

**ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE**

**PROVOZNĚ EKONOMICKÁ FAKULTA**

**KATEDRA EKONOMIKY**



**Produkční schopnost a technická  
efektivnost ekologického zemědělství  
České republiky**

**Disertační práce**

**Vypracovala: Ing. Zdeňka Kroupová**

Školitel: Doc. Ing. Eva Rosochatecká, CSc.

© Praha, 2010

## **Poděkování**

Děkuji své školitelce, paní Doc. Ing. Rosochatečné, CSc., za odborné vedení disertační práce a zesnulému panu Prof. Ing. Jiřímu Tvrdoňovi, CSc. za primární impuls k níže uvedenému výzkumu i za cenné rady. Poděkování za odborné konzultace věnuji rovněž Ing. Michalu Malému, Ph.D.

Předložená disertační práce vznikla jako součást výzkumného záměru MSM 6046070906 "Ekonomika zdrojů českého zemědělství a jejich efektivní využívání v rámci multifunkčních zemědělskopotravinářských systémů".

## Obsah

<b>1 Úvod .....</b>	<b>2</b>
<b>2 Literární rešerše .....</b>	<b>4</b>
2.1 EKOLOGICKÉ ZEMĚDĚLSTVÍ .....	4
2.1 PRODUKČNÍ SCHOPNOST EKOLOGICKÉHO ZEMĚDĚLSTVÍ .....	6
2.2.1 <i>Produkční funkce ekologického zemědělství</i> .....	14
2.3 EFEKTIVNOST EKOLOGICKÉHO ZEMĚDĚLSTVÍ .....	17
2.4 STÁTNÍ PODPORA EKOLOGICKÉHO ZEMĚDĚLSTVÍ .....	24
2.5 EKOLOGICKÉ ZEMĚDĚLSTVÍ V ČESKÉ REPUBLICE .....	30
2.5.1 <i>Vývoj a postavení ekologické zemědělství v České republice</i> .....	30
2.5.2 <i>Struktura ekologického zemědělství České republiky v komparaci s konvenčním zemědělstvím</i> .....	41
2.5.3 <i>Vývoj dotační politiky ekologického zemědělství ČR</i> .....	47
<b>3 Cíl disertační práce .....</b>	<b>54</b>
<b>4 Metodické přístupy .....</b>	<b>56</b>
4.1 MODEL PRODUKČNÍ FUNKCE .....	56
4.1.1 <i>Deskriptivní analýza výběrového souboru</i> .....	60
4.1.2 <i>Modely panelových dat (error component models)</i> .....	64
4.1.3 <i>Verifikace předpokladů modelu</i> .....	71
4.1.4 <i>Aplikace produkční funkce</i> .....	78
4.2 MODEL STOCHASTICKÉ HRANIČNÍ PRODUKČNÍ FUNKCE .....	80
4.2.1 <i>Aplikace hraniční produkční funkce</i> .....	90
4.2.2 <i>Model binární volby</i> .....	91
4.3 DATOVÁ ZÁKLADNA .....	96
<b>5 Výsledky .....</b>	<b>102</b>
5.1 DESKRIPTIVNÍ ANALÝZA VÝBĚROVÉHO SOUBORU .....	102
5.2 PRODUKČNÍ SCHOPNOST EKOLOGICKÉHO ZEMĚDĚLSTVÍ .....	107
5.2.1 <i>Produkční diferenciál ekologické a konvenční technologie</i> .....	107
5.2.2 <i>Determinanty produkce ekologického zemědělství</i> .....	117
5.2.3 <i>Dopad změn dotační politiky na výsledky hospodaření ekologických farem</i> .....	133
5.3 TECHNICKÁ EFEKTIVNOST EKOLOGICKÉHO ZEMĚDĚLSTVÍ .....	138
5.3.1 <i>Dopad změn dotační politiky na technickou efektivnost ekologických farem</i> .....	150
5.4 ADEKVÁTNOST EKOLOGICKÉ PRODUKČNÍ TECHNOLOGIE .....	152
5.4.1 <i>Determinanty realizace ekologické produkční technologie</i> .....	155
<b>6 Diskuse, závěry a doporučení .....</b>	<b>160</b>
<b>7 Seznam použitých zdrojů .....</b>	<b>171</b>
<b>8 Seznam použitých zkratk .....</b>	<b>185</b>
<b>9 Přílohy .....</b>	<b>186</b>

# 1 Úvod

V několika posledních desetiletích si společnost začala uvědomovat význam kvality životního prostředí. Změna vztahu člověka k přírodě a zdrojům planety, všeobecně označovaná jako trvale udržitelný rozvoj, ovlivnila i pohled na zemědělství. Společnost začala uznávat nejen jeho významné mimoprodukční funkce, ale také byla zahájena snaha o odstranění negativních vlivů zemědělské výroby na jednotlivé složky životního prostředí, dané zejména používáním nejrůznějších chemických látek. V duchu uváděných změn vzniklo zemědělství ekologické, které představuje moderní systém hospodaření, založený na historických zkušenostech lidské civilizace v produkci komodit rostlinného i živočišného původu.

Vyvarování se negativních dopadů ekologického zemědělství na životní prostředí, vyčerpávání neobnovitelných zdrojů, či pohodu hospodářských zvířat, přineslo změny produkční technologie, v jejichž důsledku ovšem došlo k poklesu produkční schopnosti zemědělské výroby. Zmíněná skutečnost je v řadě zemí Evropské unie všeobecně uznávána a kompenzována prostřednictvím cenového zvýhodnění bioproduktů či pomocí nástrojů dotační politiky. Nejinak je tomu v České republice, kde je ekologické zemědělství od konce 90. let dotačně podporováno.

Zmíněná dotační podpora je považována za jeden z hlavních faktorů dynamického rozvoje českého ekologického zemědělství. Dotační zvýhodnění ekologických producentů však nepřináší jen pozitivní rozvoj ekologicky obhospodařovaných ploch, ale implikuje rovněž některé negativní jevy. Na ekologický systém hospodaření přechází vedle zemědělských producentů, kteří přijímají ekologické zemědělství jako určitou životní filozofii, také řada neefektivních farem, pro které je ekologický systém hospodaření snadným zdrojem finančních prostředků. Důsledkem uvedené skutečnosti je nejen nižší produkční schopnost ekologického zemědělství, ale rovněž nižší efektivnost ekologických farem v komparaci s konvenčními subjekty. Míra zmíněné méněcennosti ekologického produkčního systému, spolu s determinanty inferiority ekologického zemědělství, je hlavním předmětem předložené disertační práce, která tak přináší v České republice zatím nezpracovanou analýzu dopadu dotační politiky na produkční schopnost ekologických výrobců, analýzu technické efektivnosti ekofarem v komparaci s konvenčními farmami, zohledňující zmíněné dotační vlivy,

či analýzu determinantů konverze zemědělských producentů na ekologický systém hospodaření.

Z hlediska struktury je disertační práce rozdělena do šesti hlavních kapitol. Kapitola 2 uvádí literární přehled problematiky ekologického zemědělství a dotační podpory zkoumaného alternativního systému hospodaření. Součástí uvedené kapitoly je vymezení ekologického zemědělství a specifík ekologické produkční technologie, seznámení s výsledky analýz provedených českými i zahraničními odborníky v oblasti produkční schopnosti i efektivnosti ekologického zemědělství a vymezení pozitivních a negativních přístupů k dotační politice ekologického zemědělství. Významnou součástí 2. kapitoly je rovněž deskripce vývoje a pozice ekologického zemědělství v České republice, včetně jeho dotační podpory.

Kapitola 3 definuje cíle disertační práce a vymezuje soubor pracovních hypotéz. Metodické přístupy, jimiž je cílů dosahováno, detailně uvádí kapitola 4.

Výsledkům práce je věnována kapitola 5, která je dále rozčleněna na výsledky analýzy produkční schopnosti ekologického zemědělství, obsahující rovněž vymezení vlivu dotační politiky na produkci ekologických farem a simulaci scénářů změn dotační podpory zkoumaného alternativního systému hospodaření, a na výsledky analýzy technické efektivnosti ekologického zemědělství, zahrnující také evaluaci základních determinantů neefektivnosti ekologických farem. V neposlední řadě je součástí 5. kapitoly evaluace vhodnosti ekologické technologie pro jednotlivé subjekty zkoumaného výběrového souboru a identifikace základních faktorů, které determinují konverzi zemědělského producenta na ekologický systém hospodaření. Závěry a doporučení, vyplývající z uvedených kapitol, jsou shrnuty v kapitole 6 a doplněny o komparaci s výsledky obdobně zaměřených výzkumů.

## 2 Literární rešerše

### 2.1 Ekologické zemědělství

Ekonomika několika posledních desetiletí je charakterizována změnou vztahu k životnímu prostředí. Důraz již není kladen na maximum produkce, ale na kvalitní produkci s minimálním negativním dopadem na ovzduší, vodu, faunu i floru. Zmíněný trend se nevyhýbá ani zemědělství, a tak se dnes stále významnějším pojmem stává zemědělství ekologické - zemědělství šetrné k přírodě, s pozitivním vztahem k chovaným zvířatům, kladoucí důraz na kvalitu a přirozené složení produkce.

Základem pro vymezení ekologického způsobu hospodaření je definice International Federation of Organic Agriculture Movement (IFOAM), organizace deklarující pravidla ekologického zemědělství v celosvětovém měřítku. Uvedená organizace definuje ekologické zemědělství jako hospodaření, zahrnující všechny zemědělské systémy, které jsou založeny na ekologickém, sociálním a ekonomickém principu produkce potravin. Cílem uvedeného systému hospodaření je dle IFOAMu (2005) optimalizace kvality produkce a životního prostředí, a to při respektování přirozených požadavků rostlin, zvířat i krajiny. Ekologické zemědělství naplňuje zmíněný cíl výrazným snížením některých vnějších vstupů, zejména syntetických hnojiv, pesticidů, geneticky modifikovaných organismů a farmaceutik. Na místo toho využívá v boji proti škůdcům a chorobám tradičních i nových vědeckých poznatků o přírodních zákonitostech s cílem zvýšit jak výnosy zemědělské produkce, tak resistenci proti chorobám a škůdcům.

Svaz PRO-BIO (2006) zjednodušuje uvedenou definici a vymezuje ekologické zemědělství jako systém hospodaření, využívající moderní poznatky i technologie, který omezuje používání umělých hnojiv, chemických přípravků, postřiků, hormonů a umělých látek, a který klade důraz na kladný vztah k zvířatům, půdě, rostlinám a přírodě. Obdobnou definici uvádí rovněž dokument Evropské komise (2005), zabývající se ekologickým hospodařením a produkcí biopotravin..

Zpráva Ministerstva zemědělství ČR (2007a) rozšiřuje definici ekologického zemědělství i do oblasti zpracování bioprodukce a marketingu, neboť chápe ekologické zemědělství jako ucelený systém poskytování vysoce kvalitních potravin udržitelným způsobem hospodaření. Zdůrazňuje tím především skutečnost,

že ekologický systém hospodaření je při zajištění produkce o vysoké jakosti a nezávadnosti doprovázen významnými přínosy pro životní prostředí.

Živělová a Jánský (2002) ve zmíněné souvislosti uvádějí: „Ekologické zemědělství je charakteristické hospodařením s pozitivním dopadem na všechny složky životního prostředí, tzn. na půdu, vodu, ovzduší, ekosystémy, a tím také na zvířata a rostliny.“ Jeho cílem je dle Zimové (1990) zemědělský systém trvalého charakteru, ekologicky vyvážený, chránící stálé výrobní zdroje a zabraňující vývoji ekologických katastrof. Organizace PRO-BIO (2006) zmíněný cíl diverzifikuje na následující dílčí cíle:

- Udržení a zlepšení dlouhodobé úrodnosti půdy a její ekologické funkce, realizované prostřednictvím zvýšení obsahu organické hmoty a humusu v půdě, zlepšení fyzikálních vlastností půdy a umožnění rozvoje společenstva půdních organismů.
- Vyvarování se všech forem znečištění, které pocházejí ze zemědělského podnikání, využíváním odpadů pro výrobu organických hnojiv.
- Hospodaření v uzavřeném systému, využívání místních zdrojů a minimalizace ztrát.
- Produkce potravin a hnojiv o vysoké nutriční hodnotě a v dostatečném množství.
- Minimalizace používání neobnovitelných zdrojů energie.
- Tvorba podmínek chovu hospodářských zvířat, které odpovídají jejich fyziologickým a etologickým potřebám, humánním a etickým zásadám.
- Zajištění ekonomického a sociálního rozvoje zemědělců a jejich rodin.
- Udržení osídlení venkova a tradičního rázu kulturní zemědělské krajiny.

Naplnění uvedených cílů vytváří dle Ministerstva zemědělství ČR (2004a) z ekologického zemědělství trvale udržitelný systém, který již neplní pouze produkční funkci, ale zároveň funkce mimoprodukční. Ekologické zemědělství je tak vnímáno jako alternativa pro řešení problému vylidňování venkova, odlivu pracovníků ze zemědělské prvovýroby a částečně i pro řešení nerovnoměrností regionálního rozvoje.



Nařízení Rady (ES) č. 834/2007 shrnuje výše uvedené definice a charakteristiky ekologického zemědělství a vymezuje ekologický způsob hospodaření jako celkový systém řízení zemědělských a potravinářských podniků, který spojuje nejlepší environmentální postupy, vysokou úroveň biologické rozmanitosti, ochranu přírodních zdrojů, zajištění příznivých podmínek chovu hospodářských zvířat a uspokojení potřeb spotřebitelů, kteří upřednostňují produkty získané za použití přírodních látek a procesů. Dle uvedeného nařízení ekologické zemědělství plní dvojí společenskou roli. Primárně uspokojuje společenskou poptávku po ekologických produktech, sekundárně vytváří veřejné statky, které přispívají k ochraně životního prostředí, dobrým životním podmínkám hospodářských zvířat a k rozvoji venkova.

## **2.1 Produkční schopnost ekologického zemědělství**

Produkce v ekologickém systému hospodaření podléhá přesným pravidlům, která jsou na obecné úrovni celosvětově vymezena IFOAMem (2006). Mezi uvedená pravidla patří nejen omezení chemických hnojiv, pesticidů, léčiv a umělých přísad, které by mohly negativně ovlivňovat zdraví lidí, půdy, rostlin, zvířat a celé planety, ale také produkce v co nejvíce uzavřeném produkčním systému, který je maximálně přizpůsoben lokálním přírodním podmínkám, a který minimalizuje vstupy využitím recyklace i efektivního řízení spotřeby materiálu a energie. Zmíněná pravidla konkretizuje právní úprava ekologického zemědělství a označování ekologických produktů v jednotlivých zemích světa.

V Evropské unii je výše uvedenou právní úpravou nařízení Rady (ES) č. 834/2007, které vyžaduje sladění produkce ekologického zemědělství s místními podmínkami, tj. s geografickými i klimatickými podmínkami a s hospodářskými tradicemi příslušné lokality. Zmíněné pravidlo podmiňuje výběr vhodných odrůd pěstovaných plodin a plemen chovaných hospodářských zvířat s následným přizpůsobením technologických podmínek výroby, které zajistí vedle vysoké kvality produkce také zdraví rostlin a zvířat. V obou případech je ve volbě genetického materiálu přísně zakázáno využití geneticky modifikovaných organismů.

V rostlinné výrobě je primárně vyžadováno využití bioosiv a rozmnožovacího materiálu z ekologického zemědělství. Pouze pokud ekologický genetický materiál není na trhu dostupný, lze použít konvenční osivo a vegetativní rozmnožovací materiál, který však nesmí být ošetřen jinými než pro ekologické zemědělství

povolenými prostředky ochrany rostlin či chemickým ošetřením, které přímo nařizuje směrnice Rady (ES) č. 29/2000. Produkce bioosiva a ekologického rozmnožovacího materiálu podléhá podmínce pěstování matečné, či rodičovské rostliny ekologickým způsobem hospodaření nejméně po dobu jedné generace, či dvou vegetačních období v případě trvalých plodin.

V živočišné výrobě je primárně požadován zástavový materiál, pocházející od ekologicky chovaných zvířat. Zvířata mimo ekologický chov lze zavádět do ekofarmy pouze, pokud množství ekologicky chovaných zvířat je nedostatečné. V uvedeném případě je však vyžadováno, aby mladá zvířata byla ihned po odstavu chována v souladu s pravidly ekologické produkce. Nařízení Komise (ES) č. 889/2008 navíc omezuje stáří, ve kterém mohou být zmíněná mladá zvířata nejpozději zařazena do stáda. Uvedené nařízení vymezuje rovněž podmínky převedení dospělých zvířat, určených pro obnovu stáda, do ekologického chovu. Zvířata nepocházející z ekologického chovu lze do ekofarmy dovážet rovněž pro účely plemenitby, při které se přednostně doporučuje použití přirozené metody. Umělé oplodnění je však rovněž povoleno.

Z technologického hlediska je v rostlinné výrobě požadována volba vhodného systému rotace zemědělských plodin, zajišťující kvalitu půdních živin, která může být dále zvyšována především použitím zeleného hnojení a statkových hnojiv. Z hlediska vstupů do výrobního procesu je dle nařízení Rady č. 834/2007 ekologická produkce limitována využitím výrobních faktorů produkovaných ekologickým výrobním postupem, či jiných přírodních vstupů a minerálních hnojiv s nízkou rozpustností. V maximální míře je však požadováno využití vstupů, které pocházejí z vlastního hospodářství. Plně zakázáno je použití minerálních dusíkatých hnojiv. Šarapatka et al. (2008) v uvedené souvislosti doplňuje, že dusík lze v dostatečné míře získat přirozenou fixací vzdušného dusíku prostřednictvím vikvovitých rostlin a jejich symbiózy s hlízkovitými bakteriemi a recyklací organických statkových hnojiv. V konvenčním zemědělství jsou dle Šarapatky et al. (2008) „statková hnojiva mnohdy likvidována jako odpad zatěžující životní prostředí i klima a plochy trvalých travních porostů jsou mnohdy přehnojené. To je důsledek oddělení rostlinné produkce a chovu zvířat v konvenčním zemědělství.“ Nařízení Komise (ES) č. 889/2008 proto zakazuje živočišnou produkci na ekofarmě bez zemědělské půdy.

