hierarchiczną strukturę,

<sup>15</sup> Zob. S.C. Kumbhakar, C.A.K. Lovell, *Stochastic frontier analysis*, Cambridge University Press, Cambridge 2000.

<sup>16</sup> Zob. J. Marzec, J. Osiewalski, *Pomiar efektywności kosztowej banków: zarys metodologii*, „Folia Oeconomica Cracoviensia” 1996–1997, vol. 39–40, s. 65–81.

<sup>17</sup> S.C. Kumbhakar, C.A.K. Lovell, op.cit.

<sup>18</sup> 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.

<sup>19</sup> J. van den Broeck, G. Koop, J. Osiewalski, M.F.J. Steel, *Stochastic frontier models: A Bayesian perspective*, „Journal of Econometrics” 1994, vol. 61, s. 273–303.

odnośnie do zmiennych  $z_i$  zakłada się, że mają rozkład wykładniczy o wspólnej wartości oczekiwanej  $\lambda$ . Z kolei wspólny parametr  $\lambda^{-1}$  ma rozkład wykładniczy o średniej  $\left(\ln\left(1/r_{med}\right)\right)^{-1}$ , gdzie  $r_{med} \in (0, 1)$  jest stałą zadawaną przez badacza, która w przypadku modelu CED ma interpretację mediany brzegowego rozkładu *a priori* efektywności  $r_i$ <sup>20</sup>. Powyższa koncepcja odzwierciedla naturalne założenie, że skoro poszczególne jednostki gospodarcze pochodzą z tej samej branży, to rozkłady brzegowe *a priori* ich nieefektywności ( $z_i, i=1, \dots, N$ ) są zależne. Wnioskowanie o mierniku efektywności wybranej jednostki odbywa się zatem – na mocy konstrukcji modelu – na podstawie całej próby. W celu określenia miary efektywności zostanie obliczona wartość oczekiwana *a posteriori* zmiennej  $r_i$ .

W badaniach efektywności technicznej i ekonomicznej gospodarstw rolnych powyższy model bayesowski i jego uogólnienie zostały zastosowane przez A. Toniniego<sup>21</sup> oraz F.J. Areala i innych<sup>22</sup>, a w przypadku gospodarstw mlecznych w Polsce wyniki takich badań zaprezentowali J. Marzec i A. Pisulewski<sup>23</sup>. W artykule *Ekonometryczna analiza efektywności technicznej farm mlecznych w Polsce na podstawie danych z lat 2004–2011* J. Marca i A. Pisulewskiego<sup>24</sup> zaprezentowano natomiast przegląd literatury empirycznej dotyczącej pomiaru efektywności gospodarstw mlecznych i omówiono podstawowe metody estymacji parametrów modeli granicznych na podstawie danych panelowych.

### 3. Konstrukcja krótkookresowej funkcji kosztu zmiennego

W niniejszych badaniach wyróżniono sześć czynników produkcji: kapitał rzeczowy (budynki, maszyny, urządzenia i środki transportu –  $K$ ), pracę ( $L$ ), materiały (łącznie

<sup>20</sup> Zob. G. Koop, J. Osiewalski, M.F.J. Steel, op.cit.; J. Marzec, J. Osiewalski, *Bayesian inference...*, op.cit.

<sup>21</sup> A. Tonini, I.P. Dominguez, op.cit.

<sup>22</sup> F.J. Areal, R. Tiffin, K.G. Balcombe, *Farm technical efficiency under a tradable milk quota system*, „Journal of Dairy Science” 2012, vol. 95(1), s. 50–62; 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.

<sup>23</sup> 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; J. Marzec, A. Pisulewski, *Mikroekonometryczna analiza technologii gospodarstw mlecznych w Polsce – podejście bayesowskie*, „Roczniki” Kolegium Analiz Ekonomicznych, z. 30, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2014, s. 89–104.

