ANALÝZA NÁSTROJŮ ZEMĚDĚLSKÉ DOTAČNÍ POLITIKY – APLIKACE PRODUKČNÍCH FUNKCÍ

Zdeňka Kroupová, Michal Malý, Provozně ekonomická fakulta České zemědělské university v Praze¹

1. Úvod

Společná zemědělská politika je finančně nejobjemnější společnou politikou Evropské unie a využití politicko-ekonomické nástroje vážou na sebe značnou část výdajových prostředků evropského rozpočtu. Produkce zemědělského sektoru však oproti tomu jednoznačně nepřispívá odpovídající měrou k celkové hospodářské produkci. Lze samozřejmě oprávněně namítat, že agrární sektor plní další, mimoprodukční funkce, které jsou nezastupitelné jinými sektory národního hospodářství a jejichž naplňování je jedním z hlavních cílů především ekologického zemědělství. Jelikož je ovšem produkce jak konvenčního, tak i ekologického zemědělství značně podporována politicko-ekonomickými nástroji, zejména v podobě dotační podpory, je nezbytné neustále průběžně analyzovat efektivnost vynaložených prostředků ve vztahu k získané přidané hodnotě. Předložený příspěvek nahlíží na souvztažnost v současnosti praktikovaných makroekonomických nástrojů a ekonomických výsledků podniků, jež jsou jimi determinovány.

Ekologické zemědělství zaujímá primární pozici v tempu růstu nejen mezi odvětvími zemědělské výroby České republiky, ale i v celosvětovém měřítku. Koncept zemědělské výroby šetrné k životnímu prostředí a bránící se využívání chemických látek se začal rozvíjet od počátku 20. století pod tlakem soukromých aktivit a osobního nadšení několika zemědělců s pozitivním vztahem k životnímu prostředí. Objektem politických aktivit se ekologické zemědělství stalo až v polovině 70. let 20. století, kdy dle Lynggaarda (2006) aktéři environmentální politiky Evropského společenství začali zdůrazňovat negativní vliv intenzivního zemědělství na životní prostředí a poukazovat na ekologické zemědělství jako variantu řešení problémů Společné zemědělské politiky. Významný rozvoj podpory tohoto alternativního systému zemědělské produkce však nastává dle Lynggaarda (2006) v souvislosti s MacSharryho reformou Společné zemědělské politiky, která ekologické zemědělství zařadila mezi agro-environmentální programy podpory rozvoje venkova a ustanovila jeho podporu z garanční sekce Evropského zemědělského orientačního a záručního fondu prostřednictvím nařízení Komise (ES) 2078/92. Nieberg a Kuhnert (2007) doplňují, že uvedené změny přinášejí nový cíl podpory ekologického zemědělství, kterým je vedle využití faremních praktik, redukcí znečištění životního prostředí zemědělskou výrobou a přispívajících ke zlepšení tržní rovnováhy, také stabilizovat venkovské oblasti, rozšířit tržní nabídku a tím uspokojit požadavky spotřebitelů. Právě posledně uváděné

¹ Poznátky uváděné v příspěvku vypluly z řešení VZ MSM 6046070906 „Ekonomika zdrojů českého zemědělství a jejich efektivní využívání v rámci multifunkčních zemědělskopotravinářských systémů“.

cíle spolu s environmentálními požadavky jsou, jak uvádí Stolze a Lampkin (2009) i v současnosti hlavními důvody podpory ekologického zemědělství.

V rámci České republiky je oficiální počátek ekologického zemědělství datován do r. 1990, kdy byla rovněž zahájena dotační podpora uvedeného alternativního systému zemědělské produkce. Jánský a Živělová (2007) však doplňují, že roku 1992 byly dotace zrušeny a ekologické zemědělství bylo podporováno pouze nepřímo prostřednictvím různých environmentálních programů. Uvedená situace v České republice přetrvávala do roku 1998, kdy byly státní dotace ekologického zemědělství obnoveny v rámci nařízení vlády č. 341/1997 Sb., které stanovilo podpůrné programy k podpoře mimoprodukčních funkcí zemědělství, k podpoře aktivit podílejících se na udržování krajiny a programy pomoci k podpoře méně příznivých oblastí. Dle zmíněného nařízení byla podpora ekologického zemědělství vyplácena pouze registrovaným ekofarmám hospodařícím v méně příznivých oblastech, či naopak v katastrálních územích s průměrnou úřední cenou zemědělských pozemků dosahující či převyšující 4,01 Kč/m². Cílem podpory bylo vyrovnávat ztráty, vznikající v důsledku ekologického produkčního systému. Konkrétní výše finanční podpory se odvíjela od počtu získaných bodů, které reprezentovaly míru znevýhodnění příslušné ekofarmy. Hrabalová a Zander (2006) doplňují, že finanční ohodnocení jednoho bodu záviselo na schváleném rozpočtu programu a celkovém počtu hektarů, na které byla podpora požadována.

Na obdobném principu byly založeny rovněž dotace ekologického zemědělství v roce 1999, které byly právně zakotveny v nařízení vlády č. 24/1999 Sb., jež upravovalo podpůrné programy k podpoře mimoprodukčních funkcí zemědělství, k podpoře aktivit, podílejících se na udržování krajiny, a programy pomoci k podpoře méně příznivých oblastí. V roce 2000 bylo přijato nové nařízení vlády o podpoře mimoprodukčních funkcí zemědělství – nařízení vlády č. 505/2000 Sb., které zavedlo platbu na hektar obhospodařované půdy v ekologickém režimu v diferenciaci dle využití zemědělské půdy s nejnižší sazbou pro trvalé travní porosty (1000 Kč/ha) a nejvyšší sazbou pro trvalé kultury v podobě vinic, chmelnic a sadů (3500 Kč/ha). Uvedeným nařízením byla Česká republika připravena převzít úpravu dotační podpory ekologického zemědělství adekvátní pro země Evropské unie.

V současné době je ekologické zemědělství v České republice podporováno prostřednictvím Programu rozvoje venkova České republiky na období 2007–2013, jenž vychází z nařízení Rady (ES) č. 1698/2005 o podpoře pro rozvoj venkova z Evropského zemědělského fondu pro rozvoj venkova; z nařízení Rady (ES) č. 1290/2005 o financování Společné zemědělské politiky; a z Národního strategického plánu rozvoje venkova České republiky na období 2007–2013, je ekologické zemědělství součástí opatření II 1.3. Agro-environmentální opatření (podopatření II 1.3.1. Postupy šetrné k životnímu prostředí, titul II 1.3.1.1 Ekologické zemědělství), které je řazeno pod osu II - Zlepšování životního prostředí a krajiny. Finanční podpora je i v rámci PRV diferencována dle kultur na zemědělské půdě, a to následujícím základním způsobem:

• orná půda	155 EUR/ha;
• trvalé travní porosty	71 EUR/ha;
• trvalé kultury	849 EUR/ha;
• zelenina a speciální byliny na orné půdě	564 EUR/ha. (MZE ČR, 2010)

Z výše uvedeného je patrné, že podpora ekologického zemědělství zaznamenala ve svém vývoji značnou růstovou tendenci. Výzkum Offremanna, Niebergové, a Zanderové (2009) deklaruje, že rostoucí dotační podpora ekologického zemědělství vyvolává rostoucí závislost ekologických farem na podpoře ze strany státu a snižuje jejich reakce tržní signály. O závislosti ekologických producentů na dotační podpoře hovoří také výzkum Hrabalové a Zanderové (2006) a studie Niebergové a Kuhnertové (2007). Na druhé straně existují ekonomické výzkumy, které poukazují na ochotu spotřebitelů podporovat alternativní systém zemědělské výroby prostřednictvím cenového zvýhodnění Stolze a Lampkin (2009), bez distorzí vlivů, které dotační podpora vyvolává. Doposud publikované studie, týkající se analýzy podpory ekologického zemědělství tedy jsou založeny jednak na kontingenční analýze, zjišťující ochotu zaplatit, jednak na komparaci různých výkonnostních ukazatelů, zejména příjmu rodinné farmy (family farm income), či zisku, v ekologickém a konvenčním zemědělství, a to při zahrnutí dotací na podporu ekologického zemědělství a bez dotací.