Výjimkou je pouze situace, kdy ekofarma uzavře písemnou smlouvu o spolupráci s jinou ekofarmou při rozmetání přebytečných statkových hnojiv.

Prevence škod způsobených škůdci, chorobami a plevely je v rostlinné výrobě založena na volbě vhodných odrůd a pěstitelských postupů i na ochraně přirozenými nepřáteli. Pouze v případě ohrožení rostlin lze dle nařízení Komise (ES) č. 889/2008 použít vybrané prostředky ochrany rostlin, např. lecitin, mátový olej, fosforečnan železitý. Chemické syntetické látky však umožňuje směrnice Rady (ES) č. 834/2007 použít pouze pokud neexistuje přírodní ekvivalent, nebo na trhu není k dispozici vhodná ekologická alternativa, či pokud by měla existující ekologická alternativa nepřijatelný dopad na životní prostředí.

V živočišné výrobě je požadován výběr vhodných krmiv, která by měla být primárně získána ze zemědělského podniku, kde jsou zvířata chována. Nařízení Komise č. 889/2008 ustanovuje minimální objem vlastních krmiv pouze u býložravců, a to na úrovni 50 % krmné dávky. V případě nemožnosti zajištění uvedené podílu lze krmiva získat od jiného ekologického zemědělského podniku, ovšem přednostně by měla být v takové situaci využita biokrmiva, pocházející ze stejného regionu. Část přidělu krmiva může rovněž pocházet z podniků, jež přecházejí na ekologický způsob hospodaření, a to v úrovni nepřevyšující 30 % krmné dávky, pokud krmiva pocházejí z jiného subjektu, a 60 % krmné dávky, pokud uvedená krmiva pocházejí z některé jednotky daného zemědělského podniku. Jiné než ekologické suroviny rostlinného, živočišného i minerálního původu je možné použít pouze, je-li to nezbytné v zájmu zajištění přístupu ke krmivu. Druh i množství uvedených surovin jsou však omezeny ve zmíněném nařízení Komise.

Nařízení Komise (ES) č. 889/2008 určuje rovněž složení krmných dávek, ve kterých by v případě býložravců mělo nejméně 60 % sušiny pocházet z objemných, čerstvých, sušených nebo silážovaných krmiv. Rovněž do denní krmné dávky prasat a drůbeže je vyžadováno přidání objemných, čerstvých, sušených nebo silážovaných krmiv. Plně zakázáno je použití růstových hormonů a dalších umělých prostředků, které slouží ke stimulaci růstu.

Nařízení Rady (ES) č. 834/2007 upravuje rovněž chovatelské postupy a podmínky ustájení hospodářských zvířat. Vazné ustájení a izolování zvířat je zakázáno, výjimkou jsou pouze jednotlivá zvířata, která nelze chovat

ve skupinách, a jen na omezenou dobu. Pro zvířata je naopak požadován stálý přístup k zelené píci a vodě, především přímo na pastvinách, na kterých je ovšem omezován počet chovaných zvířat vzhledem k eliminaci vypásání, nebezpečí udusání a eroze půdy, či znečištění životního prostředí.

Prevence nález je založena na výběru vhodného plemena i chovatelských postupů, na vysoce kvalitním krmivu, tělesném pohybu i na vhodném ustájení, udržovaném v hygienických podmínkách. Nařízení Komise (ES) č. 889/2008 zakazuje použití chemicky syntetizovaných alopatických veterinárních léčiv a antibiotik k preventivní léčbě. Naopak je vyžadováno okamžité řešení nákazy léčbou, aby se zabránilo utrpení hospodářských zvířat. V uvedené léčbě je možné použít antibiotika a chemicky syntetizovaná alopatická veterinární léčiva, pouze pokud jsou nevhodné fytotherapeutické a homeopatické přípravky. Zvířata léčená uvedeným způsobem jsou však při překročení povolené četnosti zmíněné léčby vyřazena z ekologické produkce.

Ekologická farma by měla rovněž minimalizovat spotřebu veškerých neobnovitelných zdrojů energie a využívat v maximální míře vstupy z vlastního hospodářství. Ekologický výrobní proces by měl fungovat jako uzavřený systém, ve kterém jsou organická hnojiva získávána z živočišné produkce, jež je realizována krmivy z rostlinné výroby. Šarapatka (2008) doplňuje, že uvedenému produkčnímu systému odpovídá smíšená výroba ekologických farem.

Zmíněné požadavky na ekologický systém hospodaření implikují odlišný technologický proces produkce ekofarem vůči konvenčním zemědělským podnikům s následnou odlišností produkčních charakteristik, zpravidla vyznačující se nižší produkční schopností ekologického zemědělství. Výzkumný tým Badgleyové (cit. Šarapatka (2008)) analyzoval výnosy všech rostlinných a živočišných produktů v rozvinutých zemích s intenzivním hospodářstvím a modelově prokázal, že ekologické zemědělství je schopné dosáhnout 92% úrovně produkce konvenčního zemědělství. Oproti uvedené relativně vysoké produkční schopnosti ekologického způsobu hospodaření, výzkumný projekt Birkhofera et al. (2008), realizovaný ve Švýcarsku, detekoval výnosy biopšenice na úrovni 77 % konvenční komodity.

Obdobné průzkumy realizovali v České republice Živělová, Jánský a Novák (2003), kteří komparovali užitkovost dojníc a hektarové výnosy pastvin a luk v ekologickém a konvenčním zemědělství. Jejich průzkum, založený

na primárních datech 52 ekologických farem, deklaroval nižší produkční schopnost ekologického zemědělství v produkci mléka, a to o 32,6 % oproti zemědělství konvenčnímu. Dle Jánského a Živělové (2005) je důvodem zmíněné nízké užitkovosti dojnic zkrmování jadrných i objemných krmiv s nižší nutriční hodnotou, než jaké dosahují komplexní krmné směsi. Čeští ekologičtí producenti mají sice k dispozici nabídku krmných směsí z ekologických komponentů, ale jsou nuceni je substituovat jinými krmivy z důvodu příliš vysoké ceny, jež je důsledkem oligopolního postavení zpracovatelů biokrmiv i nedostatku biosuroviny k jejich výrobě.

Dle Živělové et al. (2003) dosahují nižší užitkovosti rovněž ekolouky a ekopastviny. Hektarové výnosy luk dosáhly v ekologickém zemědělství 93,5 % výnosů konvenčních luk. Produkční schopnost ekopastvin se pohybovala na 86,9 % hektarových výnosů konvenčních pastvin.

Kromě zmíněné produkční schopnosti se výše uvedený kolektiv autorů zaměřil rovněž na nákladovost komodit v obou produkčních systémech. Ekologický chov dojnic, dle výsledků průzkumu, vykázal nižší úroveň celkových nákladů na kus a rok, a to o 23,7 % oproti chovu konvenčnímu. Základními determinanty uvedené diference nákladů byly nižší pracovní náklady a nižší náklady na krmiva, která jsou v ekologickém zemědělství, dle výše uvedených zásad, tvořena především vlastními krmivy. Přepočet nákladů na jednotku produktu, tedy na litr mléka, však identifikoval o 9,8 % vyšší jednotkové náklady ekologické výrobní technologie ve srovnání s konvenční produkcí. Uvedená skutečnost je důsledkem nižší užitkovosti ekologického chovu.

Produkce na pastvinách a loukách se v ekologickém systému hospodaření vyznačovala vyššími hektarovými náklady, které v případě ekopastvin přesahovaly dle Živělové et al. (2003) náklady konvenční produkce o 40,8 %. Náklady na hektar ekoluk byly vyšší o 37,2 % oproti loukám konvenčním. Uvedená skutečnost spolu s nižšími hektarovými výnosy implikovala vyšší náklady na tunu zeleného krmení v ekologickém zemědělství, než jaké vykazoval konvenční chov. Živělová et al. (2003) deklaruje rovněž příčinu zmíněné nákladové diference, kterou jsou vyšší nepřímé náklady a ostatní náklady a služby. Přímé materiálové náklady na hektar ekoluk i ekopastvin byly naopak o 25 % nižší než v případě konvenčních luk a pastvin, a to z důvodu nepoužívání umělých hnojiv.

Produkční schopnost (tzv. produktivnost, nebo-li schopnost přeměnit vstupy na výsledky výroby) a nákladovost chovu dojníc v ekologickém systému hospodaření byla zkoumána rovněž McBridem a Greenovou (2007). Uvedený autorský kolektiv analyzoval 737 ekologických farem se zaměřením na chov dojníc v USA. Výsledky jejich studie potvrdily výše uvedené závěry Živělové et al. (2003). Produkční schopnost dojníc v ekologickém zemědělství dosahovala 70 % produkční schopnosti konvenčního chovu. Z nákladového hlediska se ekologický chov vyznačoval rovněž vyššími náklady na litr mléka. Nákladová diferenciaci však byla založena především na vyšší náročnosti ekologického zemědělství na výrobní faktor práce. McBride a Greenová (2007) uvádějí, že ekologický chov dojníc vyžaduje dvojnásobně vyšší počet hodin práce na krmný den než konvenční chov. Jánský, Živělová a Novák (2003) doplňují, že nízké pracovní náklady v ekologickém chovu dojníc v České republice byly způsobeny neadekvátním oceněním výrobního faktoru práce v podnicích fyzických osob, které svou vlastní práci nezapočítaly do uvedených nákladů.

Jánský a Živělová (2005) dále dokládají, že nižší produkční schopnost vykazuje rovněž výkrm skotu, který se ovšem oproti výše uvedeným komoditám vyznačuje nejnižší produkční diferenciací (o 9,9 % nižší užitkovost než konvenční chov skotu) i nejnižším rozdílem ve výši nákladů na kilogram přírůstku (o 7,8 % vyšší náklady v ekologickém zemědělství). Jánský et al. (2006) doplňuje, že ekologický výkrm skotu je z hlediska nákladů na kus a rok, i v rámci nákladové struktury, plně srovnatelný s konvenčním chovem. Nepatrně nižší užitkovost, která je vyvolána nižší nutriční hodnotou krmiv, však implikuje opět vyšší náklady na kilogram přírůstku ekologického chovu.

Zmíněný kolektiv autorů doplňuje výše uvedené komparace užitkovosti a nákladovosti výkrmu skotu srovnáním tržních cen biohovězího a konvenčního hovězího masa s výslednou identifikací 11,7% cenové difference ve prospěch ceny biomasa. Analýza jednotkových nákladů a ceny je následně završena zhodnocením ziskovosti ekologické produkce biohovězího masa. Jánský, Živělová, Poláčková, Boudný, Redlichová (2006) dokládají, že výkrm skotu v ekologickém systému hospodaření umožňuje finálního dosažení zisku, zatímco konvenční chov zůstává ztrátový.

Kroupová et al. (2009) využila pokladová data Poláčkové et al. (2005) k analýze rentability ekologického výkrmu skotu v méně příznivých oblastech České republiky. Zmíněný průzkum potvrdil závěry Jánského et al. (2006) o ziskovosti ekologického chovu skotu. Ze závěrů studie vyplynulo, že ekologický výkrm dosahoval bez dotací 5% rentability nákladů, zatímco rentabilita nákladů konvenčního chovu byla záporná.

Jánský a Živělová (2007a) provedli analýzu produktivnosti a nákladovosti českého ekologického zemědělství rovněž na dalších komoditách. Výsledek jejich výzkumu prokázal opětovně nižší produkční schopnost a vyšší jednotkové náklady ekologického zemědělství. Například výnosy pšenice ozimé byly o 45 % nižší v ekologickém zemědělství než v zemědělství konvenčním, což vyvolalo 30% nárůst nákladů na tunu ekologické produkce. Výnosy brambor dosahovaly 52,4 % výnosů konvenčního zemědělství při vyšších nákladech o 42 % na tunu produkce. Obdobný závěr deklaruje rovněž studie Hajšlové a Schulzové (2006), komparující výnosy jednotlivých odrůd brambor, pěstovaných ekologickou a konvenční technologií. Uvedená studie byla rovněž zaměřena na komparaci jakosti ekologických a konvenčních produktů. Zkoumané ekologické produkty (brambory, rajčata, kořenová zeleniny a pšenice ozimá) se zpravidla vyznačovaly nižším obsahem toxinů, vyšším obsahem vitamínů a lepší skladovatelností. Závěry zmíněné studie však nejsou jednoznačné a sami autoři předpokládají, že uvedené vlastnosti závisí více na odrůdě a působení klimatických faktorů než na technologii výroby, a poukazují na nutnost dalšího výzkumu. Oproti uvedenému závěru studie Hnutí Duha (2007) uvádí, že „existuje již mnoho důkazů o tom, že bioprodukty mají vyšší nutriční hodnotu, obsahují větší množství vitamínů, antioxidantů a jiných důležitých látek, které pozitivně ovlivňují zdraví člověka.“ Uvedené tvrzení opírají o zahraniční výzkumy publikované v Journal of Dairy Science a studie Soil Association, organizace, zabývající se certifikací ekologického zemědělství ve Velké Británii.

Souhrnně lze konstatovat, že změna technologických postupů v rámci ekologické rostlinné výroby vede k nižším hektarovým výnosům jednotlivých komodit a zároveň zpravidla k poklesu nákladů na hektar obhospodařované půdy, což je vyvoláno úsporou nákladů na chemické ochranné prostředky, které jsou v ekologickém zemědělství nahrazeny mechanickou ochranou rostlin, a úsporou nákladů na průmyslová hnojiva, která jsou substituována zeleným

hnojením, zaorávkou slámy a využitím kompostované chlévské mrvy. Uvedené nahrazení chemických látek prací a mechanickou ochranou se však projevuje ve vyšších mzdových a režijních nákladech a nákladech pomocných činností.

Živočišná výroba, realizovaná ekologickým způsobem, je rovněž charakterizována nižší užitkovostí a nižšími náklady na kus a rok, jejichž snížení oproti konvenčnímu zemědělství je důsledkem úspor v podobě využití vlastních krmiv. Přepočet na jednotku produktu však implikuje nárůst nákladů z důvodu zmíněné nižší užitkovosti ekologického chovu.

Přes uvedené skutečnosti dosahuje většina ekologických komodit zisku na jednotku produkce, což je spojeno se skutečností, že cena bioproduktů zpravidla přesahuje cenu konvenčních komodit. Živělová a Jánský (2007) dodávají, že uvedená skutečnost platí například pro pšenici špaldu, rýži, brambory a hovězí maso. Výjimkou je cena některých obilovin, například dle výzkumu Jánského et al. (2006, 2007a) cena ječmene jarního v biokvalitě, která dosahuje pouze 94 % ceny konvenčního ječmene, či cena bioovsa, jež dosahuje dokonce pouze 91 % ceny konvenční komodity, a cena mléka, která dosahuje průměrně 99 % ceny konvenčního mléka.

Problematika cen biokomodit je spojena s absencí odbytových kanálů a zpracovatelských kapacit. Živělová a Jánský (2006) definují odlišnost odbytových cest dle druhu bioproduktu. Dle jejich výzkumu přímým prodejem na farmách jsou realizovány především biobrambory, bioovoce a biozelenina. K dalšímu zpracování jsou předávány bioobiloviny, biomléko a biomaso. Odbytové cesty a zpracování živočišné výroby jsou však nejslabší články českého ekologického zemědělství. Jatka v blízkosti ekofaremu často nejsou ochotna ekologická zvířata zpracovávat a náročné hygienické normy i potřebné investice omezují možnost přímého zpracování na ekofarmách. Obdobná situace platí rovněž v případě mlékárenského průmyslu. Neadekvátní vzdálenost mezi zpracovateli a surovinou dokládá rovněž výzkum Hnutí Duha (2007). Z uvedených důvodů jsou produkty ekologických chovů často realizovány jako konvenční komodity a jejich cena je pak odvislá pouze od kvalitativních vlastností.



### 2.2.1 Produkční funkce ekologického zemědělství

Výše uvedené výzkumy produktivnosti ekologického zemědělství byly založeny na komparaci hektarových výnosů jednotlivých komodit ekologického a konvenčního zemědělství. Metodickým nástrojem, který umožňuje komplexní analýzu produkčního procesu ekologického zemědělství i vzájemnou komparaci se zemědělstvím konvenčním, je produkční funkce.

Mikroekonomická produkční funkce je nejčastěji definována jako vztah mezi množstvím vstupů, zapojených do výrobního procesu v daném období, a maximálním objemem výstupu, který vstupy svým fungováním v daném produkčním systému vytvořily. (Soukupová et al. (2001), Varian (1992), Jehle a Reny (2000))

Klacek a Voškrda (2007) doplňují uvedenou definici konstatováním, že ekonomickou teorií definovaná produkční funkce je modelovým případem, ve kterém je maximální objem výstupu získán nejefektivnější technologií. Ve skutečnosti nelze předpokládat, že ekonomické subjekty budou využívat nejlepší technologii, ani že ve výrobě nebude docházet k žádným zbytečným či neefektivním výrobním procesům, proto reálný výstup produkčního procesu nemůže odpovídat úrovni definované teoretickou produkční funkcí.

Realitě odpovídající produkční funkci definuje Tvrdoň (2004), který vymezuje produkční funkci jako technologickou relaci mezi jednotlivými produkčními faktory a objemem vytvořené produkce. Upton a Dixon (1994) doplňují, že uvedená relace reprezentuje chování typické (průměrné) farmy.

Vstupy, které implikují výslednou úroveň produkce, vymezuje Soukupová et al. (2001) v pojetí tří základních výrobních faktorů - půda, práce a kapitál. Tvrdoň (2004) navrhuje použití rovněž specifických vstupů v podobě osiv, hnojiv, krmiv apod.

Obecný matematický zápis produkční funkce uváděný zmíněnými autory je následující:

$$y = f(x_1, \dots, x_j), \quad (2.2.1)$$

kde:  $y$ ..... objem produkce,  
 $x_j$ ..... objem  $j$ -tého výrobního faktoru,  
 $j = 1, 2, \dots, J$ .

