

EFEKTYWNOŚĆ PRZEDSIĘBIORSTW HANDLU ZBOŻEM A ICH LOKALIZACJA WZGLĘDEM RYNKÓW ZAOPATRZENIA

*Agnieszka Bezat**, *Stanisław Stańko***

*Katedra Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw
Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
Kierownik: prof. dr hab. Henryk Runowski

**Katedra Ekonomiki Rolnictwa i Międzynarodowych Stosunków Gospodarczych
Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
Kierownik: prof. dr hab. Henryk Manteuffel

Słowa kluczowe: efektywność, przedsiębiorstwa handlu zbożem, metoda DEA, metoda SFA
Key words: efficiency, grain trade enterprises, the DEA method, the SFA method

S y n o p s i s. W pracy podjęto problem określenia zależności między efektywnością przedsiębiorstw handlu zbożem a ich lokalizacją względem rynków zaopatrzenia. W badaniu jako główną metodę parametryczną zastosowano stochastyczną metodę SFA (bazującą na funkcji translogarytmicznej), jako weryfikacyjną metodę nieparametryczną – deterministyczną metodę DEA. Przyjęcie zintegrowanego podejścia – łączącego zalety obu metod przy ograniczeniu ich słabych stron – umożliwiło zachowanie analogii podczas porównywania wyników i formułowanie wiarygodnych wniosków. W celu weryfikacji zależności między efektywnością a lokalizacją przedsiębiorstw uzyskane wskaźniki efektywności technicznej, zarówno w podejściu stochastycznym (modele S1-S5), jak i deterministycznym (modele D1-D5), odniesiono do lokalizacji względem rynków zaopatrzenia. Na podstawie otrzymanych wyników stwierdzono występowanie zależności między dwiema analizowanymi zmiennymi.

WSTĘP

Wybitni ekonomiści Paul A. Samuelson i William D. Nordhaus [1995, s. 185] głoszą pogląd, że efektywność jest być może głównym przedmiotem ekonomii i – najogólniej rzecz ujmując – jest ona brakiem marnotrawstwa. Według tych autorów gospodarka funkcjonuje efektywnie, jeśli nie można zwiększyć produkcji jednego dobra bez zmniejszenia produkcji innego, co jest jednoznaczne z osiągnięciem granicy możliwości produkcyjnych [Samuelson, Nordhaus 1995, s. 185]. Pomiar efektywności dokonywany jest również w kontekście podmiotów gospodarczych. Jedną z miar oceny funkcjonowania podmiotów gospodarczych jest efektywność gospodarowania. Ocenę efektywności można ujmować bardziej lub mniej kompleksowo, uwzględniając bezpośrednie i pośrednie czynniki oraz uwarunkowania, również w kontekście racjonalności ich wykorzystania. Terminem „efektywność” określa się relację efektów do użytych środków. Z uwagi na relatywny charakter efektywności można też ją oceniać na podstawie najbardziej efektywnego referencyjnego odniesienia [Rembisz i in. 2011, s. 108].

Zbigniew Kowalski [1992, s. 30] stwierdził, że *efektywność jest pojęciem niejednorodnym – jej poziom kształtowany jest przez zespół czynników o różnej treści ekonomicznej*. Czynniki te kształtują zarówno poziom produkcji, jak i kosztów, oddziałując tym samym na opłacalność prowadzonej działalności. Kowalski wskazał, że część z tych czynników ma charakter techniczny, inne są czynnikami o charakterze ekonomicznym (cenowym).

Ekonomista ten wyróżnił trzy podstawowe kategorie efektywności, a mianowicie efektywność techniczną, alokacyjną oraz efektywność skali [Kowalski 1992, s. 30].

W opracowaniu analizowano pierwszą z tych kategorii. Ocenie poddano występowanie zależności między efektywnością techniczną przedsiębiorstw handlu zbożem a ich lokalizacją względem rynków zaopatrzenia.

OCENA EFEKTYWNOŚCI PRZEDSIĘBIORSTW HANDLU ZBOŻEM

W artykule wykorzystano koncepcję oceny efektywności bazującą na zintegrowanym zastosowaniu metody SFA i metody DEA. Na koncepcję składają się dwa zasadnicze kroki: 1) specyfikacja modelu stochastycznego dla metody SFA oraz 2) specyfikacja modelu deterministycznego dla metody DEA (na podstawie wyników uzyskanych po zastosowaniu metody SFA).

Pierwsza z metod – SFA (ang. *Stochastic Frontier Analysis*) – jest powszechnie stosowaną stochastyczną procedurą parametrycznego tworzenia granicy efektywności. Przy SFA – jako parametrycznym podejściu – wymagane jest wskazanie *a priori* formy funkcyjnej określającej zależność między nakładem/nakładami a efektem. Model graniczny będący podstawą oceny efektywności, oprócz funkcji produkcji (najczęściej stosuje się funkcję translogarytmiczną lub funkcję typu Cobba-Douglasa), uwzględnia dwa składniki losowe, z których jeden odzwierciedla szum losowy (błędy pomiaru lub efekty losowe spowodowane np. wpływem warunków pogodowych), drugi zaś modeluje potencjalną nieefektywność [Mortimer, Peacock 2002, s. 2]. Granica efektywności wyznaczana jest ekonometrycznie za pomocą metody najmniejszych kwadratów i jej pochodnych lub metody maksymalnej wiarygodności [Coelli i in. 2005]. W przypadku metody SFA do wyboru postaci funkcyjnej najlepiej opisującej zależność między analizowanymi zmiennymi wykorzystuje się iloraz wiarygodności. Wyznacza się również wskaźnik γ , informujący o tym, jaką część całkowitej wariancji zmiennych stanowi nieefektywność. Na podstawie sumy wykładników potęgowych przy np. modelu Cobba-Douglasa bądź funkcjach translogarytmicznych określa się efekty skali dla badanej próby. W metodzie SFA szczególnie istotne jest uzyskanie informacji o wpływie zmiennych nieuwzględnionych w modelu (tzw. zmiennych zewnętrznych) na wskaźnik efektywności badanych obiektów.

