

JUSTYNA ZIÓŁKOWSKA
Instytut Ekonomiki Rolnictwa
i Gospodarki Żywnościowej – PIB
Warszawa

DETERMINANTY EFEKTYWNOŚCI TECHNICZNEJ OBLICZONEJ METODĄ DEA

Wstęp

Odwołując się do zasad racjonalnego działania można by uznać, że determinanty efektywności gospodarowania są powszechnie znane. Jednak w odniesieniu do konkretnego przedsiębiorstwa i przy głębszej analizie jego funkcjonowania, problem okazuje się bardziej złożony. Czasem wystarczy zastosowanie prostej techniki zarządzania, jaką jest analiza wartości, by przekonać się, ile zbędnych kosztów zostało wygenerowanych w danej jednostce gospodarczej zupełnie nieświadomie. Innym sposobem dla wskazania istotnych związków, jakie zachodzą pomiędzy różnymi przyczynami i dla odkrycia źródła niepowodzenia lub nieprawidłowego przebiegu procesu może być posłużenie się tzw. osią Ishikawy. Popularnym współcześnie narzędziem stała się również Zrównoważona Karta Wyników (*Balanced Scorecard* – BSC). W niniejszej pracy podjęto problematykę efektywności technicznej (czyli relacji typu efekt/nakład) i w oparciu o posiadane wskaźniki tej efektywności (*Technical Efficiency* – TE), obliczone metodą *Data Envelopment Analysis* (DEA), pokazano wyjaśnienie zmienności zmiennej objaśnianej (jakim był wskaźnik efektywności technicznej obliczony metodą DEA, czyli w skrócie TE DEA) przez zbiór potencjalnych predyktorów. Celem opracowania było określenie zbioru czynników, które w sposób istotny (statystycznie) determinowały efektywność techniczną wielkotowarowych gospodarstw i przedsiębiorstw rolnych w latach 2005-2007. Badania przeprowadzono dla panelu gospodarstw z bazy danych Zakładu Ekonomiki Gospodarstw Rolnych IERiGŻ-PIB (tzw. próba ZEGR IERiGŻ-PIB) przy wykorzystaniu modelu tobitowego. Wyniki przedstawiono w podziale na 3 podgrupy, tj. dla jednoosobowych spółek ANR, dzierżawców oraz podmiotów zakupionych.

Sposoby poprawy efektywności technicznej

Generalnie można przyjąć założenie, że istnieją cztery podstawowe sposoby stymulujące efektywność w przedsiębiorstwie:

- optymalizacja skali produkcji i jej technologii,
- negocjowanie korzystnych cen sprzedaży wytworzonych produktów (maksymalizacja cen),

- redukcja nakładów (oszczędne gospodarowanie),
- negocjowanie z dostawcami niskich cen środków do produkcji.

Do wyliczenia wskaźników efektywności technicznej zastosowano model DEA zorientowany na nakłady przy założeniu zmiennych efektów skali, czyli odwołano się tym samym bezpośrednio do trzeciego sposobu z wyżej wymienionych.

Zwiększenie efektywności, zwłaszcza działalności operacyjnej, wymaga umiejętnego łączenia różnych technik zarządzania, elastyczności działania oraz ciągłego analizowania sygnałów i informacji płynących z otoczenia przedsiębiorstwa. Zarządzanie efektywnością i jej planowanie powinny zatem stać się codzienną praktyką. W przypadku gospodarstw rolnych należy rozważać także skalę oraz specjalizację produkcji, które stymulują efektywność ekonomiczną, ale jednocześnie wiążą się z pewnym ryzykiem (stąd też wielu konserwatywnych rolników obawia się całkowitej specjalizacji).