Kumbhakar a Lovell (2000) předpokládají nezáporný objem vstupujících výrobních faktorů, které jsou ve výše popsaném produkčním procesu přeměněny v nezáporný objem výstupu. Rovněž předpokládají, že konečný objem vstupů nemůže vytvořit nekonečný objem produkce.

Varian (1992) doplňuje výše uvedené vlastnosti produkční funkce monotónností, jež definuje, že vyšší objem výrobních faktorů je schopen vyprodukovat nejméně stejný objem produkce jako nižší množství vstupů.

Jehle a Reny (2000) uvádějí další vlastnosti produkční funkce:

- spojitost, předpokládající, že jakkoli malá změna objemu vstupů vyvolává změnu výsledné produkce;
- růst, odrážející skutečnost, že zapojení většího objemu výrobních faktorů implikuje nárůst objemu produkce;
- kvazikonkavita, reprezentující předpoklad doplňkovosti výrobních faktorů.

Dle Kumbhakara a Lovella (2000) lze doplnit ještě poslední vlastnost produkční funkce, která však není vždy vyžadována, a to konvexnost, reprezentující skutečnost, že vážený průměr množství dvou výrobních faktorů, dokáže vyprodukovat stejný objem výstupu jako každé z kombinovaných množství vstupů.

Zmíněná vlastnost je dle Variana (1992) implikována výše uvedenou kvazikonkavitou produkční funkce, neboť produkční funkce je konvexní „pouze, je-li kvazikonkávní funkcí“.

Výše uvedený vztah představuje deterministickou produkční funkci, jejíž aplikace je omezena nereálným předpokladem, že vysvětlujícími proměnnými jsou všechny faktory, které ovlivňují úroveň produkce, a že při získání statistických dat, na jejichž základě je uvedená produkční funkce modelována, nedošlo k žádnému zkreslení či chybám měření.

Nereálnost uvedených předpokladů vedla ke konstrukci stochastické produkční funkce, ve které je zahrnut vliv náhodné složky, reprezentující dle Huška (1999) zmíněné opomenutí dalších faktorů, chyby měření i zjednodušení analytického tvaru produkční funkce:

$$y = f(x_1, \dots, x_j) + u, \quad (2.2.2.)$$

kde:  $u, \dots$  náhodná proměnná.

Uvedený vztah může být vyjádřen různými funkčními formami, z nichž se nejrozšířenější stala Cobb-Douglasova funkce, která byla poprvé využita k modelování produkce amerického průmyslu v roce 1928.

Chilarescu a Vaneecloo (2007) definují zmíněnou mocninnou produkční funkci jako homogenní produkční funkci s konstantními výnosy z rozsahu a konstantní elasticitou výrobních faktorů a vymezují ji následujícím vztahem:

$$F(L, K) = \alpha L^{\beta_L} K^{\beta_K} e^u, \quad (2.2.3)$$

kde: L..... objem výrobního faktoru práce,  
K..... objem výrobního faktoru kapitál,  
 $\alpha$ ..... celková produktivita faktorů,  
 $\beta_{L,K}$ ... elasticity práce a kapitálu,  
u..... náhodná složka.

Upton a Dixon (1994) doplňují primární účel stochastické produkční funkce v podobě analýzy vlivu jednotlivých produkčních faktorů na úroveň produkce. Z důvodu naplnění uvedeného účelu jsou z produkční funkce odvozovány základní produkční charakteristiky, zahrnující nejen výše uvedenou produkční pružnost, která kvantifikuje procentuální změnu objemu produkce, vznikající v důsledku jednoprocenního nárůstu objemu zapojeného výrobního faktoru, ale rovněž mezní produkci, definující velikost změny objemu produkce, připadající na jednotkovou změnu množství zapojeného výrobního faktoru.

Produkce ekologického zemědělství byla modelována například Chavezovou (2009), která komparovala ekologickou a konvenční produkční technologii 43 ekologických a 775 konvenčních holandských farem. K uvedenému výzkumu využila nejen výše uvedenou Cobb-Douglasovu produkční funkci, ale také translogaritmicou funkční formu. Vysvětlovanou proměnnou zmíněného modelu definovala jako sumu výnosů z produkce pšenice, zeleniny, brambor, cukrové třtiny a živočišné výroby. Vysvětlujícími proměnnými se staly vedle půdy, práce a kapitálu, také organická hnojiva, osiva a energie. Odhad uvedených produkčních funkcí byl založen na nevyvážených panelových datech, která obsahovala souhrnně 3 406 pozorování, získaná od uvedených subjektů za časovou řadu let 1990-1999.

Výsledkem výzkumu byla deklarace odlišností v obou produkčních systémech, související s reakcí objemu produkce na změny využití výrobních faktorů. Ekologické zemědělství je dle modelu charakterizováno vyšší produkční silou práce a půdy v komparaci s konvenčním zemědělstvím. Změny ostatních uvažovaných

vstupů však implikovaly vyšší odezvu v objemu konvenční produkce. Celkově tak byla deklarována vysoká závislost ekologické produkce na potenciálu výrobního faktoru práce.

### **2.3 Efektivnost ekologického zemědělství**

Ekonomická teorie vymezila dle Coelliho (1995) produkční funkci jako maximální objem produkce, dosažitelný z disponibilních zdrojů. Funkce, odpovídající uvedené definici, reprezentuje plně efektivní výrobní technologii. Efektivnost je v uvedeném pojetí pojem, znamenající účinnost ve smyslu využití vstupů k tvorbě požadovaných výstupů.

Kumbhakar a Lovell (2000) datují počátek analýzy zmíněné efektivnosti do 50. let 20. století, kdy byly zveřejněny ekonomické publikace, definující samotný pojem produkční efektivnosti. Mezi uvedené publikace patří studie Koopmansa (1951, cit. Kumbhakar a Lovell (2000)), která vymezila technickou efektivnost, jako stav, kdy výrobce není schopen vyrobit vyšší množství jednoho výstupu, aniž by vyrobil méně výstupu jiného, či zvýšil rozsah výrobních faktorů. Debreu (1951, cit. Songsrirote a Singhapreecha (2007)) definoval ukazatel využití zdrojů, reprezentující podíl 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 efektivnosti, jako poměr minimálního množství vstupů a skutečného množství nutného 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 efektivnosti, dekomponovatelné na technickou a alokační efektivnost.

Ekonomickou efektivnost definoval Farrel (1957, cit. Bravo-Ureta a Pinheiro (1997)), jako schopnost firmy produkovat stanovené množství statků s minimálními náklady v rámci dané technologie výroby. Technická efektivnost (cit. Bravo-Ureta et al. (2005)) pak byla definována jako schopnost firmy produkovat maximální objem výstupu s daným objemem vstupů a při dané technologii, což odpovídá Debreuově pojetí efektivnosti. Alokační efektivnost byla vymezena jako schopnost volby nejoptimálnější kombinace výrobních faktorů a kvantifikována rovností

poměru mezních produktů každé dvojice vstupů a poměru tržních cen příslušné dvojice výrobních faktorů:

$$\frac{MP_{x_1}}{MP_{x_2}} = \frac{P_{x_1}}{P_{x_2}}, \quad (2.3.1)$$

kde:  $MP_{x_1}$  .. mezní produkt faktoru  $x_1$ ,

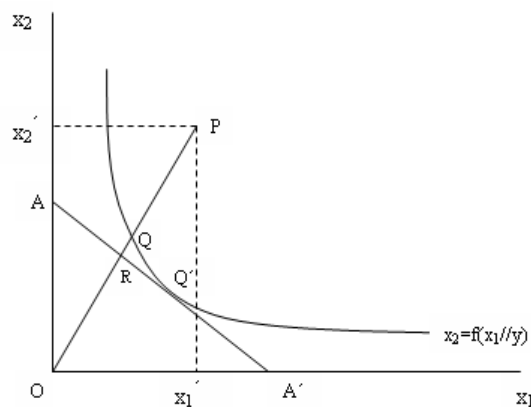
$MP_{x_2}$  .. mezní produkt faktoru  $x_2$ ,

$P_{x_1}$  .... cena faktoru  $x_1$ ,

$P_{x_2}$  .... cena faktoru  $x_2$ .

Bravo-Ureta a Pinheiro (1997) doplňují grafické znázornění Farrelova pojetí ekonomické efektivnosti, viz graf č. 2.3.1.

**Graf 2.3.1** – Ekonomická efektivnost



Zdroj: Bravo-Ureta a Pinheiro (1997)

Farrelova definice efektivnosti byla založena na modelování vztahu mezi dvěma výrobními faktory, jejichž efektivní využití k produkci daného množství výstupu vyjadřuje hraniční izoproductní funkce. Dle Coelliho (1995), zapojuje-li firma do výroby  $x_1'$  jednotek výrobního faktoru  $x_1$  a  $x_2'$  jednotek výrobního faktoru  $x_2$ , je míra její technické efektivnosti dána následujícím vztahem:

$$TE = \frac{OQ}{OP}, \quad (2.3.2)$$

kde: P..... skutečná kombinace vstupů,

Q..... efektivní kombinace vstupů.

Coelli (1995) dále uvádí, že jsou-li známy ceny uvedených vstupů, lze rovněž vyjádřit alokační efektivnost. V grafu č. 2.3.1 reprezentuje poměr cen vstupů sklon izonákladové křivky  $AA'$ . Dle výše uvedené definice je firma alokačně efektivní

v bodě  $Q'$ , kde je roven sklon hraniční izoprodukční funkce sklonu izonákladové křivky. Alokační efektivnost (AE) firmy, produkující v bodě  $P$ , lze definovat následujícím vztahem:

$$AE = \frac{OR}{OQ}, \quad (2.3.3)$$

neboť vzdálenost  $RQ$  reprezentuje snížení produkčních nákladů, které by přinesla produkce v alokačně efektivním bodě  $Q'$ .

Na závěr Coelli (1995) vymezuje ekonomickou efektivnost, vyjádřenou jako součin technické a alokační efektivnosti:

$$EE = \frac{OQ}{OP} \times \frac{OR}{OQ} = \frac{OR}{OP}. \quad (2.3.4)$$

Farrelovo pojetí efektivnosti ovlivnilo empirické modelování produkční funkce. Kromě dříve představené průměrné produkční funkce, začala být modelována rovněž hraniční produkční funkce, kterou definují Kumbhakar a Lovell (2000) jako funkci, vyjadřující maximální objem výstupu, jenž může být získán z daného objemu vstupů:

$$f(x) = \max\{y : y \in P(x)\}, \quad (2.3.5)$$

kde:  $P(x)$ ... množina výstupů, dosažitelných z každého nezáporného vektoru

vstupů  $x = (x_1, \dots, x_N) \in R_+^N$ ,

$y$ ..... nezáporný vektor výstupů  $y = (y_1, \dots, y_M) \in R_+^M$ .

Kumbhakar a Lovell (2000) rovněž vymezují vlastnosti 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 et al. (1977), studie Aignera a Chu publikovaná v roce 1968, publikace Afriata (1972) a publikace 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 Kumbhakara a Lovella (2000), Meeusen a van den Broeck (1977) a Aigner, Lovell a Schmidt (1977), kteří navrhli rozložit náhodnou složku produkční funkce na dvě části – statistickou chybu s náhodným rozdělením a technickou neefektivnost s exponenciálním, či polonormálním rozdělením.

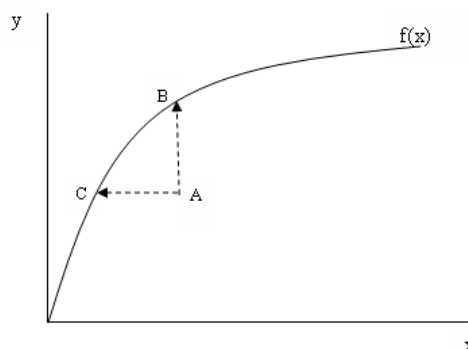
Zmíněné modelování hraniční produkční funkce lze charakterizovat dle Coelliho (1995) dvěma hlavními přínosy oproti průměrné produkční funkci. Jednak odhad hraniční produkční funkce umožnil vytvořit model technologického postupu nejlepší firmy v oboru, zatímco odhad průměrné produkční funkce reprezentoval model technologie průměrné firmy. Uvedená skutečnost podmínila i druhý přínos hraniční produkční funkce, kterým se stala možnost empiricky měřit míru technické efektivnosti jednotlivých firem. Zmíněnou míru technické efektivnosti lze dle Aignera et al. (1977) vyjádřit, jako poměr mezi skutečně dosaženým objemem produkce a potenciálním objemem výstupu, kvantifikovaným hraniční produkční funkcí:

$$TE = \frac{y_{sk}}{\max\{y : y \in P(x)\}}, \quad (2.3.6)$$

kde:  $y_{sk}$ ..... skutečný objem produkce.

Dle Coelliho (1995) lze uvedenou technickou efektivnost znázornit následujícím grafem č. 2.3.2, který v sobě spojuje Debreuovo i Shephardovo pojetí technické efektivnosti.

**Graf 2.3.2** – Technická efektivnost



Zdroj: Coelli (1995)

V uvedeném grafu je znázorněna produkce neefektivní firmy  $A$ , ležící pod hraniční produkční funkcí. Míra technické neefektivnosti sledované firmy je znázorněna vzdálenostní funkcí  $AB$ , která reprezentuje neefektivnost výstupu (Debreův typ neefektivnosti), a vzdálenostní funkcí  $AC$ , která odpovídá neefektivnosti vstupu (Shephardův typ neefektivnosti).

Hraniční produkční funkce může být modelována obdobně jako průměrná produkční funkce různými funkčními formami, z nichž nejčastější uplatnění nacházejí Cobb-Douglasova (Bravo-Ureta a Rieger (1991), Battesse a Coelli (1995) Tzouvelekas et al.(2001)) a translogaritmická funkční forma (Kyj a von Oppen (1999), Tzouvelekas et al. (2002), Madau (2007)).

Coelli (1995) uvádí, že odhad hraniční produkční funkce ve výše uvedených funkčních formách vychází ze stejných statistických dat jako odhad průměrné produkční funkce. Rozlišnost lze najít ve specifikaci funkce (zahrnutí zmíněné náhodné složky, reprezentující technickou neefektivnost) a v metodě odhadu. V případě stochastických modelů je nejčastěji využívána metoda maximální věrohodnosti. Alternativně je využívána upravená běžná metoda nejmenších čtverců (Corrected Ordinary Least Squares). Green (2008b) popisuje rovněž možnost využití Bayesianova odhadu.

Efektivnost ekologického zemědělství byla pomocí stochastických modelů hraniční produkční funkce zkoumána ve studiích Tzouvelekase et al. (2001 a 2002), které byly zaměřeny na výzkum efektivnosti řeckých ekologických producentů. Souhrnně byla v uvedených studiích analyzována efektivnost 84 ekologických producentů olivového oleje, 29 ekofarem se zaměřením na produkci bavlny, 26 ekoproducentů hrozin a 20 ekologických podniků zaměřených na produkci vína.

Hraniční produkční funkce byla uvedeným kolektivem autorů modelována Cobb-Douglasovou i translogaritmickou funkcí s vysvětlovanou proměnnou v podobě naturálního objemu produkce příslušných komodit a s vysvětlujícími proměnnými, reprezentující výměru obhospodařované půdy, počet odpracovaných hodin, objem hnojiv a objem zapojeného kapitálu. Komparace skutečné úrovně produkce s potenciální hodnotou deklarovala průměrnou technickou efektivnost ekologických producentů olivového oleje na úrovni 68,3 %. Zmíněný kolektiv autorů provedl rovněž srovnání míry technické efektivnosti ekologických producentů



s mírou technické efektivnosti podniků konvenčních. Výsledkem byla identifikace vyšší technické neefektivnosti konvenčních producentů olivového oleje. Průměrná míra efektivnosti konvenčních producentů dosáhla pouze 55,9 %.

Obdobný výsledek byl prokázán 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 se zaměřením na produkci obilovin. Zmíněná analýza byla založena na modelování Cobb-Douglasovy hraniční produkční funkce. V uvedené funkci byla vysvětlována reálná 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% míry 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, které determinují uvedenou neefektivnost. Z předpokládaných proměnných, jež byly reprezentovány věkem a pohlavím farmáře, lokalizací farmy v méně příznivé oblasti a umístěním 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 hornatého terénu vyvolalo pokles technické efektivnosti. Z genderového hlediska bylo zjištěno, že muži dosahují vyšší ekonomické efektivnosti než ženy. Efektivnost ekologického zemědělství rovněž narůstá s věkem farmáře.

Kumbhakar, Tsionas a Sipiläinen (2009) analyzovali efektivnost finských ekologických farem, které byly zaměřeny na chov mléčného skotu, prostřednictvím simultánního modelu hraniční produkční funkce a inklinální funkce ekologického

zemědělství. Uvedený model byl založen na panelových datech 279 farem, z nichž 49 uplatňovalo ekologickou produkční technologii.

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.

Inkлинаční funkce, popisující volbu technologie výroby, byla vysvětlována technologií uplatňovanou v předešlém období, mírou technické neefektivnosti, věkem farmáře, reprezentujícím úroveň zkušeností, dotacemi získanými v průměru na hektar obhospodařované půdy a produkční intenzitou.

Kumbhakar et al. (2009) dospěl k závěru, že ekologická technologie je technologií méněcennou. Ekologické farmy vykázaly, dle uvedené studie, v průměru o 5% nižší technickou efektivnost než farmy konvenční. Zmíněná neefektivnost byla navíc prokázána jako faktor, působící proti implementaci ekologické produkční technologie. Naopak silný pozitivní vliv na přechod či setrvání v ekologickém produkčním systému vykázaly dotace.

Kumbhakar et al. (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 rostlinné výroby českého ekologického zemědělství, i nižší technickou efektivnost bioprodukce mléka.