Alternatywnym podejściem do funkcji produkcji (na której bazuje metoda SFA) jest metoda DEA (ang. *Data Envelopment Analysis*) [Rembisz 2011, s. 6]. Odpowiednikiem estymacji funkcji produkcji występującej w metodach stochastycznych jest w metodzie DEA wyznaczenie granicy efektywności [Prędko 2003, s. 87]. Metoda DEA jest relatywnie nowoczesnym narzędziem bazującym na nieparametrycznym podejściu do tworzenia krzywej efektywności [Rembisz i in. 2011, s. 108]. Wykorzystanie nieparametrycznego podejścia oznacza, iż krzywa ta jest obwiednią dla obserwacji i *dane mówią same za siebie* [Bates i in. 1996, s. 1443]. Metoda DEA znajduje zastosowanie w kompleksowej ocenie relacji między wieloma efektami i wieloma nakładami. Obserwuje się rosnącą liczbę jej aplikacji. Metoda ta pozwala bowiem na ocenę poszczególnych jednostek gospodarczych w pewnej referencji do najwyższego poziomu efektywności w danych warunkach. Jest to narzędzie badań w mikroekonomii, ale może służyć także do oceny sektorów gospodarki, co implikuje jego wykorzystanie w ujęciu makroekonomicznym [Rembisz i in. 2011, s. 108]. Popularność tego podejścia można argumentować również łatwością prowadzenia obliczeń oraz szerokim zakresem uzyskiwanych wyników w odniesieniu do poszczególnych obiektów (w przypadku metody SFA zakres wyników jest dużo węższy). Należy jednak

zaznaczyć, że w przypadku metod deterministycznych (jak m.in. metoda DEA) nie zakłada się występowania czynnika losowego. A zatem logiczną konsekwencją jest to, że stosowanie metody DEA dla obiektów działających w otoczeniu charakteryzującym się losowością może prowadzić do uzyskania błędnych wyników, odbiegających od zdroworozsądkowego wyobrażenia o analizowanych zależnościach. Autorzy artykułu motywowani wymienionymi przesłankami zastosowali podejście integrujące metody SFA i DEA, pozwalające na wykorzystanie mocnych stron obu metod przy jednoczesnym uniknięciu ich słabości. Jako główna zastosowana została metoda SFA, natomiast jako weryfikacyjna – metoda DEA.

WYNIKI BADAŃ

Grupę badawczą stanowiły przedsiębiorstwa handlu zbożem, działające na terenie Polski w latach 2005-2009. Ze względu na duże zróżnicowanie rynków zaopatrzenia w zboże w poszczególnych regionach kraju badano zależności pomiędzy efektywnością badanych obiektów a ich lokalizacją względem rynków zaopatrzenia.

Do modeli SFA włączono po stronie efektów przychody ze sprzedaży towarów i materiałów¹, natomiast po stronie nakładów: wartość aktywów trwałych (*AT*)², wartość sprzedanych towarów i materiałów (*TiM*)³ oraz koszty operacyjne pomniejszone o wartość sprzedanych towarów i materiałów (*K*)⁴. Parametry modeli dla lat 2005-2009 oszacowano metodą największej wiarygodności. Na podstawie testu ilorazu wiarygodności dokonano wyboru postaci funkcyjnej między modelem translogarytmicznym a modelem Cobba-Douglasa. W badanych latach model translogarytmiczny lepiej opisywał zależności między zmiennymi.

Wartości ilorazu wiarygodności oraz weryfikację hipotez⁵ odnoszących się do wyboru postaci funkcyjnej przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Wartości ilorazu wiarygodności oraz weryfikacja wyboru postaci funkcyjnej

| Lata | $\ln L(\hat{\theta}_R)$ | $\ln L(\hat{\theta}_N)$ | LR* | Wynik ⁽¹⁾ |
|------|-------------------------|-------------------------|--------|--------------------------|
| 2005 | -50,83 | 19,05 | 139,76 | odrzućcie H ₀ |
| 2006 | 20,13 | 36,84 | 33,42 | odrzućcie H ₀ |
| 2007 | -16,68 | 33,81 | 100,98 | odrzućcie H ₀ |
| 2008 | 24,13 | 34,11 | 19,96 | odrzućcie H ₀ |
| 2009 | 20,41 | 27,14 | 13,46 | odrzućcie H ₀ |

⁽¹⁾ Wartość rozkładu χ^2 dla 6 stopni swobody oraz na poziomie istotności 0,05 wyniosła we wszystkich analizowanych latach 12,59. Jeśli $LR^* > \chi^2(6)$, brak podstaw do przyjęcia H₀.

Źródło: obliczenia własne.

¹ Przychody ze sprzedaży przyjęte zostały jako efekt w badaniach prowadzonych przez m.in. Mirosława Helte i Michała Świtłyka [2008], Luisa Fernando Angulo i Josepa Rialpa [2007] oraz Antreas Athanassopoulou [2004].

² Wartość aktywów trwałych jako zmienna po stronie nakładów w analizach nad efektywnością przedsiębiorstw wykorzystana została w badaniach m.in. [Helta, Świtlyk 2008, Keat, Young 2003, Rusielik 1999, Charnes i in. 1989, Doust 1984].

³ Jest to zmienna charakteryzująca się największym udziałem w kosztach działalności operacyjnej analizowanych obiektów.

⁴ Na podstawie przeglądu literatury stwierdzono, iż w wielu badaniach po stronie nakładów przyjmowano koszty, np. koszty pracy, koszty operacyjne oraz inne koszty specyficzne dla poszczególnych obiektów.

⁵ W hipotezie H₀ postacią funkcyjną lepiej opisującą zależności między zmiennymi jest model z restrykcjami (tu model Cobba-Douglasa), natomiast alternatywna jest hipoteza wskazująca, że model bez restrykcji (tu model translogarytmiczny) lepiej opisuje te zależności.

W badaniu wykorzystany został model translogarytmiczny, który przyjmuje postać:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j \ln x_{ij} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^k \sum_{l=1}^k \beta_{jl} \ln x_j \ln x_l + v_i - u_i \quad (1)$$

gdzie:

- i – indeks oznaczający kolejny obiekt $i=1, \dots, I$, gdzie I to liczba obiektów w próbie,
- j – indeks oznaczający kolejny nakład $j=1, \dots, l$,
- y_i – efekt obiektu i ,
- x_{ij} – nakład j w obiekcie i ,
- β – wektor parametrów do estymacji,
- v_i – zmienna losowa reprezentująca błąd losowy, tzw. szum statystyczny,
- u_i – dodatnia zmienna losowa powiązana z efektywnością techniczną (TE).