<sup>24</sup> J. Marzec, A. Pisulewski, *Ekonometryczna analiza efektywności technicznej farm mlecznych w Polsce na podstawie danych z lat 2004–2011*, „Roczniki” Kolegium Analiz Ekonomicznych, z. 30, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2013, s. 255–271.

z energią –  $M$ ), pasze (pasze treściwe i objętościowe, zakupione lub wytworzone –  $F$ ), użytki rolne ( $A$ ) i zwierzęta ogółem (znaczny udział w zwierzętach ogółem stanowiły krowy mleczne –  $H$ ). Odnośnie do powyższych czynników produkcji wstępnie przyjęto, że użytki rolne i praca są czynnikami stałymi.

W polskich gospodarstwach rolnych można zaobserwować znaczne nakłady pracy własnej przy niewielkim udziale pracy najemnej. Ze względu na niewielki zakres zmienności rocznych nakładów pracy (wyrażonych w godzinach) przyjęto, że nakład tego czynnika jest stały, gdyż nie podlega optymalizacji. Traktowanie pracy jako czynnika stałego jest założeniem często przyjmowanym w pracach z zakresu efektywności ekonomicznej gospodarstw mlecznych. Ponadto, B.H. de Frahn i inni<sup>25</sup> wskazują, że dane dotyczące nakładów pracy własnej nie są prawidłowo zbierane przez FADN, co skutkuje znacznym ryzykiem pojawienia się błędów pomiaru w procesie estymacji.

W przypadku nakładów ziemi użytkowanej rolniczo również przyjęto, że jest to czynnik stały. Założenie to znajduje odzwierciedlenie w danych, gdyż obserwowana powierzchnia użytków rolnych w badanych gospodarstwach nie podlegała częstym zmianom. W przypadku wielu z nich obszar użytków nie zmieniał się w ciągu 8 badanych lat. Ewentualny wzrost lub ograniczenie areалу upraw występowały sporadycznie, najczęściej jeden albo dwa razy. Ponadto, na podstawie wcześniejszych badań J. Marca i A. Pisulewskiego<sup>26</sup>, w których otrzymano elastyczności produkcji względem obu czynników na poziomie odpowiednio 0,05 i 0,07, stwierdzono relatywnie niewielkie produktywności pracy i użytków rolnych w przypadku gospodarstw mlecznych.

Wyodrębnienie czynników produkcji, które nie podlegają optymalizacji, prowadzi do uzyskania krótkookresowej funkcji kosztu zmiennego ( $VC$  – *variable costs*). Jej argumentami są ceny czynników zmiennych, wielkości produktów oraz nakłady czynników stałych. Zgodnie z mikroekonomiczną teorią producenta, funkcja ta jest niemalejąca, jednorodna stopnia jeden i wklęsła ze względu na ceny czynników zmiennych, niemalejąca ze względu na wielkości produktów. Jeżeli przyjmie się dodatkowe założenie, że w długim okresie optymalizacji podlegają także czynniki stałe, to funkcja  $VC$  jest dodatkowo nierosnąca i wypukła ze względu na nakłady czynników stałych<sup>27</sup>. Warunkiem koniecznym istnienia równowagi długookresowej, czyli możliwości

<sup>25</sup> B.H. de Frahn, A. Baudry, R. de Blander, P. Polomé, R. Howitt, *Dairy farms without quotas in Belgium: Estimation and simulation with a flexible cost function*, „European Review of Agricultural Economics” 2011, vol. 38(4), s. 469–495.

<sup>26</sup> J. Marzec, A. Pisulewski, *Mikroekonometryczna analiza...*, op.cit.

<sup>27</sup> Zob. D.L. McFadden, *Cost, revenue, and profit functions*, w: *A dual approach to theory and applications*, t. 1, *The theory of production*, red. M. Fuss, D. McFadden, North Holland, Amsterdam 1978, s. 3–109; M.J. Browning, *Necessary and sufficient conditions for conditional cost functions*, „Econometrica” 1983, vol. 51(3), s. 851–855; J. Marzec, op.cit.

konstrukcji długookresowej funkcji kosztu całkowitego, są ujemne znaki elastyczności  $VC$  względem obserwowanych nakładów czynników stałych. Jednym z przykładów procesu produkcji, w ramach którego zakłada się brak optymalizacji jednego z czynników, jest technologia Leontiewa. Występowanie pary czynników komplementarnych powoduje, że jeden z nich może być zaangażowany na nieoptymalnym poziomie. Oczywiście, substytucja nie wyklucza braku tej optymalizacji.