## **2.4 Státní podpora ekologického zemědělství**

Ekologické zemědělství neplní pouze produkční funkci, ale rovněž funkci mimoprodukční, jejímž výsledkem jsou veřejné statky. Frank a Bernake (2003) definují zmíněnou kategorii ekonomických statků jako výrobky a služby, které alespoň částečně splňují kritéria nerivality a nevylučitelnosti ze spotřeby. Obdobnou definici uvádí rovněž Trogen (2005) a Varian (1992), kteří vymezují nerivalitu jako stav, kdy spotřeba jednoho spotřebitele nesnižuje spotřební možnosti ostatních spotřebitelů. Nevylučitelnost definuje Oltmerová (2003) neexistencí legálních práv, které by zabránily alespoň jednomu ze spotřebitelů užívat zkoumaný statek (obdobně Stiglitz (2000)).

Z produkčního hlediska lze, dle Franka a Bernaka (2003), veřejné statky definovat konstantními mezními náklady produkce a nulovými mezními náklady poskytování daného statku dodatečnému spotřebiteli. Příkladem veřejných statků v zemědělství je tvorba a péče o přírodní rezervace, biokoridory, či tvorba kulturní krajiny.

Produkce uvedených statků nemůže být zajištěna čistě tržním mechanismem, neboť pravidlo alokace zdrojů na základě rovnosti mezních nákladů a mezních užiteků v případě statků s vlastností nevylučitelnosti a nerivality spotřeby selhává. V uvedeném případě je dle ekonomické teorie adekvátní zásah státu do tržního mechanismu, který dle Oltmerové (2003) a Rektořika (2007) má zabezpečit úhradu nákladů na produkci veřejných statků. V zemědělství je zmíněná úhrada realizována dotacemi, financovanými z daňových výnosů, čímž je zabezpečena účast každého jedince na zajišťování veřejných statků. Dotace tak představují platbu vlády zemědělskému podniku, který poskytuje určitou komoditu, což odpovídá definici dotací dle Samuelsona a Nordhause (1991). Odůvodnění podpory ekologického zemědělství prostřednictvím produkce veřejných statků uvádí např. Lynggaard (2006).

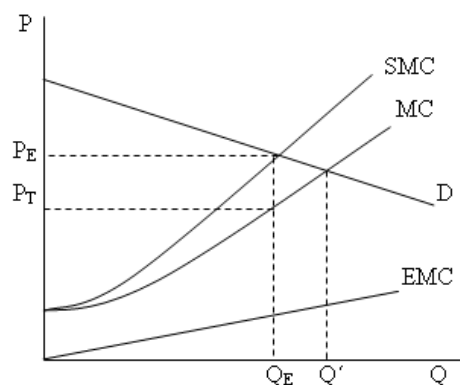
Produkce ekologického zemědělství je spojena rovněž s dalším tržním selháním - s tvorbou externalit, které například Brodová (2005) či Stiglitz (2000), definují jako nechtěné efekty výrobních a spotřebitelských aktivit, které se na trzích neprojevují přímo. Jinými slovy externality představují absenci reakce trhu na vedlejší efekty výroby či spotřeby.

Oltmerová (2003) kategorizuje externality na technologické a peněžní, které představují činnost jednoho subjektu, jež ovlivňuje finanční situaci jiného subjektu. Peněžní externality jsou zpravidla vyvolány změnami cen na trzích příslušných komodit. Technologické externality člení dále Peková (2001) dle příčiny jejich vzniku na spotřební, pro které je charakteristický nezamýšlený přenos užitku, či újmy ze spotřeby určitého statku na jiný subjekt, a produkční, jež představují nezamýšlený přenos užitku, či újmy při produkci určitého statku. Rovněž Varian (1992) člení technologické externality do uvedených dvou kategorií, které ovšem vymezuje odlišným způsobem. Spotřební externality představují, dle jeho definice, přímé ovlivnění užitku jednoho spotřebitele činností druhého spotřebitele. Výrobní externality reprezentují ovlivnění objemu produkce jedné firmy činností jiného subjektu.

Z pohledu možných dopadů mohou být technologické externality, dle Stiglitze (2000), rozděleny na negativní, kde aktivity jednoho subjektu přenášejí náklad na jiný subjekt, a pozitivní, kde činnost jednotlivců nebo společnosti přináší prospěch ostatním.

Stiglitz (2000) dále uvádí, že v důsledku existence negativních externalit nezabezpečí tržní mechanismus efektivní alokaci zdrojů, neboť jednotlivé subjekty nezapočítávají do nákladů plné důsledky své činnosti. V případě negativních externalit tak produkují zemědělské podniky více než by bylo efektivní, neboť jejich náklady jsou podhodnocené, viz graf č. 2.4.1.

**Graf 2.4.1** - Negativní externalita



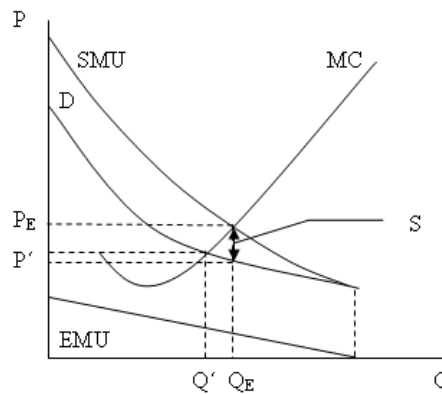
*Zdroj: Pindyck, Rubinfeld, 2005, s. 642*

V grafu č. 2.4.1 vyjadřuje křivka poptávky ( $D$ ) individuální mezní užitek ze spotřeby dodatečné jednotky zkoumaného statku. Za účelem stanovení

optimálního množství produkce vyrovnává zemědělský podnik k uvedenému užitku mezní náklady na výrobu dodatečné jednotky statku ( $MC$ ), viz Holman (2003). Protože podnik disponuje pouze informací o výši soukromých mezních nákladů bude volit optimální množství na úrovni  $Q'$ . V soukromých mezních nákladech však nejsou zahrnuty externí mezní náklady ( $EMC$ ), tedy dodatečné náklady, vznikající v důsledku záporné externality. Pouze vyrovnání celkových mezních nákladů a mezního užitku může zabezpečit efektivní úroveň produkce, tj. úroveň  $Q_E$ .

Producenti pozitivních externalit budou naopak produkovat nižší objem produkce, protože nejsou plně kompenzováni, viz graf č.2.4.2.

**Graf 2.4.2 - Pozitivní externalita**



Zdroj: Soukupová et al., 2001, s. 487

Producenti pozitivních externalit mají k dispozici pouze informace o soukromém mezním užitku, jenž reprezentuje křivka poptávky. V rozhodování o optimální úrovni výstupu vyrovnávají mezní náklady s uvedeným mezním užitkem a vyprodukují množství  $Q'$ . Stanovení efektivního množství však vyžaduje vyrovnání mezních nákladů s celkovým mezním užitkem, který představuje součet soukromého a externího mezního užitku, což vyjadřuje křivka  $SMU$ . Celkově efektivní úroveň výstupu proto nenastává v bodě  $Q'$ , ale v bodě  $Q_E$ , kde se celkový mezní užitek dodatečné jednotky shoduje s mezními náklady na danou činnost.

Zmíněná neefektivnost vzniká, dle Soukupové et al. (2001), z důvodu neadekvátní ceny nabízeného statku, jež nezabezpečí transfer veškerého užitku, který z daného statku plyne zpět k producentovi. Cena  $P'$  je v uvedeném případě příliš nízká, aby motivovala výrobce k výstupu na celkově žádoucí úrovni  $Q_E$ .

Eliminace tržního selhání v důsledku externalit může být provedena různě aktivním zásahem státu. Například A. C. Pigou (cit. Brodová, 2005) navrhol zavedení daní v případě vysokého výstupu a subvencí v případě výstupu nízkého. Výši obou nástrojů by měla centrálně určovat vláda. Oltmerová (2003) doplňuje, že daně, zavedené za účelem odstranění negativních externalit, by měly být vymezeny ve výši  $T$  na každou jednotku statku, reprezentující rozdíl mezi cenou  $P_E$  a  $P_T$  v grafu č. 2.4.1. Dotace, poskytnuté za účelem eliminace dopadu pozitivní externality na ekonomickou efektivnost, by měly odpovídat hodnotě  $S$  na každou jednotku produkce v grafu č. 2.4.2.

Stiglitz (2000) uvádí, že řada ekonomů navrhuje řešit negativní externality směrnicemi a vyhláškami, regulujícími například využívání vstupů, jež znečišťují životní prostředí. Naproti tomu Frank a Bernanke (2003) konstatují, že existují další možnosti odstranění externalit bez zásahu státu, například internalizace externalit, či přísnější vymezení vlastnických práv (Coaseho teorém).

V ekologickém zemědělství jsou externality eliminovány nejen prostřednictvím dotací, ale rovněž právní regulací a v neposlední řadě zmíněnou internalizací. Šarapatka (2008) uvádí, že existence negativních externalit je jednou z hlavních příčin nižších jednotkových nákladů konvenční výroby ve srovnání s ekologickou produkcí. Ekologické zemědělství, dle zmíněného autora, internalizuje řadu externích nákladů konvenční zemědělské produkce, „např. nepoužíváním pesticidů a minerálních dusíkatých hnojiv, zvyšováním půdní úrodnosti a recyklací statkových hnojiv s malými ztrátami.“ Ztráty vzniklé uvedenou internalizací jsou dle Šarapatky (2008) základním důvodem poskytování dotací do ekologického zemědělství.

Vedle výše uvedených argumentů, které ospravedlňují dotace do ekologického zemědělství na základě multifunkčnosti, uvádí Grega (2005) také důvody, týkající se čistě produkční funkce zemědělství, a to jak ekologického, tak konvenčního. Mezi ně patří deformace cen na domácím trhu s výrobky a výrobními faktory, tj. tržní selhání v důsledku rozdílnosti mezní míry substituce ve spotřebě a mezní míry transformace při produkci, a cenová nestabilita zemědělských produktů, jež vzniká jako důsledek specifického charakteru zemědělské výroby, přírodních rizik a neelasticity nabídky výrobních faktorů (zejména půdy) a nepružnosti poptávky po většině zemědělských produktech. Sanderson (1990) doplňuje účast zemědělské produkce na potravinové bezpečnosti.

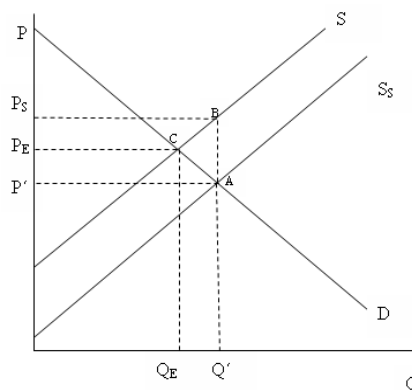
Šrein (1998) shrnuje argumenty podpory produkční funkce zemědělství do následujících čtyř bodů:

- Zajištění bezpečného zásobování obyvatel dané země potravinami z vlastních zdrojů, aby uspokojení základních potřeb občanů nebylo závislé na vnějších vlivech (tj. na dovozu).
- Zajištění cenové stability zemědělských výrobků, protože jejich vývoj má rozhodující vliv na vývoj životních nákladů, na náklady v průmyslu a tudíž i na inflační míru. Zároveň cenová hladina determinuje úroveň důchodů zemědělců.
- Zajištění ochrany důchodů pracovníků v zemědělství, protože produktivita práce v zemědělství roste zpravidla pomaleji než v ostatních odvětvích, je nutno počítat s důsledky zmíněného vývoje pro pomalejší růst důchodů v zemědělství.
- Podpora přirozeného procesu poklesu podílu zemědělství na národním produktu i na zaměstnanosti, k němuž dochází v důsledku technického rozvoje i strukturálních změn.

Lynggaard (2006) i nařízení Komise č. 2078/92 uvádí ještě jeden důvod podpory ekologického zemědělství, vyplývající z vývoje zemědělství Evropské unie - příspěví k redukci zemědělských přebytků a vyrovnání nabídky a poptávky na agrárním trhu. Uvedený důvod však v současné době mírně ustupuje do pozadí.

Dotací podpora zemědělství není všemi autory ospravedlňována. Řada odborníků zastává názor, že dotace mají zpravidla negativní dopad na ekonomickou efektivnost (například Wallace (1962), de Gorter, Nelson, Rauser (1992), Salhofer (1995)), viz graf č. 2.4.3.

**Graf 2.4.3** – Dopad dotací na ekonomickou efektivnost



Zdroj: Vlastní zpracování

Bez poskytnutí dotace odpovídá vyráběné množství úrovni  $Q_E$ . Při uvedeném množství je splněna podmínka Paretovy efektivnosti, kterou Stiglitz (2000) definuje rovností mezních nákladů a mezních užiteků z dodatečné jednotky statku.

Poskytnutí dotace ve výši rozdílu mezi cenami  $P_S$  a  $P'$  na každou jednotku statku kompenzuje výrobcí část nákladů na produkci daného množství, důsledkem uvedeného je posun nabídkové křivky  $S \rightarrow S_S$ . Výrobce může množství  $Q_E$  realizovat na trhu za nižší cenu. Pokles ceny vyvolá nárůst poptávaného množství a ustanovení nové rovnovážné úrovně  $Q'$ .

Důsledkem uvedené skutečnosti je nárůst přebytku výrobce o plochu  $BP_S P_E C$ . Zmíněný přebytek definují Frank a Bernanke (2003) jako kumulativní součet rozdílů mezi nejnižší cenou, za kterou jsou prodávající ochotni prodávat své výrobky, a skutečnou tržní cenou.

Pokles ceny a nárůst spotřebovávaného množství implikuje také zvýšení přebytku spotřebitele, který definuje Hirshleifer et al. (2005) jako součet rozdílů mezi nejvyšší cenou, kterou je spotřebitel ochoten zaplatit za daný statek, a skutečnou tržní cenou. Přebytek spotřebitele narůstá o plochu  $ACP_E P'$ .

Stát poskytnutím dotace realizuje výdaj ve výši  $ABP_S P'$ . Zmiňovaný náklad státu převyšuje pozitivní změnu ekonomického přebytku, který definuje Hirshleifer et al. (2005) jako souhrn přebytku výrobce a přebytku spotřebitele. Zmíněný rozdíl mezi nákladem a přínosem vládní intervence představuje tzv. ztráta mrtvé váhy, nebo-li čisté společenské náklady, reprezentované plochou  $ABC$ .

K uvedené ztrátě dochází z důvodu neefektivního množství daného statku. Množství  $Q'$  není pareto-optimální, neboť mezní náklady na jeho produkci převyšují mezní užitek.

Na pokles celkové efektivnosti ekonomiky působí skutečnost, že dotace ve své podstatě představují přerozdělování zdrojů. Vlivem přerozdělování na celkový výstup ekonomiky se zabýval A. Okun (cit. Stiglitz (2000)), jenž formuloval tezi, že politika, která přerozděluje zdroje od jedné skupiny k druhé, snižuje celkový produkt. Důvodem je přesun zdrojů do odvětví, které je nedokáží stejně účinně využít jako odvětví, od nichž byly odčerpány, např. pro nedostatek technologií. Navíc je část zdrojů ztracena v podobě administrativních nákladů.

Rothbard (2005) dále uvádí: „Státní dotace vytváří oddělený proces rozdělování. Výdělníci jsou odděleny od výroby a směny a jejich výše je určována separátně.



V rozsahu, v jakém k takovému rozdělování dochází, je narušena alokace výdělků, jež byly dříve určovány podle efektivity poskytování statků spotřebitelům. Proto lze říci, že veškeré případy dotací poškozují efektivní a podporují neefektivní poskytovatele statků a služeb.“ Důsledkem dotací je prodloužení života neefektivních firem na úkor firem efektivních, narušení výrobní struktury a zabránění přesunu výrobních faktorů z méně produktivních subjektů k subjektům produktivnějším. Dotace tak poškozují trh a brání úplnému uspokojení přání spotřebitelů.

Rothbard (2005) doplňuje, že čím větší je rozsah státních dotací v ekonomice, tím více je trhu bráněno v adekvátních přizpůsobovacích procesech, a tím neefektivnější bude trh při poskytování služeb spotřebitelům. Z uvedeného vyplývá, že čím větší budou státní dotace, tím nižší bude životní úroveň každého občana.

## **2.5 Ekologické zemědělství v České republice**

### **2.5.1 Vývoj a postavení ekologického zemědělství v České republice**

Historie ekologického zemědělství sahá na počátek minulého století, kdy někteří evropští myslitelé (Rudolph Steiner, Albert Howard, Eve Balfour) začali kritizovat používání chemických látek v zemědělské výrobě. Považovali je za nepřírodní a ohrožující životní prostředí. Položili tak základy hnutí ekologických zemědělců, jehož cílem bylo hospodařit v souladu s přírodou, chemické prostředky nahrazovat látkami organického původu a minimalizovat negativní vliv zemědělství na životní prostředí. V České republice se hnutí kolem ekologického zemědělství začalo vytvářet až později, v 80. letech 20. století. Ročenka Bioinstitutu (2006) uvádí, že první farmy zahájily přechod na ekologické zemědělství v roce 1989. Za oficiální vznik ekologického zemědělství se však považuje až rok 1990, kdy byly za součinnosti Ministerstva zemědělství ČSFR, Sdružení Libera a Svazu PRO-BIO položeny základy celého systému. (MZE ČR, 2004b)

Zásadní posun v rozvoji českého ekologického zemědělství způsobilo zavedení dotací na podporu vzniku ekologicky hospodařících podniků v roce 1990, jež mělo za následek nárůst ekologicky hospodařících farem z původních tří v roce 1990 na 132 v roce 1991 a nárůst ekologicky obhospodařovaných ploch o 17 027 ha. V rámci uvedených dotací vyplatilo Ministerstvo zemědělství ČR na podporu ekologického zemědělství částku 25 mil. Kč v r. 1990 a 75 mil. Kč v roce 1991.

O rok později poskytlo Ministerstvo zemědělství ČR dotaci ve výši 25 mil. Kč, avšak na další období, jak uvádí Neuerburg a Padel (1994), byly rozhodnutím Ministerstva zemědělství ČR dotace zrušeny a ekologické zemědělství bylo dále podporováno pouze nepřímo prostřednictvím různých environmentálních programů, zaměřených například na podporu zatravnování orné půdy a údržbu trvalých travních porostů. Konec poskytování podpor do ekologického zemědělství vedl ke stagnaci ploch na úrovni cca 15 000 ha.

