



Technická efektivnost ekologického zemědělství České republiky

Zdeňka KROUPOVÁ, Czech University of Life Sciences Prague¹

Abstract

Organic agriculture is the fastest developing branch of the Czech agriculture production. Nevertheless, foreign researches evidence that it is not dealt with an efficient production technology. The mentioned research has not been realized in the Czech Republic yet. Therefore, the aim of the paper is an evaluation of technical efficiency of Czech organic farms and determination of main factors which affect the technical efficiency of organic farmers. The methodological tool for achievement of the aim is the analysis of frontier production function and simultaneous estimation of technical inefficiency. The results of research verified the hypothesis of lower efficiency of organic farming, based on foreign papers, but withal they declared more problematic situation of Czech organic farms.

Keywords

Organic farming, panel data, stochastic frontier analysis, technical efficiency.

JEL Classification: Q12, Q18

¹ Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Czech University of Life Sciences Prague, Kamýcká 129, 165 21 Prague 6, Czech Republic.

kroupovaz@pef.czu.cz

Pieces of knowledge introduced in this paper resulted from solution of an institutional research intention MSMT 6046070906 *Economics of resources of Czech agriculture and their efficient use in frame of multifunctional agri-food systems.*

1. Úvod

Ekologické zemědělství patří k nejdynamičtějším odvětvím zemědělské výroby v České republice. Jeho pozice v posledních deseti letech posiluje jak z hlediska výměry ekologicky obhospodařované půdy a počtu ekologicky hospodařících subjektů, tak v rámci objemu bioprodukce. Výzkumy provedené v zahraničí (Madau (2005, 2007), Kumbhakar a kol. (2009)) však poukazují na nižší efektivnost ekologicky hospodařících subjektů v komparaci s konvenčními farmami. V České republice uvedený výzkum nebyl zatím zpracován, proto cílem předloženého příspěvku je zhodnocení efektivnosti ekologických farem a vymezení základních faktorů, které ovlivňují míru technické efektivnosti ekologických producentů. Zmíněný hlavní cíl je doplněn požadavkem zhodnocení vhodnosti

ekologického systému hospodaření pro zkoumané subjekty právě z pohledu technické efektivnosti.

V předloženém příspěvku je nejprve definován pojem efektivnosti a vymezen nástroj jejího hodnocení v podobě hraniční produkční funkce. Následuje souhrn dosavadních výsledků výzkumu efektivnosti zahraničního ekologického zemědělství. Postup výzkumu technické efektivnosti českého ekologického zemědělství je popsán v části třetí. Datovou základnu deklaruje část čtvrtá. V části páté je kvantifikována míra technické efektivnosti českých ekologických farem, měří míru vlivu faktorů neefektivnosti a hodnotí rozsah produkční mezery vznikající využitím ekologické technologie výroby. Souhrn uvedených výsledků poskytuje Závěr.

2. Dosavadní výzkum efektivity ekologického zemědělství

Počátek analýzy efektivity lze dle Kumbhakar a Lovella (2000) datovat do 50. let 20. století, kdy byly zveřejněny publikace definující pojem ekonomické efektivity. Mezi uvedené publikace patří studie Koopmansa (1951, cit. Kumbhakar a Lovell (2000)), která vymezila efektivity jako stav, kdy výrobce není schopen vyrobit vyšší množství jednoho výstupu, aniž by vyrobil méně výstupu jiného či zvýšil rozsah výrobních faktorů. Debreu ve stejném roce (1951, cit. Songsrirote a Singhapreecha (2007)) definoval ukazatel efektivity využití zdrojů, vyjádřený podílem skutečného a maximálně dosažitelného objemu produkce při dané technologii a disponibilních zdrojích. Oproti Debreuovi Shephard (1953, cit. Songsrirote a Singhapreecha (2007)) analyzoval stranu vstupů výrobního procesu a definoval měřítko efektivity jako poměr minimálního množství vstupů a skutečného množství, které bylo vynaloženo k dosažení požadované úrovně produkce při dané technologii výroby.

Dle Coelliho (1995) byly uvedené práce základem pro studii Farrela publikovanou v roce 1957, vymezující pojem ekonomické efektivity jako schopnost firmy produkovat stanovené množství výroby v rámci dané technologie s minimálními náklady (cit. Bravo-Ureta a Pinheiro (1997)). Farrel (1957, cit. Coelli (1995)) navrhl dekompozici zmíněné ekonomické efektivity na dvě složky – technickou a alokační efektivity. Bravo-Ureta a kol. (2007) uvádějí definici technické efektivity, jež představuje schopnost firmy produkovat maximální objem výstupu s daným objemem vstupů a při dané technologii. Zmíněná definice tedy odpovídá Debreuově pojetí efektivity. Alokační efektivity je uvedenými autory vymezena jako schopnost volby neoptimalnější kombinace výrobních faktorů a kvantifikována rovností poměru mezních produktů každé dvojice vstupů a poměru tržních cen příslušné dvojice vstupů.

Farrelovo pojetí efektivity ovlivnilo empirické modelování produkční funkce. Vedle průměrné produkční funkce začala být modelována hraniční produkční funkce, kterou definují Kumbhakar a Lovell (2000) jako funkci vyjadřující maximální objem výstupu, který může být získán z daného objemu vstupů:

$$f(x) = \max\{y : y \in P(x)\}, \quad (1)$$

kde $P(x)$ je množina výstupů, dosažitelných z každého nezáporného vektoru vstupů $x = (x_1, \dots, x_N) \in R_+^N$, y je nezáporný vektor výstupů $y = (y_1, \dots, y_M) \in R_+^M$.

Kumbhakar a Lovell (2000) rovněž vymezují vlastnosti uvedené hraniční produkční funkce:

- nulový objem vstupů implikuje nulový objem produkce,
- spojitost v rozsahu vstupů $x = (x_1, \dots, x_N) \in R_+^N$,
- pozitivní sklon,
- monotónnost,
- kvazikonkávnost v rozsahu vstupů $x = (x_1, \dots, x_N) \in R_+^N$,
- konvexnost.

Průkopníky v modelování hraniční produkční funkce byly, dle Aignera a kol. (1977), studie Aignera a Chu publikovaná v roce 1968, publikace Afriata (1972) a Richmonda (1974). Dle Kumbhakra a Lovella (2000) lze uvedené studie charakterizovat deterministickým přístupem k analýze hraniční produkční funkce, založeným na technice lineárního programování či modifikaci běžné metody nejmenších čtverců, předpokládající nekladné hodnoty všech reziduí.

V relativně krátké době se však objevuje rovněž stochastický přístup k hraniční produkční funkci, jehož zakladateli byli, dle Kumbhakra a Lovella (2000), Meesen a van den Broeck (1977) a Aigner a kol. (1977), kteří navrhli rozložit náhodnou složku produkční funkce na dvě části – statistickou chybu s normálním rozdělením a technickou neefektivnost s exponenciálním či polonormálním rozdělením.

