



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Acta oeconomica et informatica 1
Nitra, Slovaca Universitas Agriculturae Nitriae, 2005, s. 1–6

ANALÝZA TECHNICKEJ EFEKTÍVNOSTI POĽNOHOSPODÁRSKÝCH PODNIKOV SLOVENSKA THE ANALYSIS OF TECHNICAL EFFICIENCY OF AGRICULTURAL CORPORATE FARMS IN SLOVAKIA

Zlata SOJKOVÁ, Štefan COVACI

Slovenská poľnohospodárska univerzita v Nitre

The article presents the results of the stochastic parametric approach of the production frontier estimate. The classical Cobb-Douglas production function is used as the basis of this estimate. The output-oriented measures of technical efficiency are derived on the basis of the production function estimate. The analysis is based on the data obtained from the data sets of the selected bundle of 5,604 agricultural cooperatives for the period of 1994–2000. The cooperatives are classified according to the acreage of agricultural land into six quantitative groups. The total production is considered to be an output and material and energy, services, labour costs and total assets represent the inputs. The achieved results of analysis indicate that the cooperatives operating on the larger scale of acreage reached statistically significant difference in the average level of technical efficiency. The average technical efficiency of the cooperatives with the acreage up to 500 ha is at its lowest value and represents 0.831. On the other hand, the cooperatives with the acreage over 3,000 ha reached the highest level of technical efficiency which is 0.941. The declining variability of technical efficiency amongst the larger cooperatives is evident. The average variability coefficient of technical efficiency of the smallest cooperatives is 14.5 % and in the case of cooperatives with the acreage over 3,000 ha this coefficient is only 3.73 %. The analysis showed that the differences of the average value of technical efficiency and also in the variability of technical efficiency in individual years are not statistically significant. Therefore, it is not possible to discuss certain given tendencies of the efficiency development in the period of time.

Key words: stochastic production frontier, panel of data, output – orientated technical efficiency, Cobb – Douglas production function

Jeden zo základných cieľov efektívneho fungovania subjektu možno v súlade s produkčnou ekonomikou vyjadriť ako maximalizáciu výstupu pri daných vstupoch, resp. minimalizáciu vstupov pri danom výstupe. Vyjadrením miery produkčnej efektívnosti je potom **technická efektívnosť**. V odbornej tlači sú publikované viaceré výsledky analýz efektívnosti realizovanej na komoditnej, podnikovej, sektorovej, regionálnej respektíve makroekonomickej úrovni. Väčšinou je využívaný neparametrický metodologický prístup známy ako „Analýza dátových obalov“ (DEA), ktorý v poľnohospodárstve na podnikovej úrovni na Slovensku aplikovali napr. Fandel (2000, 2003), Bielik, Rajčániová (2004). V ostatných rokoch sú ako variantné prístupy používané parametrické prístupy, z ktorých frekventovaným nástrojom sa stali stochastické modely odhadu hraníc produkčných možností (Stochastic Frontier Production Functions). Určité analýzy v oblasti poľnohospodárstva s využitím aplikácie stochastických produkčných hraníc boli realizované na podnikovej úrovni aj Sojkovou (2001).

Materiál a metódy

Z metodologického hľadiska je v príspevku použitý stochastický parametrický prístup odhadu hranice produkčnej funkcie, z ktorej sú odvodené outputovo orientované miery technickej efektívnosti. Analýza predpokladá prierezové údaje o N vstupoch využitých pre produkciu jedného výstupu, ktoré sú dostupné pre každého z n producentov. Model stochastickej hranice produkčných možností možno zapísať nasledovne:

$$y_i = f(x, \beta) \cdot \exp(v_i) \cdot TE_i \quad (1.1)$$

kde:

- y_i – je výstup i -tého producenta, $i = 1, 2, \dots, n$
- x_i – vektor N vstupov i -tého producenta,
- $f(x, \beta) \cdot \exp(v_i)$ – stochastická hranica produkčných možností,
- β – vektor parametrov odhadovanej produkčnej hranice,
- TE_i – outputovo orientovaná technická efektívnosť i -tého producenta.

Stochastická produkčná hranica $f(x, \beta) \cdot \exp(v_i)$ pozostáva z deterministickej časti $f(x, \beta)$, spoločnej pre každého producenta a časti $\exp(v_i)$, špecifickej pre individuálnych producentov, ktorá zahŕňa efekt „náhodných“ vplyvov nekontrolovateľných producentom. Ak je produkčná hranica špecifikovaná vzťahom (1.1) dostávame:

