

Technická efektivnost českých cukrovarů

TECHNICAL EFFICIENCY OF CZECH SUGAR REFINERIES

Lukáš Čechura, Michal Malý, Jarmila Peterová – Provozně ekonomická fakulta ČZU v Praze

Transformace cukrovarnického průmyslu započatá v polovině devadesátých let, rostoucí konkurence na trhu s cukrem spojená s poklesem cen a restrukturalizace cukrovarnického průmyslu vyvolaná zásadní reformou Společné organizace trhu s cukrem z roku 2006 zasáhla velmi citelně české cukrovarnictví, které ještě v polovině devadesátých let patřilo k důležitým sektorům potravinářského průmyslu. Tyto závažné institucionální a ekonomické změny zásadně determinovaly rozměr cukrovarnického sektoru, resp. výkonnost a konkurenceschopnost českých cukrovarů. Do jaké míry se tyto faktory odrazily ve využití výrobních kapacit, v úrovni technologického pokroku a v efektivnosti využití produkčních faktorů je předmětem analýzy tohoto článku.

Institucionální a ekonomické změny ve vnějším prostředí mohou mít jak pozitivní, tak negativní důsledky. Některé výzkumy (např. BAVOROVÁ (1)) naznačily, že podpůrná opatření zemědělské politiky vedla ke stabilizaci odvětví a dosažení konkurenceschopnosti na domácím trhu. Naopak dle POJERA (2) reforma organizace trhu cukru v podobě referenční ceny pro cukrovary, minimální ceny pro pěstitele a kompenzace ve formě oddělené platby za cukr, společně s nevhodnými politickými zásahy způsobily výraznou změnu ve struktuře trhu. Např. odchodem společnosti Eastern Sugar přišla ČR „nedobrovolně“ téměř o čtvrtinu své produkční kvóty (došlo ke snížení na úroveň cca 372 tis. t), a tím se stala nesoběstačnou v této komoditě.

JOHNSON ET AL. (3) na příkladě amerických cukrovarů ukazuje, že analýza použité produkční technologie a technické efektivnosti umožňuje zásadním způsobem posoudit základní faktory konkurenceschopnosti cukrovarů. Podobná analýza dosud nebyla pro český cukrovarnický sektor zpracována. Výsledky této analýzy lze proto pokládat za první příspěvek v diskusi o podstatných determinantech budoucí podoby českého cukrovarnictví.

Metodika

Model použitý k odhadu technické efektivnosti českých cukrovarů (4) vychází z předpokladu, že produkční možnosti firem lze aproximovat hraniční produkční funkcí v podobě:

$$y_{it} = f(t, \mathbf{x}_{it}; \beta) TE_{it} \quad (\text{rov. 1}),$$

kde $f(t, \mathbf{x}_{it}; \beta)$ je deterministická část hraniční produkční funkce a TE_{it} reprezentuje technickou efektivnost. Deterministická část hraniční funkce (rov. 1) je v následující aplikaci modelována pomocí translogaritmické (translog) funkce, tj.:

$$\ln f(t, \mathbf{x}_{it}; \beta) = \beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j \ln x_{ijt} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^K \sum_{k=1}^K \beta_{jk} \ln x_{ijt} \ln x_{ikt} + \beta_1 t + \frac{1}{2} \beta_{11} t^2 + \sum_{j=1}^K \beta_{1j} \ln x_{ijt} \quad (\text{rov. 2}),$$

kde \mathbf{x}_{it} je vektor vstupů, který v tomto případě obsahuje výrobní faktor práce (A_{it}), kapitál (K_{it}) a materiál (M_{it}). Index i , kde $i = 1, 2, \dots, N$, a t , kde $t \in \mathfrak{I}(i)$, a $\mathfrak{I}(i)$ reprezentuje podmnožinu let

T_i z celkového počtu let $T(1, 2, \dots, T)$, pro která jsou k dispozici pozorování i -tého podniku (viz níže – nevyrovnaný panel; unbalanced panel). β_0 je konstanta funkce (productivity parameter). β je vektor parametrů funkce určující produkční funkci f . Proměnná t v produkční funkci modeluje vlivy technické změny.