Po przekształceniu równanie (1) przyjmuje postać:

$$y_i = \exp(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j \ln x_{ij} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^k \sum_{l=1}^k \beta_{jl} \ln x_j \ln x_l + v_i - u_i) \quad (2)$$

Wartość wskaźnika efektywności technicznej wyznaczona została jako iloraz obserwowanego efektu do maksymalnego osiąganego efektu w środowisku (otoczeniu) charakteryzowanym przez $\exp(v_i)$, oznaczanego przez y_i^* (wartość ta zakłada brak nieefektywności – czyli $u_i=0$), a więc wskaźnik efektywności można zapisać jako:

$$TE_i = \frac{y_i}{y_i^*} = \frac{\exp(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j \ln x_{ij} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^k \sum_{l=1}^k \beta_{jl} \ln x_j \ln x_l + v_i - u_i)}{\exp(\beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j \ln x_{ij} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^k \sum_{l=1}^k \beta_{jl} \ln x_j \ln x_l + v_i)} = \exp(-u_i) \quad (3)$$

Uzyskana na podstawie estymacji parametrów modelu (3) średnia wartość wskaźnika efektywności badanych przedsiębiorstw w latach 2005-2009 oscylowała w przedziale od 0,76 do 0,91 (tab. 2.). Wskazuje to na możliwości średnio około 20-procentowego zwiększenia poziomu przychodów przy zaangażowaniu danego poziomu nakładów (AT , TiM , K). Dla modeli przyjęto następujące oznaczenia: model dla 2005 roku – S1, dla 2006 – S2, dla 2007 – S3, dla 2008 – S4 oraz dla 2009 – S5.

Tabela 2. Wybrane statystyki opisowe wskaźników efektywności technicznej (TE) w modelach S1-S5 w latach 2005-2009

| Wybrane statystyki | Model S1 | Model S2 | Model S3 | Model S4 | Model S5 |
|------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 |
| Średnia | 0,760 | 0,804 | 0,799 | 0,861 | 0,906 |
| Odchylenie standardowe | 0,203 | 0,185 | 0,161 | 0,066 | 0,064 |
| Minimum | 0,131 | 0,326 | 0,416 | 0,747 | 0,805 |
| Maksimum | 0,999 | 1,000 | 0,999 | 0,997 | 1,000 |
| Liczebność | 60 | 65 | 65 | 53 | 37 |

Źródło: obliczenia własne.

Na podstawie wartości sumy parametrów funkcji translogarytmicznej określono rodzaj korzyści skali dla modeli od S1 do S5. W modelach S2 i S3 suma wartości parametrów była większa od jedności, co wskazuje na występowanie wśród przedsiębiorstw handlu zbożem rosnących efektów skali w okresie 2006-2007. Natomiast w modelach S1 i S4 suma parametrów była mniejsza od jedności, co potwierdza występowanie wśród badanych przedsiębiorstw malejących efektów skali w latach 2005 i 2008. W przypadku modelu S5 nie wszystkie parametry były istotne statystycznie, co wyklucza możliwość poprawnego określenia efektów skali w badanej zbiorowości dla roku 2009. Wyniki dotyczące efektów skali dla modeli stochastycznych wykorzystane zostały przy specyfikacji deterministycznych modeli DEA.

W przypadku metody DEA, ze względu na brak możliwości zweryfikowania poprawności doboru zmiennych, wyboru orientacji modelu oraz efektów skali, przy specyfikacji przyjmuje się założenia bazujące na wynikach modelu stochastycznego (tj. wynikach uzyskanych przy zastosowaniu metody SFA). Krok ten uznano za niezbędny ze względu na brak możliwości weryfikacji poprawności uzyskanych wyników w przypadku modeli nieparametrycznych, jakimi są modele DEA. Przyjęcie zintegrowanego podejścia – łączącego zalety obu metod – umożliwiło zachowanie analogii podczas porównywania wyników i formułowanie wiarygodnych wniosków odnośnie poziomu efektywności badanych obiektów.

W kontekście przyjętych założeń w badaniu wykorzystany został model NIRS-O⁶ (dla lat 2005, 2008), model NDRS-O⁷ (dla lat 2006-2007) oraz model VRS-O⁸ (dla roku 2009). Litera „O” w nazwie modeli oznacza orientację na efekt (ang. *output*), podejście to ma na celu maksymalizację efektów przy wykorzystaniu danego poziomu nakładu/nakładów. Modele NIRS-O, NDRS-O oraz VRS-O tworzone są poprzez rozszerzenie ograniczeń nałożonych na model CRS-O⁹ [Cooper i in. 2007, s. 138]. Model NIRS-O zapisany został w równaniach (4)-(8), model NDRS w równaniach (4)-(7) oraz (9), natomiast model VRS-O w równaniach (4)-(7) oraz (10).

$$\max_{\phi_k, \lambda_k} \phi_k \quad (4)$$

$$\phi y_k \leq \sum_{i=1}^I \lambda_{ik} y_i \quad (5)$$

$$x_{nk} \geq \sum_{i=1}^I \lambda_{ik} x_{ni} \quad (6)$$

$$\lambda_{ik} \geq 0, \quad (7)$$

$$\sum_{i=1}^I \lambda_{ik} \leq 1 \quad (8)$$

$$\sum_{i=1}^I \lambda_{ik} \geq 1 \quad (9)$$

$$\sum_{i=1}^I \lambda_{ik} = 1 \quad (10)$$

⁶ W modelu NIRS-O zakłada się nierosnące efekty skali.

⁷ W modelu NDRS-O zakłada się niemające efekty skali.

⁸ W modelu VRS-O zakłada się zmienne efekty skali.

⁹ W modelu CRS-O zakłada się stałe efekty skali.

gdzie:

- k – indeks oznaczający analizowany obiekt,
- ϕ_k – mnożnik poziomu efektów dla obiektu k ,¹⁰
- i – indeks oznaczający kolejny obiekt $i=1, \dots, I$, gdzie I to liczba obiektów w próbie,
- y_i – efekt obiektu i ,
- n – indeks określający kolejny nakład,
- x_{ni} – nakład n wykorzystywany przez obiekt i ,
- λ_{ik} – współczynniki kombinacji liniowej między obiektami i oraz k .

