

HEINRICH HOCKMANN

AGATA PIENIADZ

Leibniz Institute of Agricultural Development
in Central and Eastern Europe Halle (Saale)

LECH GORAJ

Instytut Ekonomiki Rolnictwa
i Gospodarki Żywnościowej
– Państwowy Instytut Badawczy
Warszawa

RÓŻNORODNOŚĆ MODELOWANIA WE WZORCACH PRODUKCYJNYCH: DOWÓD EMPIRYCZNY NA PODSTAWIE INDYWIDUALNEGO ROLNICTWA W POLSCE

1. Wprowadzenie

Istnieją liczne analizy wydajności technicznej i ekonomicznej rolnictwa krajów Europy środkowej i wschodniej (CEEC). Ponadto szeroko stosowane były zarówno podejścia nieparametryczne, ale deterministyczne (DEA), jak i podejścia stochastyczne, ale parametryczne (SFA) [4, 6, 12, 14]. W większości przypadków oprócz zakresu niewydajności określone były również jej powody. Jednak w naszej opinii analizy te napotykają na poważne problemy, które utrudniają jasną interpretację wskaźników niewydajności i dedukcję zaleceń polityki.

Niniejsza praca omawia problem różnorodności gospodarstw rolnych. Zwykle SFA i DEA zakładają, że gospodarstwa rolne nie są różnorodne, lecz niewydajne, ponieważ wszystkie poziomy niewydajności są oceniane przez założenie, że jednorodna technologia jest dostępna dla wszystkich producentów. To z kolei sugeruje, że wpływ niewydajności w rolnictwie krajów CEEC jest zbyt wysoko oceniany, oraz dodatkowo, że przyczyny niewydajności mogą nie być właściwie określone.

Używamy wykazu losowych współczynników dla technologii produkcji, który zapobiega skrzywieniu różnorodnością. Co więcej, postępujemy zgodnie z podejściem opracowanym przez Alvareza et al. [2, 3]. Nasze praktyczne wdrożenie dotyczy polskiego rolnictwa, często określanego jako „zacofane” lub „niewydajne”. Rzeczywiście, jego słabe wyniki ekonomiczne są tłumaczone dużym rozdrobnieniem, nadmiernym zatrudnieniem i wykorzystywaniem przestarzałych technologii. Te cechy sugerują istnienie wielu niedomagań rynkowych, zwłaszcza na rynku pracy i kapitałowym, ale także na rynku produktów. Jednak drobne rolnictwo nie zniknęło w okresie przejściowym, co świadczy o tym, że małe gospodarstwa rolne reagują elastycznie na pojawiające się trudności na rynkach czynników i produktów. Na podstawie tych spostrzeżeń wyłaniają się dwie podstawowe kwestie, wymagające wyjaśnienia:

- (1) Czy małe gospodarstwa rolne są mniej wydajne niż większe gospodarstwa, tzn. czy efektywność skali jest istotnym zagadnieniem w polskim rolnictwie?
- (2) Jakie czynniki ograniczają wydajną produkcję?

2. Podstawa teoretyczna

Przyjęliśmy technologię wytwórczą, w której produkcja (y) jest wytwarzana z użyciem obserwowalnego czynnika (x) i funkcji (m), stanowiącej nieobserwowalny czynnik charakterystyczny dla danego gospodarstwa rolnego i niezmienny w czasie. W zasadzie m obejmuje środowisko produkcji i pokrywa różnice czynników jakościowych, takich jak warunki klimatyczne, żyzność gleb i kapitał ludzki, łącznie z umiejętnościami zarządczymi, itp. Przyjęliśmy założenie, że produkcja zwiększa się wraz z m . Dodatkowo, do naszego modelu dodaliśmy zmienną trendu (t) w celu uwzględnienia zmian możliwości produkcyjnych w czasie. Teoretyczne rozważania zostały przeprowadzone na podstawie zestawu danych panelowych, gdzie $i = 1, \dots, N$ gospodarstw, a $t = 1, \dots, T$ obserwacji na gospodarstwo.

Założyliśmy, że obowiązują warunki normalnej regularności, tzn. produkcja nie zmniejsza się wraz z nakładami, a możliwości produkcyjne zmieniają się według linii krzywej. Jednym sposobem prezentowania możliwości produkcyjnych jest funkcja odległości produkcji:

$$\delta_{it} = D_o(t, x_{it}, y_{it}) = \inf \left\{ \delta_{it} > 0: \frac{y_{it}}{\delta_{it}} \in P(t, x_{it}, m_i) \right\} \leq 1 \quad (1)$$

W funkcji tej δ stanowi minimalną wartość, przez którą musi być podzielony wektor produkcji, pod warunkiem, że uzyskiwana produkcja pozostaje nadal technicznie wykonalna. W warunkach normalnych zakłada się, że możliwości produkcyjne nie są w pełni wykorzystane, wskazując, że $\delta_{it} \leq 1$. Ponieważ nakłady x są zmienne i zależą od wyboru dokonanego przez gospodarstwo, niewydajność wskazana w (1) może być przypisana do suboptymalnego przystosowania m . Przy optymalnym poziomie m_i^* , $m_i^* > m_i$, funkcja odległości $D_o(t, x_{it}, m_i^*, y_{it})$ przyjmuje wartość δ_{it}^* , przy $\delta_{it}^* > \delta_{it}$. Z tego powodu najlepszą definicją wydajności technicznej jest:

$$TE_{it} = \frac{\delta_{it}}{\delta_{it}^*} \leq 1 \quad (2)$$

Ponieważ ani m_i , ani m_i^* nie są obserwowalne, (2) nie może być oszacowany bezpośrednio. Jednak może być on przekształcony w model możliwy do oszacowania. Wykorzystując (2), funkcja odległości (1) może być wyrażona jako:

$$1 \geq D_o(t, x_{it}, m_i^*, y_{it}) TE_{it} \quad (2)$$

gdzie m_i jest przedstawiony przez swój poziom optymalny m_i^* .

Dalsze przekształcenia mogą być dokonywane przez wzięcie pod uwagę faktu, że funkcja odległości produkcji jest liniowo zgodna z produkcją. Przyjmując y^k jako produkcję referencyjną i oznaczając przekształcony wektor produkcji jako y^{-k} , (2) może być przedstawiony jako:

$$\begin{aligned} 1 &\geq y_{it}^k D_o(t, x_{it}, m_i^*, y_{it}^{-k}) TE_{it} \quad \text{albo} \\ (y_{it}^k)^{-1} &\geq D_o(t, x_{it}, m_i^*, y_{it}^{-k}) TE_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

Więcej informacji na temat konsekwencji i przyczyn niewydajności można uzyskać z funkcjonalnych przedstawień funkcji odległości. Dla wygody wybieramy formy logarytmiczne:

$$\begin{aligned} \ln D_o(t, x_{it}, \mu, y_{it}) &= \alpha_0 + \alpha_m \mu + \frac{1}{2} \alpha_{mm} \mu^2 + (\alpha_t + \alpha_{tm} \mu) t + \frac{1}{2} \alpha_{tt} t^2 \\ &+ (\alpha_x + \alpha_{xt}' + \alpha_{xm} \mu)' \ln x_{it} + \frac{1}{2} \ln x_{it}' A_{xx} \ln x_{it} \\ &+ (\alpha_y + \alpha_{yt}' + \alpha_{ym} \mu)' \ln y_{it} + \frac{1}{2} \ln y_{it}' A_{yy} \ln y_{it} \\ &+ \ln x_{it}' A_{xy} \ln y_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\text{przy } \mu = m_i, m_i^*$$

W tym wykazie a_i, a_{ij} i aim , przy $i = x, y$ przedstawiają wektory, podczas gdy A_{ij} , przy $i, j = x, y$ to macierze zawierające parametry do oszacowania.