Ze studiów nad literaturą wynika, że istotne znaczenie w kształtowaniu efektywności technicznej odgrywały dotąd również kwalifikacje/wykształcenie rolnika, stopień integracji pionowej (liczba kontaktów z odbiorcami) oraz dostęp do kapitału obcego i jego wykorzystywanie [8]. Duży wpływ miał też kierunek produkcji [6]. Gospodarstwa wyspecjalizowane w produkcji zwierzęcej były bardziej efektywne technicznie od tych, które zajmowały się uprawą roślin. Jednak w obu przypadkach znaczną rolę odgrywała skala działalności (jako stymulanta tej efektywności). Stymulantami okazały się tu również: jakość gleb i stopień integracji/powiązania gospodarstwa z rynkiem (tak jak w badaniach Ogundari przytoczonych wcześniej). W przypadku gospodarstw roślinnych większą rolę odgrywał czynnik pracy oraz ziemi (w tym udział ziemi własnej), zaś w przypadku zwierzęcych – czynnik kapitału. Udział ziemi własnej wpływał w dużym stopniu na strategię obierane przez rolników oraz formułowane przez nich cele strategiczne i finansowe. Także wyniki badań prowadzone przez I.C. Idionga (2007) potwierdziły istotną korelację między wskaźnikiem efektywności technicznej a skalą produkcji, poziomem wykształcenia i dostępem do tanich kredytów. Ponadto pojawiła się tu też nowa stymulanta, a mianowicie integracja pozioma (członkostwo w grupach i organizacjach producenckich). Umiejętne korzystanie z zewnętrznych źródeł finansowania uznał także za stymulantę efektywności gospodarowania D. Nieć (1999), prowadząc badania na bazie danych Zakładu Rachunkowości Rolnej IERiGŻ-PIB z 1997 r. Natomiast S. Bojniec i L. Latruffe (2007) zaprezentowali w swoich badaniach niekorzystny wpływ rosnącej stopy subsydiowania na efektywność techniczną słowackiego rolnictwa.

Modele tobitowe dla danych panelowych

Często zdarza się, że zmienna objaśniana jest zmienną typu jakościowego i przyjmuje jedynie dwie wartości. Wówczas jest ona zmienną binarną (zero-jedynkową). Metodami estymacji tego rodzaju modeli są dwie równoważne metody: logitowa i probitowa. Punktem wyjścia w tych dwóch podejściach jest

liniowa funkcja prawdopodobieństwa. W modelu probitowym zakładamy, że prawdopodobieństwo P_i (zwane probitem¹) opisane jest dystrybuantą rozkładu normalnego. W przypadku logitu², zamiast prawdopodobieństwa, występuje logarytm naturalny ilorazu szans, który określany jest w następujący sposób:

$$\frac{P_i}{1 - P_i}$$

Oba podejścia umożliwiają uzyskanie podobnych wyników oraz są szacowane przy użyciu metody największej wiarygodności (MNW)³. W praktyce korzysta się zatem z jednej z tych dwóch metod.

Modele dla zmiennych jakościowych (binarnych, utajonych, y_i^*), budowane na podstawie modeli logitowych i probitowych, określone są wzorem [9]:

$$y_i^* = \beta x_i + \zeta_i$$

w którym: zmienna obserwowana (zależna) przyjmuje postać:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{dla } y_i^* > 0, \\ 0 & \text{dla } y_i^* \leq 0. \end{cases}$$

gdzie:

β_i – parametry modelu (współczynniki regresji, estymatory) obrazujące wpływ kolejnych zmiennych objaśniających (dla $i = 1, \dots, k$) na zmienną objaśnianą⁴,

x_i – i -ta zmienna objaśniająca,

ζ_i – zaburzenie losowe (składnik losowy).

Zakładając, że zmienna obserwowana przyjmuje dokładnie takie wartości, można przejść do definicji modelu tobitowego:

$$y_i = \begin{cases} y_i^* = \beta x_i + \zeta_i & \text{jeżeli } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{jeżeli } y_i^* \leq 0 \end{cases}, \text{ przy czym } \zeta_i \in N(0; \delta^2),$$

gdzie:

δ^2 – wariancja, jedna z charakterystyk rozkładu normalnego $N(0; \delta^2)$.

¹ Nazwa modelu probitowego pochodzi od anglojęzycznego skrótu słów probability unit (jednostka prawdopodobieństwa).

² Pojęcie „logitowy” pochodzi od logistycznego rozkładu prawdopodobieństwa.

³ MNW polega na takim wyborze wartości dla szacowanych parametrów, że maksymalizują one funkcję wiarygodności. Funkcją wiarygodności ($L: \theta \rightarrow R$) jest funkcja gęstości prawdopodobieństwa, ale rozważana jako funkcja parametru θ przy ustalonych wartościach z próby (x_1, \dots, x_n). MNW jest jedną z najbardziej uniwersalnych metod szacowania parametrów strukturalnych różnych klas modeli ekonometrycznych.