W niniejszych badaniach kwestią bezsporną wydaje się substytucyjność między paszami i użytkami rolniczymi. Generalnie może mieć ona miejsce także między pracą a kapitałem rzeczowym, tj. maszynami, narzędziami rolniczymi i urządzeniami stosowanymi w produkcji mleka, takimi jak: automatyczne systemy karmienia, automatyczne dojarki, systemy usuwania obornika. Powyższe hipotezy zostaną zweryfikowane w następujących badaniach.

Minimalny koszt zmienny, niezbędny do uzyskania określonej wielkości produkcji przy rynkowych cenach czynników zmiennych i ustalonych nakładach czynników stałych, jest opisany funkcją translogarytmiczną, która jest podstawowym modelem empirycznym stosowanym w badaniach mikroekonomicznych dotyczących zależności wynikających z teorii producenta. W celu narzucenia własności jednorodności stopnia pierwszego funkcji kosztu dokonuje się standardowego wydzielenia kosztu ( $VC$ ) oraz wszystkich cen przez jedną (dowolną) z nich. Wskutek tej operacji, czyli po narzuceniu restrykcji, zmniejsza się liczba parametrów w wektorze  $\beta$ . W niniejszych badaniach ceny czynników zostały wydzielone przez cenę zwierząt. W omawianym przypadku jednego produktu, dwóch stałych i czterech zmiennych czynników produkcji stochastyczny model granicznej krótkookresowej funkcji kosztu zmiennego przyjmuje następującą postać:

$$\ln\left(VC_{it}/w_{H,t}\right) = \beta_0 + \sum_{h=1}^7 \beta_h \ln x_{it,h} + \sum_{h=1}^7 \sum_{j \geq h}^7 \beta_{hj} \ln x_{it,h} \ln x_{it,j} + \sum_{h=1}^7 \beta_{trend,h} \cdot t \cdot \ln x_{it,h} + \beta_{trend,8} \cdot t + \beta_{trend,9} \cdot t^2 + v_{it} + z_i, \quad (2)$$

gdzie  $x_{it,h}$  dla  $h = 1, \dots, 7$  zawiera odpowiednio ceny kapitału rzeczowego ( $w_K$ ), materiałów ( $w_M$ ) i paszy ( $w_F$ ) wyrażone w cenach zwierząt ( $w_H$ ) oraz wartość produkcji ( $Q$ ) i nakłady czynników stałych, tj. całkowity czas pracy (własnej i najemnej –  $L$ ) i powierzchnię ziemi użytkowanej rolniczo ( $A$ ).

W celu uchwycenia ewentualnych zmian techniczno-organizacyjnych w równaniu (2) wprowadzono trend kwadratowy. Dodatkowo wprowadzono trend dla parametrów w tej części funkcji translogarytmicznej, która stanowi aproksymację pierwszego rzędu funkcji kosztu. Powoduje to, że elastyczności względem cen nakładów i produkcji stają się zmienne w czasie. W konsekwencji także stopa zmian techniczno-organizacyjnych,

mierzona formułą  $\partial \ln VC / \partial t$ , nie jest stała i zależy od wartości zmiennych ekonomicznych wyjaśniających koszt. Natomiast elastyczność kosztu względem każdej z cen czynników zmiennych, zgodnie z teorią mikroekonomiczną (lematem Shepharda), wyraża optymalny udział zużycia tego czynnika w koszcie zmiennym.