Do wyznaczenia wskaźników w modelach DEA zastosowanie znajduje programowanie liniowe (algorytm simplex)¹¹ [Thanassoulis 2001, s. 11]¹².

Średnie wartości wskaźnika efektywności badanych przedsiębiorstw w latach 2005–2009 zawierały się w przedziale od 0,77 do 0,88 (tab. 3.), co wskazuje na możliwość średnio około 20-procentowego zwiększenia poziomu przychodów przy zaangażowaniu danego poziomu nakładów (AT , TiM , K). Sposób oznaczenia modeli był następujący: model dla 2005 roku – D1, dla 2006 – D2, dla 2007 – D3, dla 2008 – D4 oraz dla 2009 – D5. Zróżnicowanie efektywności w roku 2005 (zakres od 0,165 do 1) mogło świadczyć o dużych dysproporcjach występujących pomiędzy przedsiębiorstwami branży handlu zbożem. Zauważalne jest jednak zmniejszanie się zakresu wartości wskaźnika efektywności od 0,8 w roku 2005 (model D1) do 0,3 w roku 2009 (model D5), co wskazuje na upodobnianie się przedsiębiorstw pod względem wykorzystywanej w nich kombinacji nakładów i efektów.

Tabela 3. Wybrane statystyki opisowe wskaźników efektywności technicznej (TE) w modelach D1-D5 w latach 2005-2009

| Wybrane statystyki | Model D1 | Model D2 | Model D3 | Model D4 | Model D5 |
|------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 |
| Średnia | 0,776 | 0,815 | 0,832 | 0,876 | 0,881 |
| Odchylenie standardowe | 0,211 | 0,163 | 0,154 | 0,099 | 0,092 |
| Minimum | 0,165 | 0,431 | 0,518 | 0,620 | 0,700 |
| Maksimum | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| Liczebność | 60 | 65 | 65 | 53 | 37 |

Źródło: obliczenia własne.

Zaobserwowano porównywalne wartości wskaźników efektywności technicznej dla poszczególnych obiektów dla modeli głównego (stochastycznego) i weryfikacyjnego (deterministycznego). W przypadku analiz przeprowadzonych dla lat 2005, 2006 i 2007 zauważalna jest silna zależność liniowa między wartościami wskaźnika TE. Współczynniki korelacji wynoszą dla tych lat powyżej 0,7 na poziomie istotności 0,05 (tab. 4.).

¹⁰ Jest to odwrotność współczynnika efektywności.

¹¹ Algorytm simplex to stosowana w matematyce iteracyjna metoda rozwiązywania zadań programowania liniowego za pomocą polepszania (optymalizacji) rozwiązania [Kreko 1973, s. 42-74].

¹² Począwszy od prac Roberta Dorfmana, Paula Anthonyego Samuelsona i Roberta Solowa z 1958 roku, programowanie liniowe stało się akceptowaną metodą wykorzystywaną w ramach oceny efektywności [Daraio, Simar 2007, s. 2].

Tabela 4. Wartości współczynników korelacji Pearsona i Spearmana między wskaźnikami efektywności oraz wartość γ dla lat 2005-2009

| Lata | współczynnik korelacji Pearsona | współczynnik korelacji Spearmana | $\gamma^{(1)}$ |
|------|---------------------------------|----------------------------------|----------------|
| 2005 | 0,873** | 0,760** | 0,978** |
| 2006 | 0,727** | 0,699** | 0,960** |
| 2007 | 0,740** | 0,737** | 0,983** |
| 2008 | 0,531** | 0,562** | 0,450 |
| 2009 | 0,341** | 0,264* | 0,678* |

* poziom istotności $p < 0,1$; ** poziom istotności $p < 0,05$.

Źródło: obliczenia własne.

Dla roku 2008 odnotowano występowanie średniej korelacji między wynikami analizy stochastycznej i deterministycznej. W roku 2009 występowała słaba zależność między TE-SFA i TE-DEA, co może wynikać z niskiej wartości współczynnika γ , który wskazuje, że szumy statystyczne wpływają na 32% zmienności w wartości wskaźnika efektywności. Ponadto, wartości wskaźników efektywności technicznej uzyskane po zastosowaniu modeli stochastycznych i deterministycznych charakteryzuje silna korelacja, jeśli dla modelu stochastycznego wystąpi wysoka wartość współczynnika γ , który wskazuje na udział nieefektywności w kształtowaniu poziomu wskaźnika TE.

WERYFIKACJA ZALEŻNOŚCI MIĘDZY EFEKTYWNOŚCIĄ A LOKALIZACJĄ BADANYCH OBIEKTÓW

Na podstawie badań przeprowadzonych przez Stanisława Stańko (2007), Jadwigę Sere-mak-Bulge i Wiesława Łopaciuka (2006) oraz badań w Agencji Rynku Rolnego stwierdzono, iż produkcja zbóż w Polsce jest silnie zróżnicowana regionalnie pod względem udziału zbóż w ogólnej powierzchni zasiewów oraz wysokości uzyskiwanych plonów. Plony są wyższe w województwach, w których większy jest udział dużych gospodarstw towarowych [ARR 2008, s. 7]. Najwięcej zbóż uprawia się w województwach: wielkopolskim, mazowieckim, lubelskim, dolnośląskim, kujawsko-pomorskim i łódzkim (58% krajowych zasiewów oraz zbiorów) [ARR 2008, s. 7, Seremak-Bulge, Łopaciuk 2006, s. 1]. Jednak ze względu na niską towarowość produkcji¹³ zbóż w Polsce do obrotu rynkowego trafia jedynie niewielka część corocznych zbiorów. Według badań Stańki [2007, s. 34] najwięcej zbóż z 1 ha uprawy sprzedają rolnicy z województw: dolnośląskiego, opolskiego, zachodniopomorskiego, warmińsko-mazurskiego i pomorskiego. Z tej grupy województw pochodzi 52-55% skupowanego w Polsce ziarna. Na drugim krańcu znajdują się województwa: świętokrzyskie, małopolskie, podlaskie i podkarpackie. Udział tej grupy województw w skupie krajowym wynosi 4-5%. Generalnie podaż rynkowa zbóż pochodzi głównie z południowo-zachodnich, zachodnich, północno-zachodnich oraz północnych regionów kraju, które charakteryzują się najwyższym udziałem gospodarstw wielkoobszarowych. Regionalne zróżnicowanie podaży ziarna decyduje o rynkach lokalnych i ma wpływ na ich funkcjonowanie.