Efektivnost ekologického zemědělství byla pomocí zmíněných stochastických modelů hraniční produkční funkce zkoumána ve studiích Tzouvelekase a kol. (2001 a 2002), které byly zaměřeny na výzkum efektivity řeckých ekologických producentů. Souhrnně byla v uvedených studiích analyzována efektivity 84 ekologických producentů olivového oleje, 29 ekofarem se zaměřením na produkci bavlny, 26 ekoproducentů hrozinek a 20 ekologických producentů vinné révy. Hraniční produkční funkce byla uvedeným kolektivem autorů konstruována Cobb-Douglasovou i translogaritmickou funkcí s vysvětlovanou proměnnou v podobě naturálního objemu produkce příslušných komodit a s vysvětlujícími proměnnými, reprezentujícími výměru obhospodařované půdy, počet odpracovaných hodin, objem hnojiv a objem zapojeného kapitálu, a odhadována metodou maximální věrohodnosti. Komparace skutečné úrovně produkce s potenciální hodnotou deklarovala průměrnou technickou efektivity ekologických producentů olivového oleje na úrovni 68,3 %.

Zmíněný kolektiv autorů provedl rovněž srovnání míry technické efektivity ekologických producentů s mírou technické efektivity podniků konvenčních. Výsledkem byla identifikace vyšší technické neefektivity konvenčních producentů olivového oleje. Průměrná míra efektivity konvenčních producentů dosáhla pouze 55,9 %. Obdobný výsledek byl proká-

zán i u zbývajících komodit. Například průměrná míra technické efektivnosti ekologických producentů bavlny s úrovní 74,6 % převýšila průměrnou míru technické efektivnosti konvenčních podniků o 4 %. Nejvyšší diference však byla dosažena u produkce vína, kde vykázaly ekologické farmy sice v průměru nejnižší míru technické efektivnosti (68 %), nicméně převýšily průměr konvenčních farem o 11 %.

V roce 2005 zveřejnil Madau analýzu technické efektivnosti 93 italských ekofarem, které byly zaměřeny na produkci obilovin. Zmíněná analýza byla založena na modelování Cobb-Douglasovy hraniční produkční funkce. V uvedeném funkci byla vysvětlována peněžní hodnota celkové produkce obilovin dané farmy výměrou sklizňové plochy obilovin, celkovými výdaji na osiva a hnojiva, celkovou hodnotou kapitálu, počtem hodin práce a ostatními výdaji farmy. Výsledky odhadu hraniční produkční funkce metodou maximální věrohodnosti vedly k závěru, že ekologičtí producenti s mírou technické efektivnosti na úrovni 82,5 % jsou méně efektivní než konvenční farmy, dosahující 89,2 % technické efektivnosti.

Později provedl Madau (2007) obdobnou analýzu s využitím translogaritmické funkční formy. Výsledky uvedené analýzy odpovídaly výše popsaným závěrům. Madau (2007) rovněž zkoumal faktory determinující uvedenou neefektivnost. Z předpokládaných proměnných, zahrnujících věk farmáře, pohlaví farmáře, lokalizaci farmy v méně příznivé oblasti a umístění farmy v rovinatém, kopcovitém či hornatém terénu, byl zjištěn nejsilnější vliv lokalizace ekofarmy v méně příznivé oblasti. Zmíněná lokalizace implikovala vyšší technickou neefektivnost, než dosahovaly ekofarmy nacházející se v produkčně příznivějších oblastech. Rovněž umístění farmy do horského terénu vyvolalo pokles technické efektivnosti. Z genderového hlediska bylo zjištěno, že muži dosahují vyšší technické efektivnosti než ženy. Efektivnost ekologického zemědělství rovněž narůstá s věkem farmáře.

Kumbhakar a kol. (2009) analyzovali efektivnost finských ekologických farem zaměřených na chov mléčného skotu prostřednictvím simultánního modelu hraniční produkční funkce a inklinární funkce ekologického zemědělství. Uvedený model byl založen na panelových datech 279 farem, z nichž 49 uplatňovalo ekologickou produkční technologii. Data byla získána za období let 1995–2002. Specifikace hraniční produkční funkce byla založena na Cobb-Douglasově funkční formě s výstupem v podobě peněžní hodnoty celkového objemu produkce. Vstupy do výrobního procesu definoval zmíněný kolektiv autorů jako počet hodin práce, peněžní hodnotu spotřeby energie a materiálu a peněžní hodnotu budov a strojů. Inklinární funkce, popisující volbu technologie výroby, byla vysvětlována technologií uplatňovanou v pře-

šlém období, mírou technické neefektivnosti, věkem farmáře, reprezentujícím úroveň zkušeností, dotacemi, které byly získány v průměru na hektar obhospodařované půdy, a produkční intenzitou. Výsledkem uvedené studie bylo prokázání ekologické technologie jako technologie méněcenné, neboť ekologické farmy vykázaly v průměru o 5 % nižší technologickou efektivnost než farmy konvenční. Uvedená neefektivnost byla prokázána jako faktor působící proti implementaci ekologické produkční technologie. Naopak silný pozitivní vliv na přechod či setrvání v ekologickém produkčním systému vykázaly dotace.

Kumbhakar a kol. (2009) dále předpokládá, že v dlouhém časovém horizontu lze očekávat nárůst efektivnosti ekologických farem, neboť dotace motivují k přechodu na ekologické zemědělství i efektivní farmy. Z uvedeného předpokladu vychází závěr, že dotace na podporu ekologického zemědělství jsou z dlouhodobého hlediska potřebné, pouze pokud nižší produktivita ekologického zemědělství a produkce veřejných statků nebude kompenzována vyšší prodejní cenou.

Z výše uvedených analýz nelze učinit jednoznačný závěr o nižší technické efektivnosti ekologických farem ve srovnání s konvenčními farmami. Lze však vymezit nižší technickou efektivnost ekologické produkce obilovin, jež tvoří jedno z nejvýznamnějších odvětví českého ekologického zemědělství, i nižší technickou efektivnost bioprodukce mléka.

3. Metodické přístupy

Model použitý k analýze efektivnosti českého ekologického zemědělství vychází z funkčního vymezení hraniční produkční funkce dle Meesena a van der Broecka (1977), kteří definovali hraniční produkční funkci v podobě Cobb-Douglasovy funkční formy, viz následující předpis v úpravě pro panelová data:

$$y_{kt} = f(x_{kt}; \beta) e^{\varepsilon_{kt}}, \quad (2)$$

$$\varepsilon_{kt} = v_{kt} - u_{kt}, \quad (3)$$

kde y_{kt} je úroveň produkce k -tého subjektu v čase t , x_{kt} je vektor vstupů do produkčního procesu o rozměru $[N \times j]$, odpovídající spotřebě vstupu práce, půdy a kapitálu k -tým subjektem čase t , β je vektor odhadovaných parametrů o rozměru $[j \times 1]$, ε_{kt} reprezentuje chybu odhadu, obsahující náhodnou složku (v_{kt}) a míru technické neefektivnosti (u_{kt}), odpovídající k -tému subjektu a času t , $j = 1, 2, \dots, J$, $k = 1, 2, \dots, K$, $t = 1, 2, \dots, T$.

Aplikaci hraniční produkční funkce lze dle Coelliho (1995) charakterizovat dvěma hlavními přínosy oproti modelování průměrné produkční funkce. Odhad hraniční produkční funkce umožňuje vytvořit model

technologického postupu nejlepší farmy v oboru, zatímco odhad průměrné produkční funkce reprezentuje model technologie průměrné farmy. Uvedená skutečnost podmiňuje i druhý přínos hraniční produkční funkce, kterým je možnost empiricky měřit míru technické efektivity jednotlivých farem. Zmíněnou míru technické efektivity lze dle Aignera a kol. (1977) vyjádřit jako poměr mezi skutečně dosaženým objemem produkce a potenciálním objemem výstupu, kvantifikovaným hraniční produkční funkcí:

$$TE = \frac{y_{sk}}{\max\{y : y \in P(x)\}}, \quad (4)$$

kde y_{sk} značí skutečný objem produkce.