Předložený příspěvek si klade za cíl komplexnější hodnocení dotační politiky ekologického zemědělství, a to z hlediska vlivu dotací na produkční schopnost, nákladovost, efektivnost i zisk ekologických farem. Dílčím cílem je zhodnocení metod stanovení výše dotačních sazeb a následné doporučení změn stávající dotační podpory ekologického zemědělství.

Příspěvek je strukturován do čtyř hlavních kapitol. Teoretické vymezení ekologického zemědělství a jeho dotační podpory, provedené v kapitole č. 1: „Úvod“, je následováno kapitolou č. 2, která popisuje použitá data a deklaruje použité modely produkční funkce a hraniční produkční funkce, vymezuje způsob jejich kvantifikací i následné aplikace. Výsledky odhadů zmíněných modelů popisuje kapitola č. 3: „Výsledky a diskuse“, ve které jsou zároveň uvedeny simulace scénářů změn dotačních sazeb podpory ekologického zemědělství. Doporučení změn dotační politiky ekologického zemědělství jsou vymezena v kapitole č. 4: „Závěr“.

2. Popis dat a použitých metod analýzy

Analýza dotační politiky ekologického zemědělství byla založena na panelových datech 143 ekologických zemědělských podniků – právnických osob, získaných z databáze Creditinfo Firemní monitor, vznikající sběrem účetních dat podnikatelských subjektů registrovaných v České republice, a ze Sbírky listin Obchodního rejstříku. Z časového hlediska reprezentovala datová základna hospodaření zmíněných zemědělských podniků v letech 2004–2008. Výběrový soubor tak představoval z hlediska počtu zastoupených subjektů 58 % základního souboru ekologických podniků – právnických osob (v průměru sledovaného období).

Data z účetních závěrek byla dále doplněna o výměry obhospodařované půdy, získané z databáze LPIS, 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, a o objem získaných dotací v členění na přímé platby (představující souhrn plateb SAPS, TOP-UP, oddělené platby za cukr, podpory pěstování energetických plodin a oddělené platby za rajčata) a ostatní dotace (obsahující ostatní datace poskytované z EAFRD a EZZF). Hodnota

dotačních plateb byla pro jednotlivé podniky získána z databáze Státního zemědělského intervenčního fondu. Z ostatních dotací byly dále vyčleněny peněžní transfery, poskytnuté v rámci titulu A1. Ekologické zemědělství Horizontálního plánu rozvoje venkova v letech 2004–2006 a dotace v rámci titulu II 1.3.1.1 Ekologické zemědělství Programu rozvoje venkova v letech 2007–2008. Objem získaných dotací na podporu ekologického zemědělství byl pro každou ekofarmu stanoven jako součin výměry příslušné kultury a odpovídající sazby uvedené v daném dotačním programu. Výměry příslušných kultur byly pro jednotlivé ekofarmy získány ze seznamů ekologických výrobců zveřejněných Ministerstvem zemědělství ČR. Uvedeným způsobem získané dotace představovaly objem dotací na podporu EZ, o který mohly ekofarmy požádat. Každá ekofarma však nemusela uvedené dotace získat, proto byla výše dotací na podporu EZ upravována s ohledem na objem výše vymezených ostatních dotací příslušné ekofarmy, jež byl zveřejněn Státním zemědělským intervenčním fondem.

Zpracování analýzy vlivu dotační politiky rovněž vyžadovalo vymezení ukazatele celkové produkce sledovaných podniků. Uvedený ukazatel byl stanoven jako součet výkonů a spotřeby vlastního meziproduktu. 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, které reprezentovaly základní soubor z 52 %.

Za účelem analýzy dotační politiky byl konstruován model produkční funkce, vyjadřující vztah mezi množstvím vstupů do výrobního procesu zkoumaných subjektů a množstvím výstupu, se zohledněním vlivu dotací. Uvedený vztah byl modelován v podobě Cobb-Douglasovy funkce:

$$y_{kt} = \alpha L_{kt}^{\beta_L} WU_{kt}^{\beta_{WU}} K_{kt}^{\beta_K} PP_{kt}^{\beta_{PP}} ODBEZ_{kt}^{\beta_{OD}} DEZ_{kt}^{\beta_{DE}} e^{e_{kt}} \quad (2.1)$$

kde: y_{kt} objem produkce k -té farmy v čase t ,
 L_{kt} množství výrobního faktoru půda, které využívá k -tý subjekt v čase t ,
 WU_{kt} množství výrobního faktoru práce, které využívá k -tý subjekt v čase t ,
 K_{kt} množství výrobního faktoru kapitál, odpovídající subjektu k v čase t ,
 PP_{kt} hodnota přímých plateb, získaných k -tým subjektem v čase t ,
 DEZ_{kt} hodnota dotací na podporu ekologického zemědělství, získaných k -tým subjektem v čase t ,
 $ODBEZ_{kt}$ hodnota ostatních dotací, získaných k -tým subjektem v čase t ,
 α konstanta,
 $\beta_{L,WU,K,PP,OD,DE}$ parametry produkční funkce,
 e_{kt} náhodná složka modelu s předpokládaným normálním rozdělením $e_{kt} \sim N(0, \sigma^2)$,
 $k = 1, 2, \dots, K, t = 1, 2, \dots, T$.

Výstup, kvantifikovaný zmíněnou funkcí, byl představován produkcí ve stálých cenách roku 2005 v tisících korunách. Vysvětlující proměnné představovaly základní výrobní faktory a dotace:

- Půda (L), definovaná hektarovou výměrou obhospodařované zemědělské půdy;
- Práce (WU), reprezentovaná průměrným počtem pracovníků;
- Kapitál (K), vyjádřený v podobě souhrnu hmotného a nehmotného dlouhodobého majetku v tisících korunách;
- Přímé platby (PP), představující souhrn plateb SAPS, TOP-UP, oddělené platby za cukr, podpory pěstování energetických plodin a oddělené platby za rajčata;
- Dotace na podporu ekologického zemědělství (DEZ), reprezentující peněžní transfery, poskytované v rámci titulu A1. Ekologické zemědělství Horizontálního plánu rozvoje venkova v letech 2004–2006 a dotace v rámci titulu II 1.3.1.1 Ekologické zemědělství Programu rozvoje venkova v letech 2007–2008;
- Ostatní dotace (ODBEZ), obsahující ostatní dotace poskytované z EAFRD a EZZF, bez dotací na podporu ekologického zemědělství.

Z uvedeného modelu byla dále odvozena nákladová funkce zohledňující vliv dotací, podporujících ekologické zemědělství, na náklady ekologických farem. Důvodem konstrukce nákladové funkce byl předpoklad o pozitivním vlivu výše dotací na podporu ekologického zemědělství na objem nákladů ekologických farem, neboť dotace poskytují zemědělským producentům dodatečné příjmy, které implikují nižší racionalitu chování zemědělských producentů a plýtvání zdroji (viz např. Zemplinerová, 2006). Nákladová funkce byla odvozena Lagrangeovou metodou řešící vázanou minimalizaci nákladové funkce za předpokladu konkrétní výrobní technologie dané produkční funkcí:

$$C(w,y) = \min_{L,WU} w_L L + w_{WU} WU, \quad (2.2)$$

$$s.t. y = (\alpha + \varphi) L^{\beta_L} WU^{\beta_{WU}} DEZ^{\beta_{DEZ}}$$

kde: w_L cena výrobního faktoru půdy,
 w_{WU} cena výrobního faktoru práce,
 Φ konstantní vliv kapitálu, přímých plateb a ostatních dotací bez EZ.