¹³ Na towarowość oddziałuje bardzo silnie rozdrobniona struktura gospodarstw, która przekłada się bezpośrednio na znaczne zróżnicowanie technologii i skali produkcji zbóż w gospodarstwach.

W celu określenia potencjału podażowego poszczególnych regionów Polski analizie poddano strukturę skupu zbóż według regionów klimatyczno-uprawowych¹⁴, przyjętych przez Centralny Ośrodek Badania Odmian Roślin Uprawnych (COBORU) w latach 2005-2009.

W tabeli 5. przedstawiono strukturę skupu w sześciu regionach klimatyczno-uprawowych. W regionach zachodnich (I, III i V) w każdym z analizowanych lat skup wyniósł ponad 20% wyprodukowanego zboża. Z regionów tych dostarczano ponad 70% całego zboża skupowanego w Polsce, przy czym dominującą pozycję miał region V. Uzupełnienie dla skupu realizowanego w trzech dominujących regionach stanowił zakup zboża z regionów II i IV (kilkanaście procent całego skupu). Region VI odgrywał marginalną rolę w skupie zbóż.

Tabela 5. Struktura skupu zbóż w Polsce według regionów klimatyczno-uprawowych w latach 2005-2009

| Region | Udział w roku [%] | | | | |
|------------|-------------------|------|------|------|------|
| | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 |
| Region I | 20 | 20 | 20 | 24 | 20 |
| Region II | 10 | 12 | 11 | 11 | 10 |
| Region III | 25 | 23 | 21 | 19 | 23 |
| Region IV | 17 | 16 | 16 | 15 | 15 |
| Region V | 27 | 26 | 30 | 28 | 29 |
| Region VI | 1 | 3 | 2 | 3 | 3 |

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS [GUS 2010, GUS 2009, GUS 2008, GUS 2007].

Na podstawie przeprowadzonych badań stwierdzono występowanie silnej regionalizacji skupu zbóż w Polsce. W związku z tym zweryfikowano, czy funkcjonowanie przedsiębiorstw handlowych w regionach o wyższym udziale w skupie zbóż pozytywnie oddziałuje na ich efektywność¹⁵.

W celu weryfikacji przyjętej hipotezy wyznaczono średnie wartości wskaźników efektywności technicznej uzyskane przez badane przedsiębiorstwa (w latach 2005-2009) zlokalizowane w poszczególnych regionach klimatyczno-uprawowych, a następnie odniesiono je do wartości udziału skupu realizowanego w danym regionie. Średnie wartości wskaźników zostały obliczone na podstawie wyników uzyskanych dla modeli S1-S5 oraz D1-D5. Ze względu na zbyt niską liczebność przedstawicieli regionu VI (1 obiekt) w badanej próbie odniesiono się do regionów od I do V, wyłączając region VI.

W tabeli 6. zestawiono średnie wartości wskaźników efektywności technicznej dla modeli S1-S5 oraz D1-D5, odpowiednio w latach 2005-2009, w podziale na regiony klimatyczno-uprawowe. Regiony zostały ułożone w formie rankingu zgodnie z malejącą wielkością udziału w skupie ogółem w roku 2009.

¹⁴ Region I obejmuje województwa zachodniopomorskie i pomorskie; region II – warmińsko-mazurskie i podlaskie; region III – lubuskie, wielkopolskie i kujawsko-pomorskie; region IV – łódzkie, mazowiecki i lubelskie; region V – dolnośląskie, opolskie i śląskie; region VI – małopolskie, świętokrzyskie i podkarpackie.

¹⁵ Na podstawie niepublikowanych danych GUS oraz informacji uzyskanych z ankiet, a także podczas wywiadów w przedsiębiorstwach stwierdzono, iż 80% dostaw pochodzi z rynku krajowego (w znacznej części od indywidualnych producentów), a pozostała część jest importowana. Ze względu na duże znaczenie zboża pochodzenia krajowego w zaopatrzeniu przedsiębiorstw handlujących tym surowcem stwierdzono, iż występowało silne oddziaływanie rynku lokalnego.

Tabela 6. Średnie wartości wskaźników efektywności technicznej uzyskane dla modeli S1-S5 oraz D1-D5 w podziale na regiony klimatyczno-uprawowe

| Ranking | Region | S1 | D1 | S2 | D2 | S3 | D3 | S4 | D4 | S5 | D5 |
|---------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | | 2005 | | 2006 | | 2007 | | 2008 | | 2009 | |
| | | 1 | V | 0,900 | 0,833 | 0,932 | 0,877 | 0,895 | 0,909 | 0,971 | 0,947 |
| 2 | III | 0,815 | 0,832 | 0,874 | 0,866 | 0,872 | 0,889 | 0,893 | 0,888 | 1,000 | 0,878 |
| 3 | I | 0,753 | 0,751 | 0,785 | 0,819 | 0,817 | 0,847 | 0,835 | 0,837 | 0,877 | 0,829 |
| 4 | IV | 0,738 | 0,814 | 0,685 | 0,795 | 0,714 | 0,786 | 0,810 | 0,844 | 0,857 | 0,895 |
| 5 | II | 0,763 | 0,803 | 0,791 | 0,775 | 0,771 | 0,779 | 0,827 | 0,816 | 0,806 | 0,792 |

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników z programu EMS [EMS 2000] oraz R [R 2008].

Na podstawie danych zestawionych w tabeli 6. można stwierdzić, iż w regionach o wyższym udziale w ogólnym wolumenie zbóż skupowanych w Polsce (o wyższej pozycji w rankingu) badane przedsiębiorstwa osiągają średnio wyższe wskaźniki efektywności technicznej. Odwrotna sytuacja ma miejsce w przypadku regionów o niższym udziale w łącznym skupie zbóż.