Specifikace stochastického modelu dále vychází z Aignerova (Aigner a kol., 1977) členění chyby odhadu na dvě části:

- Náhodnou složku v_{kt} s normálním rozdělením, $N(0, \sigma_v^2)$, reprezentující chyby měření hodnot proměnných, vliv faktorů nezahrnutých do analýzy a chyby v důsledku zjednodušení analytického tvaru zvolené produkční funkce.
- Nezápornou míru technické neefektivnosti u_{kt} , reprezentující odchylku produkce k -tého subjektu od hranice produkčních možností, nezávislou na rozdělení náhodné složky a s předpokládaným normálním rozdělením, $N(0, \sigma_u^2)$.

Výstup kvantifikovaný zmíněnou funkcí byl představován produkcí ve stálých cenách roku 2005 v tisících korunách (*LDY* v logaritmicím vyjádření). Vysvětlující proměnné představovaly následující výrobní faktory:

- Půda (*L*), definovaná hektarovou výměrou obhospodařované zemědělské půdy (*LLAND* v logaritmicím vyjádření).
- Práce (*WU*), reprezentovaná průměrným počtem pracovníků (*LWU* v logaritmicím vyjádření).
- Kapitál (*K*), vyjádřený v podobě souhrnu hmotného a nehmotného dlouhodobého majetku v tisících korunách (*LHANM* v logaritmicím vyjádření).

Využití panelových dat vyžadovalo provedení analýzy heterogenity, jejíž opomenutí by mohlo způsobit zkreslení odhadů parametrů konstruovaného modelu. Přítomnost heterogenity byla zkoumána analýzou variance hodnot vysvětlované proměnné. V důsledku verifikace heterogenity mezi jednotlivými subjekty byla specifikace modelu hraniční produkční funkce založena na tzv. modelu náhodných efektů, který předpokládá, že faremní specifika nejsou korelována s ostatními vysvětlujícími proměnnými modelu, nýbrž jsou náhodně rozdělována mezi jednotlivé průřezové

jednotky. Zmíněnou specifikaci využívá metodický přístup, který publikovali Pitt a Lee v roce 1981 (cit. Green, 2007).

Parametry modelu hraniční produkční funkce byly odhadnuty metodou maximální věrohodnosti, s následující log-pravděpodobnostní funkcí:

$$\begin{aligned} \log L_k = & -T_k \log \sigma_u^2 - \frac{T_k}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \left(1 + \frac{T_k \sigma_u^2}{\sigma_v^2} \right) - \\ & - \frac{T_k}{2} \log \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2} - \frac{1}{2} \left(\frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2 \sigma_u^2} \right) \sum_{t=1}^{T_k} \varepsilon_{kt}^2 + \\ & + \frac{1}{2} h_k^2 \left(1 + \frac{T_k \sigma_u^2}{\sigma_v^2} \right) + \frac{1}{2} \log \Phi \left(h_k \sqrt{1 + \frac{T_k \sigma_u^2}{\sigma_v^2}} \right), \end{aligned} \quad (5)$$

$$h_k = -\frac{\sigma_u T_k \bar{\varepsilon}_k}{1 + \sigma_u T_k}, \quad (6)$$

kde σ_u^2 je rozptyl míry technické neefektivnosti, σ_v^2 je rozptyl náhodné složky modelu, Φ je distribuční funkce normovaného normálního rozdělení (CDF) a T_k je počet období, reprezentující data k -tého subjektu, $k = 1, 2, \dots, K$.

Kvalita získaných odhadů byla testována McFaddenovým pravděpodobnostním indexem, tzv. *pseudo R*², který vyjadřuje Green (2008) následujícím vzorcem:

$$pseudo R^2 = 1 - \left(\frac{\log L}{\log L_0} \right), \quad (7)$$

kde $\log L$ je hodnota log-pravděpodobnosti odhadovaného modelu, $\log L_0$ je hodnota log-pravděpodobnosti modelu, obsahující pouze konstantu.

Přítomnost neefektivnosti byla testována Likelihood Ratio testem (LR) s nulovou hypotézou o neexistenci technické neefektivnosti, tj. $H_0: \lambda = 0$. LR test byl založen na testovací statistice, kterou definuje Gujarati (2003) následovně:

$$\eta = 2(ULLF - RLLF), \quad (8)$$

$$\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v}, \quad (9)$$

kde *ULLF* značí neomezenou log-pravděpodobnostní funkci odpovídající odhadovanému modelu, *RLLF* je omezená log-pravděpodobnostní funkce, odpovídající modelu, který reprezentuje nulová hypotéza.

Gujarati (2003) rovněž uvádí, že v případě velkých výběrových souborů je vhodné testovací statistiku LR testu porovnávat s kritickou hodnotou χ^2 na zvolené hladině významnosti ($\alpha = 5\%$) a s počtem stupňů volnosti, které odpovídají počtu omezujících podmínek, které uvádí nulová hypotéza. Ve výše uvedeném případě byl tedy použit jeden stupeň

volnosti. Hodnota LR statistiky převyšující kritickou hodnotu χ^2 na zvolené hladině významnosti a s daným počtem stupňů volnosti implikuje dle Gujaratiho (2003) zamítnutí nulové hypotézy.

Ve výše uvedených modelech byla rovněž zohledňována existence heterogenity v míře technické neefektivnosti a heteroskedasticita náhodné složky modelu. Heterogenita byla modelována prostřednictvím exponenciální funkce rozptylu míry technické neefektivnosti, kde jako vysvětlující proměnné vystupovaly dotace, lokalizace farmy v méně příznivých oblastech (LFA) a spotřeba materiálu a energie, u nichž byl předpokládán významný vliv na variabilitu technické neefektivnosti:

$$\sigma_{u_k}^2 = \exp(\delta' z_k), \quad (10)$$

kde z_k značí vektor proměnných implikující variabilitu míry technické neefektivnosti o rozměru $[s \times k]$, δ' je vektor parametrů o rozměru $[1 \times s]$, $s = 1, 2, \dots, S$ (Green, 2007).

Heteroskedasticita náhodné složky byla dle Greena (2007) zohledňována prostřednictvím exponenciální funkce rozptylu náhodné složky obsahující pouze konstantu (δ_0):

$$\sigma_{v_k}^2 = \exp(\delta_0). \quad (11)$$

Komparace modelu bez heterogenity a heteroskedasticity s modelem zohledňujícím uvedené jevy byla provedena pomocí Akaike informačního kritéria (AIC), které vymezuje Gujarati (2003) následovně:

$$AIC = \frac{\log L - J}{N/2} - (1 + \log 2\pi), \quad (12)$$

kde $\log L$ je hodnota log-pravděpodobnosti, J značí počet parametrů v modelu, N reprezentuje celkový počet pozorování.

Modelem lépe popisujícím zkoumanou hraniční produkční funkci byl, dle výše uvedeného kritéria, vybrán model s nižší hodnotou AIC.