Na podstawie krótkookresowej funkcji kosztu zmiennego można określić krótkookresowy efekt skali,  $RTS^S = \left( \partial \ln VC / \partial \ln Q \right)^{-1}$ . Ponadto, wyróżnia się tzw. długookresowy efekt skali ( $RTS^L$ ), który informuje o wzroście wielkości produkcji w wyniku jednoprocentowego przyrostu kosztów całkowitych, spowodowanego jednoprocentowym wzrostem nakładów wszystkich czynników produkcji (także stałych), które minimalizują koszt całkowity ( $TC$  – *total costs*;  $TC = VC + FC$ ; *fixed costs* – koszty stałe). Dla optymalnych poziomów wszystkich czynników, w tym także czynników stałych, gwarantujących minimalizację kosztu całkowitego, długookresowy efekt skali wyraża formuła:

$$RTS^L = \left( \frac{\partial \ln TC^L}{\partial \ln Q} \right)^{-1} = RTS^S \cdot \left( 1 - \frac{\partial \ln VC}{\partial \ln L} - \frac{\partial \ln VC}{\partial \ln A} \right). \quad (3)$$

Z uwagi na ujemne znaki elastyczności kosztu zmiennego względem nakładów stałych wartość długookresowego efektu skali jest większa od krótkookresowego efektu skali, gdy dopuszcza się także optymalizację czynników stałych.

#### 4. Dane

Wyselekcjonowana próba badawcza zawierała dane roczne obejmujące okres 2004–2011 ( $T=8$ ), pochodzące z 1212 gospodarstw mlecznych ( $N=1212$ ). Źródłem danych były dane rachunkowe gospodarstw rolnych gromadzone w ramach projektu FADN.

Koszt zmienny ( $VC$ ) jest sumą kosztów wykorzystania w produkcji czterech zmiennych czynników produkcji, tj. kapitału rzeczowego, materiałów, pasz oraz zwierząt. Koszty zmienne stanowiły sumę kosztów pośrednich (zmienna SE275 według FADN), amortyzacji środków trwałych (zmienna SE360), kwot czynszowych za dzierżawę budynków (SE375) oraz odsetek od kredytów (SE380). Na koszty pośrednie składały się bezpośrednie koszty produkcji i koszty ogólnogospodarcze.

W rachunkowości FADN produkcja ( $Q$ , SE131) jest wyrażona w cenach bieżących jako przychód. W przypadku gospodarstw mlecznych na przychód składają się wartość uzyskanego mleka (i jego przetworów), produktów pochodzenia zwierzęcego lub ewentualnie produktów pochodzenia roślinnego. W konsekwencji produkcję wyrażono w jednostkowych cenach stałych z 2004 r. W tym celu skonstruowano średni ważony



wskaźnik cen z przeciętnego wskaźnika cen skupu mleka oraz dwóch innych wskaźników cen rolniczej produkcji towarowej – zwierzęcej i roślinnej. Wagami były udziały w produkcji łącznej produkcji dla każdego z trzech typów działalności, tj. produkcji mleka, produkcji zwierzęcej oraz produkcji roślinnej. W dalszej kolejności przychód wydzielono przez umowną cenę, czyli średni ważony wskaźnik cen, otrzymując w ten sposób produkcję w umownych jednostkach naturalnych.

Czynnikami stałymi, jak wcześniej podano, są praca i użytki rolne. Pomiaru zużycia pierwszego czynnika dokonano przez całkowity czas pracy własnej i najemnej ( $L$ , w godzinach), w ramach działalności operacyjnej gospodarstwa rolnego (SE011). Wielkość powierzchni ziemi użytkowanej rolniczo ( $A$ ) wyrażono w hektarach (SE025).

W bazie FADN nie są gromadzone dane dotyczące cen czynników produkcji. Natomiast są dostępne dane dotyczące wydatków na poszczególne czynniki. W związku z tym w celu skonstruowania cen czynników produkcji wykorzystano publikowane przez GUS wskaźniki cen towarów i usług niekonsumpcyjnych, przeciętnych cen detalicznych towarów niekonsumpcyjnych oraz przeciętnych cen uzyskiwanych przez rolników na targowiskach. Wybrane ceny były dostępne w podziale na województwa.

Ceną kapitału rzeczowego ( $w_K$ ) jest średnia ważona wskaźników cen maszyn i narzędzi rolniczych oraz wskaźników cen materiałów budowlanych i usług remontowo-budowlanych. Wagami są udziały wartości maszyn, urządzeń i środków transportu oraz wartości budynków w wartości ogółem. Natomiast materiały obejmują zużycie wielu składników, takich jak nawozy, środki ochrony roślin, nasiona siewne, paliwa, energia i inne. Cena materiałów ( $w_M$ ) jest średnią ważoną wskaźników cen powyższych składników. Dla każdego gospodarstwa wagami są udziały zużycia poszczególnych składników w zużyciu łącznym. W konsekwencji zarówno powyższa cena, jak i cena kapitału rzeczowego są indywidualne dla gospodarstw.