Liniowa jednorodność produkcji wymaga następujących ograniczeń:

$$\begin{aligned} \alpha_y' t &= 1, \alpha_{yt}' t = 0, \alpha_{ym}' t = 0, \\ A_{yy} t &= 0 \text{ oraz } A_{xy} t = 0 \end{aligned}$$

gdzie t oznacza wektor jednostki. Zastąpienie zapisem logarytmicznym zapisu (2) i zmiana wyrażeń zapewnia:

$$\begin{aligned} \ln TE_{it} &= \gamma_0 + \gamma_t t + \gamma_x' \ln x_{it} + \gamma_y' \ln y_{it}, \text{ przy} \\ \gamma_0 &= \alpha_m (m_i - m_i^*) + \frac{1}{2} \alpha_{mm} (m_i^2 - m_i^{*2}) \\ \gamma_t &= \alpha_{tm} (m_i - m_i^*) \\ \gamma_x &= \alpha_{xm}' (m_i - m_i^*) \\ \gamma_y' &= \alpha_{ym}' (m_i - m_i^*) \end{aligned} \quad (5)$$

Zgodnie z (5), techniczna wydajność obejmuje cztery składniki. Pierwszy odzwierciedla efekt niezmienny w czasie, charakterystyczny dla danego gospodarstwa, pozostałe wyrażenia natomiast odpowiadają składnikom zmiennym w czasie, w związku z czym odzwierciedlają interakcję m^* odpowiednio z czasem, nakładami i produktami. Interesującym składnikiem w wyrażeniu (5) jest γ_y , ponieważ dostarcza informacji o wpływie zmian technologicznych na wydajność produkcji, tzn. w jakim stopniu nieobserwowalny czynnik, charakterystyczny dla danego gospodarstwa, umożliwia przystosowanie produkcji do wymagań wynikających ze zmiany technologii. Dwa pozostałe składniki interakcji zapewniają to, że nie ma

bezpośredniego (1 do 1) związku pomiędzy m^* i wydajnością techniczną, ponieważ wydajność techniczna zależy także od poziomu nakładów i produkcji.

Model może być oszacowany przez użycie zastępczego m^* . Jednak ponieważ nie jest jasne, jak skonstruować odpowiednią funkcję, wystąpiłyby istotne błędy pomiarowe. Alvarez et al. [2, 3] opracował alternatywne podejście, wykorzystujące maksymalnie imitujące prawdopodobieństwo. Ich punkt wyjścia to konwencjonalne wyrażenie stochastycznego modelu granicznego, rozszerzonego przez uwzględnienie dodatkowej zmiennej m . Zgodnie z (4), to rozszerzenie stwarza model losowych współczynników, gdzie składnik losowy wpływa na wszystkie wyrażenia pierwszego rzędu z funkcji logarytmicznej:

$$\begin{aligned} \ln y_{it}^k &= -\ln D_o(t, x_{it}, m_i^*, y_{it}^{-k}) - u_{it} + v_{it}, \text{ przy} \\ u_{it} &= -\ln TE_{it} \\ u_{it} &\sim N^+(0, \sigma_u) \\ v_{it} &\sim N(0, \sigma_v) \\ m_i^* &\sim \cdot (0, 1) \end{aligned} \quad (6)$$

Symbol \cdot wskazuje, że m_i^* może uzyskać każdy rozkład ze średnią „0” i jednostkową zmiennością.

Imitowany logarytm funkcji prawdopodobieństwa jest podany przez:

$$\begin{aligned} \log L^S(\Theta) &= \sum_{i=1}^N \log \left[\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \prod_{t=1}^T f(\varepsilon_{it} | m_i^*) \right], \text{ przy} \\ f(\varepsilon_{it} | m_i^*) &= \frac{1}{\sigma} \phi \left(\frac{\varepsilon_{it}}{\sigma} | m_i^* \right) \Phi \left(-\lambda \frac{\varepsilon_{it}}{\sigma} | m_i^* \right) \text{ oraz } \varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

Tutaj $f(\varepsilon_{it} | m_i^*)$ przedstawia warunkowe natężenie obserwacji jednostkowych. Wyrażenie w nawiasach kwadratowych to imitowane prawdopodobieństwo bezwarunkowe gospodarstwa i . Wskaźnik R oznacza liczbę symulacji przeprowadzonych dla każdego gospodarstwa, a Θ to wektor wszystkich parametrów, ponad którymi (6) jest zwiększony do maksimum, γ to σ_u / σ_v i $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$.

Wartości m_i^* mogą być symulowane przez:

$$\widehat{E}[m_i^* | y_i^k, Y_i^{-k}, X_i, \delta] = \frac{\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R m_{i,r}^* \widehat{f}(y_i^k | t, m_{i,r}^*, Y_i^{-k}, X_i, \delta)}{\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \widehat{f}(y_i^k | t, m_{i,r}^*, Y_i^{-k}, X_i, \delta)} \quad (8)$$

gdzie $m_{i,r}^*$ jest losowany z populacji m_i^* , a \widehat{f} oznacza część funkcji prawdopodobieństwa dla gospodarstwa i , ocenianą według oszacowanych parametrów i bieżącej wartości $m_{i,r}^*$. Stosowanie wielkiej litery dla nakładów i produkcji oznacza, że funkcja prawdopodobieństwa jest oceniana dla wszystkich obserwacji gospodarstwa i [3].

Dany stopień oszacowanego poziomu m_i^* , wydajności może być obliczony przez [3, 11]:

$$-\ln TE_{ij} = E[u_{it} | \varepsilon_{it}, m_i^*] = \frac{\alpha\lambda}{(1+\lambda)^2} \left[\frac{\phi\left(-\lambda \frac{\varepsilon_{it} | m_i^*}{\sigma}\right)}{\Phi\left(-\lambda \frac{\varepsilon_{it} | m_i^*}{\sigma}\right)} - \lambda \frac{\varepsilon_{it} | m_i^*}{\sigma} \right] \quad (9)$$

3. Empiryczne wdrożenie i wyniki oceny

W opracowaniu wykorzystaliśmy kompletne zestawy danych rachunkowych ze stałego zbioru 430 gospodarstw rolnych prowadzących rachunkowość we współpracy z IERiGŻ w latach 1994-2001. W sumie całkowita liczba obserwacji wyniosła 3440. Analizowany okres charakteryzował się stałą metodologią badań, stąd uzyskano jednorodny zestaw zmiennych, przed dostosowaniem ich do metodologii używanej przez Sieć Danych Rachunkowych Gospodarstw Rolnych (FADN).