Z kvantifikovaného modelu byla následně vyjádřena míra technické efektivnosti farem, a to dle postupu Bravo-Urety a Pinheira (1997):

$$TE_k = \exp(-u_k). \quad (13)$$

Za účelem komparace technické efektivnosti ekologického a konvenčního zemědělství byla výše uvedeným postupem odhadována a verifikována rovněž hraniční produkční funkce konvenčního zemědělství specifikovaná dle vzorce (2) a (3). Kvantifikovaná hraniční produkční funkce konvenčního zemědělství byla dále využita pro stanovení míry technické efektivnosti konvenčních farem (13).

Model hraniční produkční funkce byl rovněž využit pro vymezení faktorů, které vyvolávají

neefektivnost ekologických farem. K uvedenému účelu byl specifikován rekurzivní model míry technické neefektivnosti ekologických farem:

$$y_{kt} = \alpha L_{kt}^{\beta_L} WU_{kt}^{\beta_W} K_{kt}^{\beta_K} e^{v_{kt} - u_k},$$

$$u_k = \delta_0 + \delta_{LFA} LFA_k + \delta_D DEZH_{kt} + \delta_O ODH_{kt} + \delta_M SPMH_{kt} + w_{kt}, \quad (14)$$

kde LFA_k značí dummy proměnnou vyjadřující lokalizaci k -té farmy v LFA oblasti ($0 =$ mimo LFA, $1 =$ v LFA), $DEZH_{kt}$ reprezentuje objem získaných dotací na podporu ekologického zemědělství na hektar obhospodařované půdy k -tého subjektu v čase t , ODH_{kt} je objem ostatních získaných dotací na hektar obhospodařované půdy k -tého subjektu v čase t , $SPMH_{kt}$ značí reálnou spotřebu materiálu a energie na hektar obhospodařované půdy k -tého subjektu v čase t , δ_0 je konstanta, δ_D , δ_O , δ_M , δ_{LFA} jsou regresní parametry funkce neefektivnosti, u_k označuje míru technické neefektivnosti, w_{kt} je náhodná složka, $w_{kt} = N(0, \sigma^2)$.

Specifikace modelu vychází z předpokladu, že lokalizace farmy v méně příznivé oblasti způsobuje nárůst neefektivnosti oproti hospodaření v produkčně příznivých oblastech. Objem získaných dotací na hektar obhospodařované půdy podmiňuje míru racionálního chování farem, která se přenáší do míry technické neefektivnosti a negativně ji ovlivňuje. Spotřeba materiálu a energie na hektar vyjadřuje vliv dalších výrobních faktorů, které ovlivňují produkci farmy a míru její neefektivnosti.

Specifikovaný rekurzivní model lze dle odborné literatury odhadovat dvěma způsoby. Battese a Coelli (1995), navrhují provést simultánní odhad modelu metodou maximální věrohodnosti, což umožňuje kvantifikaci všech regresních parametrů v jediném odhadu. Uvedený způsob odpovídá výše popsanému zahrnutí heterogenity míry technické neefektivnosti do specifikace modelu (10).

Bravo-Ureta a Pinheiro (1997) naopak navrhují dvou-fázový postup, v němž je nejprve odhadnuta hraniční produkční funkce a následně je určena míra technické neefektivnosti pro k -tý subjekt. Kvantifikovaná míra technické neefektivnosti (u_{kt}) v logaritickém vyjádření se stává vysvětlovanou proměnnou druhé funkce (14).

Kyi a von Oppen (1999) dodávají, že nulová hodnota míry technické neefektivnosti znamená, že zkoumaná farma je plně (tedy 100%) efektivní, tzn. produkuje na hranici produkčních možností. Je-li naopak $|u_{kt}| > 0$, leží produkce farmy, jak uvádí Basnayake a Gunaratne (2002), pod hranicí produkční možností.

V odborné literatuře lze najít kritiku obou výše uvedených postupů. Simultánnímu odhadu je

vytýkána matematická náročnost, druhému postupu nekonzistence v předpokladech o faktoru neefektivnosti. V první fázi odhadu je totiž předpokládáno nezávislé a identické rozdělení faktoru neefektivnosti, zatímco v druhé fázi je míra technické neefektivnosti funkcí faremně specifických faktorů, což dle Coelliho (1995) implikuje, že uvedená míra neefektivnosti nemůže mít identické rozdělení.

Statistická významnost parametrů vysvětlujících proměnných ve funkci technické neefektivnosti byla testována LR testem s nulovou hypotézou, předpokládající nulový vliv vysvětlované proměnné na výši technické neefektivnosti a její změny, tj. $H_0: \delta_j = 0$ pro $j = 1, 2, \dots, J$. Přijetí uvedené hypotézy znamená, že zvolené proměnné nevysvětlují technickou neefektivnost.

Kvantifikovaná hraniční produkční funkce byla využita rovněž k analýze vhodnosti ekologické, či konvenční technologie ve zkoumaných podnicích. K uvedenému účelu byla použita modifikace postupu navrženého Kumbhakarem a kol. (2009), který kvantifikuje produkční mezeru jako rozdíl mezi maximálně dosažitelnou produkcí a potenciální produkcí získanou ekologickou technologií.

Za účelem kvantifikace produkční mezery byl využit odhad hraniční produkční funkce modelu Pitta a Leea s heterogenitou a heteroskedasticitou, a to jak pro ekologický produkční systém, tak pro technologii konvenční. Odhadnuté modely byly využity ke kvantifikaci teoretických hodnot potenciální produkce ekologické a konvenční produkční technologie. Zmíněné teoretické hodnoty potenciálních produktů byly získány dosažením skutečných hodnot vysvětlujících proměnných v podobě skupinových průměrů za sledované časové období, které reprezentovaly průměrné disponibilní zdroje jednotlivých subjektů. Uvedeným způsobem byl kvantifikován průměrný potenciální produkt dosažený u daného subjektu ekologickou technologií ($\hat{Y}_{EZ,k}$) a potenciální produkt dosažitelný technologií konvenční ($\hat{Y}_{KZ,k}$).

Z uvedených průměrných potenciálních produktů byla následně kvantifikována maximální hodnota produkce, dle následujícího vzorce:

$$\hat{Y}_{MAX,k} = \max\{\hat{Y}_{EZ,k}, \hat{Y}_{KZ,k}\} \quad (15)$$

Produkční mezeru byla vyčíslena jako rozdíl mezi výše definovanou maximální produkcí a potenciální produkcí, která byla získána v daném subjektu ekologickou produkční technologií:

$$PM_k = \hat{Y}_{MAX,k} - \hat{Y}_{EZ,k} \quad (16)$$

kde PM_k je produkční mezeru k-tého subjektu.

Kladná produkční mezeru u ekologické farmy byla interpretována jako ztráta produkce v důsledku využití ekologické produkční technologie. V uvedeném případě je ekologický produkční systém pro daný podnik méněcennou technologií a přechod na konvenční systém by umožnil zvýšení objemu produkce při stejné výši disponibilních zdrojů. Naopak záporná produkční mezeru u ekofaremu reprezentovala méněcennost konvenční technologie pro daný subjekt. Přechod na konvenční systém není v uvedeném případě žádoucí, neboť by nezvýšil vyprodukovaný objem statků.

U konvenčních podniků kladná hodnota produkční mezery symbolizovala vhodnost konvenční technologie, naopak při záporné hodnotě by transformace na ekologický produkční systém zvýšila objem produkce sledovaného podniku.

Odhady hraničních produkčních funkcí byly provedeny ekonometrickým softwarem LIMDEP, verze 9.0.