$$TE_i = \frac{y_i}{f(x, \beta) \cdot \exp(v_i)} \quad (1.2)$$

kedy je technická efektívnosť definovaná ako podiel skutočného výstupu k maximálne dosiahnuteľnému výstupu za daných environmentálnych podmienok charakterizovaných $\exp(v_i)$, ktoré sú individuálne pre každého producenta. Ak je $TE_i < 1$ udáva relatívnu mieru vzdialenosti skutočného výstupu od maximálne dosiahnuteľného výstupu. Hodnota $TE_i = 1$ znamená dosiahnutie technickej efektívnosti, pri ktorej sú skutočná hodnota výstupu a maximálne dosiahnuteľný výstup identické. Rešpektovanie environmentálnych rozdielností medzi jednotlivými producentmi a tým eliminácie náhodných šokov z technickej efektívnosti je základnou prednosťou stochastického prístupu a dôvodom jeho preferovania pri hodnotení efektívnosti produktivity v ostatných rokoch. V zahraničnej literatúre sú publikované viaceré články, v ktorých je aplikovaný stochastický parametrický prístup pri meraní efektívnosti v agropotravinárskom sektore, napr. Battese (1992), Battese, Broca (1997) a iné.

K odhadu stochastickej hranice produkčných možností je použitý softvér FRONTIER 4.1 (Coelli, 1994). Ako produkčná funkcia je uvažovaná klasická Cobbova-Douglasova produkčná funkcia odhadovaná na podnikovej úrovni.

Cobbowa Douglasova stochastická produkčná hranica (C-D SPF)

Model stochastickej produkčnej hranice navrhli nezávisle na sebe Aigner, Lovell, Smith (ALS) (1977) a Meeusen a van den Broeck (MB) (1977). Predpokladali, že náhodné poruchy „šoky“, ktoré producenti nemôžu riadiť (regulovať), môžu ovplyvňovať výstup a tým mieru efektívnosti producentov. Na základe tohto predpokladu rozdelili poruchy na dva komponenty. Pretože Cobbowa-Douglasova produkčná funkcia je lineárna v logaritmoch, stochastický model produkčnej hranice možno zapísať nasledovne:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum \beta_n \ln x_{ni} + v_i - u_i, \quad u_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, n \quad (1.4)$$

kde:

v_i – predstavuje biely šum s nulovou strednou hodnotou,
 u_i – nezáporný komponent technickej efektívnosti.

Technická efektívnosť je potom vypočítaná ako:

$$TE = \exp(-u_i)$$

kde:

$$u_i = [\beta_0 + \sum \beta_n \ln x_{ni} + v_i] - \ln y_i$$

Údajovú základňu analýz prezentovaných v príspevku tvoria prierezové podnikové údaje za vybrané poľnohospodárske družstvá (PD) v časovom horizonte r. 1994 až 2000, ktoré boli získané prostredníctvom VÚEPP v Bratislave (Informačné listy podnikov). Cieľ analýz spočíva v:

Tabuľka 1 Parametre Cobb – Douglasových produkčných funkcií pre skupiny podnikov klasifikovaných podľa výmery v horizonte rokov 1994–2000

		Veľkostné skupiny PD podľa výmery (1)					
Rok 1994	Vstup (2)	do 500	501–1 000	1 001–1 500	1 501–2 000	2 001–3 000	3 000–
b1	Materiál, energia (3)	0,715**	0,640**	0,707**	0,880*	0,734**	0,785**
b2	Služby (4)	0,310**	0,240**	0,213**	0,067	0,198**	0,154**
b3	Práca (5)	0,367**	0,280**	0,394**	0,444	0,310**	0,234**
b4	Majetok (6)	-0,216	-0,628	-0,48	-0,215	0,025	0,095
Rok 1995	Vstup (2)	do 500	501–1 000	1 001–1 500	1 501–2 000	2 001–3 000	3 000–
b1	Materiál, energia (3)	0,689**	0,675**	0,623**	0,698**	0,697**	0,702**
b2	Služby (4)	0,126**	0,276**	0,205**	0,236**	0,187**	0,205**
b3	Práca (5)	0,421**	0,225*	0,428**	0,403**	0,308**	0,285**
b4	Majetok (6)	-0,128*	0,046	0,009	-0,021	0,057	0,065
Rok 1996	Vstup (2)	do 500	501–1 000	1 001–1 500	1 501–2 000	2 001–3 000	3 000–
b1	Materiál, energia (3)	0,832**	0,740**	0,603**	0,609**	0,656**	0,696*
b2	Služby (4)	0,253**	0,302**	0,248**	0,298**	0,258**	0,254*
b3	Práca (5)	0,263**	0,328**	0,201**	0,269**	0,141**	0,196*
b4	Majetok (6)	0,211**	-102*	0,382	0,146	0,104*	0,107
Rok 1997	Vstup (2)	do 500	501–1 000	1 001–1 500	1 501–2 000	2 001–3 000	3 000–
b1	Materiál, energia (3)	0,387**	0,735**	0,565**	0,630**	0,773**	0,663**
b2	Služby (4)	0,376**	0,207**	0,243*	0,269**	0,204**	0,168**
b3	Práca (5)	0,267**	0,225**	0,325**	0,165**	0,201**	0,297**
b4	Majetok (6)	0,073	0,024	0,092	0,182**	0,027	0,132
Rok 1998	Vstup (2)	do 500	501–1 000	1 001–1 500	1 501–2 000	2 001–3 000	3 000–
b1	Materiál, energia (3)	0,474**	0,596**	0,722**	0,634**	0,764**	0,870**
b2	Služby (4)	0,382**	0,270**	0,182**	0,259**	0,131**	0,150**
b3	Práca (5)	0,379**	0,331	0,133**	0,254**	0,329**	0,120**
b4	Majetok (6)	0,055	0,023	0,141*	0,198**	0,065*	0,083
Rok 1999	Vstup (2)	do 500	501–1 000	1 001–1 500	1 501–2 000	2 001–3 000	3 000–
b1	Materiál, energia (3)	0,419**	0,543**	0,664**	0,728**	0,557**	0,751**
b2	Služby (4)	0,329	0,393**	0,257**	0,284**	0,286**	0,175**
b3	Práca (5)	0,373**	0,337**	0,143**	0,196**	0,253**	0,213**
b4	Majetok (6)	0,115	-0,239	0,191**	0,06	0,118**	0,153**
Rok 2000	Vstup (2)	do 500	501–1 000	1 001–1 500	1 501–2 000	2 001–3 000	3 000–
b1	Materiál, energia (3)	0,608**	0,636**	0,754**	0,658**	0,643**	0,645**
b2	Služby (4)	0,394**	0,232**	0,206**	0,262**	0,193**	0,147**
b3	Práca (5)	0,244**	0,358**	0,136**	0,272**	0,382**	0,402**
b4	Majetok (6)	-0,502	0,076**	0,150**	0,155**	0,124**	0,035