Charakter dotací na podporu ekologického zemědělství v podobě platby vázané na hektar ekologicky obhospodařované půdy dále implikoval předpoklad vlivu dotačních sazeb na objem využívané zemědělské půdy. Uvedený vztah modelovala poptávková funkce po výrobním faktoru půdy:

$$L_{kt} = \alpha y_{k,t-1}^{\beta_y} w_{L,t}^{\beta_L} DS_t^{\beta_{DS}} e^{e_{kt}}, \quad (2.3)$$

kde: L_{kt} výměra obhospodařované zemědělské půdy k -tého subjektu v čase t ,
 $y_{k,t-1}$ produkce ve stálých cenách k -tého subjektu v čase $(t-1)$,
 $w_{L,t}$ průměrná cena zemědělské půdy v čase t ,

DS_t sazba dotace v čase t ,
 α konstanta,
 $\beta_{y,L,DS}$ parametry vysvětlujících proměnných,
 e_{kt} náhodná složka k -tého subjektu v čase t s předpokládaným normálním rozdělením $e_{kt} \sim N(0, \sigma^2)$,
 $k = 1, 2, \dots, K, t = 1, 2, \dots, T$.

Zmíněné předpoklady o vlivu dotací na racionalitu a optimalizaci využití výrobních faktorů implikovaly analýzu vlivu dotací na podporu ekologického zemědělství na technickou efektivnost ekologických producentů. Uvedený vztah byl modelován rekurzivním modelem hraniční produkční funkce a funkce míry technické neefektivnosti (blíže Madau, 2007):

$$y_{kt} = \alpha L_{kt}^{\beta_L} WU_{kt}^{\beta_{WU}} K_{kt}^{\beta_K} e^{e_{kt} - u_{kt}},$$

$$u_{kt} = \delta_{LFA} LFA_k + \delta_D DEZH_{kt} + \delta_O ODH_{kt} + \delta_M SPMH_{kt} + w_{kt} \quad (2.4)$$

kde: LFA_k dummy proměnná, vyjadřující lokalizaci k -té farmy v LFA oblasti (0 = mimo LFA, 1 = v LFA),
 $DEZH_{kt}$ objem získaných dotací na podporu EZ na hektar obhospodařované půdy k -tého subjektu v čase t ,
 ODH_{kt} objem ostatních získaných dotací na hektar obhospodařované půdy k -tého subjektu v čase t ,
 $SPMH_{kt}$ reálná spotřeba materiálu a energie na hektar obhospodařované půdy k -tého subjektu v čase t ,
 δ_0 konstanta,
 $\delta_{D,O,M,LFA}$ regresní parametry funkce neefektivnosti,
 u_{kt} míra technické neefektivnosti s polo-normálním rozdělením $u_{kt} \sim \text{iid}N(0, \sigma_u^2)$,
 e_{kt} náhodná složka modelu s předpokládaným normálním rozdělením $e_{kt} \sim N(0, \sigma^2)$,
 w_{kt} náhodná složka modelu míry technické neefektivnosti, $w_{kt} \sim N(0, \sigma_w^2)$,
 $k = 1, 2, \dots, K, t = 1, 2, \dots, T$.

Specifikace modelu vycházela rovněž z předpokládaného vlivu dalších faktorů, vyvolávajících neefektivnost ekologických producentů, z nichž nejdůležitější byla lokalizace farmy v méně příznivé oblasti, která způsobuje nárůst neefektivnosti oproti hospodaření v produkčně příznivých oblastech. Dále spotřeba materiálu a energie na hektar, jež vyjadřovala vliv dalších výrobních faktorů, které ovlivňují produkci farmy a míru její neefektivnosti.

Z uvedeného modelu byla následovně odvozena míra technické efektivnosti, a to dle následujícího vztahu:

$$TE_{kt} = \exp(-u_{kt}) . \quad (2.5)$$

Využití panelových dat k odhadu výše uvedených modelů vyžadovalo provedení analýzy heterogenity použitých proměnných, jejíž opomenutí by mohlo vést ke zkreslení odhadů parametrů konstruovaných modelů. Přítomnost heterogenity byla zkoumána analýzou variance hodnot vysvětlovaných proměnných odhadovaných modelů, a to ve dvou variantách:

- a) heterogenita průřezová, zkoumající variabilitu mezi sledovanými subjekty (farmami),
- b) heterogenita časová, analyzující variabilitu mezi sledovanými obdobími.

Přítomnost heterogenity mezi jednotlivými subjekty, detekovaná zmíněnou analýzou, vymezila nutnost použít speciální konstrukci modelu v podobě modelu náhodných efektů, který byl založen na předpokladu, že faremní specifika nejsou korelována s ostatními vysvětlujícími proměnnými modelu, nýbrž jsou náhodně rozdělována mezi jednotlivé průřezové jednotky. V důsledku uvedeného lze náhodnou složku odhadované funkce (e_{kt}) rozdělit na dvě části:

v_k reprezentující v čase neměnná faremní specifika;

m_{kt} odpovídající dle Huška (1999) chybám měření, opomenutým či nekvantifikovatelným faktorům a chybám v důsledku zjednodušení analytického tvaru odhadované funkce.

Kvalita odhadů parametrů modelu náhodných efektů byla založena na několika předpokladech o vlastnostech částí náhodné složky:

- nulová střední hodnota $E[v_k] = E[m_{kt}] = 0$;
- exogenita $E[v_k|X] = E[m_{kt}|X] = 0$;
- homoskedasticita $E[v_k^2|X] = \sigma_v^2$ a $E[m_{kt}^2|X] = \sigma_m^2$,
- sériová nezávislost mezi subjekty a mezi obdobími $E[v_k m_{kt}|X] = 0$, $E[m_{kt} m_{js}|X] = 0$ pro $t \neq s$, nebo $k \neq l$ a $E[v_k v_j|X] = 0$ pro $k \neq l$.

Z důvodu neměnnosti faremního specifika v jednotlivých obdobích, nebylo možné předpokládat sériovou nezávislost náhodných složek příslušného subjektu mezi jednotlivými obdobími, proto byly modely produkční a poptávkové funkce odhadovány zobecněnou metodou nejmenších čtverců s transformací proměnných nevyváženého panelu na $(y_{kt} - \theta_k \bar{y}_k)$ a $(x_{kt} - \theta_k \bar{x}_k)$, kde:

$$\theta_k = 1 - \frac{\sigma_m^2}{\sqrt{\sigma_m^2 + T_k \sigma_v^2}} \quad (2.6)$$

kde: T_k počet pozorování u k -tého subjektu.

Odhadová funkce zobecněné metody nejmenších čtverců nabývala následující podoby:

$$\hat{\beta} = \left(\sum_{k=1}^K X_k' V_k^{-1} X_k \right)^{-1} \left(\sum_{k=1}^K X_k' V_k^{-1} y_k \right), \quad (2.7)$$

$$V_k = \sigma_m^2 I_{T_k} + \sigma_v^2 i_{T_k} i_{T_k}', \quad (2.8)$$

kde: V_k variačně-kovariční matice k -tého subjektu,
 I_{T_k} jednotková matice o rozměru $[T_k \times T_k]$ k -tého subjektu,
 i_{T_k} jednotkový sloupcový vektor o rozměru $[T_k \times 1]$ k -tého subjektu.

Kvalita získaných odhadů byla verifikována standardními statistickými postupy. Statistická významnost odhadnutých parametrů byla testována t-testem. Shoda odhadnutého modelu s empirickými daty byla kvantifikována koeficientem vícenásobné determinace, a to i v korigované formě, a verifikována F-testem. Správnost specifikace modelu byla testována dvěma postupy:

- konstrukce modelu, zohledňující faremní specifika, byla testována pomocí Baltagi-Li Lagrange Multiplier testu;
- zahrnutí faremních specifíků do náhodné složky byla testována Hausmanovým testem.