4. Data

Analýza efektivnosti českých ekologických farem byla založena na panelových datech 531 zemědělských podniků, které reprezentovaly hospodaření zmíněných subjektů v letech 2004–2008. Zdrojem datové základny byla databáze Creditinfo Firemní monitor, vznikající sběrem účetních dat podnikatelských subjektů registrovaných v České republice, a Obchodní rejstřík.

Z uvedených datových zdrojů byly získány účetní závěrky ekologických farem, které hospodařily, dle seznamů Ministerstva zemědělství ČR, pouze ekologickým způsobem ve sledovaném období let 2004–2008 a které zveřejnily účetní závěrku alespoň jedenkrát za dané období. Celkem byla získána data od 143 ekologických farem, právnických osob, se zaměřením převážně na smíšenou výrobu (OKEČ 013000). Výběrový soubor tak představoval z hlediska počtu zastoupených subjektů 58 % základního souboru ekologických podniků – právnických osob.

Za účelem komparace byl soubor ekologických farem dále doplněn účetními závěrkami konvenčních podniků. Do výsledné databáze byly zařazeny právnické osoby provozující zemědělskou výrobu pouze konvenčním způsobem, které zveřejnily účetní závěrku alespoň za tři roky daného období a jejichž výrobní zaměření odpovídalo specializaci výběrového souboru ekologických farem.

Vytvořený nevyvážený panel obsahoval celkem 2 049 pozorování od 531 zemědělských podniků, z nichž 443 pozorování reprezentovalo 143 ekologických podniků a 1 606 pozorování odpovídalo 388 konvenčním zemědělským podnikům.

Data z účetních závěrek byla dále doplněna o výměry obhospodařované půdy, získané z databáze LPIS, a o počet zaměstnanců, stanovený jako podíl mzdových nákladů jednotlivých subjektů a průměrné mzdy, realizované dle databáze Českého statistického úřadu v kraji, kde zkoumaný podnik sídlil.

Zpracování analýzy efektivnosti rovněž vyžadovalo vymezení ukazatele celkové produkce sledovaných podniků. Uvedený ukazatel byl stanoven jako součet výkonů a spotřeby vlastního meziprojektu. Hodnota spotřebovaného meziprojektu byla vyčíslena v podobě spotřeby vlastních osiv a krmiv v peněžních jednotkách dle následujících vzorců:

$$M_{jkt} = TC_{jkt} \cdot l_{jt}, \quad (17)$$

$$l_{jt} = \frac{M_{jt}}{TC_{jt}}, \quad (18)$$

kde M_{jkt} značí peněžní hodnotu meziprojektu k -té farmy v roce t , TC_{jkt} reprezentuje celkové náklady k -té farmy v roce t , l_{jt} je koeficient meziprojektu j -té specializace výroby v čase t , M_{jt} je spotřeba vlastních osiv a krmiv j -té specializace výroby v čase t , TC_{jt} značí celkové náklady j -té specializace výroby v čase t .

Data potřebná pro stanovení koeficientu meziprojektu v jednotlivých specializacích výroby byla získána z databáze FADN CZ – standardní výstup právnických osob v období 2004–2008 v členění na polní výrobu, smíšenou výrobu a chov skotu. Veřejně dostupná část databáze FADN neumožňuje vymezení potřebných ukazatelů v ekologickém zemědělství, proto bylo rovněž využito šetření nákladovosti a výnosnosti vybraných ekologických produktů publikované autorským kolektivem Poláčková a kol. v roce 2005.

Vliv cenového vývoje byl v případě produkce eliminován převodem na reálnou hodnotu prostřednictvím indexů cen zemědělských výrobců, se zohledněním výrobní specializace, a indexů cen vstupů do zemědělství, zveřejněných Českým statistickým úřadem se základním obdobím roku 2005.

Data získaná výše popsaným postupem byla dále očištěna o neúplná a odlehlá pozorování. Výsledný soubor dat používaný k odhadům obsahoval 390 pozorování 129 ekologických podniků a 1 533 pozorování 379 konvenčních podniků. Ekologické podniky reprezentovaly základní soubor z 52 %.

5. Výsledky

Prvotním výsledkem provedeného výzkumu byla kvantifikace hraničních produkčních funkcí ekologického a konvenčního zemědělství, viz příloha – tabulky 4 a 5. Z komparace parametrů zmíněných

funkcí je patrná vysoká produkční pružnost výrobního faktoru práce a nízká pružnost výrobního faktoru kapitál v obou typech hospodaření. V ekologickém zemědělství reaguje potenciální produkce na procentní nárůst množství zapojené práce 0,53% růstem, zatímco procentní navýšení využívaného kapitálu vyvolává pouze 0,14% nárůst objemu bioprodukce. Přepis hraniční produkční funkce ekologického zemědělství do mocninného tvaru uvádí následující vzorec:

$$\hat{y}_{kt} = 205,113 L_{kt}^{0,249} WU_{kt}^{0,525} K_{kt}^{0,143}. \quad (19)$$

(0,260) (0,036) (0,024) (0,029)

Zmíněný vzorec odpovídá odhadu hraniční produkční funkce se zohledněním heterogenity a heteriskedasticity, který dle AIC kritéria, pseudo R^2 i standardních chyb odhadů poskytuje kvalitnější výsledky odhadu parametrů než odhad bez zohlednění uvedených jevů.

Analýza zmíněného odhadu hraniční produkční funkce ekologického zemědělství umožnila kvantifikovat míru technické efektivnosti ekologických farem, definovanou jako procentuální míra dosažení potenciální produkce. Míra technické efektivnosti tedy vyjadřuje schopnost ekologických farem využít disponibilních zdrojů k produkci maximálního množství výstupu. V ideálním případě dosahuje míra technické efektivnosti 100 %. Farma dosahující uvedené míry produkuje na hranici produkčních schopností. Jakákoli nižší hodnota identifikuje neefektivní produkční proces.

Přítomnost a významnost uvedené neefektivnosti ekologických farem byla identifikována parametrem λ , jehož hodnota, významně se lišící od nuly, reprezentuje plnou efektivnost všech zkoumaných subjektů. Průkaznost uvedeného parametru byla testována LR testem, jenž prokázal s pravděpodobností 95 % existenci neefektivnosti, viz příloha tabulka 4.

Ekologické farmy dosahují v průměru pouze 55,1 % plné produkční síly. V komparaci s konvenčními farmami, pro které je odhad hraniční produkční funkce uveden v příloze, tabulka 5, představuje zmíněná skutečnost o 13,5 % nižší efektivnost ekologického zemědělství. Uvedená komparace byla provedena na základě průměrných hodnot měř technické neefektivnosti konvenčních farem, které byly kvantifikovány z modelu Pitta a Leea se zohledněním heteroskedasticity a heterogenity. Konvenční farmy tak dosahují v průměru 63,7 % potenciální úrovně produkce.

Komparace míry efektivnosti jednotlivých farem ovšem identifikovala, že nejnižší úroveň efektivnosti dosahuje konvenční farma, jež produkovala na úrovni 13,8 % potenciálního produktu, zatímco nejnižší míra

efektivnosti vykázaná v ekologickém zemědělství dosahovala úrovně 17,1% potenciální produkce.

Rovněž druhý extrém v podobě nejvyšší efektivity dosáhla konvenční farma pohybující se na 99,1 % produkčních možností. Nejúspěšnější ekologická farma se však uvedenému extrému značně přibližuje, neboť dosahuje 98,1 % technické efektivity.