W naszym empirycznym zastosowaniu wyróżniliśmy dwa produkty (produkcja roślinna i zwierzęca) i cztery nakłady (ziemia, siła robocza, kapitał i nakłady zużycia pośredniego). Dane dotyczące produkcji przedstawiają produkcję roślinną i zwierzęcą brutto. Te parametry są bardziej odpowiednimi miarami produkcji niż sprzedaż, gdyż obejmują one sprzedaż, zużycie produkcyjne, konsumpcje w gospodarstwie domowym i zmiany zapasów. Ponieważ poszczególne parametry dotyczące produkcji roślinnej i zwierzęcej były podane w wartościach bieżących, zmienne zostały skorygowane z użyciem odpowiednich wskaźników zmian cen publikowanych przez Główny Urząd Statystyczny w Polsce [9, 10].

Nakład ziemi obliczony był jako suma powierzchni gruntów ornych, plantacji trwałych i użytków zielonych. Nieużytki zostały pominięte w celu otrzymania bardziej dokładnego parametru nakładu ziemi wykorzystywanej do działalności produkcyjnej w gospodarstwie rolnym. Nakład pracy był wyrażony godzinami pracy członków rodziny i wynajętą siłą roboczą. Nakład kapitału wyrażono kwotą aktywów gospodarstwa. Ponieważ suma była podana w cenach bieżących, wartość aktywów została skorygowana z użyciem odpowiednich wskaźników zmian cen inwestycji rolnych. Jednak nawet jeśli to odzwierciedla całkowity nakład kapitału, to niekoniecznie jest on związany z działalnością realizowaną każdego roku. Dlatego też dodatkowo przyjęliśmy uproszczone założenie, że strumienie usług kapitałowych są proporcjonalne do stanu kapitału w każdym gospodarstwie rolnym, w każdym roku. Nakłady zużycia pośredniego zostały ustalone według wartości całkowitych kosztów zmiennych, pomniejszonych o wartość amortyzacji. Wartość zużycia pośredniego pomniejszono o amortyzację w celu uniknięcia dwukrotnego liczenia. Amortyzacja to parametr przypisany do nakładu kapitału, który już został uwzględniony w zmiennej: kwota aktywów gospodarstwa rolnego, ponieważ dane o wartości zużycia pośredniego wyrażone były w cenach bieżących, tj. z użyciem wskaźników zmian cen materiałów i usług nabywanych przez rolników. W tabeli 1 przedstawiono definicje zmiennych, włącznie z niektórymi statystykami opisowymi.

Definicje zmiennych i statystyki opisowe

Tabela 1

Zmienna	Opis	Symbol	Średnia	Odchylenie standardowe	Minimum	Maximum
Produkcja roślinna	Produkcja roślinna brutto, skorygowana wskaźnikiem zmiany cen	O	127,38	149,19	1,72	2 384,79
Produkcja zwierzęca	Produkcja zwierzęca brutto, skorygowana wskaźnikiem zmiany cen	Y	170,12	175,27	0,02	2 895,60
Siła robocza	Liczba godzin pracy członków rodziny i wynajętej siły roboczej	A	3 823,20	1 734,06	247,00	16 790,00
Ziemia	Powierzchnia gruntów ornych, plantacji trwałych i użytków zielonych	L	15,93	15,19	1,17	191,26
Kapitał	Wartość aktywów gospodarstwa rolnego, skorygowana wskaźnikiem zmiany cen inwestycji rolnych	K	928,71	589,41	34,13	5 181,82
Nakłady zużycia pośredniego	Suma kosztów zmiennych minus amortyzacja, skorygowana wskaźnikiem zmiany cen materiałów i usług zakupowanych przez rolników	V	154,30	136,20	8,97	1 748,67

Źródło: Badania własne.

Dla potrzeb szacunku wszystkie zmienne zostały podzielone przez ich średnią geometryczną. Ponadto do produkcji roślinnej przyjęto warunek jednorodności. Przeprowadziliśmy kilka szacunków (6), przy różnych założeniach dotyczących elementów błędnych i *m*. Najpierw oszacowaliśmy bez agregatowania funkcję *m*. To zapewnia wspólne oszacowanie bez uwzględnienia struktury panelowej

danych (model A). Struktura panelowa danych została wzięta pod uwagę w dwóch następnych oszacowaniach, którymi były: model efektów losowych (model B) i model efektów stałych (C). Model efektów losowych wynika z (6) przy przyjęciu założenia, że parametr wydajności u_{it} zmienia się tylko względem gospodarstw rolnych, a nie względem czasu. Oprócz tego nie uwzględnia możliwego wpływu m . Estymator efektów stałych wynika z (6) po uwzględnieniu wpływu m_i tylko na wartość stałą. Czwarte podejście (D) to model rozwinięty w (7). Ostatnie oszacowanie to rozwinięcie w takim stopniu, w jakim wyjaśnia on możliwy związek pomiędzy nieobserwowalnym czynnikiem (m_i^*) a poziomem nakładów i produkcji. Dla uniknięcia tego problemu Alvarez et al. [3] zaproponował postępowanie takie, jak w przypadku Chamberlaina [7] i określenie m_i^* jako funkcji nakładów:

$$m_i^* = \tau_t \bar{t} + \tau_x \overline{\ln x_i} + \tau_y \overline{\ln y_i^k} + \omega_i \quad (10)$$

gdzie kreska wskazuje grupowe średnie zmiennych i $\omega \sim N(0,1)$.

Zamiast przedstawiania szczegółowej analizy, prezentujemy niektóre podstawowe wskaźniki, wykorzystane do wyboru najbardziej odpowiedniego podejścia (tab. 2 i rys. 1).