⁴ Współczynnik regresji mówi o tym, o ile zmieni się zmienna zależna Y przy wzroście zmiennej niezależnej X o jednostkę.

Jest to przykład tzw. normalnej regresji cenzurowanej lub też inaczej ujmując – jest to model regresji dla próby „uciętej” (ocenzurowanej). Zmienna zależna y_i jest obserwowalna, ale jej wartości ujemne nie są dostępne (są ocenzurowane z dołu). Estymacja parametrów równania możliwa jest tylko przy użyciu MNW, a stopień matematycznej komplikacji jest znacznie większy niż w przypadku modelu logitowego i probitowego. Należy w tym miejscu podkreślić jednak jego duże podobieństwo do podejścia probitowego (model tobitowy, stanowiący rozszerzenie modelu probitowego na przypadek, gdy wiele obserwacji zmiennej objaśnianej przyjmuje wartość 0)⁵.

Estymacja modelu tobitowego metodą największej wiarygodności (analogicznie do modelu probitowego) wygląda następująco:

Niech $f(y_i)$ będzie zdefiniowane jako:

$$f(y_i) = \begin{cases} P(y_i = a) & \text{dla } y_i = a \\ \frac{1}{\sqrt{2\pi\delta_\varepsilon^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{(y_i - x_i' \beta)^2}{\delta_\varepsilon^2}\right\} & \text{dla } y_i \in \langle a; b \rangle \\ P(y_i = b) & \text{dla } y_i = b, \end{cases}$$

gdzie, jak widać, w przedziale $\langle a; b \rangle$ prawdopodobieństwo przyjęcia przez obserwowalną zmienną wartości punktowej zostaje zastąpione przez funkcję gęstości zmiennej y_i^* , którą będziemy dalej oznaczać jako g . Ponadto, jeśli y_i^* ma wartość oczekiwaną równą: $x_i' \beta + \varepsilon_i$, to ma rozkład normalny o parametrach $(x_i' \beta; \delta_\varepsilon^2)$.

Dla całości próby postać funkcji wiarygodności jest więc następująca:

$$L = \prod_{y_i=a} P(y_i = a | x_i, \beta) \cdot \prod_{y_i=b} P(y_i = b | x_i, \beta) \cdot \prod_{y_i \in \langle a; b \rangle} g(y_i x_i, \beta).$$

Dalszy proces estymacji jest standardowy.

Bazując na poniższym równaniu:

$$\frac{\partial E[y_i | x_i]}{\partial x_k} = \beta_k \cdot P(a \leq y_i^* \leq b),$$

które opisuje przyrost krańcowy zmiennej objaśnianej w modelu regresji liniowej względem dowolnej zmiennej objaśniającej x_k i które w przypadku modelu standardowego oznacza:

$$\frac{\partial E[y_i | x_i]}{\partial x_k} = \beta_k \cdot \Phi\left(\frac{x_i' \beta}{\delta_\varepsilon}\right);$$

można zauważyć (nieformalnie) związek między ocenami parametrów w modelu regresji liniowej oszacowanym klasyczną metodą najmniejszych

⁵ Więcej na ten temat można znaleźć w pracach [1, 2, 3, 9].

kwadratów (KMNK) i w modelu tobitowym uzyskanym metodą największej wiarygodności (MNW), ponieważ obliczając przyrosty krańcowe wartości oczekiwanej zmiennej objaśnianej w modelu tobitowym dochodzimy do analogicznych rezultatów:

$$\frac{\partial E[y_i^* | x_i]}{\partial x_k} = \frac{\partial x_i' \beta}{\partial x_k} = \beta_k.$$

Przyrost krańcowy warunkowej wartości oczekiwanej y_i w modelu tobitowym powinien być w przybliżeniu równy przyrostowi w modelu liniowym (regresji liniowej). Wartości ocen parametrów (β_k) uzyskanych w modelu liniowym zazwyczaj są bliskie wartościom ocen parametrów uzyskanych za pomocą MNW w modelu tobitowym, pomnożonym przez udział jednostek o niezrównych wartościach zmiennej objaśnianej w całej próbie (w ogólności: należących do przedziału $\langle a; b \rangle$). Jednak model regresji liniowej może być stosowany jedynie w przypadkach, gdy zmienna objaśniana mieści się w przedziale $\langle a; b \rangle$. W pozostałych natomiast wskazane jest posługiwanie się modelem tobitowym [4].