Výše uvedené předpoklady o vlastnostech náhodné složky byly dále verifikovány:

- Baltagi-Li Joint Lagrange Multiplier testem homoskedasticity a sériové korelace náhodné složky,
- Breusch-Pagan testem homoskedasticity náhodné složky,
- Wooldridge testem sériové korelace náhodné složky.

Model hraniční produkční funkce byl odhadován simultánním odhadem metodou maximální věrohodnosti² s následující log-pravděpodobnostní funkcí:

$$\begin{aligned} \text{Log} L_k = & -\frac{T_k}{2} (\log 2\pi + \log \sigma^2) - \frac{(T_k - 1) \log \left(1 - \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} \right)}{2} - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T_k} \frac{\sigma^2 \varepsilon_k^2}{\sigma^4 - \sigma_u^2} - \\ & - \frac{1}{2} \log \left[1 + \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} \left(\left(\sum_{t=1}^{T_k} g_k^2 \right) - 1 \right) \right] + \frac{A_k^2}{2} + \log \Phi(A_k), \end{aligned} \quad (2.9)$$

$$A_k = \frac{-\frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} \sum_{t=1}^{T_k} g_k \varepsilon_k}{\sqrt{\frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} \left(1 - \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} \right) \left[1 + \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} \left(\left(\sum_{t=1}^{T_k} g_k^2 \right) - 1 \right) \right]}}, \quad (2.10)$$

2 Odhady produkčních funkcí, včetně verifikace, byly provedeny ekonometrickým softwarem LIMDEP, verze 9.0. Ke grafickému znázornění produkční funkce byl využit software PCGive, verze 5.0.

$$g_{kt} = \exp(\delta' z_k) \quad (2.11)$$

kde: Φ funkce standardního normálního rozdělení (CDF),
 σ_u^2 rozptyl míry technické neefektivnosti,
 σ^2 rozptyl chyby odhadu,
 ε_{kt} vektor chyb odhadů o rozměru $[N \times 1]$,
 T_k počet pozorování k-tého subjektu,
 z_k vektor proměnných implikujících variabilitu míry technické neefektivnosti o rozměru $[s \times k]$,
 δ' vektor parametrů o rozměru $[1 \times s]$,
 σ_u^2 rozptyl míry technické neefektivnosti,
 $k = 1, 2, \dots, K, t = 1, 2, \dots, T, s = 1, 2, \dots, S$.

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 znamenalo, že zvolené proměnné nevysvětlují technickou neefektivnost.

3. Výsledky a diskuse

Dotační podpora ekologického zemědělství (DEZ), realizovaná prostřednictvím plateb vázaných na hektar obhospodařované zemědělské půdy, je určena zejména na kompenzaci vyšších pozitivních externalit, které ekologické zemědělství v komparaci s konvenčním vyvolává, a na úhradu internalizace externalit negativních.

V důsledku existence pozitivních externalit je produkováno nižšího množství statků, než kolik je vzhledem ke společenskému blahobytu optimální (viz např. Soukupová, 2001). Zmíněná skutečnost implikuje předpoklad, že vliv dotací, odstraňujících uvedené tržní selhání, na produkci ekologických farem bude pozitivní.

Kromě výše uvedených dotací mohou ekofarmy čerpat rovněž ostatní dotace cílené na zemědělství. Z uvedených dotací lze vyčlenit přímé platby, které tvoří zejména SAPS a TOP-UP. Jednotné platby na plochu představují od produkce oddělenou podporu příjmů zemědělských producentů. Dopad SAPS na produkci může být tedy negativní. Národní platby TOP-UP naopak představují na produkci vázanou platbu, podporující produkci konkrétních komodit. V důsledku uvedeného lze předpokládat pozitivní vliv národních plateb na objem produkce. V následující analýze dopadu dotací byly oba druhy transferů s protichůdným působením na objem produkce zařazeny do jedné proměnné. Rozsah přímých plateb však umožňuje učinit předpoklad negativního vlivu proměnné přímých plateb (PP) na objem produkce ekologických i konvenčních farem. Ostatní dotace (ODBEZ), které mohou čerpat zemědělství producenti, představují dotace poskytnuté například v rámci Programu rozvoje venkova (bez titulu Ekologické zemědělství). Uvedené dotace zahrnují širokou škálu podpory zemědělství, např. podporu technického vybavení, rozvoj kvalifikace zaměstnanců, což implikuje růst objemu produkce zemědělských subjektů. Výše definované vlivy

jednotlivých dotací na produkci ekologického zemědělství lze zkoumat prostřednictvím produkční funkce, jejíž odhad po odstranění autokorelace a skupinové heteroskedasticity je následující:

Tabulka 1

Výsledky odhadu produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním vlivu dotací

	Cobb-Douglasova funkce			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,2683	0,0613	4,3781	0,0000
LWU	0,6007	0,0492	12,1970	0,0000
LHANM	0,1541	0,0402	3,8311	0,0001
LPP	-0,1008	0,0462	-2,1821	0,0291
LODBEZ	0,0065	0,0139	0,4650	0,6420
LDEZ	-0,0412	0,0240	-1,7185	0,0857
ONE	5,1799	0,4261	12,1563	0,0000
ρ	-0,1455			
Var [e]*(1- ρ) ²	0,0824			
Var [u]*(1- ρ) ²	0,2706			
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,7664			
χ^2 [2]	2,76			0,2512
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	52,32			0,0000
Hausman [6]	0,0300			1,0000
Součet čtverců	363,91			
R ²	0,7991			
F-hodnota _[6,254]	168,42			0,0000
kor.R ²	0,7944			

Zdroj: vlastní zpracování

Funkční přepis zmíněné produkční funkce reprezentuje následující vztah 3.1:

$$\hat{y}_{kt} = 177,665 L_{kt}^{0,264} WU_{kt}^{0,601} K_{kt}^{0,154} PP_{kt}^{-0,101} ODBEZ_{kt}^{0,007} DEZ_{kt}^{-0,041} \quad (3.1)$$

(0,4261) (0,0613) (0,0492) (0,0402) (0,0462) (0,0139) (0,0240)

Odhad produkční funkce ekologického zemědělství, odpovídající modelu náhodných efektů, se z 80 % shoduje s podkladovými daty. Kvalitu odhadu dokládá rovněž výsledek F-testu, prokazující s 95% pravděpodobností statistickou významnost koeficientu vícenásobné determinace. Míru shody skutečných hodnot vysvětlované proměnné s teoretickými hodnotami, odvozenými z odhadnuté produkční funkce, znázorňuje následující graf 1, vymezující výši reziduí. Normalitu rozdělení reziduí vyžadovanou z důvodu validity F-testu i t-testu dokazuje funkce Kernelovy hustoty pravděpodobnosti, jež je rovněž součástí grafu 1.

Graf 1

Náhodná složka produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním vlivu dotací a její rozdělení

Zdroj: vlastní zpracování

Z hlediska statistické verifikace odhadnutých parametrů výše uvedené produkční funkce nelze na hladině významnosti $\alpha = 10\%$ označit za průkazný pouze parametr, vyjadřující vliv ostatních dotací. Ostatní parametry jsou dle t-testu na výše uvedené hladině významnosti statisticky významné.

Adekvátní specifikaci modelu dokazuje také výsledek Baltagi-Li Lagrange Multiplier test, dle kterého s pravděpodobností 95 % lze heterogenitu vymezit existencí faremních specifíků. Adekvátnost zahrnutí uvedených specifíků do náhodné složky modelu byla dále testována Hausmanovou statistikou, dle které je na hladině význam-

nosti $\alpha = 5 \%$ zamítnuta nulová hypotéza o korelaci faremních specifíků s vysvětlujícími proměnnými modelu, což prokazuje vhodnost modelu náhodných efektů.