Tabela 2

Ogólna charakterystyka wskaźników statystycznych

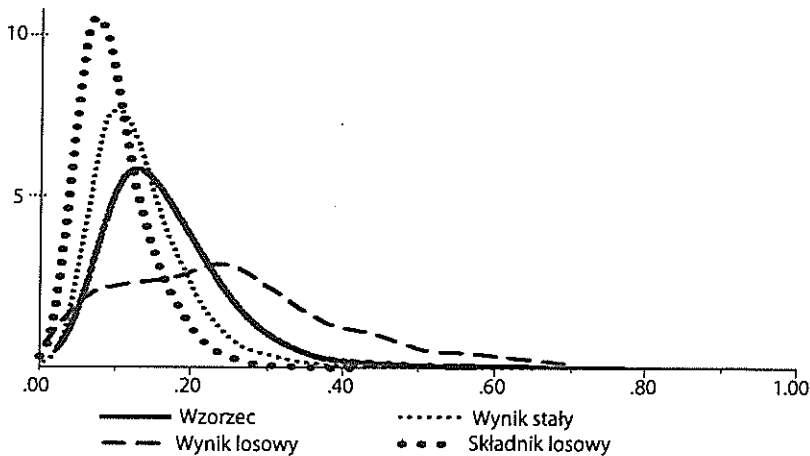
	Wspólny	Efekt losowy	Efekt stały	RPM	RPM ze średnimi
Model	A	B	C	D	E
Założenia w (6)	$m_i^* = 0$	$m_i^* = 0$, $u_{it} = u_i$	$a_m \neq 0$, $a_{mk} = 0$, $k = m, t, y, a, l, k, v$	brak	D z (10)
Logarytm L	1114,25	1809,62	1690,32	1914,49	2023,63
Liczba parametrów	30	30	459	38	44
Parametr zmienności i asymetrii					
σ	0,2203 ^a	0,2763 ^a	0,3258 ^a	0,1553 ^a	0,1560 ^a
γ	1,2059 ^a	2,2671 ^a	2,4165 ^a	1,3639 ^a	1,4467 ^a
σ_v	0,1407	0,1219	0,1246	0,0908	0,0886
γ_u	0,1696	0,2763	0,3011	0,1256	0,1275

^a Wskazuje istotność przy $\alpha = 0,01$.

Źródło: Badania własne.

Ponieważ wszystkie oszacowania σ i γ są istotne, tab. 2 dowodzi, że techniczna niewydajność jest ważnym aspektem polskiego rolnictwa. Ponieważ jednak wszystkie szacowane modele przynoszą właściwe i porównywalne wyniki odnośnie ogólnych wskaźników statystycznych, wybór najlepszego przedstawienia zdolności produkcyjnych nie jest możliwy w tej fazie. Dalsze informacje o wynikach modeli są podane na rys. 1. Poszczególne wykresy prezentują rozkład niewydajności, oszacowanej według różnych podejść. Większość modeli daje podobne wyniki,

z jednym tylko wyjątkiem, którym jest model efektów losowych, gdzie niewydajność nie wydaje się być zgodna z założeniem spełnienia pół-normalnego rozkładu. Porównując inne modele można zaobserwować, że zmienność niewydajności zmniejsza się: od wspólnego estymatora, przez estymator efektów stałych, po modele uwzględniające nieobserwowalne efekty¹. Ta kolejność podejść była do przewidzenia, ponieważ bardziej zaawansowane modele uwzględniające nieobserwowalne czynniki pozwalają na większą różnorodność funkcji produkcji.



Rys. 1. Funkcje gęstości jądra dla poziomów wydajności.

Źródło: Badania własne.

Z wcześniejszych rozważań wynika, że modele (D) i (E) są najbardziej odpowiednie do prezentacji technologii produkcji. Dlatego szczegółowe informacje o oszacowanych parametrach zostaną podane tylko dla tych dwóch podejść (tab. 3).

Po pierwsze, oba modele świadczą o tym, że zmiana technologiczna jest istotnym zjawiskiem w polskim rolnictwie. Jednak oceny wykazują, że początkowe lata badanego okresu charakteryzowały się regresem technicznym ($\alpha_T < 0$), a pozytywne efekty innowacji nastąpiły dopiero w ostatnich latach ($\alpha_{TT} > 0$). Ponadto produkcja roślinna skorzystała w większym stopniu ze zmian technicznych niż produkcja zwierzęca ($\alpha_{YT} < 0$). Dodatkowo, oszacowaliśmy czynniki zakładając zmiany technologiczne (zwiększające wydajność) w podobnej wielkości dla wszystkich nakładów. Teoretyczna spójność wymaga m.in., aby funkcja odległości była wypukła dla wszystkich produktów i quasi-wypukła dla wszystkich nakładów. Chociaż nie skontrolowaliśmy bezpośrednio odpowiadających im warunków, sprawdziliśmy, czy pochodne drugiego rzędu produkcji i nakładów mają właściwe znaki, tzn. $\alpha_{hh} + \alpha_h^2 - \alpha_h \geq 0$, dla $h = Y, A, L, K, V$. Przeprowadzone obliczenia wykazują, że warunek jest spełniony dla wszystkich nakładów i produktów. Ponadto, średnie oszacowania losowych parametrów wykazują, że spełniony jest warunek mono-

¹ Ponieważ niewydajność podejść (4) i (5) jest dość podobna, nie przedstawiamy obu wykresów.

toniczności. Oceniana funkcja odległości nie zmniejsza się dla produkcji ($\alpha_Y \geq 0$) i nie zwiększa się dla nakładów ($\alpha_h \leq 0$, dla $h = A, L, K, V$).

Tabela 3

Oszacowania parametrów dla modelu losowych współczynników z czynnikiem nieobserwowalnym

	RPM	RPM	RPM	RPM	
	(D)	ze średnimi (E)	(D)	ze średnimi (E)	
	Oceny parametrów losowych		Efekty drugiego rzędu		
<i>Średnie dla parametrów losowych</i>					
α_0	-0,1394 ^c	-0,1540 ^c	0,0019 ^b	0,0029 ^c	α_{TT}
α_T	-0,0241 ^c	-0,0239 ^c	-0,0074 ^c	-0,0058 ^c	α_{YT}
α_Y	0,5325 ^c	0,5239 ^c	0,0926 ^c	0,0928 ^c	α_{YY}
α_A	-0,1604 ^c	-0,1894 ^c	-0,0071 ^c	-0,0079 ^c	α_{AT}
α_L	-0,1932 ^c	-0,2492 ^c	-0,0080 ^c	-0,0113 ^c	α_{LT}
α_K	-0,0763 ^c	-0,0829 ^c	-0,0034	-0,0020	α_{KT}
α_V	-0,6586 ^c	-0,5582 ^c	0,0084 ^c	0,0117 ^c	α_{VT}
<i>Współczynniki czynnika nieobserwowalnego</i>					
α_{OM}	0,1736 ^c	0,1306 ^c	-0,0946 ^c	-0,0818 ^c	α_{AA}
α_{MM}	0,0336 ^c	0,0135 ^c	0,0110	0,0037	α_{LL}
α_{TM}	0,0091 ^c	0,0063 ^c	-0,0232	0,0099	α_{KK}
α_{YM}	-0,0360 ^c	-0,0224 ^c	0,0014	-0,0155	α_{VV}
α_{AM}	-0,0268 ^c	-0,0234 ^c	0,1007 ^c	0,0812 ^c	α_{AL}
α_{LM}	-0,0324 ^c	-0,0103 ^a	-0,0718 ^c	-0,0703 ^c	α_{AK}
α_{KM}	0,0305 ^c	0,0169 ^c	0,0600 ^c	0,0680 ^c	α_{AV}
α_{VM}	0,0293 ^c	0,0154	0,0083	-0,0184	α_{LK}
<i>Średnie współczynników</i>					
τ_{T_bar}		-0,0926	-0,0826 ^c	-0,0462 ^b	α_{LV}
τ_{Y_bar}		0,1844 ^c	0,0324 ^c	0,0345 ^b	α_{KV}
τ_{A_bar}		0,6841 ^c	0,0480 ^c	0,0515 ^c	α_{YA}
τ_{L_bar}		1,7102 ^c	-0,0017	-0,0250 ^c	α_{YL}
τ_{K_bar}		0,3445 ^c	0,0151 ^b	0,0140 ^b	α_{YK}
τ_{V_bar}		-2,8563 ^c	-0,0358 ^c	-0,0316 ^c	α_{YV}

Uwaga: ^a, ^b, ^c wskazują istotność odpowiednio przy poziomie $\alpha = 0,1$, $0,05$ i $0,01$. Liczba obserwacji: 3440.