Aby zobrazować wyniki na rysunku 1. przedstawiono zależność średniej wartości współczynników efektywności według podziału na regiony od wartości udziału skupu realizowanego w poszczególnych regionach w skupie ogółem w latach 2005-2009. Dla każdego z modeli wykreślono funkcję określającą zależności między dwiema omawianymi zmiennymi. Na podstawie wizualnej oceny funkcji przedstawionych na rysunku 1. stwierdzono, iż w każdym z analizowanych lat zarówno w przypadku modeli stochastycznych (S1-S5), jak i deterministycznych (D1-D5) występuje dodatnia zależność między średnią wartością wskaźnika efektywności osiąganą przez przedsiębiorstwa zlokalizowane w danym regionie a wartością udziału skupu realizowanego w danym regionie w skupie ogółem, czyli wraz ze wzrostem wartości udziału danego regionu w skupie ogółem zwiększa się średnia efektywność przedsiębiorstw w nim zlokalizowanych. Pozwala to na sformułowanie wniosku, iż efektywność przedsiębiorstw handlu zbożem zależy od ich lokalizacji względem rynków zaopatrzenia.

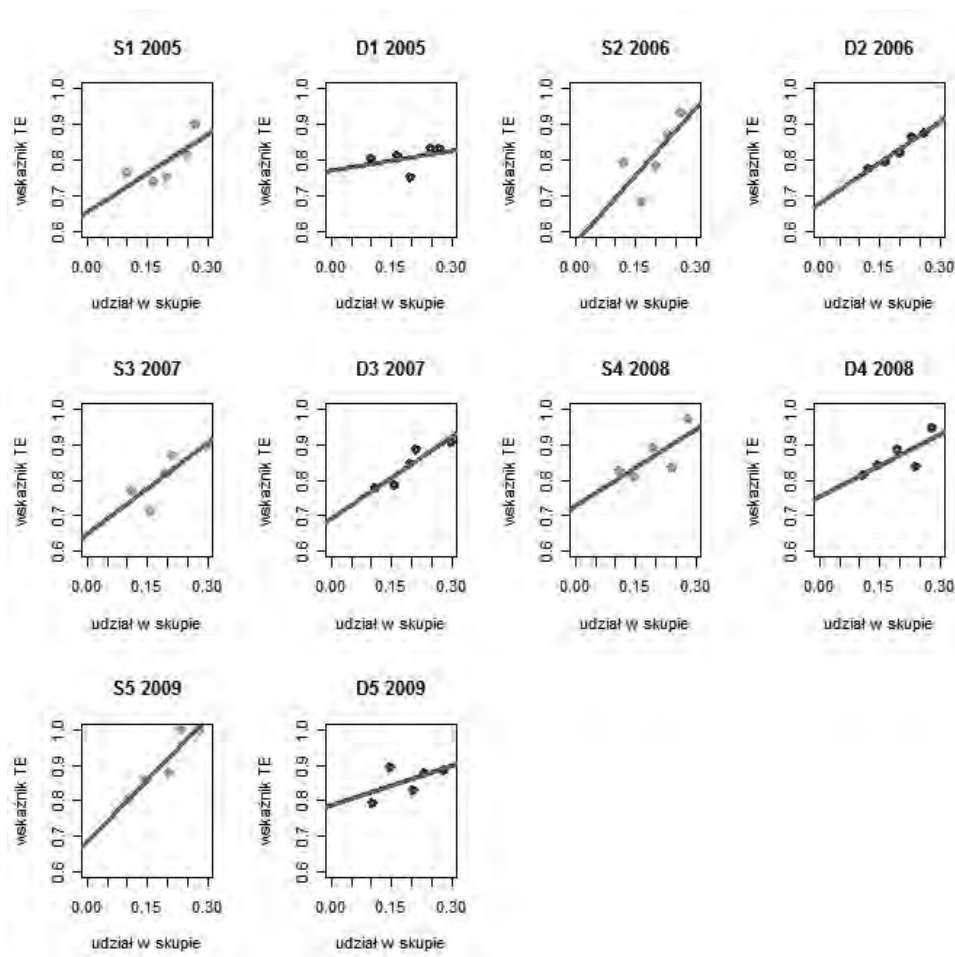
Dodatkowo dla potwierdzenia tego wniosku modele SFA rozszerzono o zmienne zewnętrzne. W metodzie SFA możliwe jest bowiem dokonanie oceny wpływu zmiennych zewnętrznych (nie uwzględnionych w przyjętej funkcji) na poziom zmiennej u_i , odzwierciedlającej nieefektywność techniczną [Sellers-Rubio, Mas-Ruiz 2009, s. 663, Coelli 1996, s. 7, Battese, Coelli 1995]. Wartość u_i jest funkcją zbioru obserwowanych zmiennych zewnętrznych (charakteryzujących otoczenie obiektu) [Sellers-Rubio, Mas-Ruiz 2009, s. 663]. Zakłada się, że u_i charakteryzuje rozkład ograniczony-normalny z ograniczeniem w zerze, średnią $z_i\delta$ oraz wariancją σ_u^2 :¹⁶

$$u_i \sim N^+(z_i\delta, \sigma_u^2) \quad (11)$$

gdzie:

- u_i – dodatnia zmienna losowa powiązana z efektywnością techniczną (TE),
- z_i – wektor zmiennych objaśniających powiązanych z efektywnością techniczną,
- δ – wektor parametrów do estymacji.

¹⁶ Zgodnie z podejściem zaprezentowanym przez [Battese, Coelli 1995, s. 326].



Rysunek 1. Zależność średnich wartości wskaźników efektywności technicznej (w modelach S1-S5 oraz D1-D5) w podziale na regiony klimatyczno uprawowe od wartości udziału skupu realizowanego w danym regionie w skupie ogółem w latach 2005-2009

Udział regionu w łącznym skupie wyrażono w skali 0-1.

Źródło: opracowanie własne, grafika wygenerowana w programie R [R 2008].

W badaniu uwzględniono wektor zmiennych objaśniających z_i o wymiarach 1×5 . W modelu przyjęto zmienne charakteryzujące lokalizację analizowanych obiektów (zmienne: *Region1*, *Region2*, *Region3*, *Region4*, *Region5*). Należy zaznaczyć, iż oszacowania parametrów z wektora z_i określają siłę wpływu danej zmiennej na zwiększanie poziomu nieefektywności badanej grupy, tak więc wartość ujemna parametru wskazuje na pozytywny wpływ na efektywność, a dodatnia na negatywny wpływ na efektywność. Oszacowania parametrów dla sześciu zmiennych zewnętrznych przedstawiono w tabeli 7. Estymowane parametry oznaczono następująco: dla zmiennej *Region1* – δ_{R1} , dla zmiennej *Region2* – δ_{R2} , dla zmiennej *Region3* – δ_{R3} , dla zmiennej *Region4* – δ_{R4} , dla zmiennej *Region5* – δ_{R5} .