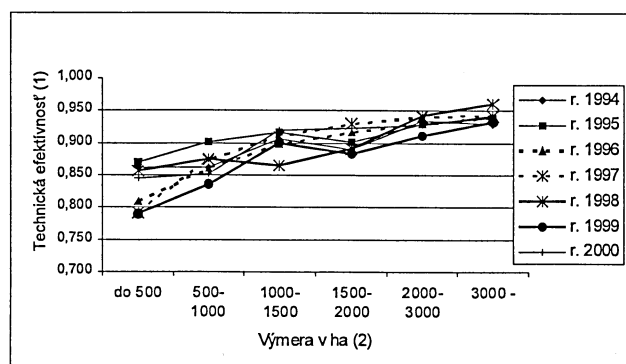
* denotes statistical significance at 5% level, ** denotes statistical significance at 1% level

Table 1

Parameters of Cobb-Douglas production function and its verification

(1) groups of the corporate farms according to the size of the agriculture area, (2) input, (3) material and energy, (4) contracted services, (5) labour, (6) capital

Obrázok 1 Porovnanie priemernej technickej efektívnosti podnikov
Figure 1 Comparison of the technical efficiency of the corporate farms
 (1) technical efficiency, (2) size of agriculture land



- komparácii technickej efektívnosti poľnohospodárskych družstiev vzhľadom na výmeru poľnohospodárskej pôdy, ktorou družstvo disponuje,
- skúmaní vývoja priemernej technickej efektívnosti poľnohospodárskych subjektov v čase v členení podľa veľkostných skupín,
- analýze vývoja variability technickej efektívnosti PD v čase a komparácii variability medzi jednotlivými veľkostnými skupinami podnikov.

Na úrovni podniku sa uvažuje s jedným výstupom, ktorým je celková výroba (Prod) a štyrmi relevantnými vstupmi: materiál a energia (MatEn), Mzdovými nákladmi (Práca), nákladmi na služby a celkový majetok (Majetok). Všetky vstupné údaje boli v rovnakej mernej jednotke – tis. Sk. Poľnohospodárske družstvá boli v prvej fáze analýz klasifikované do šiestich veľkostných skupín podľa výmery poľnohospodárskej pôdy: do 500 ha, 501–1 000 ha, 1 001–1 500 ha, 1 501–2 000 ha, 2 001–3 000 ha, 3 000 ha a viac. Umožnená klasifikácia bola uskutočnená s cieľom verifikácie hypotézy o závislosti priemernej technickej efektívnosti podnikov od výmery, ktorou podniky disponujú.