Mezi uvedenými nejúspěšnějšími či nejneefektivnějšími farmami neexistuje žádná zjevná souvislost z hlediska výměry obhospodařované půdy, počtu zaměstnanců, hodnoty hmotného a nehmotného dlouhodobého majetku, dotací či lokalizace farem, která by umožnila učinit závěr o možné příčině vysoké efektivity, či neefektivity.

Nejen výše uvedené extrémní hodnoty, ale především směrodatná odchylka i variační koeficient deklarují variabilitu míry technické efektivity ekologických i konvenčních farem. V souboru ekologických farem se míra technické efektivity v průměru odlišuje od výše uvedené průměrné hodnoty o 21,6 %, přičemž uvedená směrodatná odchylka se ze 40 % podílí na aritmetickém průměru míry technické efektivity zmíněného výběrového souboru ekologických farem. Výběrový soubor konvenčních farem vykazuje vyšší koncentraci hodnot míry technické efektivity kolem průměrné hodnoty, neboť odchylky měř technické efektivity jednotlivých farem dosahují průměrně 17,3 %. Nižší variabilitu dokládá rovněž variační koeficient, vykazující hodnotu 0,27. Struktura ekologického a konvenčního výběrového souboru z hlediska míry technické efektivity jednotlivých farem je shrnuta v následující tabulce 1.

Rozčlenění farem do jednotlivých intervalů efektivity implikovalo závěr, že výběrový soubor ekologických farem je rovnoměrně rozdělen mezi farmy s úrovní efektivity nižší než 50 % či odpovídající 50 % a ekofarmy s mírou technické efektivity nad 50 %. V konvenčním zemědělství naproti tomu produkuje pouze 22 % sledovaných subjektů s nejméně 50% technickou efektivitou.

Nejpočetnější skupinu (tj. 19% zastoupení) tvoří z hlediska ekologického zemědělství podniky na úrovni 41–50 % potenciální produkce. V konvenčním zemědělství je naopak intervalem s nejvyšší četností rozsah míry technické efektivity mezi 61–70 %, ve kterém se nachází 23 % podniků.

Determinanty způsobující uvedenou neefektivnost ekologických farem byly zkoumány prostřednictvím simultánního odhadu hraniční produkční funkce a funkce míry technické neefektivity i prostřednictvím dvoufázového odhadu, tedy odhadu funkce míry technické neefektivity jako samostatné funkce, ve které jako vysvětlovaná proměnná

vystupovala kvantifikovaná míra technické neefektivity získaná v předešlém odhadu samotné hraniční produkční funkce. Dvoufázový postup byl z důvodu časově konstantní míry technické neefektivity modelu Pitta a Leea proveden na základě průměrných hodnot vysvětlujících proměnných jednotlivých farem za sledované časové období. Výsledky obou zmíněných odhadů, včetně testovacích hodnot Likelihood Ratio testu, uvádí následující tabulka 2.

LR testem bylo prokázáno, že míru technické neefektivity lze vyjádřit jako funkci lokalizace farem v méně příznivých oblastech, dotace na podporu ekologického zemědělství, reálné spotřeby materiálu a energie a ostatních dotací v kvantifikaci na hektar obhospodařované půdy ekologickými podniky, a to s pravděpodobností 95 %.

Výsledky simultánního odhadu na rozdíl od dvoufázového postupu definují statistickou významnost vlivu lokalizace ekofarmy do méně příznivých oblastí. Ekofarma hospodařící v LFA oblasti dosahuje o 0,43 % vyšší míru technické neefektivity než ekologická farma hospodařící v produkčně příznivé oblasti. V souboru ekologických farem přitom převažující počet subjektů (70 %) hospodaří právě v méně příznivých oblastech.

Vliv dotací na podporu ekologického zemědělství na míru technické neefektivity nebyl potvrzen ani jedním z uvedených postupů. Oba dva postupy však deklarovaly významný negativní vliv reálné hektarové spotřeby materiálu a energie. Ekofarmy vyznačující se vyšší spotřebou uvedených vstupů dosahují nižší míry technické neefektivity než farmy s nízkou hodnotou spotřebovaného materiálu a energie.

Ostatní dotace v podobě přímých plateb a dalších dotací poskytovaných do ekologického zemědělství, s výjimkou dotačního titulu II 1.3.1.1 Ekologické zemědělství PRV, způsobují nárůst míry technické neefektivity ekologických farem. Farmy, které získaly vyšší objem uvedených dotací, se vyznačují vyšší mírou technické neefektivity, a to opět dle obou způsobů odhadu a s pravděpodobností 95 %.

Vzájemná komparace výše uvedených postupů poukazuje na shodu obou forem odhadů pouze u proměnných, jejichž statistická významnost byla definována t-testem. Uvedená shoda však nastává pouze z hlediska průkaznosti vlivu daného faktoru na míru technické neefektivity. Síla zmiňovaného vlivu je v obou postupech rozdílná. Vzhledem ke kritice dvoufázového postupu lze tedy za adekvátnější výsledky považovat kvantifikaci parametrů získanou simultánním odhadem.

Model hraniční produkční funkce umožnil rovněž analyzovat vhodnost ekologické, či konvenční technologie pro zkoumané podniky. K uvedenému

účelu byla využita konstrukce produkční mezery definované jako rozdíl mezi maximální produkcí potenciálně dosažitelnou z disponibilních zdrojů analyzovaného subjektu a potenciální produkcí získanou aplikací ekologické technologie v daném subjektu.

Zmíněná produkční mezera dosáhla u všech podniků kladných hodnot, což reprezentuje skutečnost, že ekologická produkční technologie ve všech zkoumaných podnicích neumožňuje dosažení maximálního objemu produkce z disponibilních zdrojů. Ekologický systém hospodaření lze tedy komplexně považovat za druhořadý produkční systém ve vztahu k objemu produkce.

Výše produkční mezery jednotlivých subjektů ekologického i konvenčního zemědělství je značně proměnlivá, s průměrnou hodnotou 16 738 Kč/ha v ekologickém zemědělství a 23 883 Kč/ha v zemědělství konvenčním. Od uvedených průměrných hodnot se jednotlivé ekofarmy v průměru odchylují o 14 263 Kč/ha. V neefektivnější ekofarmě nabývá produkční mezera hodnoty 4 960 Kč/ha, naopak nejvyšší hodnoty nabývá produkční mezera na úrovni 132 761 Kč/ha. V celém výběrovém souboru lze dle předpokladů identifikovat nejvyšší úroveň produkční mezery v konvenčním podniku, který dosahuje produkční mezery na úrovni 194 182 Kč/ha, viz tabulka 3.