Pro podporu dalšího rozvoje byla v roce 1994 zavedena jednotná ochranná známka pro biopotraviny, tj. potraviny získané z rostlin nebo živočichů pěstovaných a chovaných v ekologickém zemědělství. Účelem bylo pomocí marketingové podpory a zviditelnění produkce ekologicky hospodařících subjektů podporovat další nárůst ekologicky obhospodařovaných ploch tažený poptávkou. K uvedenému cíli mělo rovněž přispět posílení vývozních příležitostí akreditací systému kontroly a certifikace IFOAMem a uzavření smlouvy o supervizi podle Nařízení Rady (ES) č. 2092/91/EEC s pověřenou kontrolní organizací v roce 1995. Uvedená skutečnost umožnila dle Bioinstitutu (2006) vývoz českých bioproduktů a zlepšila mezinárodní prestiž českého ekologického zemědělství.

Rozvoj ekologického zemědělství byl však nastartován až opětovným zavedení finanční podpory v roce 1998 na základě nařízení vlády č. 341/1997 Sb., jímž byly stanoveny podpůrné programy k podpoře mimoprodukčních funkcí zemědělství, k podpoře aktivit, podílejících se na udržování krajiny, a programy pomoci k podpoře méně příznivých oblastí. Jánský et al. (2004) uvádí, že cílem zmíněné finanční dotace bylo vyrovnání ztrát v důsledku hospodaření ekologickým způsobem. Konkrétní výše podpory se odvíjela od bodového hodnocení plnění kritérií podpůrných programů.

V roce 1998 vyplatilo Ministerstvo zemědělství ČR v rámci zmíněného nařízení 48 mil. Kč na podporu rozvoje ekologicky hospodařících rolníků, což vyvolalo téměř čtyřnásobný nárůst ekologicky obhospodařovaných ploch (tj. na 71 621 ha), viz tabulka č. 2.5.1. O rok později se výše vyplacených podpor pro ekologické zemědělství (EZ) téměř zdvojnásobila na 84 mil. Kč.

**Tab. 2.5.1 - Vývoj výměry zemědělské půdy a počtu podniků v ekologickém zemědělství**

Rok	Počet podniků celkem	Výměra zemědělské půdy v EZ [ha]	Podíl EZ na zem. půdního fondu [%]
1990	3	480	-
1991	132	17 507	0,41
1992	135	15 371	0,36
1993	141	15 667	0,37
1994	187	15 818	0,37
1995	181	14 982	0,35
1996	182	17 022	0,40
1997	211	20 239	0,47
1998	348	71 621	1,67
1999	473	110 756	2,58
2000	563	165 699	3,86
2001	654	217 869	5,09
2002	721	235 136	5,50
2003	810	254 995	5,97
2004	836	263 299	6,16
2005	829	254 982	5,98
2006	963	281 535	6,61
2007	1316	312 890	7,35
2008	1946	341 632	8,04

Zdroj: MZE ČR

Roku 1999 vznikla nezávislá kontrolní organizace KEZ, o.p.s., která byla posléze pověřena Ministerstvem zemědělství ČR k provádění kontroly a certifikace v systému ekologického zemědělství, čímž se stala zárukou dodržování přísných pravidel ekologického hospodaření.

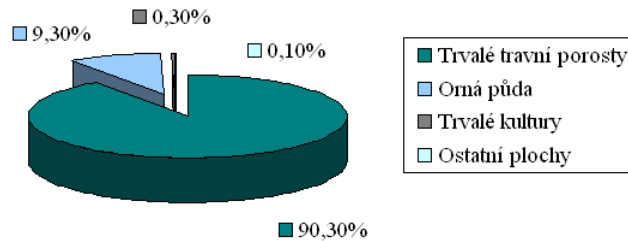
Výrazným posunem v rozvoji ekologického zemědělství v České republice bylo přijetí zákona o ekologickém zemědělství v roce 2000. Zmiňovaný zákon č. 242/2000 Sb. o ekologickém zemědělství stanovil pravidla pro pěstování rostlin a chov hospodářských zvířat, pro zpracování, dovoz, vývoz a označování bioproduktů a biopotravin včetně všeobecných požadavků a kontrolních postupů. Uvedený zákon nabyl účinnosti 1.1.2001 a byl v souladu s platnou legislativou EU, tj. nařízením Rady (ES) č. 2092/91/EEC o ekologické výrobě zemědělských výrobků a značení ekologicky vyráběných výrobků a potravin.

Nová legislativa přinesla i nové podpory realizované na základě nařízení vlády č. 505/2000 Sb. o podpoře mimoprodukčních funkcí zemědělství. Výše přímých dotací, stanovená zmíněným nařízením, byla na rozdíl od předchozí právní úpravy diferencována na jednotlivé kultury:

- trvalé travní porosty.....1 000 Kč/ha;
- orná půda.....2 000 Kč/ha;
- trvalé kultury.....3 500 Kč/ha;
- zelenina na orné půdě.....3 500 Kč/ha.

Cílem uvedené diferenciacce bylo přispět ke změně struktury ekologického zemědělství, ve které převažovaly trvalé travní porosty (viz graf č. 2.5.1), ve prospěch sadů, vinic, chmelnic, zeleniny i ostatních plodin na orné půdě.

**Graf 2.5.1** - Struktura půdního fondu v ekologickém zemědělství v r. 2000



Zdroj: MZE ČR

Výši vyplacených peněžních prostředků na podporu ekologického zemědělství na základě zmíněného nařízení uvádí následující tabulka č. 2.5.2. Z komparace hodnot průměrné dotační sazby, odpovídající objemu vyplacených finančních prostředků na hektar ekologicky obhospodařované půdy, a hodnot výše uvedených dotačních sazeb, deklarováných nařízením vlády č. 505/2000 Sb., je patrné, že ekologicky obhospodařovaná půda nebyla plně dotačně podpořena. Důvodem bylo vedle nesplnění požadavků dotační podpory, rovněž neuplatnění možnosti čerpání finančních prostředků ekologickými zemědělci.

**Tab. 2.5.2** - Vývoj podpory ekologického zemědělství v letech 2000 – 2003

Rok	Vyplacené finanční prostředky [Kč]	Celková výměra ekologicky obhospodařované půdy [ha]	Průměrná dotační sazba [Kč/ha]
2000	89 101 971	165 699	538
2001	167 966 104	217 869	771
2002	210 861 131	235 136	897
2003	230 810 809	254 995	905

Zdroj: MZE ČR

Dotace, vyplacené v rámci nařízení vlády č. 505/2000 Sb., napomohly ke zvýšení celkové plochy obhospodařované ekologickým způsobem. Struktura ekologicky obhospodařované půdy však nevykázala požadované změny, viz tabulka č. 2.5.3. Ve srovnání s rokem 2000 došlo dokonce k poklesu podílu orné půdy na výměře ekologicky obhospodařované zemědělské půdy a podíl vinic, chmelnic a sadů se zvýšil jen nepatrně. Hlavní příčinou uvedeného stavu byla neadekvátní

diferenciace sazeb vzhledem k podílu dotační podpory na nákladech ekologické produkce zmíněných kultur.

**Tab. 2.5.3** - Vývoj struktury půdního fondu v ekologickém zemědělství v letech 2001-2003

	Rok 2001	Rok 2002	Rok 2003
Orná půda	8,78 %	8,31 %	7,70 %
Trvalé travní porosty	89,69 %	90,13 %	90,86 %
Trvalé kultury	0,45 %	0,38 %	0,36 %
Ostatní plochy	1,08 %	1,18 %	1,08 %

Zdroj: MZE ČR

Dalším významným krokem k rozvoji ekologického zemědělství v České republice bylo přijetí strategického dokumentu v oblasti rozvoje ekologického zemědělství, tzv. Akčního plánu České republiky pro rozvoj ekologického zemědělství do roku 2010, v březnu roku 2004. Zpracování uvedeného dokumentu bylo reakcí České republiky na závěry Rady ministrů zemědělství EU ze dne 19. června 2001, v nichž bylo ekologické zemědělství uznáno jako cesta k trvale udržitelnému rozvoji, i na soudobý vývoj zemědělství EU, jenž na základě reformy Společné zemědělské politiky z r. 2003 zdůrazňuje podporu zemědělství šetrného k životnímu prostředí a poskytujícího kvalitní i bezpečné potraviny. Obě zmíněné skutečnosti umožnily dynamický rozvoj právě ekologického zemědělství.

V rámci Akčního plánu stanovila vláda ČR několik prioritních oblastí rozvoje ekologického systému hospodaření, viz MZE ČR (2004a). Mezi uvedené priority patří především posílení postavení ekologického zemědělství v České republice zvýšením podílu výměry zemědělské půdy v ekologickém zemědělství na celkové výměře zemědělského půdního fondu na 10 % do konce roku 2010. Naplnění uvedeného cíle znamenalo navýšení výměry ekologicky obhospodařované půdy o 62 % v následujících šesti letech realizace Akčního plánu za předpokladu konstantní výměry zemědělského půdního fondu ČR. Dosažení zmíněného cíle mělo být zabezpečeno zejména posílením důvěry spotřebitelů v ekologické zemědělství, posílením odborného poradenství, vzdělávání a výzkumu v oblasti ekologického zemědělství a zlepšením konkurenceschopnosti českého zemědělství v EU. (MZE ČR, 2004a)

Významným mezníkem vývoje ekologického zemědělství, datovaným do roku 2004, byl rovněž vstup České republiky do Evropské unie, který přinesl jednak

změnu legislativní úpravy ekologického zemědělství, jednak změnu dotační politiky. Z legislativního hlediska se ekologické zemědělství ČR začalo řídit přímo nařízením Rady (ES) č. 2092/91/EEC a zákon č. 242/2000 Sb. ve své novelizované podobě (zákon č. 30/2006 Sb.) upravoval jen ty oblasti, které nebyly v nařízení Rady uvedeny a které EU ponechala na národní úpravě jednotlivých členských zemí.

Z hlediska dotační politiky začalo být ekologické zemědělství ČR podporováno z garanční sekce Evropského zemědělského orientačního a záručního fondu (EAGGF) v rámci Horizontálního plánu rozvoje venkova na období 2004 - 2006 (HRDP). Výše kofinancování z fondu EAGGF činila 80% kalkulovaných plateb.

Nově vytvořený dotační program, podporující ekologické zemědělství, byl jedním z Agro-environmentálních opatření (podopatření *A. Šetrné způsoby hospodaření, titul A1. Ekologické zemědělství*) a navazoval na státní podporu ekologického zemědělství v období před vstupem do EU.

Dotační platba byla i ve zmíněném programu diferencována, a to následujícím způsobem:

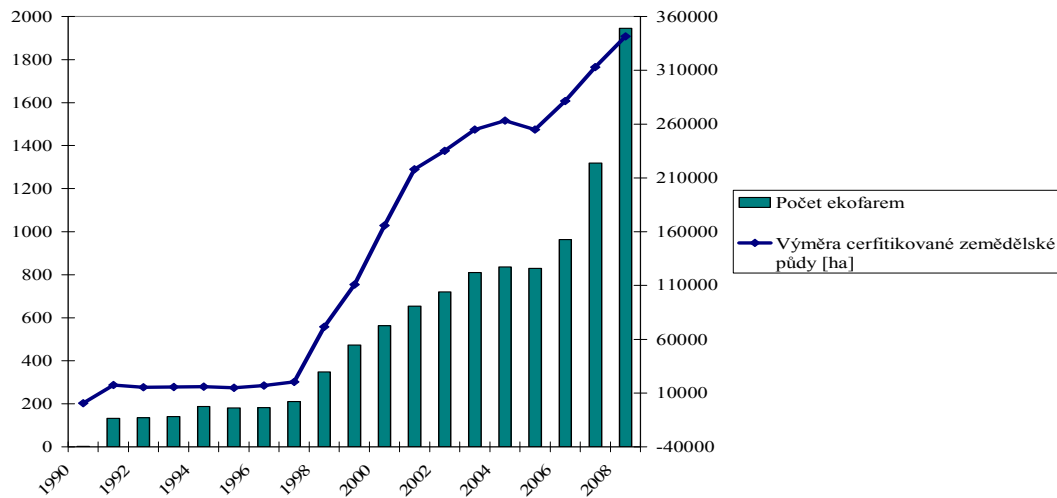
- orná půda .....3 520 Kč/ha,
- trvalé travní porosty.....1 100 Kč/ha,
- trvalé kultury.....12 235 Kč/ha,
- zelenina a speciální plodiny na orné půdě.....11 050 Kč/ha.

Zavedení uvedeného dotačního programu zdvojnásobilo výši dotační sazby na trvalé kultury a zeleninu na orné půdě. Sazba orné půdy se zvýšila o 63 % vůči předchozímu dotačnímu programu. Trvalé travní porosty zůstaly v souladu s cíly předchozí dotační politiky nejméně zvýhodněnou kulturou, nicméně i jejich dotační sazba byla navýšena, a to o 10 %.

Ekologičtí zemědělci mohli žádat o podporu v rámci Horizontálního plánu rozvoje venkova již v roce 2004, kdy hospodařilo v ekologickém systému 836 subjektů na výměře 263 299 ha, což představovalo 6,16 % zemědělského půdního fondu České republiky. Bioinstitut (2006) uvádí, že v daném roce bylo vyplaceno 276,7 mil. Kč, z toho 55,4 mil. Kč z rozpočtu ČR a 221,4 mil. Kč ze zdrojů EU.

Nárůst dotační sazby však nepřinesl předpokládané zvýšení výměry ekologicky obhospodařované půdy, viz graf č. 2.5.2.

**Graf 2.5.2** - Vývoj počtu ekofarem a ekologicky obhospodařované zemědělské půdy

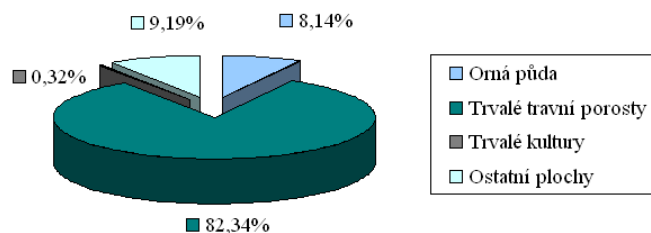


Zdroj: MZE ČR

V roce 2005 výměra zemědělské půdy v systému ekologického zemědělství klesla o 8 317 ha a počet ekologicky hospodařících subjektů se snížil o 7 farem vůči roku 2004. Protože zmíněný pokles nebyl podložen průzkumem, jenž by vysvětloval jeho příčinu, uvádí Bioinstitut (2006), že se lze jen domnívat, že výstup farem z ekologického hospodaření byl vyvolán přísnými a administrativně náročnými kontrolami a komplikacemi při dodržování standardů ekologického zemědělství.

Úprava dotačních sazeb však přinesla změnu struktury půdního fondu ekologického zemědělství ČR. Výměra trvalých travních porostů se v roce 2005 snížila o 11 % vůči roku 2004. Výměra orné půdy vzrostla o 5 %. Největší nárůst však zaznamenaly ostatní plochy, jejichž výměra se oproti předešlému období ztrojnásobila. Ve struktuře půdního fondu tak došlo zejména k posílení pozice právě ostatních ploch, viz graf č. 2.5.3.

**Graf 2.5.3** - Struktura půdního fondu v ekologickém zemědělství v r. 2005



Zdroj: MZE ČR

V roce 2005 byla rovněž vybrána další organizace pověřená kontrolou a certifikací ekologického zemědělství – česká pobočka německé kontrolní organizace ABCERT GmbH, což ukončilo monopolní postavení organizace KEZ, o.p.s. v činnosti kontroly a certifikace bioprodukce. V roce 2006, jak uvádějí Koutná a Darmovzalová (2007), byl kontrolou ekologického zemědělství pověřen ještě třetí subjekt Biokont CZ, s.r.o., což dotvořilo konkurenční prostředí mezi kontrolními organizacemi.

K oživení rozvoje ekologického zemědělství došlo až v roce 2006, kdy se počet ekologických subjektů zvýšil o 16 % vůči roku 2005. Výměra ekologicky obhospodařované půdy dosáhla 10% meziročního nárůstu. Bioinstitut (2007) uvádí, že důvodem uvedeného růstu byla, vedle „zlepšení možností odbytu biopotravin v důsledku zvýšeného zájmu spotřebitelů“, také zvýšená bonifikace ekologických zemědělců v rámci připravovaného dotačního programu podpory českého zemědělství i venkova na rok 2007.

Zmíněný Program rozvoje venkova České republiky na období 2007 – 2013 (PRV) nahradil v roce 2007 Horizontální plán rozvoje venkova a přinesl, kromě uvedeného zvýhodnění ekologických zemědělců ve vybraných opatřeních, také další navýšení dotačních sazeb na podporu ekologického zemědělství.

Obdobně jako v HRDP, i v 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 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, 2007c)



Zmíněná podpora je až do výše 80 % kofinancována ze zdrojů EU, konkrétně z Evropského zemědělského fondu rozvoje venkova (EAFRD).

Jak je patrné z výše uvedených sazeb, Program rozvoje venkova přinesl především další zvýhodnění ovocných sadů, vinic, chmelnic. Dotační sazba na hektar půdy s trvalými kulturami vzrostla o 91 % oproti úrovni definované HRDP. Významný nárůst však zaznamenala také sazba na trvalé travní porosty, která se zvýšila o 78 %. Naopak k nejmenší změně došlo v případě sazby na hektar orné půdy, jež vzrostla o 21 % vůči sazbě stanovené v HRDP. Dle výsledků Darmovzalové a Koutné (2007) lze usuzovat, že uvedené změny dotačních sazeb vedly především k nárůstu ploch sadů a vinic, které se meziročně zvýšily o 44 %.