Pružnost přímých plateb v produkční funkci ekologického zemědělství deklaruje výše zmíněné předpoklady o negativním dopadu SAPS na objem produkovaných komodit. Procentní nárůst objemu získaných dotací implikuje pokles produkce o 0,10 %. Nízká statistická významnost parametru ostatních dotací neumožňuje učinit objektivní závěr o jejich vlivu na produkci ekologického zemědělství. Statistická významnost parametru dotací, které podporují ekologické zemědělství, umožňuje učinit závěr o jejich vlivu na produkci pouze s pravděpodobností 90 %. Přesto lze konstatovat negativní vliv uvedených dotací na produkci ekologických farem. Na jednocentní změnu objemu získaných dotací na podporu ekologického zemědělství reagují ekologické farmy poklesem objemu vyráběné produkce o 0,04 %. Hypotéza, předpokládající nárůst produkce v důsledku dotací na podporu EZ, tedy nebyla potvrzena. Dotace na podporu ekologického zemědělství tedy nepůsobí jako nástroj eliminace tržních selhání v podobě externalit či veřejných statků, ale jako nástroj omezení nadprodukce zemědělské výroby, neboť jejich výše zabezpečuje dostatečné příjmy ekologickým producentům bez nutnosti zvyšování produktivnosti farem. Současná úroveň dotačních sazeb tedy ve své podstatě odráží producenty od racionálního chování a zvyšuje jejich závislost na podpoře ze strany státu.

Dopad změn dotačních sazeb titulu A1. Ekologické zemědělství Horizontálního plánu rozvoje venkova a navazujícího titulu II 1.3.1.1 Ekologické zemědělství Programu rozvoje venkova lze zkoumat rovněž pomocí produkčních pružností. Výsledky odhadů odpovídajících produkčních funkcí jsou následující:

Tabulka 2

Výsledky odhadu produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dotační sazby trvalých travních porostů a po odstranění autokorelace a skupinové heteroskedasticity

	Cobb-Douglasova funkce			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,0924	0,0694	1,3323	0,1828
LWU	0,5871	0,0548	10,7073	0,0000
LHANM	0,1897	0,0451	4,2063	0,0000
LDTTP	-0,4385	0,0743	-5,9050	0,0000
ONE	5,2327	0,4770	10,9709	0,0000
ρ	0,5015			
Var [e]*(1- ρ) ²	0,0807			
Var [u]*(1- ρ) ²	0,0574			
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,4158			
χ^2 [2]	4,20			0,1227
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	15,66			0,0000
Hausman [4]	0,0000			1,0000
Součet čtverců	2686,11			
R ²	0,8133			
F-hodnota _[4,256]	278,80			0,0000
F-hodnota _[113,147]				
kor.R ²	0,8104			

Zdroj: vlastní výpočty

Tabulka 3

Výsledky odhadu produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dotační sazby orné půdy a po odstranění autokorelace a skupinové heteroskedasticity

	Cobb-Douglasova funkce			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,1940	0,0571	3,3967	0,0007
LWU	0,5688	0,0467	12,1698	0,0000
LHANM	0,1653	0,0400	4,1344	0,0000
LDOP	-1,2727	0,1962	-6,4865	0,0000
ONE	6,3649	0,4587	13,8764	0,0000
ρ	-0,1191			
$\text{Var}[e] \cdot (1-\rho)^2$	0,0736			
$\text{Var}[u] \cdot (1-\rho)^2$	0,2770			
$\text{Corr}[v(k,t), v(k,s)]$	0,7901			
$\chi^2 [2]$	0,41			0,8154
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	64,45			0,0000
Hausman [4]	0,0100			0,9999
Součet čtverců	357,25			
R^2	0,8164			
F-hodnota _[4, 256]	284,58			0,0000
F-hodnota _[13, 147]				
kor. R^2	0,8135			

Zdroj: vlastní výpočty

Z důvodu nízké četnosti trvalých kultur, zeleniny a bylin ve zkoumaném výběrovém souboru, byly zohledněny pouze sazby na trvalé travní porosty ($DTTP$) a ornou půdu (DOP), viz tabulka 4.

Tabulka 4

Produkční pružnosti dotačních sazeb titulu EZ HRDP a PRV

SAZBA	Produkční pružnost
Sazba na trvale travní porosty	$E_{DTTP} = -0,439\%$
Sazba na ornou půdu	$E_{DOP} = -1,2727\%$

Zdroj: vlastní výpočet

Z tabulky 4 je patrný negativní vliv obou kategorií dotačních sazeb s vyšší pružností dotačních sazeb poskytovaných na hektar orné půdy. Procentní zvýšení sazby na trvale travní porosty vede k poklesu produkce o 0,44 %. Dotace poskytované na ornou půdu dokonce vyvolávají pokles produkce o 1,27 % na každé procentní navýšení dotační sazby.

Zmíněné skutečnosti potvrzují předpoklad, že sazby na podporu ekologického zemědělství demotivují ekologické producenty v produkci, neboť jim zabezpečují dostatečné příjmy i při nízké produkční výkonnosti. Navíc dotační sazby mohou působit proti racionálnímu chování ekologických producentů ve vztahu k optimálnímu

množství obhospodařované půdy. Zmíněný předpoklad byl zkoumán odhady poptávkových funkcí po výrobním faktoru půda, jehož výsledná podoba je následující.

Tabulka 5

Výsledky odhadu mocninné poptávkové funkce po výrobním faktoru půda po odstranění autokorelace a skupinové heteroskedasticity, MLE, model náhodných efektů

	Sazba trvale travních porostů				Sazba orné půdy			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
$LY_{i,t}$	0,3897	0,0492	7,9262	0,0000	0,3897	0,0492	7,9262	0,0000
LW_L	-0,2038	0,1220	-1,6700	0,0949	-0,2038	0,1220	-1,6700	0,0949
LDOP					0,5289	0,1872	2,8250	0,0047
LDTTP	0,1762	0,0624	2,8250	0,0047				
ONE	4,0590	0,7527	5,3922	0,0000	3,4101	0,7831	4,3547	0,0000
$1/\sigma_e^2$	23,5719	3,7104	6,3529	0,0000	23,5719	3,7104	6,3529	0,0000
σ_u^2/σ_e^2	10,5135	2,5973	4,0479	0,0001	10,5135	2,5973	4,0479	0,0001
Log-pravděpodobnostní funkce	-125,87				-125,87			
ACI	1,2865				1,2865			
Var [e]	0,0424				0,0424			
Var [u]	0,4460				0,4460			
Corr [v(i,t),v(i,s)]	0,9131				0,9131			
Pseudo R ²	0,4041				0,4041			

Zdroj: vlastní výpočty

Získané odhady komplexně nedosahují požadované statistické významnosti, nicméně lze z nich učinit závěr, že dotační sazby působí protichůdně proti cenovému vlivu a tedy vyvolávají pokles míry racionality chování ekologických farem.

Výše uvedené závěry o vlivu dotací na podporu ekologického zemědělství na produkci a racionalitu chování ekologických farem ve vztahu k optimální výměře výrobního faktoru půda lze rozšířit o simulační propočty dopadu dotací na výsledky hospodaření zkoumaných farem. K naplnění konstatovaného záměru byl využit odhad poptávky po půdě, respektující vliv sazby dotací na podporu ekologického zemědělství, kvantifikace hraniční produkční funkce, zahrnující vliv získaných dotací na podporu ekologického zemědělství na míru technické efektivity (viz tabulka 6), a z produkční funkce odvozená nákladová funkce.