Tabela 7. Wyniki estymacji parametrów δ

| Model | Rok | zmienna | <i>Region1</i> | <i>Region2</i> | <i>Region3</i> | <i>Region4</i> | <i>Region5</i> |
|-------|------|-------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | | parametr | δ_{R1} | δ_{R2} | δ_{R3} | δ_{R4} | δ_{R5} |
| S1 | 2005 | oszacowanie | -0,386* | -1,346** | -1,455** | -0,189** | -3,918** |
| | | t-Stat | -1,818 | -5,015 | -4,326 | -4,882 | -6,311 |
| S2 | 2006 | oszacowanie | -0,843** | -1,496 | -2,400** | -0,056 | -1,272** |
| | | t-Stat | -3,545 | -0,426 | -5,487 | -0,233 | -2,984 |
| S3 | 2007 | oszacowanie | -0,387* | -0,723** | -0,702** | 0,246* | -1,940* |
| | | t-Stat | -1,672 | -4,392 | -3,265 | 1,784 | -1,908 |
| S4 | 2008 | oszacowanie | 0,158** | -0,312* | 0,082 | 0,149* | -1,063* |
| | | t-Stat | 2,161 | -1,84 | 1,121 | 1,785 | -1,73 |
| S5 | 2009 | oszacowanie | 0,118 | -0,636** | -0,411** | 0,122** | 0,055 |
| | | t-Stat | 1,618 | -38,422 | -22,701 | 2,177 | 0,693 |

** – Pr (<0,05); * – Pr (<0,1)

Źródło: obliczenia własne.

Parametry przy zmiennych *Region5* oraz *Region3* osiągnęły najwyższe wartości w modelach S1-S4 na poziomie istotności 0,1. Można zatem stwierdzić, iż występowanie tej cechy (lokalizacji przedsiębiorstwa w regionie V lub w regionie III) oddziałuje najsilniej na zwiększenie wartości wskaźnika efektywności technicznej.

Na podstawie interpretacji parametrów δ (δ_{R1} , δ_{R2} , δ_{R3} , δ_{R4} , δ_{R5} ; tab. 7.) przy zmiennych, które określają lokalizację badanych przedsiębiorstw, uzyskano takie same wnioski, co w przypadku analiz opartych na porównaniu średnich wartości wskaźników efektywności w rozbiciu na poszczególne regiony (tab. 6., rys. 1.).

PODSUMOWANIE

W opracowaniu określono zależności między efektywnością techniczną przedsiębiorstw handlu zbożem w Polsce a ich lokalizacją względem rynków zaopatrzenia. Do obliczenia wskaźników efektywności technicznej (*TE*) wykorzystano podejście stochastyczne bazujące na zastosowaniu funkcji produkcji (metoda SFA, ang. *Stochastic Frontier Analysis*) oraz podejście deterministyczne, w którym wykorzystuje się programowanie liniowe (metoda DEA, ang. *Data Envelopment Analysis*).

W celu weryfikacji występowania badanej zależności wskaźniki efektywności technicznej, zarówno w podejściu stochastycznym (modele S1-S5), jak i deterministycznym (modele D1-D5) zestawiono według regionów klimatyczno-uprawowych w Polsce. Na podstawie interpretacji średniej wartości współczynnika efektywności technicznej w podziale na regiony klimatyczno-uprawowe stwierdzono, iż w regionach o wyższym udziale skupu w ogólnym wolumenie zbóż skupowanym w Polsce badane przedsiębiorstwa osiągają średnio wyższe wskaźniki efektywności technicznej. Do takich samych wniosków doprowadziła interpretacja oszacowań parametrów δ_{R1} , δ_{R2} , δ_{R3} , δ_{R4} , δ_{R5} . Parametry stojące przy zmiennej *Region5* oraz *Region3* osiągają najwyższe wartości w modelach S1-S4 na pozio-

mie istotności 0,1. Wniosek o przewadze przedsiębiorstw zlokalizowanych w regionach o wyższym udziale skupu potwierdziła również wizualna analiza zależności. Stwierdzono, iż w każdym z analizowanych lat, zarówno w przypadku modeli stochastycznych (S1-S5), jak deterministycznych (D1-D5) wraz ze wzrostem wartości udziału skupu realizowanego w danym regionie w skupie ogółem zwiększa się średnia efektywność przedsiębiorstw w nim zlokalizowanych, co pozwala na sformułowanie wniosku, iż efektywność przedsiębiorstw handlu zbożem zależy od ich lokalizacji względem rynków zaopatrzenia.