Źródło: Badania własne.

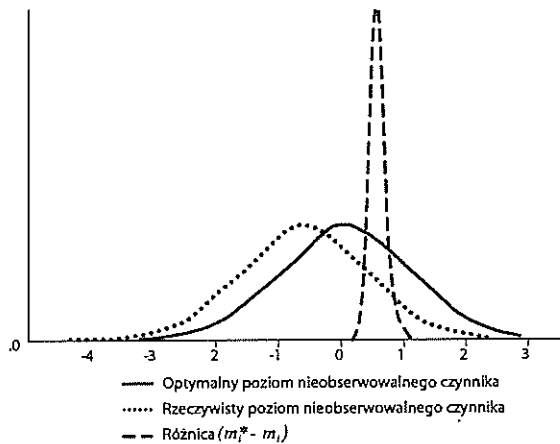
Oszacowania średnich dla losowych parametrów są zgodne z empirycznymi obserwacjami. Produkcja zwierzęca wpłynęła w większym stopniu na całkowitą wartość produkcji rolniczej niż produkcja roślinna. Koszty zmienne wyniosły około 60% całkowitych kosztów produkcji. Z podsumowania wartości α_h przy $h = A, L, K, V$ wynika, że elastyczność efektu skali wynosi około 1,09, co świadczy o lekko wzrastającym efekcie skali. Wartość jest porównywalna z innymi analizami produkcji polskiego rolnictwa [13].

W obu podejściach oszacowania współczynnika nieobserwowalnego czynnika m_i^* mają jednakową strukturę. Ponadto oszacowane współczynniki są dość podobne. Zgodnie z teorią oba modele wskazują, że im wyższy jest czynnik, tym wyższa jest produkcja, tzn. wydajność techniczna ($\alpha_{0M} > 0$, $\alpha_{MM} > 0$). Wyniki świadczą o tym, że zmiana technologiczna poprawiła produktywność czynnika nieobserwowalnego ($\alpha_{TM} > 0$). Z drugiej strony nieobserwowalny czynnik powoduje wzrost elastyczności produkcji i częściowej produktywności czynników: ziemi i siły roboczej ($\alpha_{AM} < 0$, $\alpha_{LM} < 0$). Jednocześnie ma on ujemny wpływ na koszty majątkowe i zużycie bezpośrednie.

Rozważanie prawdopodobieństwa istnienia związku pomiędzy obserwowanymi i nieobserwowanymi czynnikami nie kończy się na strukturalnie różnych oszacowaniach parametrów. Oszacowania parametru τ są bardzo istotne i sugerują, że nieobserwowalny czynnik jest dodatnio skorelowany z wielkością gospodarstwa rolnego: m_i^* rośnie w miarę zwiększania się nakładów ziemi, siły roboczej i kapitału. Tylko koszty zmienne mają ujemny wpływ na czynnik nieobserwowalny. Ponieważ m_i^* jest sztuczną zmienną, nie mającą bezpośredniego wpływu na poziom różnych czynników, możliwa korelacja czynników obserwowalnych i nieobserwowalnych może być uznana za problem mniej ważny [2]. Tę interpretację potwierdza prawie doskonała korelacja ocen m_i^* form modeli (D) i (E). Dlatego poniższa analiza będzie oparta o wyniki modelu (D), mając na uwadze pozytywny wpływ wielkości gospodarstwa rolnego na m_i^* .

4. Wyjaśnienie nieobserwowalnego stałego czynnika

Rozpoczynamy drugą część analizy od zaprezentowania niektórych opisowych statystyk z uwzględnieniem nieobserwowanego czynnika charakterystycznego dla danego gospodarstwa rolnego. W naszej ocenie założyliśmy, że m_i^* jest zgodne ze standardowym rozkładem normalnym. Co było do przewidzenia, rozkład ten jest wykazany przez oszacowaną gęstość jądra dla czynnika (rys. 2). Dodatkowo, dla każdego gospodarstwa rolnego obliczyliśmy bieżący poziom nieobserwowalnego czynnika m_i , rozwiązując (5). Jak pokazuje rys. 2, kształt funkcji gęstości jądra rzeczywistości i optymalnego poziomu nieobserwowalnego czynnika jest taki sam. Pierwszy jest jednak przesunięty w prawo, czego należało się spodziewać.



Rys. 2. Ocena gęstości jądra bieżącego i optymalnego poziomu nieobserwowalnego czynnika
 Źródło: Badania własne.

4.1. Rozważania teoretyczne

Nieobserwowalny czynnik obejmuje różnorodne oddziaływanie na produkcję rolniczą, niewłaściwie uwzględniane w relacji nakład-produkt używanej do oceny. Obejmują one błędy pomiaru i wykazu, takie jak niepełne uwzględnienie nakładów i produktów, niespójną sumę nakładów gospodarstw rolnych z powodu braku możliwości rozróżnienia poszczególnych elementów, oraz różnorodność gospodarstw rolnych. Różnorodność gospodarstw rolnych może być wynikiem różnic w jakości czynników produkcji, takich jak majątek gospodarstw, kapitał ludzki i jakość ziemi rolniczej. Kombinacje tych czynników wpływają na technologię gospodarstw rolnych i powodują różnice w długoterminowych ścieżkach rozwoju gospodarstw rolnych. Dodatkowo, m^* może znajdować się pod wpływem czynników warunkujących, będących pochodną organizacji produkcji rolnej.