Odhad hraniční produkční funkce je proveden v podobě flexibilního Fixed Management modelu (5, 6), a to z několika důvodů. Flexibilita Fixed Management modelu umožňuje odhad hraniční funkce i pro firmy, které používají různé technologie. Tato skutečnost je zásadní pro následnou analýzu, ve které je z důvodu nízkého počtu pozorování v odvětví cukrovarnictví odhadována společná stochastická hraniční produkční funkce pro všechny potravinářské podniky. Druhým důvodem je možnost řešení problému „management bias“, který vzniká při opomenutí produkčního faktoru managementu ve specifikaci produkční funkce (technologie).



Tab. 1. Odhad produkční funkce

Fixed management model (Model s fixním managementem)							
Proměnná	Parametr	Sm. chyba	P[Z >z]	Proměnná	Parametr	Sm. chyba	P[Z >z]
	Průměr náhodných parametrů				Cross and squared terms		
Konstanta	-0,05543	0,00349	0,0000	TT	0,00887	0,00102	0,0000
A	0,28800	0,00343	0,0000	AT	0,01360	0,00136	0,0000
K	0,04557	0,00217	0,0000	KT	-0,00498	0,00079	0,0000
M	0,66928	0,00236	0,0000	MT	-0,00130	0,00094	0,1684
T	0,02208	0,00108	0,0000	AA	0,15032	0,00475	0,0000
Parametr nepozorovaného fixního managementu				KK	0,02304	0,00135	0,0000
Beta_m	0,13439	0,00210	0,0000	MM	0,16616	0,00214	0,0000
A	0,06573	0,00257	0,0000	AK	-0,00171	0,00187	0,3624
K	0,05000	0,00142	0,0000	AM	-0,13543	0,00314	0,0000
M	-0,18721	0,00205	0,0000	KM	-0,01886	0,00113	0,0000
T	0,00054	0,00110	0,6204				
Beta_mm	-0,18987	0,00283	0,0000				
Lambda	7,85261	0,44175	0,0000	Sigma (u)	0,25152		
Sigma	0,25356	0,00108	0,0000	Sigma (v)	0,03203		
LVF	845,0026			Poč. param.	23		

A – práce; K – kapitál; M – materiál; T – čas; m – management; LVF – logaritmická věrohodnostní funkce

Zdroj: vlastní výpočty

Technickou efektivnost lze potom zapsat:

$$\ln TE_{it} = \ln f(x_{it}, t, m_i) - \ln f(x_{it}, t, m_i^*) \leq 0 \quad (\text{rov. 3}),$$

$$\ln y_{it} = \ln y_{it}^* - u_{it} = \ln f(x_{it}, t, m_i^*) = \beta_0 + \beta_0 m_i^* + \frac{1}{2} \beta_{mm} m_i^{*2} + (\beta_i + \beta_{im} m_i^*) t + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + (\beta_x + \beta_{xt} t + \beta_{xm} m_i^*) \ln x_{it} + \frac{1}{2} \ln x_{it}' \mathbf{B}_{xx} \ln x_{it} + u_{it} - u_{it} \quad (\text{rov. 4}),$$

kde $u_{it} = -\ln TE_{it}$.