Model tobitowy dla danych panelowych można z kolei przedstawić następująco:

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it},$$

$$y_{it} = \begin{cases} a & \text{gdy } y_{it}^* \leq a, \\ y_{it}^* & \text{gdy } y_{it}^* \in \langle a; b \rangle, \\ b & \text{gdy } y_{it}^* \geq b, \end{cases}$$

W przypadku modelu standardowego oznacza to, że:

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it},$$

$$y_{it} = \begin{cases} 0 & \text{gdy } y_{it}^* \leq 0 \\ y_{it}^* & \text{gdy } y_{it}^* > 0. \end{cases}$$

gdzie:

α_i , ε_{it} – wzajemnie niezależne współczynniki i jednocześnie niezależne od wartości zmiennych objaśniających o jednakowych i niezależnych rozkładach dla wszystkich jednostek we wszystkich okresach. Przy czym α_i oznacza efekt indywidualny i zarazem źródło niejednorodności analizowanej próby, zaś ε_{it} – składnik losowy.

Podobnie, jak w przypadku modeli z ograniczoną wartością zmiennej objaśnianej, można rozważać podejścia: *fixed effects* (FE, co oznacza efekty ustalone) oraz *random effects* (RE, czyli efekty losowe), w zależności od założeń przyjętych odnośnie efektów indywidualnych i ich rozkładu. W przypadku modelu tobitowego nie udało się do tej pory opracować metody estymacji typu FE za pomocą warunkowej MNW, z powodu braku statystyki dostatecznej umożliwiającej estymację po wyeliminowaniu efektów indywidualnych (problem *incidental parameters*), choć proponuje się inne techniki estymacji. Więcej nato-

miast wiadomo na temat drugiego podejścia (*RE*), stąd zostało ono szerzej przybliżone (model typu *RE tobit*). W celu oszacowania tego modelu przyjmujemy założenia częściowo analogiczne jak w modelu *RE profit*, tzn.:

1. $\varepsilon_{it} : N(0; \delta_\varepsilon^2)$,
2. $\alpha_i : N(0; \delta_\alpha^2)$
3. $\alpha_i, \varepsilon_{it}$ wzajemnie niezależne i niezależne od wartości zmiennych objaśniających o jednakowych i niezależnych rozkładach dla wszystkich jednostek we wszystkich okresach,
4. zmienne objaśniające ściśle egzogeniczne.

W podejściu *fixed effects* efekty indywidualne α_i traktuje się jako stałe i podlegają one stymacji. Natomiast w podejściu *random effects* zostały one potraktowane jako losowe i stały się fragmentem składnika losowego v_{it} (o nim będzie nieco dalej). Przy powyższych założeniach można estymować model *RE tobit* za pomocą metody największej wiarygodności w sposób bardzo podobny do modelu *RE probit*.

Zapisaćmy funkcję wiarygodności dla całego panelu jako iloczyn funkcji wiarygodności dla poszczególnych jednostek:

$$L = \prod_{i=1}^N L_i .$$

Niech f będzie zdefiniowane analogicznie jak w modelu tobitowym dla danych jednowymiarowych, tzn.:

$$f(y_{it}) = \begin{cases} P(y_{it} = a) = \Phi\left(\frac{a - x_{it}'\beta}{\delta_\varepsilon}\right) & \text{dla } y_{it} = a \\ \frac{1}{\sqrt{2\pi\delta_\varepsilon^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \frac{(y_{it} - x_{it}'\beta - \alpha_i)^2}{\delta_\varepsilon^2}\right\} = \\ = \frac{1}{\delta_\varepsilon} \varphi\left(\frac{y_{it} - x_{it}'\beta - \alpha_i}{\delta_\varepsilon}\right) & \text{dla } y_{it} \in \langle a, b \rangle \\ P(y_{it} = b) = 1 - \Phi\left(\frac{b - x_{it}'\beta}{\delta_\varepsilon}\right) = \Phi\left(-\frac{b - x_{it}'\beta}{\delta_\varepsilon}\right) & \text{dla } y_{it} = b. \end{cases}$$