Výsledky a diskusia

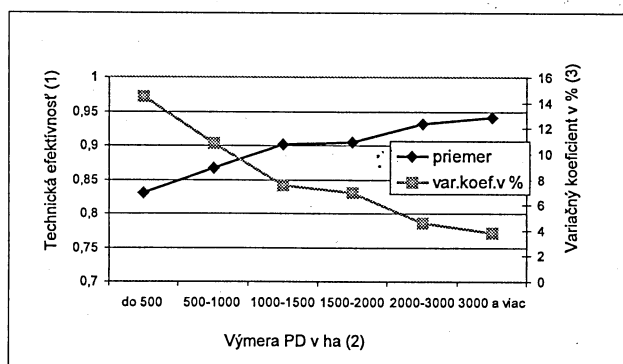
Analýza kvantifikovaných produkčných hraníc

Vzhľadom na charakter Cobb-Douglasovej produkčnej hranice, vstupné údaje boli logaritmicke transformované, čím funkcia získala nasledovný tvar:

$$\ln Prod_{odh} = \beta_0 + \beta_1 \ln mat, en + \beta_2 \ln práca + \beta_3 \ln služby + \beta_4 majetok + (v_i - u_i)$$

Parametre produkčných funkcií boli kvantifikované pre každú veľkostnú skupinu poľnohospodárskych družstiev a pre každý z uvažovaných siedmich rokov analyzovaného časového horizontu zvlášť. Súhrnne tak bolo kvantifikovaných 42 produkčných funkcií a z nich boli odvodené koeficienty technickej efektívnosti pre každý podnik. Vzhľadom na rozsiahlosť výstupov, uvádzame len relevantné výstupy. V tabuľke 1 sú uvedené koeficienty kvantifikovaných produkčných funkcií pre skupiny podnikov klasifikovaných podľa výmery pôdy a v jednotlivých rokoch. Keďže produkčná funkcia je mocninová, predstavujú jednotlivé odhadnuté koeficienty zároveň koeficienty elasticity výstupu (celkovej výroby) vzhľadom na daný vstup. Priamo ich

Obrázok 2 Porovnanie technickej efektívnosti podľa výmery
Figure 2 Comparison of the technical efficiency for all cooperatives grouped according to the area of farmland cooperatives
 (1) technical efficiency, (2) size of agriculture land, (3) variability coefficient in %



hodnoty možno interpretovať ako percentuálnu zmenu výstupu (produkcie) vyvolanú percentuálnym zvýšením daného vstupu.

Z výsledkov uvedených v tabuľke je zjavné, že väčšina koeficientov je štatisticky preukazná na 5% hladine významnosti, resp. vysoko preukazná. Diskutabilným, či ťažko interpretovateľným je vplyv celkového majetku na výstup – výrobu. Koeficienty tohto vstupu sú nestabilné – menia znamienko a vo väčšine kvantifikovaných funkcií nepreukazné (či už v jednotlivých veľkostných skupinách podnikov, alebo v jednotlivých rokoch). Preukazný pozitívny vplyv možno evidovať až v r. 2000, avšak maximálna hodnota koeficienta dosahuje len hodnotu 0,155. Najstabilnejšími sú koeficienty elasticity prvého vstupu – materiálu a energie. Vo všetkých veľkostných skupinách podnikov a vo všetkých analyzovaných rokoch sú koeficienty vysoko preukazné s relatívne stabilnými hodnotami v čase a aj pre jednotlivé skupiny sa ich hodnoty výrazne nelíšia (minimálny koeficient je 0,387, maximálny 0,88). Percentuálne zvýšenie nákladov na materiál a energiu vyvoláva zvýšenie výstupu minimálne 0,387% a maximálne o 0,88%. Z vývoja koeficientov elasticity v čase možno konštatovať nižšiu elasticitu výroby vo vzťahu k tomuto vstupu v podnikoch s najnižšou, resp. nižšou výmerou a vyššiu elasticitu výroby podnikov hospodáriacich na väčšej výmere. Druhým v poradí z hľadiska významnosti a stability je koeficient elasticity mzdových nákladov (minimálna hodnota 0,12, maximálna 0,428). Zvýšenie nákladov práce o 1% vedie k zvýšeniu produkcie od 0,12% po 0,428%. Signifikantnosť vplyvu nákladov na služby je nižšia, veľkosť koeficienta sa pohybuje v rozpätí od 0,067% do 0,393%. Koeficienty sú vo väčšine prípadov preukazné, resp. vysoko preukazné. Koeficienty sú relatívne stabilné, nemožno však identifikovať systematické zmeny ich veľkosti vo vzťahu k veľkostným skupinám poľnohospodárskych podnikov, resp. systematické zmeny v čase.