$$TE_{it} \text{ je tedy definována jako: } \ln TE_{it} = \gamma_0 + \gamma_t t + \gamma_x \ln x_{it} \quad (\text{rov. 5}),$$

$$\text{kde } \gamma_0 = \beta_m(m_i - m_i^*) + \frac{1}{2} \beta_{mm}(m_i^2 - m_i^{*2});$$

$$\gamma_t = \beta_{im}(m_i - m_i^*);$$

$$\gamma_x = \beta_{xm}(m_i - m_i^*).$$

Vztah (rov. 5) lze odhadnout pomocí maximum simulated likelihood s předpoklady napůl normálního rozdělení u_{it} , tj. $u_{it} \sim N^+(0, \sigma_{u_{it}})$, a $m_i^* \sim \bullet(0,1)$. Symbol \bullet vyjadřuje, že m_i^* může mít jakékoliv rozdělení s nulovým průměrem a konstantním rozptylem (7). Statistický šum má normální rozdělení s nulovým průměrem a konstantním a konečným rozptylem, tj. ÁLVAREZ ET AL. (5) uvádí, že u_{it} lze odhadnout podle JODNDROW ET AL. (8).

Data

Použitá data byla získána z databáze Creditinfo firemní monitor a reprezentují účetní údaje o kapitálových společnostech, jejichž převažující činností je dle OKEČ potravinářství

(OKEČ 1500). Jedná se o nevyrovnaný panel dat (unbalanced panel data) pokrývající období 1998 až 2007 a obsahující před procesem čištění a odstranění odlehklých pozorování (outliers) 1 375 podniků a celkově 6 473 pozorování.

V odhadu produkčních modelů jsou použity tyto proměnné: produkce (output), práce, kapitál a materiál. **Produkce (y_{it})** je reprezentována výkony, tj. tržbami za prodej vlastních výrobků a služeb a změnou stavu zásob vlastní činnosti. **Práce (A_{it})** je vyjádřena jako podíl osobních nákladů v daném podniku a roční průměrné hrubé mzdy v potravinářském průmyslu, včetně sociálního a zdravotního pojištění (35 %), v kraji, ve kterém firma sídlí (zdroj ČSÚ). **Kapitál (K_{it})** je tvořen dlouhodobými aktivy daného potravinářského podniku. **Materiál (M_{it})** je reprezentován množstvím spotřebovaného materiálu a energie *i-tým* potravinářským podnikem v čase *t*. Pro odstranění vlivu cenového pohybu byla produkce deflována indexem cen potravinářských výrobků (rok 2005 = 100) a produkční faktory kapitál a materiál indexem cen průmyslových výrobců (rok 2005 = 100).

Vygenerovaný panel dat z databáze Creditinfo firemní monitor byl dále očištěn o nevhodná či neúplná pozorování

a byly odstraněny odlehklé hodnoty. Dále byly odstraněny podniky, které měly dvě a méně pozorování. Konečný soubor čítá 512 potravinářských podniků a 2 612 pozorování, tj. v průměru 5,10 pozorování na podnik v panelu za období 1998 až 2007. Reprezentativnost souboru plyne z porovnání celkového výstupu daného odvětví v databázi s celkovým skutečným výstupem odvětví. Většina odvětví v souboru tvoří 40 a více procent skutečného výstupu. V případě analyzovaného odvětví OKEČ 15.8 (Výroba ostatních potravinářských výrobků, vč. 15.83 Výroba cukru) je tomu 42,6 %. Z toho vyplývá, že z analýz získané závěry lze zobecnit na populaci potravinářských podniků (právnických osob), resp. na charakter odvětví 15.83 Výroba cukru.

Pro odhad stochastické hraniční produkční funkce byly všechny proměnné vyděleny jejich geometrickým průměrem. To znamená, že odhadnuté parametry lze interpretovat jako elasticity hodnocené na geometrickém průměru dané proměnné.

Model je odhadnut a testován v ekonometrickém softwaru NLOGIT version 4.0 – LIMDEP version 9.0 (9). Rovněž odhady a výpočty technické efektivnosti a jejich komponent jsou provedeny v tomto softwaru.

Výsledky

Produkční technologie

Odhad Fixed management (FM) modelu je uveden v tab. 1. Z odhadnutých parametrů plyne, že sklon a zakřivení produkční funkce splňují kritéria konzistence s ekonomickou teorií. To znamená, že na průměru souboru je u všech vstupů splněna podmínka monotonicity a kvazi-konkávity produkční funkce.