Tabulka 6

Výsledky odhadu hraniční produkční funkce ekologického zemědělství

	Battese a Coelli s heterogenitou			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
ONE	5,6188	0,1931	29,0994	0,0000
LLAND	0,2398	0,0361	6,6355	0,0000
LWU	0,5350	0,0246	21,7207	0,0000
LHANM	0,1237	0,0321	3,8536	0,0001
λ	2,1204	0,0767	27,6379	0,0000
σ_u	0,6571	0,0622	10,5633	0,0000
η				
LFA	0,5319	0,1904	2,7931	0,0052
DEZH	0,1669	0,0442	3,7155	0,0002
SPMH	-0,0829	0,0143	-5,7817	0,0000
ODH	0,0078	0,0108	0,7205	0,4712
Log-pravděpodobnostní funkce	-226,5103			
AIC	1,2254			
σ_v^2	0,0960			
σ_u^2	0,4318			
σ_v	0,3099			
σ	0,7265			
Pseudo R ²	0,39			
LR test [1]	192,2038			0,0000
$H_0: \gamma_{LFA} = \gamma_D = \gamma_O = \gamma_M = 0$	14,75			0,0053
$H_0: \gamma_{LFA} = 0$	2,06			0,1517
$H_0: \gamma_D = 0$	13,32			0,0003
$H_0: \gamma_M = 0$	3,01			0,0827
$H_0: \gamma_O = 0$	0,42			0,5188

Zdroj: vlastní výpočty

Zmíněné funkce jsou souhrnně zapsány v tabulce 7.

Tabulka 7

Poptávková funkce po půdě, nákladová funkce a hraniční produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním vlivu dotací

Poptávka po půdě	$\hat{L}_{kt} = 57,916 y_{k,t-1}^{0,390} w_{L,t}^{-0,204} DS_t^{0,176}$ <p style="text-align: center;">(0,7527) (0,0492) (0,1220) (0,0624)</p>
Nákladová funkce	$\hat{C}_{kt}(w_L, w_{WU}, y) = 0,0033 DEZ_{kt}^{0,047} w_{L,t}^{0,309} w_{WU,t}^{0,691} y_{kt}^{1,151}$
Hraniční produkční funkce a funkce míry technické efektivity	$\hat{y}_{kt} = 275,559 L_{kt}^{0,240} WU_{kt}^{0,535} K_{kt}^{0,124}$ <p style="text-align: center;">(0,1931) (0,0361) (0,0246) (0,0321)</p> $TE_{kt} = LFA_k^{-0,532} DEZH_{kt}^{-0,167} ODH_{kt}^{-0,008} SPMH_{kt}^{0,083}$ <p style="text-align: center;">(0,1904) (0,0442) (0,0108) (0,0143)</p>

Zdroj: vlastní výpočet

Kvantifikace teoretických hodnot dle výše uvedených funkcí vymezila negativní

dopad dotací na podporu ekologického zemědělství na výsledky hospodaření ekologických farem. V důsledku existujících sazeb na trvale travní porosty bylo obhospodařováno v průměru o 7 % více půdy než při potenciální neexistenci uvedených sazeb. Využití teoretických výměr obhospodařované půdy, odpovídající stanoveným hodnotám sazeb, v technologickém procesu spolu s ostatními dotacemi na podporu ekologického zemědělství vedlo k poklesu produkce v průměru o 24 % oproti úrovni bez zkoumaných dotací na podporu ekologického zemědělství, ale při zachování přímých plateb a ostatních dotací. Z nákladového hlediska vyvolaly dotace na podporu ekologického zemědělství nárůst nákladů v průměru o 2,4 % oproti předpokládanému stavu bez uvedených dotací. V konečném důsledku vyvolaly zkoumané dotace pokles zisku o 15 % v průměru oproti simulované úrovni bez dotací na podporu ekologického zemědělství. Zmíněný zisk byl modelován převodem teoretické hodnoty produkce na reálnou hodnotu pomocí cenových indexů a následným snížením získaných výnosů o teoretickou hodnotu nákladů. Existující dotační sazby rovněž implikovaly pokles technické efektivnosti ekologických farem, a to v průměru o 14,3%. Uvedené závěry lze považovat za platné i při nižší statistické průkaznosti poptávky po půdě, neboť využití skutečných hodnot obhospodařované půdy v produkční a nákladové funkci dokládá pokles produkce (v uvedeném případě o 26 % oproti úrovni bez dotací na podporu EZ) i snížení zisku (o 14 %). Zmíněné skutečnosti vedly k simulaci scénářů, reprezentujících různé modifikace dotační politiky, zaměřené na podporu ekologického zemědělství. **Scénář A** reprezentuje kvantifikaci dotačních sazeb pomocí difference v hrubém rozpětí ekologického a konvenčního zemědělství. Výhodou uvedeného metodického postupu je komplexní zohlednění nákladové, produkční i cenové difference mezi ekologickým a konvenčním systémem hospodaření. Naopak hlavním omezením je disponibilní datová základna, poskytující nákladové kalkulace, užitkovost a realizační ceny hlavních komodit ekologického i konvenčního systému hospodaření. Potenciální nevýhodou uvedeného metodického přístupu je rovněž zkreslení nákladů i produkce, získaných primárním šetřením na ekologických farmách, v důsledku existujících dotačních podpor. Scénářem A byl simulován dopad dotací s následujícími sazbami:

• sazba na trvalé travní porosty	0 Kč/ha,
• sazba na ornou půdu	1 650 Kč/ha,
• sazba na ornou půdu při produkci zeleniny a bylin	15 524 Kč/ha,
• sazba na trvalé kultury	23 368 Kč/ha.

Uvedené hodnoty sazeb trvalých travních porostů a orné půdy byly stanoveny pomocí kalkulace difference v hrubém rozpětí ekologické a konvenční produkce, vycházející z dat Poláčkové et al. (2005) a Jánského et al. (2006). Zmíněná kalkulace byla v případě trvalých travních porostů kvantifikována dle výnosů a nákladů výkrmu skotu při intenzitě 1 VDJ/ha. Hrubé rozpětí ekologického výkrmu skotu převyšovalo hrubé rozpětí konvenčního chovu o 1 606 Kč/ha v průměru, proto bylo simulováno zrušení podpory trvalých travních porostů. Sazba orné půdy byla kalkulována dle váženého průměru diferencí v hrubém rozpětí pšenice ozimé, pšenice špaldy, ječmene jarního, tritikále a ovsa s vahami v podobě zastoupení zmíněných komodit na výměře osevních ploch ekologických obilovin. Vážený průměr hrubého rozpětí byl stanoven na 1 653 Kč/ha.

Nedostatek podkladových dat neumožnil kalkulovat další sazby, proto byly ponechány na úrovni definované PRV.³

Výše definovaná úprava dotačních sazeb by umožnila vyprodukovat v průměru o 16,2 % více produkce než aktuální výše dotačních sazeb, a to při obhospodařování o 7 % nižší výměry zemědělské půdy v průměru a nákladové úspore ve výši 2,4 % v průměru. V konečném důsledku by zmíněná úprava dotačních sazeb přinesla ekologickým farmám 9,1% nárůst zisku. Technická efektivnost farem by byla při uvedené úpravě zvýšena o 7,5 %. Z pohledu veřejných financí by uvedená změna dotačních sazeb umožnila 83% úsporu veřejných zdrojů vynakládaných na podporu ekologického zemědělství, při předpokládaném zachování výměr jednotlivých kultur na úrovni roku 2008, a 1,8% nárůst daňového výnosu z daně z příjmu ekologických producentů.⁴

Scénář B vycházel z kvantifikace dotačních sazeb rovněž dle difference v hrubém rozpětí ekologických a konvenčních komodit. Dotační sazba trvalých travních porostů však byla stanovena na základě váženého průměru hrubých rozpětí luk a pastvin, kde vahami bylo zastoupení uvedených kultur na výměře trvalých travních porostů.⁵ Hrubé rozpětí bylo u uvedených komodit kalkulováno pomocí vnitropodnikové ceny, stanovené na úrovni jednotkových nákladů hlavního výrobku. Dotační sazba orné půdy byla kvantifikována obdobně jako v rámci scénáře A, s výjimkou využití podílu plodin na orné půdě jako vah. Sazby zeleniny, bylin a trvalých kultur byly sníženy na 50 % hodnot, které byly definovány v HRDP. Uvedeným způsobem byly kvantifikovány následující dotační sazby:

- sazba na trvalé travní porosty 230 Kč/ha,
- sazba na ornou půdu 810 Kč/ha,
- sazba na ornou půdu při produkci zeleniny a bylin 5 530 Kč/ha,
- sazba na trvalé kultury 6 120 Kč/ha.