Analýza technickej efektívnosti

Z kvantifikovaných stochastických produkčných funkcií sú odvodené miery technickej efektívnosti. Tabuľka 2 uvádza základné štatistické charakteristiky technickej efektívnosti v členení podľa veľkostných skupín podnikov a podľa jednotlivých rokov analyzovaného časového horizontu. Z priemerných koeficientov technickej efektívnosti je evidentná rastúca miera technickej efektívnosti s veľkosťou výmery disponibilného pôdneho fondu, ktorú možno pozorovať v každom skúmanom roku. Najnižšia priemerná technická efektívnosť je dosiahnutá v poľnohospodárskych družstvách s výmerou do 500 ha poľn. pôdy v r. 1999 (priemer. koef. TE = 0,791), najvyššia v podnikoch s najvyššou výmerou dispo-

Tabuľka 2 Porovnanie základných štatistických charakteristík technickej efektívnosti

Rok (1)	Ukazovateľ (2)	Výmera (3)						Priemer
		do 500	501–1 000	1 001–1 500	1 501–2 000	2 001–3 000	3 000–	
1994	Priemer (4)	0,861	0,862	0,907	0,889	0,935	0,929	0,898
	Smerod. odch. (5)	0,111	0,103	0,059	0,074	0,035	0,044	0,069
	Var. koef. v %	12,87	11,95	6,51	8,32	3,75	4,78	7,70
	Minimum (6)	0,318	0,129	0,676	0,287	0,774	0,714	0,129
	Maximum (7)	0,980	0,989	0,985	0,974	0,984	0,985	0,989
	Počet PD (8)	50	208	215	140	158	91	862
	Podiel PD v % (9)	5,8	24,1	24,9	16,2	18,3	10,6	100,0
1995	Priemer (4)	0,871	0,901	0,917	0,901	0,930	0,938	0,912
	Smerod. odch. (5)	0,088	0,063	0,053	0,069	0,048	0,038	0,058
	Var. koef. v %	10,16	7,04	5,80	7,67	5,16	4,08	6,36
	Minimum (6)	0,508	0,491	0,618	0,689	0,718	0,737	0,491
	Maximum (7)	0,978	0,986	0,982	0,989	0,988	0,986	0,989
	Počet PD (8)	58	214	214	116	148	85	835
	Podiel PD v % (9)	6,9	25,6	25,6	13,9	17,7	10,2	100,0
1996	Priemer (4)	0,810	0,861	0,898	0,917	0,931	0,941	0,894
	Smerod. odch. (5)	0,124	0,098	0,079	0,057	0,040	0,036	0,074
	Var. koef. v %	15,28	11,33	8,78	6,20	4,30	3,83	8,22
	Minimum (6)	0,465	0,238	0,555	0,601	0,743	0,791	0,238
	Maximum (7)	0,971	0,986	0,992	0,986	0,987	0,985	0,992
	Počet PD (8)	67	217	215	137	138	75	849
	Podiel PD v % (9)	7,9	25,6	25,3	16,1	16,3	8,8	100,0
1997	Priemer (4)	0,792	0,874	0,909	0,931	0,940	0,943	0,904
	Smerod. odch. (5)	0,153	0,086	0,065	0,038	0,035	0,031	0,064
	Var. koef. v %	19,33	9,89	7,11	4,13	3,73	3,27	–
	Minimum (6)	0,210	0,462	0,600	0,786	0,811	0,816	0,210
	Maximum (7)	0,984	0,983	0,989	0,983	0,987	0,986	0,989
	Počet PD (8)	59	221	198	140	132	85	835
	Podiel PD v % (9)	7,1	26,5	23,7	16,8	15,8	10,2	100,0
1998	Priemer (4)	0,857	0,875	0,865	0,891	0,942	0,962	0,894
	Smerod. odch. (5)	0,117	0,082	0,094	0,080	0,035	0,015	0,072
	Var. koef. v %	13,66	9,43	10,86	9,03	3,68	1,58	8,07
	Minimum (6)	0,378	0,429	0,140	0,539	0,800	0,882	0,140
	Maximum (7)	0,994	0,985	0,982	0,984	0,987	0,986	0,994
	Počet PD (8)	57	204	182	124	132	82	781
	Podiel PD v % (9)	7,3	26,1	23,3	15,9	16,9	10,5	100,0
1999	Priemer (4)	0,791	0,837	0,899	0,883	0,912	0,933	0,877
	Smerod. odch. (5)	0,151	0,118	0,071	0,091	0,063	0,039	0,089
	Var. koef. v %	19,06	14,06	7,87	10,30	6,96	4,19	10,12
	Minimum (6)	0,169	0,121	0,392	0,449	0,588	0,763	0,121
	Maximum (7)	0,982	0,988	0,989	0,988	0,991	0,982	0,991
	Počet PD (8)	63	200	169	117	118	80	747
	Podiel PD v % (9)	8,4	26,8	22,6	15,7	15,8	10,7	100,0
2000	Priemer (4)	0,845	0,852	0,920	0,924	0,928	0,942	0,900
	Smerod. odch. (5)	0,095	0,111	0,054	0,050	0,048	0,042	0,069
	Var. koef. v %	11,22	13,03	5,91	5,38	5,12	4,45	7,68
	Minimum (6)	0,439	0,159	0,615	0,679	0,735	0,719	0,159
	Maximum (7)	0,969	0,986	0,987	0,987	0,987	0,990	0,990
	Počet PD (8)	59	179	157	112	113	75	695
	Podiel PD v % (9)	8,5	25,8	22,6	16,1	16,3	10,8	100,0
1994–2000	Počet PD (8)	413	1 443	1 350	886	939	573	5 604
	Priemer TE	0,831	0,867	0,902	0,906	0,932	0,941	0,897
	Smerod. odch. (5)	0,120	0,094	0,068	0,065	0,043	0,035	0,070
	Var. koef. v %	14,50	10,83	7,50	7,20	4,60	3,73	7,85