Poniżej zostaną omówione bardziej szczegółowo możliwe oddziaływania na m_i , m_i^* i $m_i^* - m_i$, w których rozróżniamy efekty skali, jakości, monitoringu i różnicowania. Pozytywny związek wielkości gospodarstwa rolnego z m^* uzyskany w modelu (E) sugeruje, że wielkość gospodarstwa może mieć znaczący wpływ na m^* . Określamy ten efekt na podstawie całkowitej produkcji gospodarstwa rolnego, obliczonej jako średnią dla badanego okresu. Ponieważ wielkości nakładów nie miały ujednocnionej jakości, można oczekiwać, że różnice w jakości będą miały znaczący wpływ na nieobserwowalny czynnik. Nasz zestaw danych rachunkowych dostarcza informacji na temat jakości tylko w odniesieniu do ziemi i siły roboczej. Odnośnie pierwszego, użyto wskaźnika jakości ziemi (wskaźnika bonitacji). Zakładamy, że nakład kapitału ludzkiego zmniejsza się wraz z wiekiem rolnika. Młodszy rolnicy zwykle mają wyższe wykształcenie niż starsi. W naszym założeniu nie bierzemy pod uwagę wpływu doświadczenia na produktywność rolnictwa [5]. Rzeczywiście, biorąc pod uwagę istotne zmiany w otoczeniu ekonomiczno-instytucjonalnym w okresie przejściowym, można się spodziewać, że formalne wykształcenie stało się bardziej istotne dla wydajnej produkcji rolnej niż posiadanie wieloletniego doświadczenia praktycznego.

Tabela 4

Definicje i opisowe statystyki zmiennych użytych do wyjaśnienia nieobserwowalnych czynników dla określonych gospodarstw rolnych, otrzymane według modelu (D)

Zmienna	Opis	Średnia	Odchylenie standardowe	Minimum	Maximum
Efekt skali	Średnia wartość brutto rolnicza skorygowana wskaźnikiem zmiany cen produktów rolnych	297,51	242,98	38,48	1 560,84
Jakość czynnika	Ziemia	0,85	0,29	0,27	1,72
	Siła robocza	45,51	9,56	23,50	75,50
Organizacja gospodarstwa	Monitorowanie nakładów	0,54	0,08	0,32	0,97
	Monitorowanie siły roboczej	0,04	0,06	0,00	0,55
	Monitorowanie ziemi	5,33	4,08	1,00	42,25
Dywersyfikacja międzysektorowa	Udział godzin na prace nierolnicze w całkowitym czasie pracy rodziny	0,42	0,14	0,15	0,87
Dywersyfikacja wewnątrzsektorowa	Dywersyfikacja produkcji rolnej	0,78	0,09	0,07	0,90
	Intensywność produkcji	0,19	0,14	0,00	0,68

Uwaga: Wszystkie zmienne przedstawiają średnie wartości charakterystyczne dla danego gospodarstwa rolnego w badanym okresie (1994-2001). Liczba obserwacji: 430.

Źródło: Badania własne.

Rolnictwo polskie stanowią głównie rodzinne gospodarstwa rolne. Jednak pomimo dominacji rodzinnej siły roboczej, niektóre gospodarstwa korzystają w znaczącym wymiarze z pracy najemnej. Pollak [15] i Schmitt [16] twierdzą, że powodem przeważania rodzinnych gospodarstw rolnych w zachodnim rolnictwie są koszty transakcyjne związane z zarządzaniem pracownikami najemnymi. Wysokie koszty transakcyjne pracowników najemnych wynikają z naturalnej niepewności i biologicznych procesów produkcji, które uniemożliwiają zawieranie umów doskonałych (prawie) lub zgodnych z motywacją. To z kolei wpływa na wysokie koszty monitoringu i kontroli zatrudnionych pracowników. Odnosnie nieopłacanej siły roboczej w postaci członków rodziny, oczekuje się, że koszty ich pracy będą dużo niższe od pracowników najemnych z racji ich zakorzenienia w gospodarstwach [8]. Inne wysiłki monitoringowe mają związek z zarządzaniem ziemią i nakładami zużycia pośredniego. Po pierwsze, można spodziewać się, że rozproszony rozłóg ziemi gospodarstwa rolnego wymaga więcej wysiłku przy zarządzaniu i dłuższego czasu usług agrotechnicznych niż większe działki. Moglibyśmy wykorzystać informacje dotyczące liczby działek charakterystycznych dla danego gospodarstwa w celu skontrolowania tego założenia. Po drugie, nakłady materiałowe są często uważane za substytut nakładu pracy przy gospodarowaniu wg dobrych praktyk rolniczych. Pogląd ten potwierdza ocena τ_{V_bar} , umieszczona w tab. 3.

Dodatkowo sprawdziliśmy rolę specjalizacji gospodarstwa rolnego. Dywersyfikacja produkcji rolnej została zmierzona za pomocą wskaźnika Berry'ego². Zakładamy, że w miarę zwiększania koordynacji rolniczej w gospodarstwie, wyższe są zasoby przypisywane organizacji tych działań. Głównym powodem wyższego nakładu jest odrzucenie ekonomii skali w zarządzaniu. Oprócz wskaźnika Berry'ego, włączamy również wskaźnik, który ma uwzględnić wpływ specjalizacji gospodarstwa na działania produkcyjne o intensywnym zarządzaniu. Allen i Lueck (2003) wykazują, że w zależności od sezonowości, częstotliwości plonów, naturalnych warunków i terminowości, intensywność nakładów zarządzania jest zróżnicowana. Twierdzą oni, że zwłaszcza produkcja mleka wymaga intensywnego monitorowania: z tego powodu produkcja mleka podlegała w mniejszym stopniu mechanizacji niż produkcja drobiu i świń. Aby ująć ten efekt specjalizacji, włączamy udział sprzedaży mleka w całkowitej sprzedaży rolniczej jako dodatkową zmienną objaśniającą. Tabela 4 zawiera podsumowanie niezależnych zmiennych oraz niektóre opisowe statystyki: liczby sugerują, że istnieją duże wahania w socjoekonomicznych cechach badanych gospodarstw; to może częściowo wyjaśniać niezmierzone różnice w danych. Ponadto, ponieważ gospodarstwo rolne jest trudne do rozgraniczenia od gospodarstwa domowego, wiele czynników może oddziaływać na siebie w skomplikowany sposób, niekoniecznie w pełni wyjaśniony w literaturze teoretycznej. Kolejnym etapem naszej analizy jest uzyskanie wiedzy o tym, skąd się biorą różnice w nieobserwowalnych czynnikach, oraz zrozumienie ich związku z czynnikami socjoekonomicznymi, charakterystycznymi dla danego gospodarstwa.

² Wskaźnik ma formę $BI = 1 - \sum (s_{ij})^2$, gdzie s_{ij} to udział j -ego produktu rolnego w całkowitej sprzedaży i -ego gospodarstwa rolnego.

4.2. Wyniki empiryczne

Wyniki ocen OLS dla m_i , m_i^* i $m_i^* - m_i$ są przedstawione w tab. 5. Co zaskakujące, zmienne omawiane w części 4.1 nie posiadają prawie żadnej mocy wyjaśniającej, kiedy m_i^* jest zmienną zależną. R^2 jest bardzo niski i nie uzyskano prawie żadnych znaczących współczynników. Tylko hipoteza dotycząca zróżnicowania produkcji rolnej może być potwierdzona na normalnym poziomie istotności. Oszacowania parametru dla m_i są bardziej zadowalające. Efekt skali jest pozytywny, a efekty jakościowe także mają oczekiwane znaki. To samo dotyczy dywersyfikacji międzysektorowej. Jednak oceny w odniesieniu do wewnątrzsektorowego zróżnicowania i organizacji gospodarstwa rolnego są wieloznaczne. Różnicowanie produkcji ma właściwy znak, ale oceny nie są istotne. Odwrotnie jest w przypadku intensywności produkcji mlecznej. Współczynniki monitorowania ziemi i siły roboczej są, przeciwnie do naszych oczekiwań, negatywne. Jednak znaczenie parametrów jest raczej małe. Tylko oceny monitorowania nakładów, tzn. udziału nakładów materiałowych w całkowitych nakładach, mają właściwy znak i są bardzo istotne.