Kromě uvedené dotační politiky byl pro další rozvoj ekologického zemědělství v České republice přijat Program MZE ČR udržitelné spotřeby a výroby „Ekologické zemědělství a biopotraviny“, který se stal základním nástrojem realizace Akčního plánu, neboť určil jednotlivá opatření k naplnění cílů zmíněného programového dokumentu. Oproti Programu rozvoje venkova, který podporuje přímo ekologické zemědělce, je uvedený Program MZE ČR zaměřen na podporu zpracování a odbytu biopotravin. Klíčovým cílem uvedeného programu je, dle Ministerstva zemědělství ČR (2007a), fungující trh s biopotravinami, který integruje zájmy výrobců, spotřebitelů i veřejnosti, neboť podporuje nejen produkci soukromých statků, ale rovněž statků veřejných a pozitivních externalit v podobě biodiverzity, udržitelnosti využívání zdrojů, sociální spravedlnosti, kulturní rozmanitosti a vysoce kvalitních a nezávadných potravin.

Hlavním nástrojem k naplnění uvedeného cíle je vzdělávání veřejnosti o biopotravinách a ekologickém zemědělství, neboť dle MZE ČR (2007a) pouze dostatečně informovaní spotřebitelé mohou uvedené mimoprodukční efekty ekologického zemědělství správně ocenit. Realizace nástrojů uvedeného programu byla plánována na období let 2008-2010 s předpokládanými výdaji ve výši 49 mil. Kč.

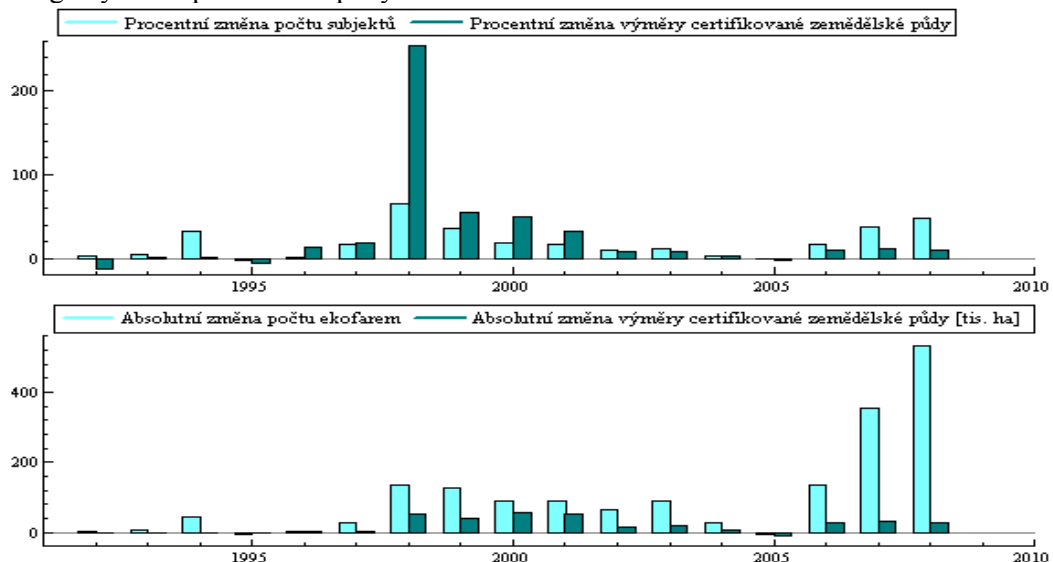
V roce 2007 byla rovněž přijata nová legislativa, upravující ekologické zemědělství v Evropské unii - nařízení Rady (ES) č. 834/2007, které nabylo účinnosti 1.1.2009. Zmíněná právní norma nahradila předchozí právní úpravu v podobě nařízení Rady (ES) č. 2092/91, redefinovala ekologické zemědělství a přinesla

zejména zavedení evropské ekoznačky, povinně používané pro biopotraviny ve všech členských zemích Evropské unie.

Dle Darmovzalové a Koutné (2009) přinesly uvedené změny největší nárůst počtu ekologických farem od roku 1990. Což ovšem platí pouze z pohledu absolutní meziroční změny počtu ekologických subjektů. V relativním vyjádření došlo k nejvyššímu meziročnímu nárůstu v roce 1998 (meziroční zvýšení počtu subjektů o 65 %), pokud není bráno v úvahu prvotní navýšení ekologických farem v roce 1991, kdy se počet ekologických subjektů zvýšil z pouhých tří na 132.

Komparaci absolutních i relativních změn uvedených základních ukazatelů vývoje ekologického zemědělství znázorňuje následující graf č. 2.5.4.

**Graf 2.5.4** - Absolutní a relativní difference počtu ekologických subjektů a výměry ekologicky obhospodařované půdy



Zdroj: vlastní zpracování z dat MZE ČR

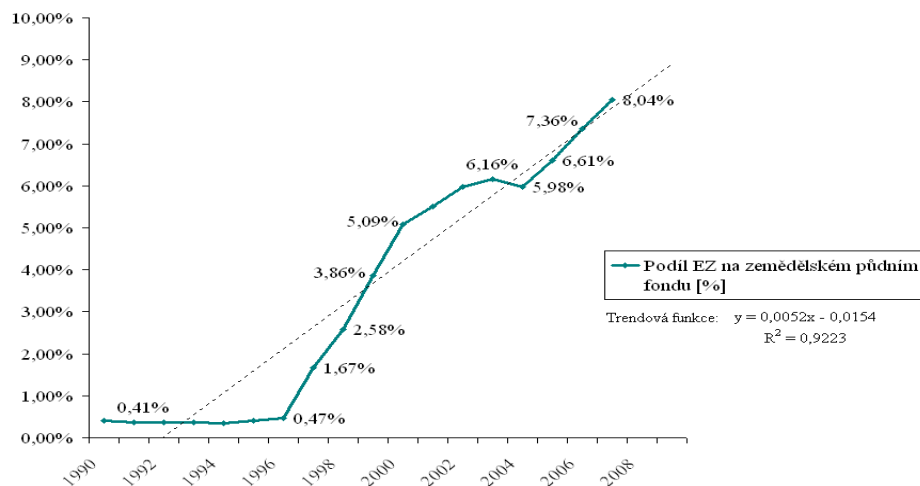
Z uvedeného grafu je patrné, že od 2006 dochází k výraznému růstu počtu ekologických subjektů, a to jak v absolutním, tak v relativním vyjádření. V roce 2007 se počet ekologických subjektů zvýšil o 37 %, tj. o 355 ekofare, vůči roku 2006. O rok později vykázal počet ekofare dokonce 48% meziroční nárůstu, tj. zvýšení o 628 subjektů na úroveň 1 946 ekologických podniků.

Výměra ekologicky obhospodařované půdy však nekopíruje uvedené pozitivní vývojové tendence. Darmovzalová a Koutná (2009) uvádějí, že celková plocha ekologicky obhospodařované půdy vykázala v roce 2008 nejnižší nárůst od roku 2005. Meziročně se v uvedeném roce zvýšila o 9 %, tj. o 28 742 ha

na 341 632 ha. Z historického pohledu je to velice malá změna oproti dvojnásobnému zvýšení ekologicky obhospodařované půdy, kterou vyvolalo zavedení dotací v roce 1998.

Přes uvedený vývoj výměry ekologicky obhospodařované půdy předpokládá Bioinstitut (2008), že cíle Akčního plánu, tj. 10% podílu ekologicky obhospodařované půdy na výměře zemědělského půdního fondu, bude do konce roku 2010 dosaženo. Následující graf č. 2.5.5, není v rámci naplnění výše uvedeného cíle stejně optimistický. Dle zjednodušené trendové analýzy lze totiž předpokládat dosažení pouze 9% podílu ekologicky obhospodařované půdy na půdním fondu České republiky.

**Graf 2.5.5** - Podíl ekologického zemědělství na zemědělském půdním fondu



Zdroj: vlastní zpracování z dat MZE ČR

Nová legislativní úprava přinesla rovněž zpřísnění systému kontroly ekologického zemědělství. Od roku 2010 vzniká úřední kontrola, která doplňuje privátní systém certifikace ekologického zemědělství. Realizací zmíněné kontroly byl pověřen Ústřední kontrolní a zkušební ústav zemědělský, který dle Bioinstitutu (2009) převzal rovněž kontrolu dotací na podporu ekologického zemědělství od Státního zemědělského intervenčního fondu. Delegation kontroly ekologického produkčního systému, dotací i kontroly podmíněnosti (cross-compliance) na jeden subjekt by měla přinést zvýšení transparentnosti systému ekologického zemědělství, což je důležitý krok k posílení důvěryhodnosti v očích spotřebitelů.

Rok 2010 přinesl rovněž změnu dotační podpory ekologického zemědělství. Dle upraveného Programu rozvoje venkova (MZE, 2010) začala být dotační platba na trvalé travní porosty diferencována pro zemědělské producenty, přecházející na ekologický systém výroby. Začínající ekologičtí zemědělstí producenti tak získají o 25,4 % vyšší dotační podporu (tj. 89 EUR/ha) než ekologičtí producenti, neohospodařící v přechodném období (tj. 71 EUR/ha).

Za účelem podpory dalšího rozvoje výměry trvalých kultur byla poskytnuta rovněž podpora ekologickým zemědělcům, kteří obhospodařují sad, jenž nesplňuje požadavek minimálního počtu jedinců na hektar (tj. 200 ks ovocných stromů, či 800 ks ovocných keřů). Sazba pro uvedené ekologické zemědělské producenty byla stanovena na úrovni 60 % dotační sazby trvalých kultur (tj. 510 EUR/ha).

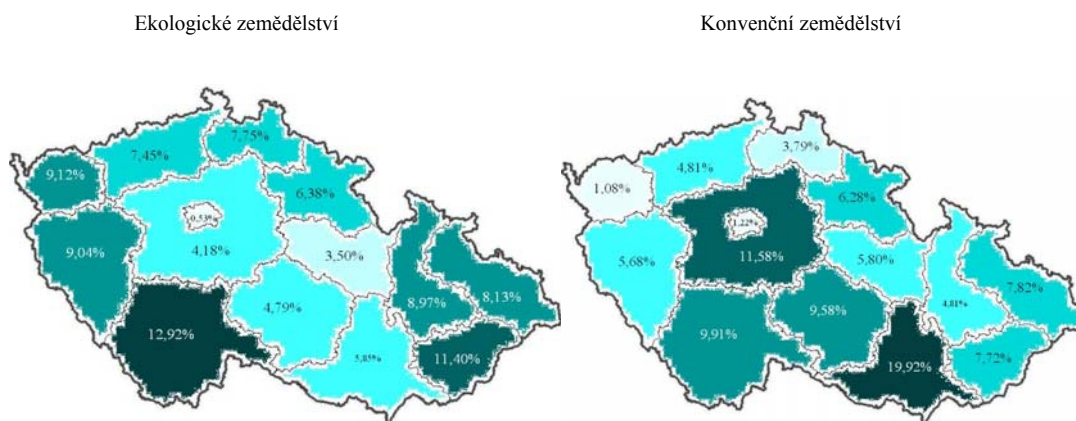
V budoucím období lze předpokládat další rozvoj ekologického zemědělství, ke kterému přispívá dle Bioinstitutu (2008) rostoucí zájem domácích spotřebitelů i zahraničních odběratelů. Ministerstvo zemědělství (2009) dokládá vysoký nárůst výdajů na biopotraviny, nicméně podíl spotřeby biopotravin na celkové spotřebě potravin je v České republice stále ještě nízký (0,5 % celkové spotřeby potravin).

Důsledkem zvýšeného zájmu spotřebitelů o biopotraviny je dle Bioinstitutu (2008) rovněž nárůst počtu zpracovatelů biopotravin, či zavádění biovýroby ve velkých konvenčních podnicích, což je rovněž pozitivním krokem k dalšímu předpokládanému rozvoji ekologického zemědělství.

## **2.5.2 Struktura ekologického zemědělství České republiky v komparaci s konvenčním zemědělstvím**

Ekologické zemědělství patří dle zprávy Ministerstva zemědělství ČR (2004a) k nejrychleji rostoucím odvětvím zemědělské výroby v České republice, které podporuje hospodářský a sociální rozvoj především v méně příznivých a zaostávajících venkovských oblastech. K uvedenému rostoucímu trendu ekologického zemědělství přispívá i skutečnost, že do oblastí s nižším produkčním potenciálem je, dle Douchy (2004), lokalizováno 60 % zemědělského půdního fondu České republiky. Ročenka Bioinstitutu (2008) uvedené skutečnosti deklaruje vymezením nejvyššího zastoupení ekologických subjektů v Jihočeském a Zlínském kraji, kde je souhrnně lokalizováno 24 % ekofarem České republiky, viz graf č. 2.5.6.

**Graf 2.5.6** – Regionální struktura ekologického a konvenčního zemědělství dle relativního počtu subjektů v r. 2007



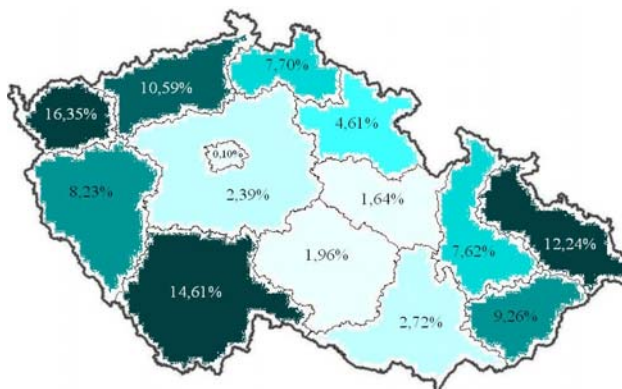
Zdroj: vlastní zpracování z dat MZE ČR a ČSÚ

Z hlediska počtu subjektů je významné zastoupení ekologických farem rovněž v Karlovarském (9,12 %), Plzeňském (9,04 %), Olomouckém (8,97 %) a Moravskoslezském kraji (8,13 %).

Komparace s regionální strukturou konvenčního zemědělství poukazuje na skutečnost, že konvenční zemědělství je lokalizováno do produkčně příznivějších oblastí, než v jakých se nachází zemědělství ekologické, neboť nejvyšší zastoupení konvenčních farem vykazuje Jihomoravský kraj (19,92 % z celkového počtu konvenčních subjektů), následovaný Středočeským krajem (11,58 %).

Ročenka Bioinstitutu (2008) uvádí rovněž regionální strukturu ekologického zemědělství dle výměry ekologicky obhospodařované půdy, viz graf č. 2.5.7.

**Graf 2.5.7** – Regionální struktura ekologického zemědělství dle podílu výměry ekologicky obhospodařované půdy v r. 2007



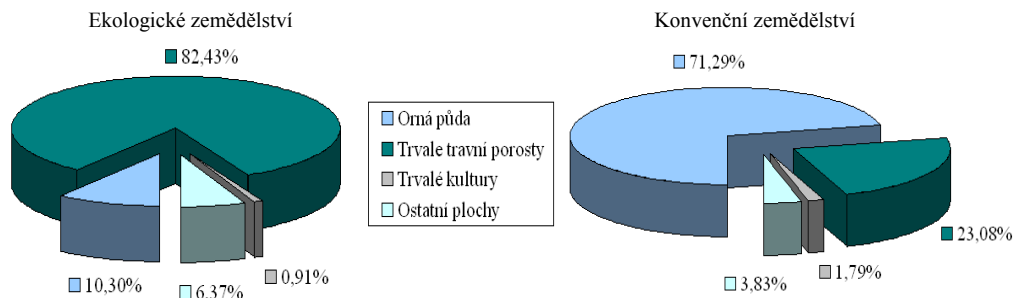
Zdroj: vlastní zpracování z dat MZE ČR

Z uvedeného hlediska dosahuje nejvyššího zastoupení Karlovarský kraj, ve kterém je soustředěno 16,35 % veškeré ekologicky obhospodařované půdy. Z dalších krajů lze vyzdvihnout Plzeňský kraj s 14,61% podílem na celkové ekologicky obhospodařované půdě v České republice a Moravskoslezský kraj s 12,24 %, tedy opět kraje s vysokým podílem méně příznivých oblastí. Bioinstitut (2006) dodává, že uvedenou strukturu významně ovlivnilo rovněž rozmístění regionálních center svazu PRO-BIO a lokalizace oblastí NATURA.

Kroupová et al. (2009) doplnila uvedenou dílčí charakteristiku regionální struktury ekologického zemědělství komplexním vymezením krajů České republiky s relativně vysokou úrovní zkoumaného alternativního systému hospodaření. K uvedenému účelu byla využita shluková analýza, kombinující jednotlivé charakteristiky úrovně ekologického zemědělství, tj. procentuální zastoupení ekologické půdy na zemědělském půdním fondu, výměru ekologicky obhospodařovaných trvalých travních porostů, výměru orné půdy, výměru trvalých kultur a počet ekologických farem, vše v kvantifikaci pro jednotlivé kraje. Závěrem analýzy bylo, že ekologické zemědělství nachází v České republice vysoké uplatnění v Jihočeském, Karlovarském, Plzeňském, Moravskoslezském, Zlínském, Olomouckém, Libereckém a Ústeckém kraji, které lze souhrnně vymežit jako kraje, vyznačující se vysokým podílem méně příznivých produkčních oblastí.

Regionální struktura ekologického zemědělství je spojena s výrobní strukturou. Hrabalová a Zander (2006) uvádějí, že ekologické zemědělství vykazuje zcela odlišnou strukturu půdního fondu než zemědělství konvenční, viz graf č. 2.5.8.