Za cenę zwierząt ( $w_H$ ) przyjęto przeciętną w skali Polski cenę skupu dojnej krowy uzyskiwaną przez rolników. Cena ta jest wspólna dla wszystkich gospodarstw w danym roku. Natomiast cenę paszy ( $w_F$ ) odzwierciedla cena mieszanek paszowych dla bydła w ujęciu wojewódzkim. Wszystkie ceny (indeksy cen) zmiennych czynników produkcji i koszt zmienny zostały wyrażone w cenach bieżących.

## 5. Ekonomiczny opis działalności gospodarstw mlecznych i pomiar efektywności kosztowej

Wnioskowanie bayesowskie umożliwia badaczowi m.in. wprowadzenie wstępnej wiedzy o badanych zależnościach. W niniejszej analizie, konstruując rozkład *a priori*

dla parametrów  $\beta$ , przyjęto, że zmiany kosztu zmiennego można opisać statyczną funkcją Cobba i Douglasa ze stałymi korzyściami skali oraz elastycznościami kosztu względem każdej z cen na poziomie 0,25. Nawiązując do teorii, przyjęto, że elastyczności względem obu czynników stałych są ujemne i wynoszą  $-0,1$ . Powyższe założenia implikują rosnące długookresowe korzyści skali rzędu 1,2, a więc na zbliżonym poziomie do wyników otrzymanych w poprzednich badaniach na podstawie funkcji produkcji. Analogicznie przyjęto, że mediana rozkładu *a priori* dla miary efektywności ( $r_i$ ) wynosi  $r_{med} = 0,8$ . W konsekwencji przeprowadzenia estymacji okazało się, że dane zdecydowanie zmodyfikowały te wstępne, neutralne założenia. Przykładowo, otrzymano wartość 0,67 mediany rozkładu *a posteriori* dla  $r_i$  ( $i = 1, \dots, 1212$ ), która nie była wrażliwa na zamiany  $r_{med}$ . Na etapie estymacji narzucono podstawową własność funkcji kosztu, tj. monotoniczność względem cen. W przypadku ceny zwierząt stwierdzono duże prawdopodobieństwo niespełnienia tego warunku. Szczegółowy opis bayesowskiej estymacji parametrów powyższego modelu, tj. konstrukcji rozkładów *a priori* i próbkowania Gibbsa, można znaleźć w artykule J. Osiewalskiego i M.F.J. Steela<sup>28</sup>.

W tabeli 1 zaprezentowano podstawowe rezultaty informujące o charakterze technologii, tj. wartości oczekiwane ( $E(\cdot|y)$ ) i odchylenia standardowe ( $D(\cdot|y)$ ) rozkładów *a posteriori* elastyczności kosztu względem czterech cen czynników zmiennych, dwóch nakładów czynników stałych i wielkości produkcji, które dotyczą typowego gospodarstwa mlecznego. Wszystkie te charakterystyki, z wyjątkiem jednej, są szacowane precyzyjnie.

Wyniki estymacji parametrów modelu są zgodne z teorią mikroekonomiczną pod warunkiem, że dopuszcza się brak możliwości optymalizacji dwóch czynników produkcji. Wszystkie elastyczności kosztu względem cen czynników zmiennych są dodatnie, ale elastyczność względem ceny zwierząt charakteryzuje się bardzo dużym błędem estymacji. Optymalny udział zużycia materiałów i energii w koszcie zmiennym wynosi aż 65%. Innym czynnikiem kosztotwórczym są maszyny i budynki, w których przypadku optymalny udział wynosi 22%.