Table 2 Comparison of basic statistic characteristics of technical efficiency

(1) year, (2) farm Size, (3) characteristics, (4) average, (5) standard deviation, (6) variability coefficient, (7) minimum, (8) maximum, (9) count of corporate farms, (10) frequencies of the farms in %

nibilnej pôdy, t. j. v kategórií nad 3 000 ha v r. 1998 (priemerný koeficient $TE = 0,962$). Tendencia rastúcej miery technickej efektívnosti s veľkosťou výmery disponibilnej poľnohospodárskej pôdy je evidentná aj z obrázkov 1 a 2. Z komplexných výpočtov technickej efektívnosti vyplýva aj klesajúca miera variability technickej efektívnosti s rastom výmery pôdy. Priemerná variabilita technickej efektívnosti meraná variačným koeficientom predstavuje v podnikoch s najnižšou výmerou ako priemer za celý horizont siedmich rokov 14,5%, zatiaľ čo u podnikov s najväčšou výmerou pôdy je priemerný variačný koeficient TE len 3,73%. Znamená to, že rozdiely v technickej efektívnosti v skupinách podnikov podľa výmery pôdy evidentne klesajú s rastom výmery pôdy, štatisticky významne väčšie sú rozdiely v malých podnikoch ako u väčších, kde sa rozdiely vyhladzujú.

Pri skúmaní štatistickej preukaznosti rozdielov v technickej efektívnosti medzi podnikmi hospodáriacimi na rôznej výmere poľnohospodárskej pôdy, tak z hľadiska priemernej úrovne ako aj variability, sa testovaním hypotéz zistili štatisticky vysoko preukazné rozdiely v priemernej úrovni technickej efektívnosti v prospech väčších podnikov (úroveň signifikancie bola nižšia ako 0,0001) a taktiež sa potvrdila štatisticky vysoko preukazne vyššia variabilita efektívnosti v skupine podnikov hospodáriacich na nižšej výmere pôdy ako v podnikoch s väčšou výmerou. Testovanie rozdielov v priemernej úrovni technickej efektívnosti a variabilite efektívnosti medzi jednotlivými rokmi nepotvrdilo preukazné rozdiely.

Záver

Príspevok prezentuje jeden z variantných spôsobov merania outputovo orientovanej technickej efektívnosti subjektov prostredníctvom odhadu stochastickej hranice produkčných možností, vyjadrenej Cobb-Douglasovou produkčnou funkciou. Žiadna metodológia nie je exaktne presná a každá má svoje prednosti a nedostatky. Prednosťou prezentovaného postupu je nelineárnosť modelovania vzťahu medzi výstupom a vstupmi a tiež možnosť uvažovať pri výpočte mier technickej efektívnosti vplyv rôznych environmentálnych vplyvov, nekontrolovateľných, či náhodných vplyvov. Na báze realizovanej analýzy možno konštatovať, že uvažované vstupy vysokou mierou determinujú dosahovanú úroveň efektívnosti využitia vstupov, čo dokumentujú signifikantné koeficienty kvantifikovaných produkčných funkcií. Dosiahnuté výsledky analýz sú v súlade s tým, čo je prezentované často poľnohospodárskymi ekonómami, že efektívnejšie fungujú podniky hospodáriace na väčšej výmere pôdy. Priemerná technická efektívnosť využitia vstupov bola preukazne vyššia v podnikoch operujúcich na väčšej rozlohe ($TE = 0,941$) ako v podnikoch s relatívne malou výmerou pôdy (menej ako 500 ha), kde sa $TE = 0,831$. Tieto výsledky sú v súlade s výsledkami, ku ktorým dospel Hughes (2000). Bielik, Rajčániová (2004) uskutočnili pomocou DEA skúmanie efektívnosti rozsahu na výberovom súbore 110 poľnohospodárskych podnikov, pričom podniky klasifikovali tiež na 6 veľkostných skupín podľa výmery pôdy. Dospeli však k záverom, že vyššia technická efektívnosť je dosahovaná v malých podnikoch (do 500 ha) v porovnaní s podnikmi, hospodáriacimi na väčšej výmere pôdy. Fandel (2003) uskutočnil skúmanie technickej efektívnosti poľnohospodárskych podnikov v r. 2000, pričom sa opierať o ten istý zdroj údajov ako v tejto práci, vrátane rovnakej špecifikácie výstupu a vstupov. Podniky však klasifikoval podľa veľkostných skupín na iné kategórie: do 100 ha, 101–500 ha, 501–1 000, 1 001 a viac, čím sa zameriaval detailnejšie na menšie podniky a hrubšiu agregáciu použil pri väčších podnikoch. Ako metodologický aparát použil DEA. Dospel k záverom, že najvyššiu technickú efektívnosť dosahujú podniky s výmerou pod