Nejvyšší intenzitou ovlivňují velikost produkce materiálové vstupy. Elasticitu materiálu (β_M) ve výši 0,66928 lze považovat za konzistentní s empirickým pozorováním (viz průměrný podíl spotřeby materiálu a energie na hodnotě výstupu 0,63811 a jeho směrodatná odchylka 0,2562). Elasticita práce 0,288 a elasticita kapitálu ve výši 0,04557 byly shledány robustní vzhledem ke všem provedeným odhadům, se kterými bylo alternováno.

Technická změna ovlivňovala v analyzovaném období velikost produkce pozitivně, a to přibližně 2,2 % za rok s meziroční změnou ve výši 0,8 až 0,9 %. Jak koeficient prvního, tak koeficient druhého řádu časové proměnné je statisticky významný. LR test dále zamítá nulovou hypotézu o časové invariantnosti parametrů na obvyklé hladině významnosti 5 % (LR = 291,2976; $\chi^2_{1-0,05}(5) = 11,070$) a nulovou hypotézu o Hicksově neutrální technické změně (LR = 86,5034; $\chi^2_{1-0,05}(3) = 7,815$).

Technologický pokrok, který proběhl, byl v práci náročný a v kapitálu úsporný. Parametr u materiálových vstupů není statisticky významný a nebude komentován.

Hodnota parametru λ 7,85261 indikuje, že variabilita výstupu je determinována z větší části variabilitou neefektivnosti ve srovnání s variabilitou statistického šumu. Dle Z-testu (tab. I.) a LR testu (LR = 2515,5102; $'mixed'\chi^2_{1-0,025}(1) = 2,71$) lze nulovou hypotézu o $\lambda = 0$ zamítnout na hladině významnosti 5 %, což dokládá signifikantní roli neefektivnosti v hospodaření potravinářských podniků.

Oprávněnost použití Random parameters modelů oproti klasickým stochastickým hraničním modelům je doložena statistickou významností koeficientů managementu ($\beta_m, \beta_{mm}, \beta_{rm}$, kde $r = A, K, M$) FM modelu (tab. I.). Statisticky nevýznamný je pouze parametr β_{rm} . Technická změna tedy neměla vliv na změnu produktivity managementu v analyzovaném období. Jelikož $\beta_m > 0$ a $\beta_{mm} < 0$, lze říci, že management působí na velikost produkce pozitivně (viz kritérium monotonicity), avšak se stále nižším efektem. Růst manažerských vstupů dále vede k růstu produkční elasticity a mezní produktivity materiálu ($\beta_{Mm} < 0$) a naopak k poklesu produkční elasticity a mezní produktivity práce a kapitálu ($\beta_{Am} > 0, \beta_{Km} > 0$). Z hodnot, resp. orientace parametrů β_m a β_{mm} dále plyne, že s růstem m_t dochází k růstu technické efektivnosti, avšak klesající měrou. Vyšší množství materiálových vstupů vede k růstu technické efektivnosti pro určitou úroveň manažerských vstupů, m_t . Naopak větší množství práce a kapitálu vede k poklesu technické efektivnosti *i-tého* potravinářského podniku v čase t , *ceteris paribus*.

Z prezentovaných výsledků odhadu společné produkční funkce pro skupinu potravinářských podniků plyne, že použitá specifikace je vhodnou aproximací produkční technologie (diskuse alternativních specifikací viz ČECHURA (10)). Mezisektorová a mezipodniková heterogenita použitých technologií je respektována volbou modelu, který patří do skupiny Random parameters modelu. Odhad produkční technologie českých cukrovarů lze tak odvodit z odhadu společné produkční funkce.