Elastyczności względem nakładów pracy i użytków rolnych przyjmują wartości dodatnie. Szczególnie dotyczy to wysokiej wartości oceny elastyczności względem użytków rolnych. Oznacza to, że nie podlegają one optymalizacji długookresowej. Być może jest to spowodowane komplementarnością powierzchni ziemi pod zasiewy zbóż oraz materiałów i energii, które obejmują zużycie m.in. nawozów, nasion, środków ochrony roślin, paliwa do maszyn typu traktor, kombajn itp. Powyższy wynik jest bodźcem do prowadzenia dalszych, pogłębionych badań w tym zakresie.

<sup>28</sup> 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.

**Tabela 1. Oceny punktowe rozkładu *a posteriori* dla uśrednionych ze wszystkich gospodarstw elastyczności względem cen czynników zmiennych (optymalnych udziałów), nakładów czynników stałych i produkcji**

Zmienna	E ( $\cdot$  y)	D ( $\cdot$  y)
Cena kapitału	0,223	0,082
Praca (czynnik stały)	0,086	0,012
Cena materiałów i energia	0,645	0,070
Areał (czynnik stały)	0,360	0,011
Cena zwierząt	0,058	0,053
Cena pasz	0,073	0,017
Wielkość produkcji	0,396	0,010
Krótkookresowy współczynnik efektu skali	2,530	0,063

Źródło: opracowanie własne.

Ocena elastyczności względem produkcji jest dodatnia, ale wynosi tylko ok. 0,4, co powoduje, że średni krótkookresowy efekt skali dla typowego gospodarstwa wynosi aż 2,5. Wszystkie gospodarstwa charakteryzował silnie rosnący efekt skali. Długookresowe korzyści skali wynosiłyby 1,4, gdyby efekt krótkookresowy skorygować zgodnie ze wzorem (3) o elastyczności względem obu nakładów stałych, które okazały się dodatnie, a nie ujemne, jak sugerowałaby teoria. W poprzednich badaniach na podstawie funkcji produkcji efekt skali wynosił ok. 1,15. Różnice we wnioskach z obu podejść są jednak widoczne, mimo że istnieje dualizm funkcji produkcji i funkcji kosztu, o ile spełnione są odpowiednie założenia.

Przyjęcie modelu dynamicznego pozwala na analizę zmian efektu skali w czasie. W badanym okresie 8 lat krótkookresowe korzyści skali wykazywały tendencję spadkową, aby w 2011 r. osiągnąć wartość 2,28 (tabela 2). Analogiczne zjawisko stopniowego zanikania rosnących korzyści skali zachodzi w przypadku długookresowej optymalizacji wszystkich czynników produkcji, gdzie *RTS* zmniejszyło się z 1,54 do 1,26. Trend ten jest zgodny z obserwacjami, które wskazują, że następuje wzrost wielkości polskich gospodarstw, co pozwoli sprostać konkurencji ze strony nowoczesnego rolnictwa państw tzw. starej Unii Europejskiej.

**Tabela 2. Średnia ocena współczynnika efektu skali w poszczególnych latach**

Rok	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
<i>RTS</i> <sup>s</sup>	2,83	2,96	2,90	2,56	2,58	2,61	2,48	2,28
<i>RTS</i> <sup>l</sup>	1,54	1,51	1,46	1,48	1,40	1,34	1,32	1,26

Źródło: opracowanie własne.

Średnia z ocen miernika efektywności ( $E(r_i|y)$ ) dla wszystkich gospodarstw jest na relatywnie niskim poziomie, wynoszącym 0,68 (z odchyleniem standardowym  $\pm 0,04$ ), co oznacza, że przeciętnie 32% kosztów zmiennych jest kosztem nadwyżkowym, nieuzasadnionym wielkością produkcji ani cenami czynników zmiennych lub nakładami czynników stałych. Jednakże we wcześniejszych badaniach, przy zastosowaniu funkcji produkcji, przeciętna efektywność techniczna wyniosła 0,84<sup>29</sup>. Przyjmując, że obniżenie efektywności kosztowej w stosunku do technicznej jest spowodowane stosowaniem w produkcji wyłącznie zbyt drogich czynników w stosunku do ich produktywności, należy stwierdzić, że efektywność alokacyjna wynosiłaby ok. 0,81.