100 ha a nad 1000 ha. Závěry viacerých analýz skúmania technickej efektívnosti poľnohospodárskych podnikov na Slovensku možno považovať za čiastočne rozporuplné. Problém možno hľadať v rozdielnom metodologickom prístupe kvantifikácie technickej efektívnosti, čiastočne aj v rozdielnej klasifikácii podnikov podľa veľkostných skupín. Komparatívne analýzy viacerých metodologických postupov odhadu technickej efektívnosti na tých istých údajoch (vrátane DEA) však neposkytli preukazne rozdielne výsledky. Rozdiely spočívajú skôr v citlivosti metód na vychýlené hodnoty (tzv. outlajery). Vážnejší problém vidíme vo vierohodnosti, či spoľahlivosti vstupných údajov, o ktoré sa realizátori analýz opierajú, vrátane autorov tohto príspevku.

Súhrn

V príspevku sú prezentované výsledky stochastického parametrického prístupu odhadu produkčných hraníc. Ako základ je použitá klasická Cobb-Douglasova produkčná funkcia. Na báze odhadu produkčnej funkcie sú odvodené outputovo orientované miery technickej efektívnosti. Údajovú základňu tvoria podnikové údaje za výberový súbor 5 604 poľnohospodárskych družstiev za obdobie r. 1994–2000, klasifikovaných podľa výmery poľnohospodárskej pôdy na šesť veľkostných skupín. Výstupom je celková výroba, ako vstupy sú uvažované: materiál a energia, služby, náklady práce a celkový majetok podniku. Z dosiahnutých výsledkov vyplýva, že je štatisticky preukazný rozdiel v priemernej úrovni technickej efektívnosti v prospech podnikov hospodáriacich na väčšej výmere pôdy. Priemerná technická efektívnosť v podnikoch s výmerou do 500 ha je najnižšia a predstavuje 0,831, najväčšia je u podnikov s výmerou nad 3 000 ha p. pôdy a predstavuje 0,941. Evidentná je aj klesajúca variabilita technickej efektívnosti medzi väčšími podnikmi. Priemerný variačný koeficient technickej efektívnosti v najmenších podnikoch predstavuje 14,5%, v skupine podnikov s výmerou nad 3 000 ha len 3,73%. Analýza preukázala, že rozdiely v priemernej technickej efektívnosti a taktiež variabilite technickej efektívnosti v jednotlivých rokoch nie sú štatisticky preukazné. Nemožno teda hovoriť o určitých preukazných tendenciách vývoja efektívnosti v čase.

Kľúčové slová: stochastická hranica produkčných možností, outputovo orientované koeficienty technickej efektívnosti, Cobb-Douglasova produkčná funkcia

Literatúra

- AIGNER, D. J. – LOVELL, C. A. K. – SCHMIDT, P. 1977. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. In: Journal of Econometrics, vol. 6, 1977, no.1, p. 21–37.
- BATTESE, G. E. 1992. Frontier Production Functions and technical Efficiency. In: Agricultural Economics, vol. 7, 1992, p. 185–208.
- BATTESE, G. E. – BROCA, S. S. 1997. Functional Forms of Stochastic Frontier Production Functions and Models for Technical Inefficiency Effects. A Comparative Study for Wheat Farmers in Pakistan. In: Journal of Productivity Analysis, vol. 8, 1997, p. 387–399.
- BIELIK, P. – RAJČÁNIOVÁ, M. 2004. Scale efficiency of agricultural enterprises in Slovakia. In: AGRIC.ECON., vol. 50, 2004, no. 8, p. 331–335.
- COELLI, T. J. 1994. A Guide to FRONTIER Version 4. A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation. Web: <http://www.une.edu.au-econometrics-cepa.htm>.
- FANDEL, P. 2000. Hodnotenie efektívnosti rozsahu v chove dojníc – neparametrický prístup. In: Acta oeconomica et informatica, roč. 3, 2000, č. 2, s. 35–41.

FANDEL, P. 2003. Technical and scale efficiency of corporate farms in Slovakia. In: *Agric. Econ.* vol. 49, 2003, no. 8, p. 375–383.

HUGHES, G. 2000. Total productivity of emergent farm structures in Central and Eastern Europe. In: Banse M., Tangermann S. (eds.): *Central and Eastern European Agriculture in an Expanding European Union*, Wallingford, CABI Publishing, p. 61–87

MEEUSEN, W. – van den BROECK, J. 1977. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. In: *International Economic Review*. vol. 19, 1977, no. 2, p. 435–444.