Produkční elasticity charakterizující produkční technologie, resp. produktivitu českých cukrovarů jsou uvedeny v tab. II. (pozn.: vzhledem k použití translogaritmické funkce jsou koeficienty prvního řádu různé pro jednotlivé sektory, koeficienty druhého řádu jsou pro všechny sektory shodné; produkční elasticity českých cukrovarů byly počítány jako průměr elasticit podniků patřících do tohoto sektoru). Odhadnutou hodnotu elasticity materiálu (0,7883) lze opět považovat za konzistentní, a to vzhledem k informacím obsažených v databázi. Vyšší hodnota elasticity materiálu ve srovnání s průměrným potravinářským podnikem plyne z vyšší materiálové a energetické náročnosti tohoto odvětví. Elasticita kapitálu je opět na nízké úrovni. Z toho lze vyvodit, že cukrovary mají problémy se získáváním kapitálu, resp. že kapitál je pro české cukrovary omezeným zdrojem. Vezme-li se k tomu v úvahu vyšší hodnota elasticity práce ve srovnání s průměrným podílem osobních nákladů na velikosti produkce, lze se domnívat,

Tab. II. Produkční technologie českých cukrovarů

Parametr	Produkční elasticita
Elasticita kapitálu	0,0451
Elasticita práce	0,2337
Elasticita materiálu	0,7883
T (technologický pokrok)	0,0225
Management	0,0921
Výnosy z rozsahu	1,0671

Zdroj: vlastní výpočty

Tab. III. Index technické efektivity a jejích komponentů – odvětví

Rok	Index technické efektivity	Index efektu z rozsahu	Index efektu technické změny	Index efektu managementu	Počet cukrovarů
2001	1,1471	1,0217	1,0014	1,0891	2
2002	0,9280	1,1758	1,0013	0,8195	5
2003	0,9403	1,0496	1,0005	0,9309	5
2004	1,0199	1,1675	0,9999	0,9332	4
2005	0,9995	1,1428	0,9993	0,9036	4
2006	1,1443	1,3197	0,9979	0,8789	2
2007	0,7608	0,7380	0,9993	1,1058	3

Zdroj: vlastní výpočty

že přítomnost kapitálového omezení (tj. nedokonalostí kapitálového trhu) vede k substituci kapitálu produkčním faktorem práce. Výroba se tak stává pracovně náročnější a kapitálově úspornější. Z hodnoty součtu elasticit (1,0671) lze usuzovat na mírně rostoucí výnosy z rozsahu. Jinak řečeno, cukrovary vyrábí (posuzováno na průměru odvětví) v menším než optimálním rozsahu výroby. Tato skutečnost dokládá nevyužití výrobního potenciálu cukrovarů, a to vzhledem k vysoké konkurenci a nastaveným kvótám. Na druhou stranu odhadnutý charakter technické změny (růst o 2,25 % ročně) ukazuje na poměrně silnou investiční aktivitu cukrovarů vzhledem ke kapitálové omezenosti, tj. realizované investice zvyšovaly produktivitu českých cukrovarů. Z odhadnuté hodnoty elasticity managementu vyplývá, že úroveň managementu a kvalita produkčních faktorů významně determinuje úroveň produkce. Jinými slovy lze říci, že kvalitní management a kvalita ostatních produkčních faktorů jsou významnými determinanty konkurenceschopnosti českých cukrovarů.