Rozkład częstości ocen miernika efektywności kosztowej w próbie wskazuje, że 12% spośród 1212 producentów mleka charakteryzuje się efektywnością na poziomie co najmniej 0,9. Kolejne 11,5% ogółu gospodarstw ma ocenę  $r_i$  z przedziału [0,8; 0,9), następne 20% z przedziału [0,7; 0,8). Najliczniejszą grupę (24,5%) stanowią producenci, których efektywność przyjmuje wartość pomiędzy 0,6 a 0,7. W przypadku pozostałych 32% gospodarstw efektywność kosztowa jest poniżej 0,6. Reasumując: obserwuje się znaczny rozrzut miernika efektywności w próbie, co sugeruje, że w licznej grupie gospodarstw prowadzoną działalność rolniczą charakteryzują marnotrawstwo zasobów i niewłaściwa struktura nakładów.

## 6. Podsumowanie

W badanym okresie stwierdzono, że największy wpływ na koszt zmienny działalności gospodarstw mlecznych ma cena materiałów, a najmniejszy – cena pasz oraz cena zwierząt gospodarskich. Otrzymane wyniki analizy wskazują na niską efektywność kosztową polskich gospodarstw mlecznych. W świetle zmian, jakie dokonały się w polityce rolnej Unii Europejskiej, nie jest to sprzyjająca okoliczność. Oznacza to bowiem, że obecnie w krótkim czasie większość polskich gospodarstw mlecznych może nie sprostać konkurencji ze strony farm z innych krajów UE. Proces poprawy efektywności wymaga nakładów i jest długotrwały. Zdecydowanie pozytywne jest występowanie rosnących korzyści skali, co potwierdzają także wcześniejsze badania przeprowadzone na podstawie funkcji produkcji. Korzyści te pozwolą na osłabienie skutków zniesienia kwot mlecznych. Rosnące korzyści skali występują przy optymalizacji zarówno krótko-, jak i długookresowej. Jednak z analizy zmian zachodzących w badanych 8 latach wynika, że wielkość współczynnika efektu skali wykazuje tendencję

<sup>29</sup> Zob. J. Marzec, A. Pisulewski, *Mikroekonometryczna analiza...*, op.cit.

malejącą, więc w dłuższej perspektywie wynikająca z tego faktu cząstkowa przewaga gospodarstw mlecznych w Polsce ulegnie zmniejszeniu.

## Bibliografia

- 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.
- 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.
- Broeck van den J., Koop G., Osiewalski J., Steel M.F.J., *Stochastic frontier models: A Bayesian perspective*, „Journal of Econometrics” 1994, vol. 61, s. 273–303.
- Browning M.J., *Necessary and sufficient conditions for conditional cost functions*, „Econometrica” 1983, vol. 51(3), s. 851–855.
- Frahn de B.H., Baudry A., Blander de R., Polomé P., Howitt R., *Dairy farms without quotas in Belgium: Estimation and simulation with a flexible cost function*, „European Review of Agricultural Economics” 2011, vol. 38(4), s. 469–495.
- Guyomard H., Delache X., Irz X., Mahé L.-P., *A Microeconomic analysis of milk quota transfer: Application to French producers*, „Journal of Agricultural Economics” 1996, vol. 47(2), s. 206–223.
- 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.
- Kumbhakar S.C., Lovell C.A.K., *Stochastic frontier analysis*, Cambridge University Press, Cambridge 2000.
- Maietta O.W., *The decomposition of cost Inefficiency into technical and allocative components with panel data of Italian dairy farms*, „European Review of Agricultural Economics” 2000, vol. 27(4), s. 473–495.
- Marzec J., *Krótkookresowa analiza technologii i efektywności kosztowej oddziałów banku – praca jako czynnik stały*, w: *Metody ilościowe w naukach ekonomicznych*, red. A. Welfe, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2002, s. 103–124.
- Marzec J., Osiewalski J., *Bayesian inference on technology and cost efficiency of bank branches*, „Bank i Kredyt” 2008, nr 9, s. 29–43.
- Marzec J., Osiewalski J., *Pomiar efektywności kosztowej banków: zarys metodologii*, „Folia Oeconomica Cracoviensia” 1996–1997, vol. 39–40, s. 65–81.
- Marzec J., Pisulewski A., *Ekonometryczna analiza efektywności technicznej farm mlecznych w Polsce na podstawie danych z lat 2004–2011*, „Roczniki” Kolegium Analiz Ekonomicznych, z. 30, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2013, s. 255–271.
- Marzec J., Pisulewski A., *Mikroekonometryczna analiza technologii gospodarstw mlecznych w Polsce – podejście bayesowskie*, „Roczniki” Kolegium Analiz Ekonomicznych, z. 30, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2014, s. 89–104.