Odpowiednio dla (5), różnica pomiędzy optymalną i bieżącą wartością nakładów materiałowych może być uznana za wskaźnik efektu niewydajności dla określonego gospodarstwa rolnego. Prawie wszystkie oszacowania parametrów mają oczekiwany znak, chociaż nie wszystkie z nich są istotne. Niewydajność zmniejsza się wraz z wyższym czynnikiem jakości i – co zaskakujące – wraz z wielkością gospodarstwa rolnego. Jednak efekt ekonomiczny skali jest raczej mały i prawie bez znaczenia. To zgadza się z wnioskami oceny modelu współczynników losowych. Dostarcza również odpowiedzi na pierwsze pytanie postawione we wstępie: elastyczność skali wynosi około 1,09, co wskazuje, że w badanej próbie występowały raczej stałe efekty ekonomiczne skali. Stąd każda wielkość gospodarstwa może być optymalna, co z kolei wskazuje, że niewydajności efektu skali nie powinny być poważnym problemem polskiego rolnictwa, pomimo dominacji małych obszarowo gospodarstw rolnych.

Zgodnie z oczekiwaniami, oszacowania parametrów dla monitorowania ziemi i siły roboczej (pomimo braku ich znaczenia) sugerują, że niewydajność zwiększa się wraz z rosnącym udziałem najemnej siły roboczej i z rosnącym rozdrobnieniem ziemi. Niewydajność zwiększa się także przy wyższej intensywności nakładów materiałowych. To może wskazywać, że nakłady materiałowe to tylko niewystarczający substytut dla innych środków optymalizujących organizację gospodarstw rolnych, takich jak zarządzanie ryzykiem. W badanym okresie funkcjonowania gospodarstw rolnych, pozytywna i znacząca ocena międzysektorowego zróżnicowania jest zgodna z teoretycznymi rozważaniami. Te same wnioski dotyczą zmiennych powodujących specjalizację gospodarstwa rolnego. Przydatność ostatniej regresji jest raczej niska, z uwagi na to, że ważne aspekty wpływające na niewydajność nie są właściwie ujęte. Jednak oszacowania nadal dostarczają ważnych spostrzeżeń na temat wyznaczników nieobserwowalnych czynników, tzn. źródeł niewydajności, charakterystycznych dla danego gospodarstwa rolnego. Umożliwiają zatem odpowiedź na pytanie drugie, postawione we wstępie, dotyczące czynników powodujących niewydajność gospodarstwa rolnego.

Tabela 5

Oszacowania OLS dla nieobserwowalnych czynników charakterystycznych dla danego gospodarstwa rolnego uzyskanych w modelu (D)

Czynniki warunkujące	m_i^*	m_i	$m_i^* - m_i$	
Stała	-1,034 ^c	0,199	-1,232 ^c	
Efekt skali	0,000	0,002 ^a	-0,001 ^a	
Jakość czynnika	Ziemia	0,313 ^a	-0,367 ^b	
	Siła robocza	0,006	-0,009 ^a	0,015 ^a
Organizacja gospodarstwa	Monitorowanie nakładów	0,022	-2,054 ^a	2,077 ^a
	Monitorowanie siły roboczej	-0,144	-0,792	0,648
	Monitorowanie ziemi	0,001	-0,013 ^c	0,014
Dywersyfikacja międzysektorowa	-0,114	-1,346 ^a	1,232 ^a	
Zróżnicowanie wewnątrz-sektorowe	Zróżnicowanie produkcji rolniczej	0,870 ^b	0,153	0,717
	Intensywność produkcji	0,288	-1,229 ^a	1,518 ^a
R ²	0,03	0,51	0,27	
Statystyka F	1,18	49,12 ^a	17,24 ^a	
	[10,420]	[10,420]	[10,420]	

Uwaga: ^a, ^b, ^c wskazują, że zmienna jest istotna, odpowiednio przy poziomie 1, 5 lub 10 procent.

Źródło: Badania własne.

5. Wnioski

W niniejszej pracy zastosowaliśmy podejście Alvareza et al. [2, 3] do rozważenia różnorodności gospodarstw rolnych podczas badania (nie)wydajności gospodarstw. To podejście wykorzystuje funkcję logarytmiczną i traktuje nieobserwowalny czynnik charakterystyczny dla danego gospodarstwa jako zmienną losową. Wynikający model ekonometryczny jest oceniany jako stochastyczna granica produkcji z losowymi współczynnikami (RPM). Rozszerzyliśmy podstawowe podejście w ten sposób, że zbadaliśmy różnice w nieobserwowalnych czynnikach.

Zastosowane podejście dostarcza nowych spostrzeżeń ogólnych dotyczących analizy wydajności i problemów wydajności, charakterystycznych zwłaszcza dla gospodarstw rolnych w Polsce. Przeprowadzona analiza pozwala na wyciągnięcie przynajmniej trzech ważnych wniosków:

- Po pierwsze, zgodnie z oczekiwaniami, model nieobserwowalnego czynnika ustala niższy poziom wydajności niż alternatywne podejścia, takie jak model efektów losowych lub stałych. Ponieważ statystyczne właściwości RPM sprzyjają temu modelowi, nasze założenie, że standardowe SFA zbyt wysoko oceniają wydajność, zostało potwierdzone. Jednocześnie wyniki wskazują na istnienie

piątego istotnego, nieobserwowalnego czynnika produkcji oprócz ziemi, kapitału, siły roboczej i zużycia pośredniego. Alvarez et al., [3] uważa, że jest nim umiejętność zarządcza, która wpływa bezpośrednio na wydajność techniczną (jako nakład charakterystyczny dla danego gospodarstwa), jak i pośrednio (jako funkcja), ponieważ oddziałuje na użycie innych czynników obserwowalnych.