Technická efektivity

Vývoj odhadnuté technické efektivity ukazuje (tab. III.), že po meziročním poklesu v roce 2002 se technická efektivity postupně vrací na svou úroveň z počátku 21. století až v roce 2006. V roce 2007 však dochází k jejímu opětovnému poklesu. Tento vývoj je do jisté míry ovlivněn změnou v počtu analyzovaných cukrovarů v roce 2006 (viz nedostupnost údajů o finančních výsledcích cukrovarů v některých letech), avšak rostoucí tendenci mezi roky 2002 a 2006 lze i s přihlédnutím k měnícímu se počtu cukrovarů v databázi považovat za charakteristickou pro tento sektor. Důsledkem razantního poklesu v roce 2007 je rozhodnutí o omezení výroby společností Eastern Sugar Česká republika, a. s., pravděpodobně z důvodu nemožnosti nalezení politického konsenzu. Nevyužití kapacity společnosti se projevily v poklesu úrovně technické efektivity. Dekompozicí technické efektivity lze určit (tab. III.), které faktory na ni působily pozitivně a které negativně. Pozitivně, vyjma posledního období, byla technická efektivity determinována efektem z rozsahu. V roce 2007 se efekt z rozsahu stal důvodem výrazného poklesu technické efektivity. To je v souladu s výše uvedeným závěrem o poklesu technické efektivity z důvodu nevyužitých kapacit. I přesto, že technická změna působila významně na růst produktivity českých cukrovarů, její vliv na vývoj technické efektivity lze považovat za neutrální. Efekt managementu působil negativně v letech 2002 až 2006. Od roku 2007 je vliv efektu managementu pozitivní. Z toho lze

usuzovat, že české cukrovary se snaží zvyšovat svou konkurenceschopnost růstem kvality produkčních faktorů a managementu.

Úroveň technické efektivity analyzovaných podniků je zanesena v tab. IV. (některé jsou již v likvidaci, či opustily trh, v analyzovaném období zde však působily). Z odhadnutých hodnot plyne, že nejvyšší úroveň technické efektivity dosahovaly Moravskoslezské cukrovary, a. s., a Cukrovar Vrbatky, a. s. Naopak nejnižší technickou efektivity zaznamenala Eastern Sugar ČR, a. s. Z provedených odhadů je zřejmé, které společnosti zvyšovaly svou konkurenceschopnost přes růst technické efektivity a zároveň do jaké míry využívají efektivity vstupy do výrobního procesu.

Diskuse a závěr

Z analýzy plyne, že vývoj technické efektivity nemá stabilní trend. Růst efektivity mezi roky 2002 a 2006 je následován výrazným poklesem v roce 2007. Za výrazným poklesem technické efektivity v tomto roce stojí změna institucionálního prostředí, tj. Reforma cukru, která přispěla spolu s dalšími faktory k odchodu společnosti Eastern Sugar Česká republika, a. s.

Úroveň technické efektivity, tj. schopnost efektivity využívat produkční faktory, se mezi jednotlivými cukrovary výrazně liší. Podstatnými faktory, které způsobují rozdíly v technické efektivity, jsou využití výrobní kapacity, rozdílná kvalita výrobních faktorů a úroveň managementu.

Souhrn

Článek se zabývá analýzou technické efektivity českých cukrovarů. Odhad technické efektivity je proveden s využitím parametrického přístupu SFA (Stochastic Frontier Analysis). Výsledky odhadu charakterizují technologii výrobního procesu a ukazují úroveň, s jakou české cukrovary využívají vstupy ve výrobním procesu. Z výsledků analýzy jednoznačně vyplývá, jak změny v institucionálním a ekonomickém prostředí působily na vývoj technické efektivity, resp. konkurenceschopnosti českých cukrovarů v období 2000 až 2007. Článek vznikl v rámci řešení projektu VZ MSM 6046070906.

Klíčová slova: produkční technologie, cukrovarnictví, technická efektivity, konkurenceschopnost, SFA (Stochastic Frontier Analysis), FM model.

Literatura

1. BAVOROVÁ, M.: Influence of policy measures on the competitiveness of the sugar industry in the Czech Republic, *Agricultural Economics (Czech)*, 49, 2003 (6), s. 266–274.
2. POJER J.: Výsledek reformy cukerního režimu EU může být podkopán zahraničně-obchodní politikou EU. *Listy cukrov. řepář.*, 126, 2010 (7/8), s. 212–213.
3. JOHNSON, J. L.; ZAPATA, H. O.; HEAGLER, A. M.: Technical Efficiency in Louisiana Sugar Cane Processing. *J. Agribusin.*, 13-2, 1995, s. 85–98.
4. ČECHURA, L.: *Zdroje a limity růstu agrárního sektoru – Analýza efektivity a produktivity českého agrárního sektoru: Aplikace SFA (Stochastic Frontier Analysis)*. 1. vyd., Praha: Walters Kluwer, 2009.
5. 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, s. 18.