Funkcję wiarygodności dla pojedynczych jednostek w panelu można więc zapisać w postaci:

$$L_i = f(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT} | x_i, \beta).$$

Niezależność składników losowych w modelu *random effects* (v_{it} przy czym: $v_{it} = \varepsilon_{it} + \alpha_i$) pozwala na zapisanie powyższego jako:

$$L_i = \prod_{t=1}^T f(y_{it} | x_{it}, \beta).$$

Maksymalizacja funkcji L wymaga obliczania wartości wielowymiarowych całek. Żeby rozwiązać ten problem, zapiszmy pojedyncze prawdopodobieństwo jako:

$$L_{it} = \int_{-\infty}^{\infty} f(y_{it} | x_{it}, \beta, \alpha_i) \cdot g(\alpha) d\alpha,$$

gdzie:

g oznacza wspomnianą wcześniej funkcję gęstości efektów indywidualnych.

Jeśli spełnione są przyjęte na wstępie założenia (efekty indywidualne α i składniki losowe ε mają niezależne i stałe dla wszystkich obserwacji rozkłady, zmienne objaśniające ściśle egzogeniczne), wówczas funkcję prawdopodobieństwa dla i -tej jednostki można zapisać ostatecznie jako:

$$L_i = \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{t=1}^T [f(y_{it} | x_{it}, \beta, \alpha_i)] \cdot g(\alpha) d\alpha,$$

gdzie: wszystkie elementy są zdefiniowane jak powyżej.

Wyniki badań empirycznych

W oparciu o powyższe założenia, podjęto próbę ustalenia zbioru czynników (zmiennych) determinujących efektywność techniczną TE DEA, która została potraktowana jako binarna zmienna objaśniana. Wyniki dla panelu spółek, dzierżawców i gospodarstw zakupionych zestawiono w tabeli 1.

W grupie jednoosobowych spółek czynnikiem korzystnie⁶ wpływającym na efektywność techniczną okazała się jedynie stopa subsydiowania (tabela 1). Na etapie szacowania modelu pojawiły się też inne determinanty, które ostatecznie miały jednak nieistotny statystycznie wpływ. Były to:

- typ przedsiębiorstwa (jedno- czy wielozakładowe) – stymulanta (wpływ pozytywny),
- lokalizacja w województwie wielkopolskim – destymulanta (wpływ negatywny),
- udział ziemi własnej – destymulanta.

Z kolei na efektywność techniczną dzierżawców oddziaływały następujące czynniki (tabela 1):

- wskaźnik zużycia środków trwałych jako destymulanta,
- stosowanie nowych technologii – stymulanta,
- integracja pozioma – destymulanta.

Jednak zmienne te nie były istotne statystycznie, nie udało się więc określić modelu spełniającego wymogi jego dalszej weryfikacji. Dlatego też nie miało żadnego sensu określanie *Pseudo R*². Wielkość ta opisuje bowiem stopień wyjaśnienia modelu przez dane zmienne objaśniające. Ma ona pewne cechy zbliżone do współczynnika determinacji (*R*²), a jej wartość również wzrasta wraz z dodawaniem istotnych zmiennych.

⁶ W modelach tobitowych odwrotnie interpretuje się znak poprzedzający współczynnik przy zmiennej objaśniającej.

Tabela 1

Estymacja modelu tobitowego dla panelu dla zmiennej zależnej TE DEA

Zmienne niezależne \ Zmienne zależne	TE DEA Jednoosobowe spółki	TE DEA Gospodarstwa dzierzawione	TE DEA Gospodarstwa zakupione
Stała	1,060 (0,105)	-0,642	0,837 (0,013)
Stopa subsydiowania	-0,896 (0,215)	-	-
Wskaźnik zużycia środków trwałych	-	0,010 (0,010)	-
Stosowanie nowych technologii	-	-0,574 (0,616)	-
Integracja pozioma	-	0,808 (0,808)	-
Wykształcenie (średnie czy wyższe)	-	-	-0,226 (0,149)
Lokalizacja w województwie łódzkim	-	-	0,169 (0,259)
Liczba obserwacji	48	189	117
<i>Pseudo R</i> ²	-0,16	-	-

Źródło: Opracowanie własne.