Zmíněná úprava podpory ekologického zemědělství by umožnila zvýšení produkce o 5,7 % v průměru. Ekologické farmy by v důsledku výše popsané hodnoty dotačních sazeb hospodařily s 97,6 % současné hodnoty nákladů, což by vedlo k nárůstu zisku o 5,4 % v průměru. Technická efektivnost farem by v důsledku navrhovaných změn vzrostla o 6,2%. Uvedená úprava by rovněž ovlivnila veřejné rozpočty, pro které by znamenala 85% úsporu veřejných výdajů vynaložených na podporu ekologického zemědělství a 1,1% nárůst daňových příjmů vybraných na základě daně z příjmů od ekologických farem.

3 Disponibilní data umožnila pouze kalkulovat diferenci v hrubém rozpětí produkce vinné révy. Kvantifikované hrubé rozpětí ekologické komodity však převýšilo o 26 923 Kč/ha hrubé rozpětí konvenční vinné révy.

4 V důsledku navýšení produkce lze rovněž předpokládat změnu daňového výnosu daně z přidané hodnoty. Uvedené změny však nebyly z důvodu nedostatečných disponibilních dat modelovány.

5 Dle Darmovzalové a Koutné (2007, 2009) zaujímaly pastviny 61 % výměry ekologických trvalých travních porostů a louky 38 % ekologických trvalých travních porostů. Osevní plochy pšenice ozimé se z 12 % podílely na výměře ekologicky obhospodařované orné půdy, pšenice špalda zaujímala 5 % orné ekopůdy, tritikále 14 %, oves 20 % a ječmen jarní 17 % ekologicky obhospodařované orné půdy.

Dotační sazby na podporu ekologického zemědělství je možné kvantifikovat rovněž pomocí diferenciace v produkční schopnosti ekologického a konvenčního zemědělství, tj. v podobě kompenzace újmy za nemožnost realizace dodatečné produkce v důsledku využití ekologické produkční technologie. Nevýhodou uvedeného přístupu je nezohlednění nákladové úspory, kterou ekologická výrobní technologie může implikovat. Problematicky se rovněž jeví dostatečná datová základna na kvantifikaci diferencí jednotlivých kultur. Výhodu uvedené metody lze naopak identifikovat v absenci realizačních cen ekologických komodit, jejichž disponibilita negativně ovlivňuje realizaci výše uvedeného přístupu hrubého rozpětí. Potenciální výhodou může být rovněž nižší zkreslení produkčních výsledků současnou dotační politikou za předpokladu kvantifikace užitekosti řízeným experimentem produkce jednotlivých komodit.

Simulovaný scénář C, stanovující dotační sazby trvalých travních porostů, orné půdy a trvalých kultur výše uvedeným způsobem, vychází z kvantifikace produkčních diferenciací smíšené (ztráta 48 % produkce) a polní výroby (ztráta 32 % produkce). Naturální újma, jejíž kvantifikace byla základem pro stanovení dotačních sazeb, byla kvantifikována s využitím dat o průměrném konvenčním výnosu jednotlivých komodit, zveřejněných Ústavem zemědělské ekonomiky a informací, a cenově ohodnocena prostřednictvím průměrných cen konvenčních komodit, uveřejněných stejnou institucí. Agregace peněžní újmy ekologické produkce jednotlivých komodit do dotační sazby příslušné kultury byla opět provedena váženým průměrem, reprezentovaným zastoupením plodin na orné půdě, trvalých travních porostech a trvalých kulturách. V případě trvalých travních porostů byly opět zohledněny louky a pastviny, v rámci orné půdy kromě výše uvedených obilovin také žito, pohanka, hrách a brambory. Do sazby trvalých kultur vstupovala újma z produkce biojablek a vinných biohroznů.

Sazba zeleniny a bylin zůstala z důvodu absence dat zachována na úrovni PRV:

• sazba na trvalé travní porosty	1 420 Kč/ha,
• sazba na ornou půdu	1 970 Kč/ha,
• sazba na ornou půdu při produkci zeleniny a bylin	15 525 Kč/ha,
• sazba na trvalé kultury	25 420 Kč/ha.

V důsledku navržené úpravy dotační politiky by došlo k 0,7 % nárůstu produkce při 1,1 % úspoře obhospodařované půdy. V důsledku 0,54 % poklesu nákladů ekologických farem a zmíněného nárůstu produkce by došlo k 1 % růstu zisku ekologických zemědělských výrobců. Technická efektivnost ekologických producentů by však v důsledku navrhovaných změn poklesla, a to o 3,3 % v průměru. V rámci veřejných rozpočtů by úpravy dotační politiky, které simuloval scénář C, umožnily 29 % úsporu veřejných výdajů na podporu ekologického zemědělství a 0,2 % zvýšení daňových příjmů realizovaných z daně příjmů ekologických farem.

Dotační sazby na podporu ekologického zemědělství lze kvantifikovat rovněž pomocí diferenciace zisku ekologických a konvenčních producentů. Uvedený přístup však naráží na zohlednění nepřímých nákladů, které nemusí být plně ovlivněny ekologickým způsobem hospodaření. Kvantifikace sazeb na základě hrubého rozpětí (či příspěvku na úhradu) se proto jeví jako vhodnější varianta. Další možností je stano-

vení dotační sazby na základě difference v přímých hektarových nákladech. Uvedený přístup však nezohledňuje diferenci produkční schopnosti ekologické výrobní technologie. Z důvodu zmíněných nedostatků nebyly dotační sazby dle uvedených přístupů kvantifikovány.

Model hraniční produkční funkce umožňuje rovněž konstrukci 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. Kvantifikovaná produkční mezera umožňuje navržení dalšího scénáře dotační politiky, který reprezentuje zavedení jednotné sazby na podporu ekologického zemědělství, odpovídající průměrné úrovni produkční mezery 14 % nejefektivnějších ekologických podniků (tj. 6 870 Kč/ha). V důsledku uvedeného **scénáře D** by došlo k 9,8% nárůstu ekologicky obhospodařované půdy, což by vyvolalo 16,6% nárůst produkce, náklady by se však nezměnily a zisk by poklesl o 6,5 %. Efektivnost by se snížila dokonce o 22 %.

Využití produkční mezery ke kvantifikaci dotačních sazeb však naráží na nedostatky dat, jež by umožnily definovat produkční mezery pro jednotlivé kultury. Nevýhodou uvedeného postupu je rovněž nezohlednění nákladové diferenciace ekologické a konvenční technologie. Nespornou výhodou je však přesná kvantifikace produkční difference potenciální ekologické a konvenční produkce, nezátížená případnou neefektivností.

Posledním uvažovaným scénářem byl **scénář E**, simulující situaci úplného odstranění dotací na podporu ekologického zemědělství. Jak již bylo uvedeno výše, odstranění dotací by vedlo k nárůstu produkce o 24 % v průměru při průměrném poklesu obhospodařované půdy o 7 % a 2% snížení nákladů. Zisk by vzrostl o 15 % v průměru. V důsledku uvedené skutečnosti by na veřejných výdajích bylo uspořeno 618 mil. Kč, což je částka, o kterou bylo v roce 2008 v rámci podpory ekologického zemědělství požádáno. Daňový výnos státu z daně příjmů ekologických producentů by se zvýšil o 3 % v důsledku růstu daňového základu daně z příjmů ekologických producentů. Výsledky zmíněných simulací v komparaci s ekonomickou situací ekologických farem při stávajících hodnotách dotačních sazeb shrnuje tabulka 8.