LITERATURA

- Angulo L.F., Rialp J. 2007: *The effect of Marketing Efficiency, Brand Equity and Customer Satisfaction on Firm Performance: An Econometric Model and Data Envelopment Approach*, [w:] *Improving Business reporting: new rules, new opportunities, new trends*, Giuffrè Editore, [Tryb dostępu: dostępne na: <http://webs2002.uab.es/dep-economia-empresa/Jornadas/Papers/2006/Angulo.pdf>, data odczytu: grudzień 2010].
- ARR 2008: *Rynek zbóż w Polsce*, [Tryb dostępu: <http://www.bip.minrol.gov.pl/DesktopModules/Announcement/ViewAnnouncement.aspx?ModuleID=1564&TabOrgID=1683&LangId=0&AnnouncementId=10153&ModulePositionId=2199>, data odczytu: styczeń 2011].
- Athanassopoulos A. 2004: *Assessing the selling function in retailing: insights from banking, sales forces, restaurants and betting shops*, [w:] Cooper W.W. (ed.), Seiford L.M., Zhu J. 2002: *Handbook on data envelopment analysis*, Kluwer Academic, Boston-London, s. 455-479.
- Bates J.M., Baines D., Whynes D.K. 1996: *Measuring the efficiency of prescribing by general analysis*, „Journal of Operational Research Society”, 47:12, s. 1443-1451.
- Battese G.E., Coelli T.J. 1995: *A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data*, „Empirical Economics”, 20, s. 25-332.
- Bucklin L.P. 1978: *Productivity in Marketing*, Chicago, IL, AMA – American Marketing Association.
- Charnes, A.C., Cooper W.W., Li S. 1989: *Using Data Envelopment Analysis to Evaluate Efficiency in the Economic Performance of Chinese Cities*, „Socio-Economic Planning Sciences”, vol. 6, 325-344.
- Coelli T.J. 1996: *A Guide to Frontier Version 4.1. A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation*, Armidale: University of New England, CEPA Working Papers.
- Daraio C., Simar L. 2007: *Advanced Robust and Nonparametric Methods in Efficiency Analysis. Methodology and Applications. Methodology and Applications*, Series: Studies in Productivity and Efficiency, Springer, New York, s. 2, 148.
- Doutt J.T. 1984: *Comparative Productivity Performance in Fast-Food Retail Distribution*, „Journal of Retailing”, 60, s. 98-106.
- EMS 2000: *Efficiency Measurement System by Scheel H.*, Software Version 1.3, University Dortmund [Data odczytu: maj 2011].
- GUS 2010: *Rocznik Statystyczny Rolnictwa*, [Tryb dostępu: http://www.stat.gov.pl/cps/rde/xbr/gus/PUBL_rs_rocznik_rolnictwa_2010.pdf].
- GUS 2009: *Rocznik Statystyczny Rolnictwa*, [Tryb dostępu: http://www.stat.gov.pl/cps/rde/xbr/gus/PUBL_rls_rocznik_rolnictwa_2009.pdf].
- GUS 2008: *Rocznik Statystyczny Rolnictwa i Obszarów Wiejskich*, [Tryb dostępu: http://www.stat.gov.pl/cps/rde/xbr/gus/PUBL_rls_rocznik_rolnictwa_2008.pdf].
- GUS 2007: *Rocznik Statystyczny Rolnictwa i Obszarów Wiejskich*, [Tryb dostępu: http://www.stat.gov.pl/cps/rde/xbr/gus/PUBL_rls_rocznik_rolnictwa_2007.pdf].
- Helta M., Śwityk M. 2008: *Efektywność techniczna spółek Agencji Nieruchomości Rolnych w latach 1994-2006*, „Roczniki Nauk Rolniczych. Seria G”, T. 95, z. 1, Warszawa.
- Keat P., Young P. 2003: *Managerial Economics: Economic Tools for Today's Decision Makers*, 4th Edition, Pearson Education Inc., s. 292-293.
- Kowalski Z. 1992: *Kategorie efektywności produkcji w świetle funkcji produkcji*, „ZER”, nr 4.
- Kreko B. 1973: *Lehrbuch der linearen Optimierung*, Deutscher Verlag der Wissenschaften, Berlin.
- Mortimer D., Peacock S. 2002: *Hospital Efficiency Measurement: Simple Ratios vs Frontier Methods*, Australia: Centre of Health Program Evaluation, Working Paper 135.

- Prędko A. 2003: *Analiza efektywności za pomocą metody DEA: Podstawy formalne i ilustracja ekonomiczna*, „Przegląd statystyczny”, z. 1, s. 87.
- R, R Development Core Team 2008: *A language and environment for statistical computing*, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, [Tryb dostępu: <http://www.R-project.org>].
- Rembisz W. 2011: *Analizy własności funkcji produkcji rolniczej*, Komunikaty, Raporty, Ekspertyzy, nr 544, Wyd. IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Rembisz W., Sielska A., Bezat A. 2011: *Popytowo uwarunkowany model wzrostu produkcji rolniczożywnościowej*. Program Wieloletni 2011-2014, Raport nr 13, Wyd. IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Rusielik R. 1999: *DEA – zastosowanie w badaniach efektywności spółek AWRSP*, [w:] *Strategiczne modele funkcjonowania spółek handlowych AWRSP*, Akademia Rolnicza w Szczecinie, s. 113-176.
- Samuelson P.A., Nordhaus W.D. 1995: *Ekonomia*, T. 1. PWN, Warszawa.
- Sellers-Rubio R., Más-Ruiz F.J. 2009: *Technical efficiency in the retail food industry: the influence of inventory investment, wage levels and age of the firm*, „European Journal of Marketing”, 43:5/6, s. 652-669.
- Seremak-Bulge J., Łopaciuk W. 2006: *Zmiany krajowej podaży zbóż i ich przetworów*, [w:] *Ewolucja rynku zbożowego i jej wpływ na proces transmisji cen* (red.) J. Seremak-Bulge, Program Wieloletni, Raport nr 38, Wyd. IERiGŻ-PIB, Warszawa.
- Stańko S. 2007: *Tendencje na rynku zbóż*, [w:] *Czy grozi Polsce kryzys zbożowy (w świetle pozarolniczego wykorzystania ziarna)* (red.) B. Klepacki, Wyd. Wieś Jutra, Warszawa.

Agnieszka Bezat, Stanisław Stańko

EFFICIENCY OF POLISH GRAIN TRADE ENTERPRISES
AND THEIR LOCALIZATION RELATIVE TO THE SUPPLY MARKETS

Summary

Within the framework of the paper the problem of assessment of relationship between the efficiency of grain trade enterprises and their localization related to supply markets was analyzed. In the research, as a main method, the parametric stochastic SFA method (based on the translogarithmic function), and, as a verification method, the nonparametric deterministic DEA method were applied. The use of the integrated approach that combines the advantages of both methods while limiting their weaknesses allowed comparing the results and formulating reliable conclusions. In order to verify an existence of the relationship between the efficiency and localization of enterprises the obtained indicators of technical efficiency for both the stochastic (models S1–S5) and deterministic (models D1–D5) approaches were related with the localization relative to the supply markets. On the basis of the results the dependency of the two analyzed variables was found.

Adres do korespondencji:
prof. dr hab. Stanisław Stańko
dr inż. Agnieszka Bezat
Katedra Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw
Wydział Nauk Ekonomicznych
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
ul. Nowoursynowska 166
02-787 Warszawa
e-mail: stanislaw_stanko@sggw.pl
agnieszka_bezat@sggw.pl