Tabulka 1 Míra technické efektivnosti farem

Míra technické efektivnosti	Počet subjektů			
	Ekologické zemědělství		Konvenční zemědělství	
	absolutní	relativní	absolutní	relativní
0 – 20%	3	2%	2	1%
21 – 30%	13	10%	12	3%
31 – 40%	23	18%	19	5%
41 – 50%	25	19%	51	13%
51 – 60%	13	10%	71	19%
61 – 70%	15	12%	89	23%
71 – 80%	14	11%	72	19%
81 – 90%	15	12%	33	9%
91 – 100%	8	6%	30	8%
Celkem	129	100%	379	100%

Zdroj: vlastní výpočet

Tabulka 2 Výsledky odhadu funkce míry technické neefektivnosti ekologických farem

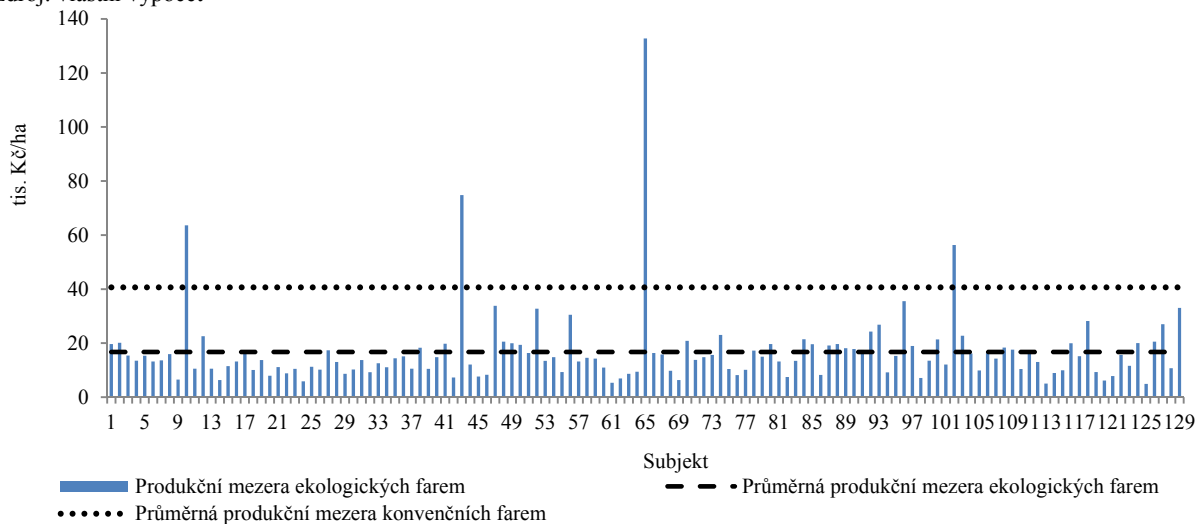
Proměnné a hypotézy	Simultánní odhad				Dvoufázový odhad			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	<i>t</i> -hodnota	<i>p</i> -hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	<i>t</i> -hodnota	<i>p</i> -hodnota
LFA	0,4274	0,5692	0,7510	0,4527	0,0691	0,0738	0,9361	0,3492
DEZH	0,0881	0,2243	0,3930	0,6943	-0,0127	0,0358	-0,3538	0,7235
SPMH	-0,2185	0,0876	-2,4957	0,0126	-0,0332	0,0052	-6,3968	0,0000
ODH	0,1552	0,0722	2,1491	0,0316	0,0504	0,0136	3,7139	0,0002
ONE					0,4170	0,1429	2,9188	0,0035
$H_0: \gamma_{LFA} = \gamma_D = \gamma_M = \gamma_O = 0$	34,06			0,0000	50,28			0,0000
$H_0: \gamma_{LFA} = 0$	9,93			0,0016	0,91			0,3405
$H_0: \gamma_D = 0$	0,59			0,4421	0,13			0,7183
$H_0: \gamma_M = 0$	22,44			0,0000	36,76			0,0000
$H_0: \gamma_O = 0$	7,60			0,0058	13,60			0,0002

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka 3 Deskriptivní statistika produkční mezery ekologických a konvenčních podniků

Produkční mezera (tis. Kč/ha)	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Počet subjektů
Ekologické zemědělství	16,74	14,26	4,96	132,76	129,00
Konvenční zemědělství	23,88	16,53	7,58	194,18	379,00

Zdroj: vlastní výpočet

**Obrázek 1** Produkční mezera ekologických a konvenčních farem

Zdroj: vlastní zpracování

Uvedená variabilita produkční mezery ekologických farem, v přepočtu na hektar obhospodařované půdy, je graficky znázorněna v obrázku 1, ze kterého je rovněž patrné zastoupení subjektů s nadprůměrnou hodnotou produkční mezery a četnost ekofarek s produkční mezerou přesahující průměrnou výši produkční mezery konvenčního zemědělství.

Kvantitativně 33 % ekofarek vykazuje nadprůměrnou hodnotu produkční mezery. Zmíněným subjektům lze doporučit transformaci na konvenční systém hospodaření. U 10 % ekofarek dokonce přesahuje hodnota produkční mezery průměrnou úroveň konvenčních podniků. Zmíněné subjekty by měly neprodleně přejít na konvenční systém hospodaření, neboť stávající ekologická technologie je pro ně vysoce neefektivní a produkční potenciál uvažovaných farek je při ní značně nevyužit. Pouze 14 % ekologických podniků lze doporučit zachování ekologické produkční technologie, neboť hodnota produkční mezery, kterou dosahují, je hluboce podprůměrná (do 50 % průměrné hodnoty produkční mezery ekologického zemědělství), a přechod na konvenční technologii by přinesl pouze zanedbatelný nárůst objemu produkce.

V rámci souboru konvenčních zemědělských podniků vykazuje 30 % nadprůměrnou hodnotu produkční mezery na hektar obhospodařované půdy. Uvedeným podnikům lze zásadně doporučit setrvání v konvenčním systému hospodaření. Pouze u 0,5 % zkoumaných konvenčních podniků lze uvažovat o

konverzi na ekologický systém hospodaření, neboť hodnoty jejich produkční mezery jsou nižší než 50 % průměru hodnot produkčních mezer ekologických podniků.

6. Závěr

Výzkum provedený na datech 129 ekologických farek, právnických osob, deklaroval o 13,5 % nižší efektivnost ekologického zemědělství v komparaci s konvenčními farmami. V průměru se ekologické farmy pohybují na 55,1 % potenciální produkce, avšak 50 % zkoumaných ekologických subjektů dosahuje nižší než 50,1% míry technické efektivnosti.

Zmíněná vysoká technická neefektivnost ekologických farek je způsobena zejména lokalizací ekofarek do méně příznivých oblastí, v kterých hospodaří 70 % zkoumaných subjektů. Uvedená lokalizace zvyšuje míru technické neefektivnosti o 0,43 %. Ekologická technologie se navíc pro 33 % zkoumaných ekologických podniků jeví jako nevhodná, neboť přechod na konvenční technologii výroby by zmíněným farmám umožnil značný nárůst produkce.