**Graf 2.5.8** – Struktura půdního fondu ekologického a konvenčního zemědělství v r. 2008



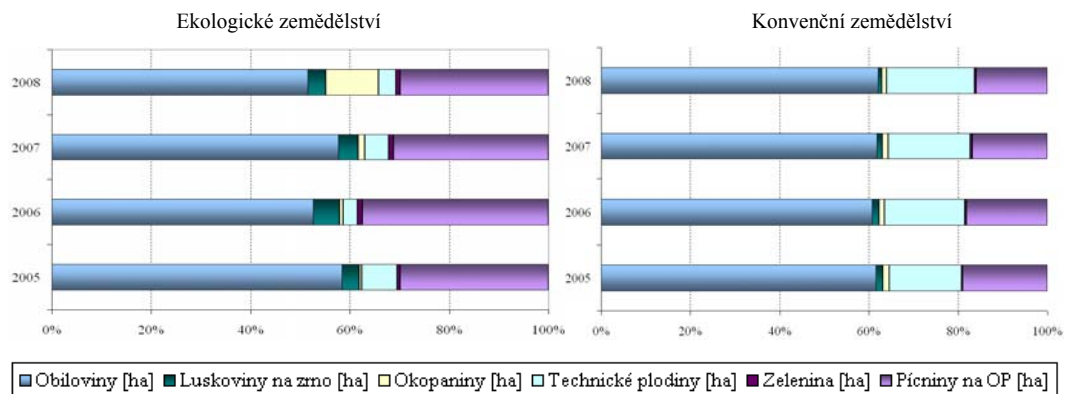
Zdroj: MZE ČR

Zatímco Doucha (2004) konstatuje, že české zemědělství vzhledem k přírodním a klimatickým podmínkám, ve kterých je lokalizováno, vykazuje neadekvátně nízké

zastoupení trvalých travních porostů, pro ekologické zemědělství je typické právě hospodaření na trvalých travních plochách. Oproti konvenčnímu zemědělství, které vykazuje 71 % orné půdy z celkové výměry konvenčního půdního fondu, ekologické zemědělství dosahuje 82% podílu trvalých travních porostů na ekologicky obhospodařované zemědělské půdě a orná půda zaujímá v ekologickém zemědělství pouze 10% podíl. Dle Hrabalové a Zandera (2006) je důvodem uvedené struktury nižší riziko i náklady přeměny trvalých travních porostů na systém ekologické produkce.

Struktura plodin na orné půdě však vykazuje oproti uvedeným odlišnostem využití půdního fondu obdobné tendence, viz graf č. 2.5.9.

**Graf 2.5.9** – Struktura rostlinné výroby ekologického a konvenčního zemědělství



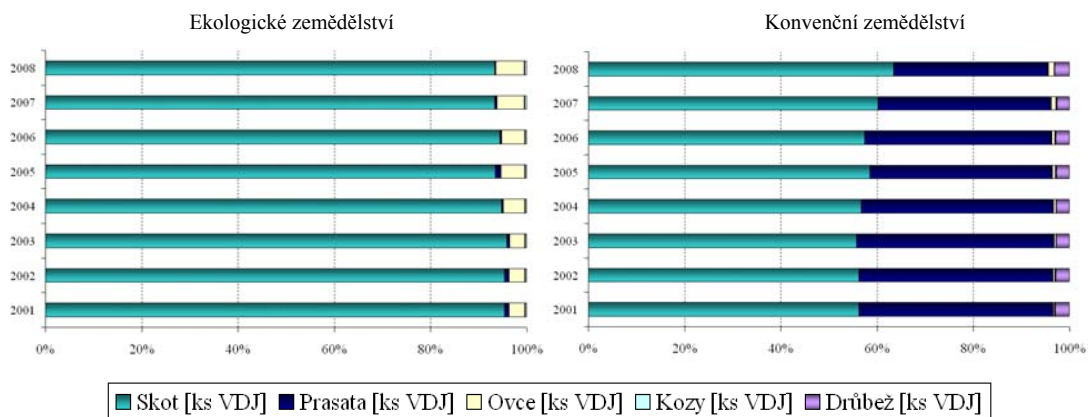
*Zdroj: vlastní zpracování z dat MZE ČR a ČSÚ*

V obou produkčních systémech je orná půda využívána především k produkci obilovin, které v ekologickém zemědělství tvoří v průměru 55 % sklizňových ploch, v konvenčním zemědělství 62 %. Druhé nejvýznamnější zastoupení vykazují v ekologickém zemědělství pícniny na orné půdě s průměrným 32% podílem na sklizňových plochách ekologického zemědělství. V konvenčním zemědělství lze identifikovat kromě významného postavení pícnin (18 % sklizňových ploch), rovněž významný podíl technických plodin, které představují v průměru rovněž 18 % sklizňových ploch. V ekologickém zemědělství zaujímají technické plodiny pouze 4 % obhospodařované orné půdy, přesto jsou obdobně jako v konvenčním zemědělství třetí nejvýznamnější plodinou.

Živočišná výroba oproti relativně shodné rostlinné výrobě vykazuje značné rozdíly, viz graf č. 2.5.10.



**Graf 2.5.10** – Struktura živočišné výroby ekologického a konvenčního zemědělství



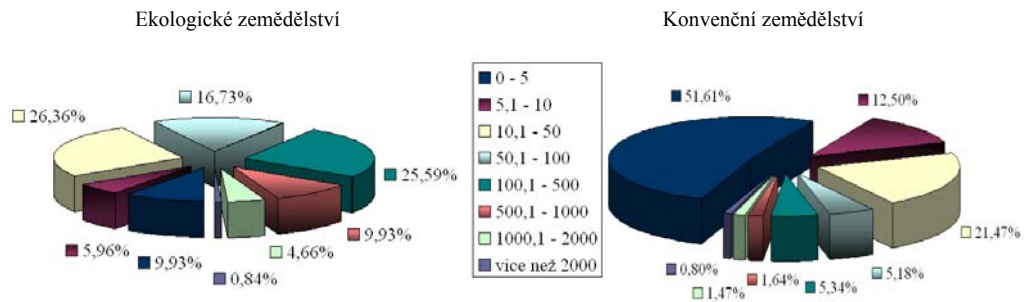
Zdroj: vlastní zpracování z dat MZE ČR a ČSÚ

Hrabalová a Zander (2006) konstatují, že dominujícím odvětvím ekologické živočišné výroby je pastevní chov skotu, který tvoří 94 % hospodářských zvířat chovaných na ekologických farmách, v přepočtu na velké dobytčí jednotky (VDJ). Z ostatních druhů hospodářských zvířat lze vyzdvihnout chov ovcí, který reprezentuje 5 % velkých dobytčích jednotek hospodářských zvířat chovaných na ekologických farmách, a jenž vykazuje v posledních letech významné růstové tendence nejen v ekologickém, ale rovněž v konvenčním zemědělství. V konvenčním zemědělství převažuje v počtu velkých dobytčích jednotek rovněž chov skotu, jenž tvoří v průměru 55 % velkých dobytčích jednotek chovaných na konvenčních farmách. Druhou nejvýznamnější skupinou je však chov prasat s 38% zastoupením z celkového počtu velkých dobytčích jednotek. V ekologickém zemědělství je zmíněných chov nevýznamnou kategorií s 0,6% zastoupením z celkového počtu velkých dobytčích jednotek chovaných na ekofarmách. Janecká, Kroupová, Antoušková (2009) uvádějí, že důvodem zmíněného nízkého zastoupení chovu prasat je vedle vysoce finančně nákladného chovného materiálu, také ekonomická náročnost ekologických jaderných krmiv.

Ekologické zemědělství se od konvenčního produkčního systému odlišuje i velikostí farem. Z grafu č. 2.5.11 je patrná převaha subjektů s výměrou zemědělské půdy mezi 10,1 až 50 ha, s kterou hospodaří 26,36 % ekologických podniků.



**Graf 2.5.11** – Velikostní struktura ekologického a konvenčního zemědělství v r. 2007

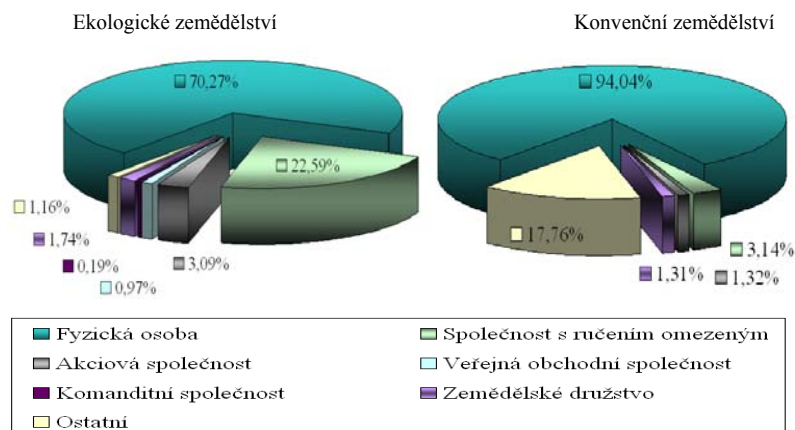


Zdroj: MZE ČR

V konvenčním zemědělství naopak převažují malé farmy do pěti hektarů obhospodařované půdy (51,61 % subjektů). Hrabalová a Zandera (2006) předpokládají, že důvodem uvedené skutečnosti je právě zaměření ekofarem převážně na trvalé travní porosty. Bioinstitut (2008) doplňuje, že ekologické farmy s malými výměrami do 50 ha obhospodařované půdy tvoří především rodinné farmy, zaměřené na smíšenou výrobu, zatímco ekologické podniky s výměrami nad 500 ha reprezentují především zemědělská družstva, akciové společnosti a společnosti s ručením omezeným, zaměřené na chov masného skotu.

S velikostní strukturou souvisí rovněž rozlišnost ekologického a konvenčního zemědělství v podnikatelské struktuře, která byla v případě ekologického zemědělství sledována Ministerstvem zemědělství ČR pouze v roce 2005. V uvedené struktuře shodně převažují fyzické osoby, které představují 70 % ekologických subjektů a 94 % subjektů konvenčního zemědělství, nicméně odlišnosti lze najít ve struktuře právnických osob, viz graf č. 2.5.12.

**Graf 2.5.12** – Podnikatelská struktura ekologického a konvenčního zemědělství v r. 2005



Zdroj: MZE ČR

V ekologickém zemědělství převažují z hlediska právnických osob společnosti s ručením omezeným, které tvoří 23 % všech ekologických subjektů, zatímco v konvenčním zemědělství vykazují uvedenou právní formu pouze 3 % subjektů. Rovněž podíl akciových společností je v ekologickém zemědělství mnohem vyšší než v zemědělství konvenčním. S uvedenou právní formou zde hospodaří 3 % subjektů, v konvenčním zemědělství pouze 1 %. Obdobné zastoupení vykazuje v obou systémech zemědělské družstvo, jež představuje 1,7 % ekologických podniků a 1,3 % podniků konvenčních.

Souhrnně lze ekologické zemědělství České republiky charakterizovat převažujícím zastoupením farem fyzických osob, zaměřených na pastevní chov masného skotu s průměrnou velikostí farmy dle Bioinstitutu (2008) na úrovni 190 ha a s lokalizací především do Jihočeského, Karlovarského, Zlínského, Moravskoslezského a Plzeňského kraje.

### **2.5.3 Vývoj dotační politiky ekologického zemědělství ČR**

Publikace řady autorů (Bioinstitut, Jánský, Živělová, Novák (2004), Hrabalová, Zander (2006)) dokládají, že vývoj ekologického zemědělství České republiky je silně vázán na dotační politiku, která podporuje uvedený alternativní způsob hospodaření.

Jánský a Živělová (2007b), obdobně jako Hrabalová a Zander (2006), detailně popisují vývoj podpory ekologického zemědělství od roku 1998. V uvedeném roce byla podpora ekologického zemědělství realizována prostřednictvím 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/m<sup>2</sup>. 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 – NV č. 505/2000 Sb., které zavedlo nejen platbu na hektar obhospodařované půdy v ekologickém režimu v diferenciaci dle využití zemědělské půdy, ale rovněž deklarovalo podmínky poskytnutí dotace:

- a. Dotace jsou určeny výhradně fyzickým či právnickým osobám, provozujícím zemědělskou činnost vlastním jménem a na vlastní odpovědnost.
- b. Podpory jsou charakteru provozních, účelových dotací a jejich poskytnutí zemědělcem je vázáno:
  - dodržováním podmínek hospodaření stanovených zvláštním předpisem, jímž je zákon č. 242/2000 Sb., o ekologickém zemědělství ve znění pozdějších předpisů a příslušná nařízení Rady EU, zejména nařízení Rady (ES) č. 2092/1991, nejméně po dobu pěti let;
  - registrací žadatele v seznamu ekologických zemědělců;
  - ekologickým obhospodařováním nejméně 0,25 ha vinic, ovocných sadů či chmelnic; 0,5 ha zemědělské půdy, jde-li o pěstování zeleniny nebo speciálních bylin; či 1 ha zemědělské půdy v ostatních případech.
  - Pro poskytnutí podpory na travní porosty je vyžadována intenzita ekologického chovu býložravců v určitém rozmezí DJ/ha travního porostu v systému ekologického zemědělství (0,15 – 1,5 DJ/ha v rámci NV 505/2000 Sb., 0,2 – 1,5 DJ/ha pro HRDP a PRV).<sup>1</sup>
- c. Finanční podpora je poskytována v podobě vyrovnávacího příspěvku na hektar zemědělské půdy, a to i v období konverze.
- d. Platba je diferencovaná na jednotlivé kultury na zemědělské půdě.

---

<sup>1</sup> Kromě těchto požadavků stanovuje HRDP i PRV další podmínky, jež platí pro všechna Agro-environmentální opatření. Mezi nejdůležitější z nich patří dodržování tzv. zásad správné zemědělské praxe.

- e. Pro výpočet výše diferencovaných plateb byly použity následující agronomické předpoklady:
- nižší výnos plodin a užitkovost hospodářských zvířat v ekologickém zemědělství proti konvenčnímu zemědělství;
  - zvýšené náklady na pracovní síly i na agrotechnická opatření zaměřená na ochranu plodin;
  - možnost prodeje certifikované bioprodukce za vyšší cenu než produkce stejných komodit konvenčního původu.
- f. Cílem podpor je přispět k tvorbě vyvážené struktury půdního fondu v ekologickém zemědělství a k zvyšování podílu ekologického zemědělství na celkové výměře zemědělského půdního fondu ČR.
- g. Dotace jsou až na výjimky kombinovatelné se všemi ostatními dotačními tituly. V praxi to znamená, že zemědělství producenti v ekologickém systému hospodaření mohou kromě dotací určených výhradně na ekologické zemědělství čerpat stejné podpory jako zemědělci v konvenčním zemědělství, např. SAPS, TOP – UP.

Na základě uvedených skutečností lze dotace do ekologického zemědělství definovat jako přímé peněžní transfery státního rozpočtu či rozpočtu EU registrovaným ekologickým zemědělcům s cílem vyrovnat újmu, plynoucí z alternativního způsobu hospodaření, kompenzovat internalizaci negativních externalit, podporovat produkci veřejných statků a tím přispět k dalšímu rozvoji ekologického zemědělství včetně změny jeho struktury.

Výše uvedené podmínky poskytnutí podpory ekologického zemědělství jsou charakteristické i pro navazující programové dokumenty, které doplňují v tabulce č. 2.5.4 výše uvedený výčet programových dokumentů dotační podpory ekologického zemědělství v České republice od roku 1998. Součástí tabulky je rovněž vymezení typu podpory a finančních zdrojů.

**Tab. 2.5.4** – Programové dokumenty podpory ekologického zemědělství a zdroje financování

Období platnosti	Norma	Typ podpory	Zdroj financování
1998	Nařízení vlády č. 341/1997 Sb.	Přímá kompenzační platba dle počtu získaných bodů	Státní rozpočet ČR
1999 – 2000	Nařízení vlády č. 24/1999 Sb.	Přímá kompenzační platba dle počtu získaných bodů	Státní rozpočet ČR
2001	Nařízení vlády č. 505/2000 Sb.	Vyrovňovací příspěvek na hektar certifikované půdy	Státní rozpočet ČR
2002 - 2003	Nařízení vlády č. 500/2001 Sb.	Vyrovňovací příspěvek na hektar certifikované půdy	Státní rozpočet ČR
2004 - 2006	Horizontální plán rozvoje venkova na období 2004 - 2006 (Nařízení vlády č.242/2004 Sb.) Operační program Zemědělství	Vyrovňovací příspěvek na hektar certifikované půdy; Bodové zvýhodnění	80% rozpočet EU (garanční sekce EAGGF) 20% státní rozpočet ČR
2007 - 2013	Program rozvoje venkova České republiky na období 2007 – 2013 (Nařízení vlády č.79/2007 Sb.)	Vyrovňovací příspěvek na hektar certifikované půdy; Bodové zvýhodnění investičních projektů v rámci osy I a III	80% rozpočet EU (EAFRD) 20% státní rozpočet ČR
2008 – 2010	Program Ekologické zemědělství a biopotraviny	Nepřímá podpora - propagace, zpracování biopotravin, výzkum a vývoj	Státní rozpočet ČR, opatření Osvětová a informační kampaň o EZ a biopotravinách pro spotřebitele: 50% SZIF, 50% Evropská komise

Zdroj: Vlastní zpracování

Vývoj veřejných výdajů v rámci výše uvedených programových dokumentů popisují Hrabalová a Zander (2006), kteří poukazují na pozitivní trend objemu vyplacených finančních prostředků, viz tabulka č. 2.5.5.