Tab. IV. Technická efektivnost cukrovarnických podniků v České republice

Cukrovarnická společnost	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Průměr
Cukrovar Vrbátky, a. s.	NA	0,9949	0,9709	0,9754	NA	NA	NA	NA	0,9804
Cukrovary a lihovary TTD, a. s.	0,9499	0,9900	NA	NA	0,9648	0,7704	NA	0,9578	0,9266
Eastern Sugar Česká republika, a. s.	NA	NA	0,6180	0,5716	0,7562	0,8508	0,9723	0,6589	0,7380
Hanácká potravinářská společnost, s. r. o.	NA	NA	0,7920	0,8429	0,8883	0,8625	NA	0,9881	0,8747
Moravskoslezské cukrovary, a. s.	0,9947	0,9919	0,9902	0,9854	0,9902	0,9929	0,9909	NA	0,9909
Polabský cukrovar Dolní Beřkovice, a. s.	NA	NA	0,7125	0,7732	0,9150	NA	NA	NA	0,8002

Pozn.: NA značí nedostupnost pozorování v daném roce.

Zdroj: vlastní výpočty

- ÁLVAREZ, A.; ARIAS, C.; GREENE, W.: *Fixed Management and time invariant technical efficiency in a random coefficient model*. Stern School of Business, New York University, 2003, s. 10.
- HOCKMANN, H.; PIENIADZ, A.: Farm Heterogeneity and Efficiency in Polish Agriculture: A Stochastic Frontier Analysis. In *12th Congress EAAE 2008*. Ghent, Belgium, 2008, s. 10.
- JONDROW, J. ET AL.: On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model. *J. Econometrics*, 19, 1982, s. 233–238.
- GREEN, W.: *LIMDEP version 9.0 User's Manual*. Econometric Software, Inc., 2007.
- ČECHURA, L.: Estimation of technical efficiency in Czech agriculture with respect to firm heterogeneity. *Agricultural Economics (Czech)*, 56, 2010 (4), s. 183–191.
- ČECHURA, L.; HOCKMANN, H.: Sources of Economical Growth in the Czech Food Processing. *Prague Econom. Pap.*, 2, 2010, s. 169–182.
- Situační a výhledová zpráva: Cukr, cukrová řepa (2000–2010)*. Praha: MZe ČR, 2000–2010, ISBN 978-80-902-6-, ISSN 1211-7692.

Čechura L., Malý M., Peterová J.: Technical Efficiency of Czech Sugar Refineries

The paper deals with the analysis of technical efficiency of Czech sugar refineries. The parametric method – SFA (Stochastic Frontier Analysis) – is used to estimate the technical efficiency. The results characterize the production technology and show how well the Czech sugar refineries employ their inputs. Moreover, the paper shows and discusses how the changes in institutional and economic environment determined the development of technical efficiency or competitiveness of Czech sugar refineries in the period of 2000–2007, respectively. The research was supported by Ministry of Education, Youth and Sports of the Czech Republic, Grant No. MSM 6046070906.

Key words: production technology, sugar industry, technical efficiency, competitiveness, SFA (Stochastic Frontier Analysis), FM (Fixed Management) model.

JEL classification: D24, O12, P27.

Kontaktní adresa – Contact address:

doc. Ing. Lukáš Čechura, Ph. D., Česká zemědělská univerzita, Provozně ekonomická fakulta, Katedra ekonomiky, Kamýcká 129, 165 21 Praha 6 Suchbát, Česká republika, e-mail: cechura@pef.czu.cz