Tabulka 8

Změny ekonomických výsledků ekologických podniků

	Scénář A	Scénář B	Scénář C	Scénář D	Scénář E
Změna objemu produkce	16,2%	5,7%	0,7%	16,6%	24%
Změna výše nákladů	-2,4%	-2,4%	-0,5%	0%	-2,3%
Změna výše zisku	9,1%	5,6%	1,0%	-6,5%	15,0%
Změna míry technické efektivnosti	7,5%	6,2%	-3,3%	-22%	14,3%

Zdroj: vlastní výpočet

4. Závěr

Z výsledků simulovaných scénářů vyplývá, že k nejvyššímu navýšení zisku i produkce při zachování podpory ekologického zemědělství by přispělo zrušení sazby na trvalé travní porosty a snížení sazeb na hektar orné půdy z úrovně definované PRV

na 1 650 Kč/ha, což reprezentuje scénář *A*, založený na kalkulaci hrubého rozpětí. Stanovení dotačních sazeb uvedeným způsobem se jeví jako nejvhodnější postup, neboť zohledňuje produkční, cenovou i nákladovou diferenciaci mezi ekologickým a konvenčním zemědělstvím. Pro konečnou úpravu sazeb by však bylo vhodné provést další průzkum, zejména kalkulaci hrubého rozpětí u zeleniny a ovocných sadů, ke kterým však zatím není k dispozici odpovídající datová základna. Celkově však lze zjištěné výsledky shrnout do konstatování, že analyzované politicko-ekonomické nástroje dotační politiky ve formě přímé podpory produkce nemají jednoznačně pozitivní vliv na zvyšování výkonnosti ekologického zemědělského podniku. Samotná existence a případné stanovení výše dotačních sazeb je klíčovým aspektem pro vyhodnocení ekonomických výsledků podniku, které ovšem neodrážejí nutnost zachování současných úrovní finanční podpory, ba naopak.

Literatura

- DARMOVZALOVÁ, I.; KOUTNÁ, K. 2007. Statistické šetření na ekologických farmách ČR za období let 2006 a 2007. [on-line] Brno: Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky, 2007. (cit. 2009-09-30) <http://www.mze.cz/Index.aspx?ch=73&typ=2&ids=3343&val=3343>.
- DARMOVZALOVÁ, I.; KOUTNÁ, K. 2009. *Statistické šetření na ekologických farmách České republiky za rok 2008*. [on-line] Brno: Ústav zemědělské ekonomiky a informací, 2009. (cit. 2009-09-30) http://www.mze.cz/UserFiles/File/Ekologicke_zemedelstvi/TU_4218_EZ_2008.pdf.
- HRABALOVÁ, A.; ZANDER, K. 2006. Organic Beef Farming in the Czech Republic: Structure, Development and Economic Performance. *Agricultural Economics*. 2006, Vol. 52, No. 2, pp. 89–100.
- HUŠEK, R. 1999. *Ekonometrická analýza*. 1. vydání, Praha: Ekopress, 1999. ISBN 80-86119-19-X.
- JÁNSKÝ, J.; ŽIVĚLOVÁ, I.; POLÁČKOVÁ, J.; BOUDNÝ, J.; REDLICOVÁ, R. 2006. Trend Analysis of Revenues and Costs within the Chosen Commodities under the Conditions of Organic Agriculture. *Agricultural economics*. 2006, Vol. 52, No. 9, pp. 436–444.
- JÁNSKÝ, J.; ŽIVĚLOVÁ, J. 2007. Subsidies for the organic agriculture. *Agricultural economics*. 2007, Vol. 53, No. 9, pp. 393–402. ISSN 0139-570X.
- LYNGGAARD, K. 2006. *The Common Agricultural Policy and Organic Farming – An Institutional Perspective on Continuity and Change*. Cambridge: CABI Publishing, 2006. 223 s. ISBN 978-1-84593-114-8.
- MADAU, F. A. 2007. Technical Efficiency in Organic Farming: Evidence from Italian Cereal Farms. *Agricultural Economics Review*. 2007, Vol. 8, No. 1, pp. 5–21.
- MINISTERSTVO VNITRA ČR. 1997. Nařízení vlády č. 341/1997 Sb. o podpoře mimoprodukčních funkcí zemědělství.
- MINISTERSTVO VNITRA ČR. 1999. Nařízení vlády č. 24/1999 Sb., o podpoře mimoprodukčních funkcí zemědělství.
- MINISTERSTVO VNITRA ČR. 2000. Nařízení vlády č. 505/2000 Sb., o podpoře mimoprodukčních funkcí zemědělství.
- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR. 2010. *Program rozvoje venkova České republiky na období let 2007–2013*. [on-line] Praha, 2010. (cit. 2010-03-02). http://eagri.cz/public/eagri/file/40890/PRV_leden2010.pdf.
- NIEBERG, H.; KUHNERT, H. 2007. Support Policy for Organic Farming in Germany. *Landbauforschung Völkenrode*. 2007, No. 57, pp. 95–106. ISSN 04586859.
- POLÁČKOVÁ, J.; JÁNSKÝ, J. et al. 2005. *Nákladovost a výnosnost vybraných ekologických produktů v období 2001–2003*. Brno: Mendlova zemědělská a lesnická univerzita v Brně. Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky, 2005. 35 s. ISBN 80-7157-854-1.

- OFFERMANN, F.; NIEBERG, H.; ZANDER, K. 2009. Dependency of Organic Farms on Direkt Payment in Selected EU Member States: Today and Tomorrow. *Food Policy*. 2009, No. 34, pp. 273–279. ISSN 0306-9192.
- SOUKUPOVÁ, J. et al. 2001. *Mikroekonomie*. 2. Vydání, Praha: Management Press, 2001. ISBN 80-7261-005-8.
- STOLZE, M.; LAMPKIN, N. 2009. Policy for organic farming: Rationale and concepts. *Food Policy*. 2009, No. 34, pp. 237–244. ISSN 0306-9192.
- ZEMPLINEROVÁ, A. 2006. Efekty státní podpory podniků (Effects of State Aid to Enterprises). *Politická ekonomie*. 2006, Vol. 54, No. 2, pp. 204–213.

ANALYSIS OF AGRICULTURE SUBSIDY POLICY TOOLS – APPLICATION OF PRODUCTION FUNCTION

Zdeňka Kroupová, Michal Malý, Czech University of Life Sciences, Faculty of Economics and Management, Department of Economics, Kamýcká 129, CZ – 165 21, Prague (kroupovaz@pef.czu.cz, maly@pef.czu.cz).

Abstract

The submitted paper is focused on the evaluation of the Common Agriculture Policy impact on economic results of Czech organic farmers. The aim of the paper is a complex evaluation of the influence of subsidy on production, costs, profit and technical efficiency of organic farms. The partial aim is to evaluate different methods of subsidy rate calculation. The main methodological tool for achieving mentioned aims is an analysis using a production and a stochastic frontier production function. This approach has not been used in the Czech Republic yet. The previous studies, analyzed subsidy of organic farming, were based on a comparison of especially family farm income, profit or costs of organic and conventional farming. The analysis was conducted on the basis of unbalanced panel data from 143 organic and 388 conventional enterprises – legal entities, obtained over the time period 2004 – 2008. The sample of organic farms represents 58 % of the entire population of organic legal entities. Results of the analysis indicate negative impact of subsidies on production, profit and technical efficiency of organic farmers and refer to the reality that actual level of subsidy discourages organic farmers from rational behavior and implicates their dependence on state support.

Keywords

subsidy, production function, costs, profit, technical efficiency, Czech Republic, panel data

JEL Classification

Q18, Q58