- Po drugie, wnioski empiryczne wykazują, że niewydajność efektu skali nie jest poważnym problemem w polskim rolnictwie. To sugeruje, że gospodarstwa rolne mają swoje zalety, bez względu na ich wielkość. Dlatego małe gospodarstwa rolne mogą korzystać ze swojej elastyczności, tzn. umiejętności szybkiego odpowiadania na dynamicznie zmieniające się warunki środowiskowe (dynamiczna wydajność), podczas gdy stosunkowo duże gospodarstwa rolne mogą korzystać z ekonomii skali przy działaniach marketingowych (zaopatrzenie w materiały, zbyt produktów, produkcji), jak i z pozytywnych efektów innowacji (statyczna wydajność).
- Po trzecie, przy analizowaniu różnic w nieobserwowalnym czynniku, niektóre źródła niewydajności mogą być zidentyfikowane. Ponieważ Alvarez et al. [3], uważa m_i^* za optymalne zarządzanie (stały poziom zarządzania definiujący granicę gospodarstwa rolnego), cofnęliśmy oszacowania m_i^* o kilka zmiennych, które teoretycznie mają być związane z umiejętnościami zarządczymi. Jednak nie znajdujemy godnego uwagi statystycznego poparcia dla tych przypuszczeń. Jednym z powodów może być słabe oddzielenie gospodarstw rolnych od gospodarstw domowych rolników; wiele czynników może współgrać ze sobą w złożony i zależny sposób, nie w pełni odzwierciedlony przez nasze raczej uproszczone szacunki. Dlatego nasze oceny mogą być nieobiektywne, a wykazanie prawdziwego związku byłoby możliwe przy podejściu wyraźnie biorącym pod uwagę różne powiązania pomiędzy zmiennymi. Z drugiej strony, wyniki dotyczące rzeczywistego nakładu nieobserwowalnego czynnika m_i dostarczyły oczekiwanych i wiarygodnych wyników oraz potwierdzają, że nieobserwowalny czynnik może częściowo obejmować kwestie zarządzania. Niemniej jednak znaczący poziom zmiennych, takich jak jakość nakładów (wiek posiadaczy gospodarstw i jakość ziemi) sugeruje, że nieobserwowalny czynnik wchłania inne czynniki charakterystyczne dla danego gospodarstwa i niezmiennie w czasie. Dlatego powinien być uważany za parametr poziomu charakterystyczny dla danego gospodarstwa.

Wydajność techniczna charakterystyczna dla danego gospodarstwa oparta jest o odchylenie zarządzania bieżącego od zarządzania optymalnego. Dlatego, jeśli m_i jest równe m_i^* , gospodarstwo rolne jest doskonale wydajne.

Z powyższego wynika, że znaczącą część niewydajności, charakterystycznych dla danego gospodarstwa, można wyjaśnić stałym ryzykiem, takim jak różnice w jakości czynników produkcji. Co więcej, pozytywny wpływ niektórych efektów monitorowania i różnicowania sugeruje, że optymalny (wydajny) poziom produkcji jest tym trudniejszy do osiągnięcia, im większy jest wysiłek zarządzania (ilość) ponoszony na kierowanie agrobiznesem (tzn. występują nakłady lub produkcja

wymagające intensywnego nadzoru) i kiedy zasoby kierownicze są rozprasane na różne działalności gospodarcze.

Wynika z tego, że specjalizacja w produkcji rolniczej może przynieść pewne korzyści z tytułu poprawy wydajności gospodarstw rolnych w Polsce.

Należy także wnioskować, że większa integracja na rynku czynników (tzn. składników zużycia pośredniego) wymaga dodatkowego wysiłku zarządczego (ilości), który może być częściowo zastąpiony wyższą jakością przedsiębiorczości (tzn. wykształceniem). Ponieważ złożoność działań agrobiznesowych zwiększa się wraz ze wzrostem integracji gospodarstw rolnych na rynkach czynników i produktów, możliwe jest, że umiejętności zarządcze (jakość) będą nabierać coraz większego znaczenia.

Literatura:

1. Allen D. W., Lueck D.: *The nature of the farm: contracts, risk, and organization in agriculture*. MIT Press 2003.
2. Álvarez A., Arias C. & Greene W.: *Fixed management and time invariant technical efficiency in a random coefficient model*. Working Paper, Department of Economics, Stern School of Business, New York University 2003.
3. Álvarez A., Arias C., Greene W.: *Accounting for unobservables in production models: management and inefficiency*. Economic Working Papers at Centro de Estudios Andaluces E2004/72, Centro de Estudios Andaluces 2004.
4. Bakucs L.Z., Latruffe L., Fertó I., Fogarasi J.: *Technical efficiency of Hungarian farms before and after accession*. Paper prepared for presentation at "Transition in Agriculture – Agricultural Economics in Transition III". Conference Budapest, 2006 November 10-11.
5. Bartels H.: *Die Struktur und die Bestimmungsgründe der Humankapitalbildung in der Landwirtschaft*. Kiel: Wissenschaftsverlag Vank 1999.
6. Brümmer B., Glauben T., Thijssen G.: *Decomposition of productivity growth using distance function: the case of dairy farms in three European Countries*. *American Journal of Agricultural Economics*. 84 (3), 2002, pp. 628-644.
7. Chamberlain G.: *Panel Data*, in Z. Grilichas and M. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*. Amsterdam, North Holland 1984.
8. Gasson R., Errington A.: *The farm family business*. CAB International, Wallingford, UK 1993.
9. GUS (wydanie a): *Rocznik statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej*. Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
10. GUS (wydanie b): *Rocznik statystyczny polskiego rolnictwa*. Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
11. Jondrow J., Lovell C.A.K., Materov I., Schmidt P.: *On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model*. *Journal of Econometrics* 19 (2/3), 1982, pp. 233-238.
12. Latruffe L., Balcombe K., Davidova S., Zawalinska K.: *Determinants of technical efficiency of crop and livestock farms in Poland*, *Applied Economics*, Vol. 36, 2004, pp. 1255-1263.

13. Latruffe L., Balcombe K., Davidova S., Zawalinska K.: Technical and scale efficiency of crop and livestock farms in Poland: does specialization matter? *Agricultural Economics* 32, 2005, pp. 281-296.
14. Munroe D.: Economic efficiency in Polish peasant farming: an international perspective. *Regional Studies*, Vol. 35.5, 2001, pp. 461- 471.
15. Pollak R.A.: A transaction cost approach to families and households. *Journal of Economic Literature*, Vol. 23, No. 2., 1985, pp. 581-608.
16. Schmitt G.: Farms, farm households, and productivity of resource use in agriculture. *European Review of Agricultural Economics* 16, 1989, pp. 257-284.

HEINRICH HOCKMANN

AGATA PIENIĄDZ

Leibniz Institute of Agricultural Development
in Central and Eastern Europe Hulle (Saale)

LECH GORAJ

Institute of Agricultural
and Food Economics –
National Research Institute
Warszawa

MODELLING HETEROGENITY IN PRODUCTION MODELS. EMPIRICAL EVIDENCE FROM INDIVIDUAL FARMING IN POLAND

Summary

This paper deals with the estimation of a random coefficient model. The virtue of this approach is that it considers farm heterogeneity, which conventional SFA models do not. When the model is applied to Polish farms, the results indicate that the conventional random and fixed effect models overestimate the inefficiency score. In addition, the reasons for inefficiency are analyzed. It is shown that despite the fragmentation of the Polish agriculture, there is no evidence for scale inefficiency. Moreover, inefficiency could partly be attributed to factors, which affect the management input and requirements on farms.