Literatura

AFRAIT, S.N. (1972). Efficiency Estimation of Production Function. *International Economic Review* 13: 568–598. <http://dx.doi.org/10.2307/2525845>

- AIGNER, D.J., CHU, S.F. (1968). On Estimating of Industry Production Function. *American Economic Review* 58: 826–839.
- AIGNER, D.J., LOVELL, C.A.K., SCHMIDT, P. (1977). Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics* 6: 21–37.
[http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5)
- BASNAYAKE, B.M.J.K., GUNARATNE, L.H.P. (2002). Estimation of Technical Efficiency and its Determinants in the Tea Small Holding Sector in the Mid Country Wet Zone of Sri Lanka. *Sri Lankan Journal of Agricultural Economics* 4 (1): 137–150.
- BATTESE, G.E., COELLI, T.J. (1995). A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. *Empirical Economics* 20: 325–332.
<http://dx.doi.org/10.1007/BF01205442>
- BRAVO-URETA, B.E., SOLÍS, D., LÓPEZ, V.H.M., MARIPANI, J.F., THIAM, A., RIVAS, T. (2007). Technical Efficiency in Farming: A Meta-regression Analysis. *Efficiency Series Paper* 27 (1).
- BRAVO-URETA, B.E., PINHEIRO, A.E. (1997). Technical, Economic, and Allocative Efficiency in Peasant Farming: Evidence from the Dominican Republic. *The Developing Economies* 35 (1): 48–67.
<http://dx.doi.org/10.1111/j.1746-1049.1997.tb01186.x>
- COELLI, T.J. (1995). Recent Developments in Frontier Modelling and Efficiency Measurement. *Australian Journal of Agricultural Economics* 39 (3): 219–245.
- DEBREU, G. (1951). The Coefficient of Resource Utilization. *Econometrica* 19 (3): 273–292.
<http://dx.doi.org/10.2307/1906814>
- FARRELL, M.J. (1957). The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A* 120 (3): 253–281.
<http://dx.doi.org/10.2307/2343100>
- GREEN, W.H. (2008). *Econometric Analysis*. New Persey: Pearson Prentice Hall.
- GREEN, W.H. (2007). *Limdep Version 9.0 – Reference Guide*. New York: Econometric Software.
- GUJARATI, D.N. (2003). *Basic Econometrics*. New York: Mc Graw Hill.
- KOOPMANS, T.C. (1951). *Activity Analysis of Production and Allocation*. New York: Wiley.
- KUMBHAKAR, S.C., TSIONAS, E.G., SIPILÄINEN, T. (2009). Joint Estimation of Technology Choice and Technical Efficiency: an Application to Organic and Conventional Dairy Farming. *Journal of Productivity Analysis* 31 (3): 151–161. <http://dx.doi.org/10.1007/s11123-008-0081-y>
- KUMBHAKAR, S.C., LOVELL, C.A.K. (2000). *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- KYI, T., von OPPEN, M. (1999). Stochastic Frontier Production Function and Technical Efficiency Estimation: A case study on irrigated rice in Myanmar. In *Proceedings of Deutscher Tropentag*, 1–20, Berlin: University of Berlin.
- MADAU, F.A. (2007). Technical Efficiency in Organic Farming: Evidence from Italian Cereal Farms. *Agricultural Economics Review* 8 (1): 5–21.
- MADAU, F.A. (2005). Technical Efficiency in Organic Farming: an Application on Italian Cereal Farms Using a Parametric Approach. In *XI. Congress of the European Association of Agricultural Economics*, 1–15, Copenhagen.
- MEESEN, W., van DEN BROECK, J. (1977). Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review* 18: 435–444.
<http://dx.doi.org/10.2307/2525757>
- PITT, M.M., LEE, L.F. (1981). The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry. *Journal of Development Economics* 9: 43–64. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-3878\(81\)90004-3](http://dx.doi.org/10.1016/0304-3878(81)90004-3)
- POLÁČKOVÁ, J., JÁNSKÝ, J., BOUDNÝ, J., ŽIVĚLOVÁ, I., MLÁDEK, Z. (2005). *Nákladovost a výnosnost vybraných ekologických produktů v období 2001 – 2003*. Brno: Mendelova zemědělská a lesnická univerzita v Brně. Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky.
- RICHMOND, J. (1974). Estimating the Efficiency of Production. *International Economic Review* 15: 515–521. <http://dx.doi.org/10.2307/2525875>
- SHEPHARD, R.W. (1953). *Cost and Production Functions*. Princeton: Princeton University Press.
- SONGSRIROTE, N., SINGHAPREECHA, CH. (2007). Technical Efficiency and its Determinants on Conventional and Certified Organic Jasmine Rice Farms in Yasothon Province. *Thammasat Economic Journal* 25 (2): 96–133.
- TZOUVELEKAS, V., PANTZIOS, CH.J., FOTOPOULOS, CH. (2002). Empirical Evidence of Technical Efficiency Levels in Greek Organic and Conventional Farms. *Agriculture Economics Review* 3 (2): 49–60.
- TZOUVELEKAS, V., PANTZIOS, CH.J., FOTOPOULOS, CH. (2001). Economic Efficiency in Organic Farming: Evidence from Cotton Farms in Viotia, Greece. *Journal of Agricultural and Applied Economics* 33 (1): 35–48.

Příloha

Tabulka 4 Výsledky odhadu hraniční produkční funkce ekologického zemědělství

Proměnné a charakteristiky	Pitt a Lee				Pitt a Lee s heteroskedasticitou a heterogenitou			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	<i>t</i> -hodnota	<i>p</i> -hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	<i>t</i> -hodnota	<i>p</i> -hodnota
ONE	5,3624	0,2754	19,4706	0,0000	5,3236	0,2604	20,4447	0,0000
LLAND	0,2515	0,0433	5,8034	0,0000	0,2489	0,0361	6,9002	0,0000
LWU	0,5512	0,0242	22,7702	0,0000	0,5251	0,0241	21,8332	0,0000
LHANM	0,1398	0,0300	4,6562	0,0000	0,1433	0,0293	4,8968	0,0000
λ	2,8144	0,6876	4,0932	0,0000	1,2224	0,6386	1,9142	0,0556
σ_u	0,8969	0,1174	7,6420	0,0000	0,3992	0,1853	2,1545	0,0312
LFA					0,4274	0,5692	0,7510	0,4527
DEZH					0,0881	0,2243	0,3930	0,6943
SPMH					-0,2185	0,0876	-2,4957	0,0126
ODH					0,1552	0,0722	2,1491	0,0316
Log-pravděpodobnostní funkce	-238,5791				-221,5506			
AIC	1,2543				1,1874			
σ_v^2	0,1016				0,1066			
σ_u^2	0,8044				0,1593			
σ_v	0,3187				0,3265			
σ	0,9518				0,5157			
Pseudo R^2	0,36				0,40			
LR test [1]	167,6730			0,0000	202,1232			0,0000

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka 5 Výsledky odhadu hraniční produkční funkce konvenčního zemědělství

Proměnné a charakteristiky	Pitt a Lee				Pitt a Lee s heteroskedasticitou a heterogenitou			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	<i>t</i> -hodnota	<i>p</i> -hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	<i>t</i> -hodnota	<i>p</i> -hodnota
ONE	6,6925	0,1244	53,7928	0,0000	6,5106	0,1013	64,2967	0,0000
LLAND	0,1586	0,0115	13,7584	0,0000	0,2270	0,0105	21,6908	0,0000
LWU	0,6037	0,0121	50,0863	0,0000	0,5411	0,0113	47,7646	0,0000
LHANM	0,0956	0,0083	11,5694	0,0000	0,0842	0,0076	11,0422	0,0000
λ	4,9402	0,6054	8,1600	0,0000	6,5675	3,7459	1,7533	0,0796
σ_u	0,6355	0,0326	19,5106	0,0000	0,8702	0,1915	4,5443	0,0000
LFA					0,4629	0,2339	1,9786	0,0479
SPMH					-0,0895	0,0079	-11,2708	0,0000
ODH					0,0047	0,0427	0,1103	0,9122
Log-pravděpodobnostní funkce	342,9889				391,8949			
AIC	-0,4397				-0,4995			
σ_v^2	0,0166				0,0176			
σ_u^2	0,4038				0,7573			
σ_v	0,1286				0,1325			
σ	0,6484				0,8802			
LR test [1]	1377,56			0,0000	1475,37			0,0000

Zdroj: vlastní výpočty