Podobne wyniki uzyskano w przypadku podmiotów zakupionych, tzn. nie udało się określić modelu, który przeszedłby pomyślnie etap weryfikacji statystycznej i spełniał wymogi formalne (tabela 1). Można jednak wskazać zmienne, które miały nieznaczny wpływ na efektywność techniczną, tj.:

- wykształcenie (średnie czy wyższe) – stymulanta,
- lokalizacja w województwie łódzkim – destymulanta.

Podsumowując, stwierdzono brak wyraźniej korelacji zmiennej opisującej efektywność TE DEA z wybranymi zmiennymi objaśniającymi. Nie udało się znaleźć przypadku, gdzie wskaźnik korelacji przekraczałby wartość 0,2.

Podsumowanie

Czynniki determinujące efektywność techniczną różnią się w zależności od branży, w której dana jednostka funkcjonuje. W sektorze rolnictwa nieistotne okazały się informacje na temat otoczenia, w naszym przypadku – gminy, w której usytuowany był badany podmiot (takie jak: stopa bezrobocia, czy zmienne opisujące stan infrastruktury technicznej, itp.) oraz lokalizacji w jednym z 16 województw. Także wskaźniki finansowe nie miały wpływu na miarę TE DEA. Należy zatem przypuszczać, że zbiór predyktorów nie był wystarczający. Skoro zatem szereg wykorzystanych tu miar (od wskaźników rentowność-

ci począwszy, poprzez płynność, rotację aktywów, wskaźniki zadłużenia, związania aktywów, intensywność inwestowania, wskaźnik reprodukcji, intensywność organizacji, nawożenie, techniczne uzbrojenie pracy, wskaźnik bonitacji gleb do wskaźnika zrównoważenia środowiskowego włącznie) nie okazał się w pełni wystarczający, należy poszukiwać nowych informacji – bardziej technicznych i być może bardziej związanych z konkretną działką, oborą czy chlewnią. Punktem odniesienia staje się w tym momencie rolnictwo precyzyjne, gdzie zarządzanie efektywnością gospodarowania jest wspomagane komputerowo i oparte głównie na gromadzeniu danych o przestrzennym zróżnicowaniu plonów w obrębie pola. Rejestracja wielkości plonu w określonym miejscu pola, o dokładnie ustalonych współrzędnych, odbywa się w kombajnie zbożowym wyposażonym w miernik plonów oraz w oparciu o satelitarny referencyjny system globalnego pozycjonowania. Dane te są następnie przynoszone do komputera wyposażonego w odpowiednie oprogramowanie.

Wydaje się, że postęp w wyjaśnianiu czynników wpływających na efektywność techniczną zależy jest od tego, czy uda się w przyszłości uzyskać informacje charakteryzujące realizowane w gospodarstwach procesy i częśćkową ich sprawność. Realistycznie patrząc, będzie to bardzo trudne, gdyż wymagałoby to zupełnie innej metodologii. Znacznie prostsze może okazać się w tym przypadku zastosowanie np. Zrównoważonej Karty Wyników.

Literatura:

1. Amemiya T.: Regression analysis when the dependent variable is truncated normal. *Econometrica*, no. 41, 1973.
2. Bojnec S., Latruffe L.: Determinants of technical efficiency of Slovenian farms. The I Mediterranean Conference of Agro-Food Social Scientists, Barcelona, April 2007.
3. Davidova S., Latruffe L.: Technical efficiency and farm financial management in countries in transition. Working Paper 03-10, December 2003.
4. Greene W.: *Econometric analysis*. Macmillan, 1993.
5. Idiong I.C.: Estimation of farm level technical efficiency in smallscale swamp rice production in Cross River State of Nigeria. *World Journal of Agricultural Sciences* 3 (5), 2007.
6. Latruffe L., Balcombe K., Davidova S., Zawalińska K.: Determinants of technical efficiency of crop and livestock farms in Poland. Working Paper 02-05, 2002.
7. Nieć D.: Strategie zarządzania zwiększające rentowność gospodarstw rolniczych (<http://ekr.rgr.sggw.pl/konfer/dok/niec>).
8. Ogundari K.: Resource-productivity, allocative efficiency and determinants of technical efficiency of rainfed rice farmers: a guide for food security policy in Nigeria. *Journal of Sustainable Development in Agriculture and Environment*, Vol. 3 (2), April 2008.
9. Tobin J.: Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica*, no. 26, 1958.