SOJKOVÁ, Z. 2001. Assessment of cooperatives efficiency using stochastic parametric approach. In: *Agric. Econ.*, vol. 47, 2001, no. 8, p. 361–364.

Kontaktná adresa:

doc. Ing. Zlata Sojková, CSc., Ing. Štefan Covaci, Fakulta ekonomiky a manažmentu SPU v Nitre, Tr. A. Hlinku 2, 949 76 Nitra, tel. 037/65 08 183, e-mail: Zlata.Sojkova@uniag.sk

Acta oeconomica et informatica 1
Nitra, Slovaca Universitas Agriculturae Nitriae, 2005, s. 6–9

FDH ANALÝZA AKO METÓDA BENCHMARKINGU FDH ANALYSIS AS A BENCHMARKING METHOD

Peter FANDEL

Slovenská poľnohospodárska univerzita v Nitre

The methodology of free disposal hull (FDH) is presented in this paper as an alternative method of benchmarking based on the concept of the evaluation of technical efficiency measures. It is considered as a non-convex counterpart to data envelopment analysis measures (DEA). The four measures of technical efficiency (TE) are calculated in this paper as benchmark indicators on the basis of dairy farms data sample: constant returns to scale technical efficiency (TE), non-increasing returns to scale TE, variable returns to scale TE, and FDH technical efficiency. The observed analysis shows that frequency of efficient farms increases with the order of TE measures listed above.

Key words: technical efficiency measures, FDH, DEA

Základom procesne orientovaného benchmarkingu je porovnávanie určitých produkčných výkonov podniku s analogickými výkonmi iných podnikov. Na úrovni odvetvia ide v rámci tzv. branžového (odvetvového) benchmarkingu o aplikáciu podnikového benchmarkingu na skupinu podnikov daného odvetvia. Východiskom väčšiny kvantitatívne orientovaných empirických benchmarkingových hodnotení sú miery technickej efektívnosti. Tieto sú založené na výbere tzv. referenčnej technológie. Pod referenčnou technológiou rozumieme množinu produkčných možností, ktorej front (hranica) slúži na hodnotenie skúmaných produkčných aktivít (Grosskopf, 1986). Najčastejšie používanými referenčnými technológiami sú fronty definované grafom parametrickej Cobb-Douglasovej produkčnej funkcie, alebo konvexné polyédrické produkčné množiny odhadnuté pomocou neparametrických metód typu analýzy dátových obalov (DEA). Tretou formou referenčnej technológie je produkčná množina typu FDH (Deparis, Simar, Tulkens, 1984; Tulkens, 1993). Táto v porovnaní s ostatnými formami umožňuje počítať miery efektívnosti vo vzťahu k dominantným, skutočne implementovaným produkčným plánom a nie k bodom abstraktnej hranice. Z tohto dôvodu možno považovať FDH analýzu za metódu, ktorá viacej vyhovuje štandardným pravidlám kvantitatívneho benchmarkingu.

V poslednom období bolo publikovaných niekoľko aplikácií FDH. Väčšinou ide o aplikácie vo verejnom sektore podľa vzoru priekopníckej práce autorov Thiry a Tulkens, 1988. Niektoré ďal-

šie aplikácie (napríklad v bankovom sektore – Tulkens, 1993) však ukazujú, že FDH môže byť účinným nástrojom benchmarkingu i vo výrobných organizáciách.

Cieľom príspevku je prezentovať FDH metodológiu a aplikovať ju v benchmarkingovej analýze výrobcov mlieka. Výsledky FDH analýzy sú komparované s výsledkami DEA analýzy.

Metódy

Názov metódy FDH je odvodený z anglického „free disposal hull“. Tento názov implicitne vyjadruje dve základné vlastnosti metodológie FDH: predpoklad silnej disponibility (podrobne o teórii disponibility viď napr. Färe, Grosskopf a Lovell, 1994, s. 38–44.) vstupov alebo výstupov (termín free disposability je totožný s pojmom strong disposability) a najmenší možný obal (hull) dát, ktorý je však na rozdiel od metodológie DEA nekonvexný. Obrázok 1 ilustruje porovnanie referenčných množín typu DEA a FDH. KVR front zodpovedá pôvodnej formulácii DEA navrhutej v práci Charnes, Cooper a Rhodes (1978) a ktorý je totožný s princípom efektívnosti formulovaným Farrellom (1957). Táto formulácia predpokladá konštantné výnosy z rozsahu (KVR). VVR front zodpovedá formulácii DEA publikovanej v práci Banker, Charnes a Cooper (1984), v ktorej sa predpokladajú variabilné výnosy z rozsahu (VVR). NVR front