- 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.
- McFadden D.L., *Cost, revenue, and profit functions*, w: *A dual approach to theory and applications*, t. 1, *The theory of production*, red. M. Fuss, D. McFadden, North Holland, Amsterdam 1978, s. 3–109.
- Niewiadomski K., *Efektywność ekonomiczna gospodarstw rolnych*, „Zagadnienia Ekonomiki Rolnej” 2007, nr 3(312), s. 81–92.
- Osiewalski J., Osiewalska A., *Ocena efektywności kosztowej bibliotek akademickich na podstawie danych przekrojowo-czasowych*, „Zeszyty Naukowe” Akademii Ekonomicznej w Krakowie, nr 628, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie, Kraków 2003, s. 5–21.
- 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.
- Parzonko A., *Konkurencyjność kosztowa polskich gospodarstw mlecznych na arenie europejskiej w perspektywie zmian polityki rolnej UE po 2014 roku*, „Problemy Rolnictwa Światowego” 2013, t. 13(28), z. 3, s. 192–202.
- Pierani P., Rizzi P., *Technology and efficiency in a panel of Italian dairy farms: an SGM restricted cost function approach*, „Agricultural Economics” 2003, vol. 29, s. 195–209.
- Prędko A., *Analiza efektywności za pomocą metody DEA: podstawy formalne i ilustracja ekonomiczna*, „Przegląd Statystyczny” 2003, nr 50(1), s. 87–100.
- Tauer L. W., Mishra A. K., *Dairy farm Cost Efficiency*, „Journal of Dairy Science” 2006, vol. 89, s. 4937–4943.
- Tonini A., Dominguez I.P., *Review of main methodological approaches quantifying the economic effects of the European Milk Quota Scheme*, Joint Research Centre – Scientific and Technical Reports, Institute for Prospective Technological Studies, Seville 2009.
- Wieck Ch., Heckelee Th., *Determinants, differentiation, and Development of short-term marginal costs in dairy production: an empirical analysis for selected regions of the EU*, „Agricultural Economics” 2007, vol. 36, s. 203–220.
- Wróbel-Rotter R., Osiewalski J., *Bayesowski model efektów losowych w analizie efektywności kosztowej (na przykładzie elektrowni i elektrociepłowni polskich)*, „Przegląd Statystyczny” 2002, nr 49(2), s. 47–68.

\* \* \*

## **Analysis of the Economic Activity of Dairy Farms in Poland: Results obtained from the Short-run Cost Function**

### **Summary**

The aim of the research was the analysis of Polish dairy farms under the assumption of cost minimizing behavior. This implies that cost inefficiency can be attributable to technical or allocative inefficiency. The panel data on economic results of dairy farms was provided

by FADN (Farm Accountancy Data Network). The main results have been obtained when employing translog variable cost function and using a Bayesian approach. Among the four analyzed cost elasticities, the highest has been found with respect to materials and the lowest one with respect to livestock. The estimation of returns to scale indicates the increasing economies of scale, both short-term and long-term. However, in the covered period (2004–2011) the returns to scale were steadily declining. In the above-mentioned period, the average cost efficiency of Polish dairy farms equaled 68%.

**Keywords:** stochastic frontier models, cost efficiency, panel data, dairy farms

**JEL:** C23, D22, D24, Q12

Zgodnie z oświadczeniem autorów, ich udział w powstawaniu artykułu był następujący: Jerzy Marzec – 50%, Andrzej Pisulewski – 50%.