**Tab. 2.5.5** - Vývoj přímé podpory ekologického zemědělství v letech 1998 – 2008

Rok	Vyplacené finanční prostředky [Kč]	Průměrná dotační sazba [Kč/ha]
1998	48 091 000	671
1999	84 168 000	760
2000	89 101 971	538
2001	167 966 104	771
2002	210 861 131	897
2003	230 810 809	905
2004	292 200 000	1110
2005	285 828 855	1121
2006	304 995 064	1083
2007	536 410 176	1714
2008 <sup>2</sup>	617 940 312	1809

Zdroj: MZE ČR

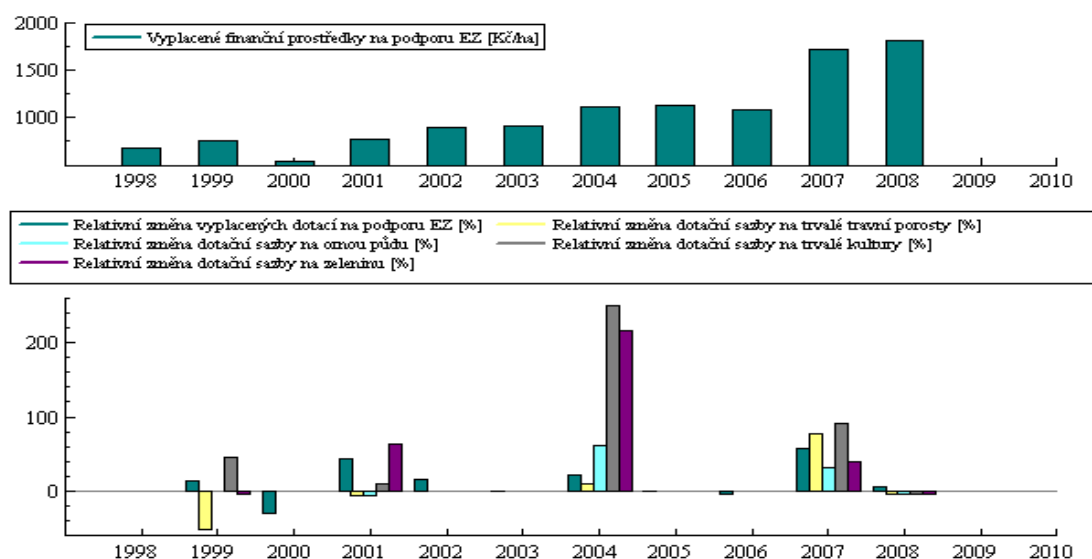
<sup>2</sup> Požadovaná částka.

Z uvedené tabulky je patrné, že objem vyplacených finančních prostředků od roku 1998 narůstá, s výjimkou roku 2005, kdy objem vyplacených prostředků poklesl o 2 % vůči předchozímu období. K nejvyššímu nárůstu došlo v roce 2001, ve kterém objem vyplacených finančních prostředků na přímou podporu ekologického zemědělství byl navýšen o 89 % vůči předešlému období. Významný nárůst objemu vyplacených finančních prostředků lze zaznamenat rovněž v roce 2007, kdy přechod na Program rozvoje venkova zvýšil objem vyplacených přímých podpor ekologického zemědělství o 76 %.

Rostoucí objem finančních prostředků, směřující do ekologického zemědělství, je od roku 2007 dle zprávy Ministerstva zemědělství ČR (2009) navíc podpořen bodovým zvýhodněním investičních projektů ekofarem v rámci osy I PRV, opatření Modernizace zemědělských podniků a Zahájení činnosti mladých zemědělců; a v rámci osy III PRV, opatření Podpora cestovního ruchu a Diverzifikace činností nezemědělské povahy.

Vývoj přímé podpory ekologického zemědělství lze rovněž sledovat prostřednictvím objemu finančních prostředků vyplacených na hektar ekologicky obhospodařované půdy. Zmíněná průměrná dotační sazba je uvedena v tabulce č. 2.5.5 a graficky znázorněna v následujícím grafu č. 2.5.13, který zachycuje rovněž procentuální meziroční diference průměrné dotační sazby a sazeb deklarovaných výše uvedenými programovými dokumenty.

**Graf 2.5.13 – Vývoj přímé podpory ekologického zemědělství**



Zdroj: vlastní zpracování z dat MZE ČR

Ve srovnání s celkovou výší přímých podpor, dotace vyplacené na hektar ekologicky obhospodařované půdy nevykazují obdobné růstové tendence. Protichůdný vývoj lze identifikovat v roce 2000, kdy se průměrná dotační sazba snížila o 29 % vůči předchozímu období. Další pokles lze zaznamenat v roce 2006, ve kterém průměrná dotační sazba klesla o 3 %. Důvodem obou uvedených poklesů byl nárůst ekologicky obhospodařované půdy, který nebyl následován obdobnou mírou nárůstu objemu finančních prostředků. Například v roce 2000 se objem vyplacených prostředků zvýšil pouze o 6 %, zatímco objem ekologicky obhospodařované půdy narostl o 50 %.

Bioinstitut (2008) uvádí rovněž vývoj dotačních sazeb, vyhlášených výše zmíněnými programovými dokumenty, viz graf č. 2.5.11. Z uvedeného grafu je patrné, že k největšímu navýšení dotačních sazeb došlo v roce 2004 zavedením HRDP. V uvedeném roce se dotační sazba na hektar trvalých kultur zvýšila o 250 %, dotační sazba na hektar zeleniny vzrostla o 220 % vůči předchozímu období. Nárůst zaznamenaly rovněž zbylé dvě skupiny sazeb – orná půda o 63 % a trvalé travní porosty o 10 %.

Navýšení sazeb následovalo rovněž v roce 2007 v důsledku zavedení Programu rozvoje venkova, který přinesl 91% navýšení dotační sazby na trvalé kultury, 78% růst sazby na trvalé travní porosty. Dotační sazba na zeleninu se v rámci zmíněného programu zvýšila o 41 % a sazba orné půdy vzrostla o 31 %.

Nepatrný pokles veškerých dotačních sazeb v roce 2008 nebyl způsoben změnou samotných sazeb, ale vývojem směnného kurzu české koruny vůči euru, ve kterém je hodnota dotačních sazeb stanovena. Posílení české měny vyvolalo 4% pokles dotačních sazeb.

Význam uvedených přímých podpor hodnotí Hrabalová a Zander (2006) na hospodářských výsledcích pěti ekofarem zaměřených na chov skotu. Pomocí faremní čisté přidané hodnoty deklaruje uvedený kolektiv autorů, že bez dotační podpory by ekofarmy nebyly schopny uhradit odměny fixních produkčních faktorů. Podpora ekologického zemědělství je dle jejich výzkumu rovněž důležitým motivem k přechodu z konvenčního systému hospodaření na systém ekologický. Uvedenou skutečnost hodnotí na ukazateli výnosů výrobního faktoru práce, jenž definují jako zisk navýšený o objem mezd v přepočtu na jednoho pracovníka. K přechodu na ekologický systém hospodaření dochází dle předpokladů Hrabalové

a Zandera (2006) pouze, jsou-li výnosy výrobního faktoru práce vyšší v ekologickém zemědělství než v zemědělství konvenčním. Přestože samotná podpora ekologického zemědělství hraje ve výši uvedeného ukazatele významnou roli, mnohem důležitější je vliv ostatních podpor, např. dotace LFA.

Jánský, Živělová a Novák (2004) zdůrazňují rovněž význam nepřímých podpor ekologického zemědělství, mezi které patří vzdělávání spotřebitelů, podpora marketingu a distribuce bioproduktů, výzkumu a vývoje v oblasti ekologického zemědělství. Uvedené podpory začala Česká republika realizovat až v roce 2008 v rámci Programu Ekologické zemědělství a biopotraviny s předpokládanými veřejnými výdaji ve výši 48 750 tis. Kč vynaloženými v období tří let realizace daného programu.



### 3 Cíl disertační práce

Cílem disertační práce je kvantifikace produkčních charakteristik ekologického zemědělství České republiky a zhodnocení efektivnosti českých ekologických farem za účelem vymezení základních doporučení pro koncipování zemědělské politiky.

Uvedený obecný cíl lze dále diferencovat na následující dílčí cíle:

- i. konstrukce a kvantifikace modelu produkční funkce ekologického zemědělství;
- ii. vymezení míry vlivu základních výrobních faktorů na produkci ekologických farem;
- iii. kvantifikace diferencí ekologické a konvenční produkční technologie;
- iv. zhodnocení úrovně racionality v chování ekologických farem;
- v. vymezení dopadu dotační politiky na produkci ekologických farem;
- vi. kvantifikace míry technické efektivnosti ekologických farem;
- vii. komparace technické efektivnosti ekologických a konvenčních zemědělských producentů;
- viii. identifikace základních determinantů technické neefektivnosti ekologického zemědělství;
- ix. zhodnocení dopadu dotační politiky na efektivnost ekologických producentů;
- x. vymezení vhodné úpravy dotační podpory ekologického zemědělství.

Z výše definovaných cílů byly dále odvozeny následující pracovní hypotézy:

- H<sub>1</sub>: Ekologický výrobní postup snižuje produkční schopnost farmy ve srovnání s konvenční technologií výroby s předpokládanou diferencí v úrovni produkce o nejméně 25 % v průměru, za předpokladu stejného objemu spotřebovávaných základních výrobních faktorů, kterými jsou půda, práce a kapitál.
- H<sub>2</sub>: Produkční schopnost ekologického zemědělství v komparaci s konvenčním zemědělstvím je ovlivněna výrobní specializací s předpokladem vysoké difference v polní výrobě, tj. minimálně o 35 % a zanedbatelných rozdílů v živočišné výrobě reprezentované chovem skotu, tj. maximálně o 5 %.
- H<sub>3</sub>: Ekologická produkce je nejvíce ovlivňována výrobním faktorem práce, jehož procentní změna vyvolává změnu produkce o 0,5 %.
- H<sub>4</sub>: Nejnižší produkční výkonnost vykazuje v ekologickém zemědělství kapitál, jehož procentní navýšení vyvolává nárůst produkce pouze o 0,1 %.

- H<sub>5</sub>: Ekologický způsob hospodaření se oproti konvenčnímu hospodaření vyznačuje vyšší vázaností výrobního faktoru půda.
- H<sub>6</sub>: V ekologickém systému hospodaření dochází k významné substituci kapitálu výrobním faktorem práce.
- H<sub>7</sub>: Ekologické farmy reagují pružněji na změnu mezd než konvenční farmy.
- H<sub>8</sub>: Dotace, představované přímými platbami, negativně ovlivňují výši produkce ekologického i konvenčního zemědělství.
- H<sub>9</sub>: Dotace na podporu ekologického zemědělství pozitivně ovlivňují objem produkce ekologických farem.
- H<sub>10</sub>: Ekologické podniky vykazují nižší míru technické efektivnosti než konvenční farmy, a to v průměru o 10 %.
- H<sub>11</sub>: Technická efektivnost ekologických farem je významně ovlivněna dotační politikou s předpokládaným negativním vlivem přímých plateb a ostatních dotací.
- H<sub>12</sub>: Ekologická technologie je z hlediska produkčního potenciálu méněcennou technologií pro nejméně 75 % zkoumaných farem.

## 4 Metodické přístupy

### 4.1 Model produkční funkce

Technologický proces výroby zemědělských produktů je v odborné literatuře především charakterizován modelem průměrné produkční funkce, která popisuje výrobní proces typické farmy. Uvedená produkční funkce, vyjadřující vztah mezi množstvím vstupů do výrobního procesu a množstvím výstupu, může nabývat různých funkčních forem. Nejčastěji je v odborné literatuře využívána Cobb-Douglasova produkční funkce, kterou lze charakterizovat konstantní elasticitou výrobních faktorů, konstantní elasticitou substituce výrobních faktorů, neměnností výnosů z rozsahu mezi jednotlivými podniky ve zkoumaném souboru a konvexností izokvantové funkce směrem k počátku. Cobb-Douglasův průběh výrobního procesu lze obecně zapsat následující funkcí:

$$y = \alpha x_l^{\beta_l} x_p^{\beta_p} x_k^{\beta_k}, \quad (4.1.1)$$

kde:  $y$ ..... množství výstupu,  
 $x_{l,p,k}$ ... množství l-tého, p-tého a k-tého vstupu,  
 $\alpha, \beta$ .... parametry produkční funkce.

Uvedenou mocninnou funkční formu lze jednoduchou logaritmicou transformací převést do log-lineárního tvaru, což umožňuje odhadovat Cobb-Douglasovu produkční funkci lineárními odhadovými technikami.

Alternativně je používána translogaritmicá produkční funkce, která představuje, jak uvádí Klacek a Vošvrda (2007), aproximaci druhého řádu k blíže neznámé produkční funkci, získanou Taylorovým rozkladem. Na rozdíl od Cobb-Douglasovy funkce umožňuje translogaritmicá funkční forma přímé testování vzájemných vztahů mezi výrobními faktory a jejich sdruženého vlivu. Průběh zmíněné funkční formy ale není, jak uvádí Green (2008b), konvexní, nebo celkově monotónní.

Funkční předpis translogaritmicé funkce je následující:

$$\log y = \alpha + \sum_{j=1}^J \beta_j \log x_j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \sum_{m=1}^M \gamma_{jm} \log x_j \log x_m, \quad (4.1.2)$$

kde:  $y$ ..... množství produkce,  
 $x_j$ ..... množství jednotlivých výrobních faktorů,  
 $\alpha$ ..... konstanta,  
 $\beta_j$ ..... parametry, vyjadřující vliv jednotlivých vstupů,  
 $\gamma_{jm}$ ..... parametry skupinových agregátů vstupů,  
 $j = 1, 2, \dots, J, m = 1, 2, \dots, M$ . (Klacek, 2006)

Obě uvedené funkční formy byly aplikovány za účelem komplexní analýzy vlivu základních výrobních faktorů ekologického i konvenčního zemědělství na výslednou produkci ( $y$ ), která byla v odhadovaných modelech představována produkcí ve stálých cenách roku 2005 v tisících korunách (*LDY* v logaritmickém vyjádření).

Vysvětlující proměnné představovaly následující výrobní faktory:

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

Výše uvedené výrobní faktory byly v odhadované produkční funkci rozšířeny o spotřebu materiálu a energie, která představuje další vstup do výrobního procesu. Významnost parametru uvedené proměnné však nebyla prokázána (viz příloha č.1). V důsledku zmíněného zjištění spotřeba materiálu a energie dále nevstupovala do analýzy produkční funkce.

Kapitál byl abstrahován rovněž pomocí stálých aktiv a prostřednictvím jejich dekompozice na jednotlivé složky, tj. dlouhodobý hmotný majetek, dlouhodobý nehmotný majetek a dlouhodobý finanční majetek. Z důvodu vysokého výskytu nulových či chybějících hodnot u dlouhodobého finančního majetku vedla uvedená dekompozice ke snížení kvality výsledných odhadů (viz příloha č. 1), proto v analýze produkční funkce byla dále použita pouze výše zmíněná proměnná, slučující dlouhodobý hmotný a dlouhodobý nehmotný majetek.

Model produkční funkce byl nejprve, za účelem ověření hypotézy o nižší produktivnosti ekologického zemědělství, konstruován v podobě souhrnné produkční funkce pro konvenční i ekologické zemědělství s dummy proměnnou ( $D$ ), vyjadřující

hospodaření ekologickým způsobem, tedy nabývající hodnoty 1 pro ekologickou farmu a hodnoty 0 pro konvenční zemědělský podnik. V linearizované formě byla zkoumaná souhrnná produkce, využívající panelová data „K“ farem a „T“ období, reprezentována následující stochastickou Cobb-Douglasovou produkční funkcí:

$$LDY_{kt} = \alpha + \beta_D D_k + \beta_L LLAND_{kt} + \beta_{WU} LWU_{kt} + \beta_{HANM} LHANM_{kt} + e_{kt}, \quad (4.1.3)$$

kde:  $\alpha$ .....konstanta,  
 $\beta_{D,L,WU,HANM}$ ...regresní parametry,  
 $e_{kt}$ .....náhodná složka modelu,  
 $k=1,2,\dots,K, t=1,2,\dots,T$ .

Odhadnutý parametr dummy proměnné výše uvedeného modelu byl využit ke kvantifikaci difference v produkční schopnosti ekologické a konvenční technologie. Zmíněná difference byla za předpokladu shodné úrovně vstupů kvantifikována v relativním vyjádření (RD) následujícím vztahem:

$$RD = \frac{\exp(\alpha + \beta_D)}{\exp(\alpha)}. \quad (4.1.4)$$

Nižší hodnota relativní difference než 1, vznikající v případě záporné hodnoty parametru dummy proměnné, reprezentovala nižší produktivnost ekologické technologie ve srovnání s technologií konvenční.

Technologická odlišnost zkoumaných systémů hospodaření a komparativní analýza vlivu jednotlivých produkčních faktorů, včetně analýzy vlivu dotací na produkci, byla založena na modelování oddělených produkčních funkcí pro ekologické a konvenční zemědělství. Do uvedených modelů již nevstupovala dummy proměnná, výše uvedené výrobní faktory však zůstaly zachovány.

Produkční funkce jednotlivých systémů hospodaření byly modelovány, kromě výše uvedené Cobb-Douglasovy funkční formy, také translogaritmickou funkcí, vyjádřenou následujícím vztahem:

$$\begin{aligned} LDY_{kt} = & \alpha + \beta_L LLAND_{kt} + \beta_{WU} LWU_{kt} + \beta_{HANM} LHANM_{kt} + \\ & + \frac{1}{2}(\gamma_{LW} LLAND_{kt} \times LWU_{kt} + \gamma_{LH} LLAND_{kt} \times LHANM_{kt} + \gamma_{WH} LWU_{kt} \times LHANM_{kt}) + \\ & + \frac{1}{2}(\gamma_{LL} LLAND_{kt}^2 + \gamma_{WW} LWU_{kt}^2 + \gamma_{HH} LHANM_{kt}^2) + e_{kt}. \end{aligned} \quad (4.1.5)$$

Kvalita odhadů parametrů zkoumaných modelů byla založena na několika předpokladech o vlastnostech náhodné složky, jejichž vymezení uvádí Gujarati (2003):

- nulová střední hodnota  $E[e_{kt}] = 0$ ,
- homoskedasticita  $\text{var}(e_{kt}|X_{kt}) = \sigma^2$ ,
- neexistence autokorelace  $\text{cov}(e_{kt}, e_{ls}) = 0$  pro  $k \neq l$ , nebo  $t \neq s$ ,
- exogenita  $\text{cov}(e_{kt}, X_{kt}) = 0$ .

Naplnění zmíněných předpokladů vede dle Gujaratiho (2003) a dalších autorů, například dle Kennedyho (2008), k:

- nestranným odhadům parametrů  $E(\hat{\beta}) = \beta$ ,
- vydatným odhadům parametrů, tj. estimátorům parametrů s nejnižším rozptylem ze všech nestranných odhadů, tzv. nejlepším nestranným odhadům.

Obtížnost matematického vymezení nejlepšího nestranného odhadu byla, jak uvádí Kennedy (2008), důvodem k omezení souboru odhadových funkcí požadavkem linearity, dle kterého musí být odhad parametru lineární funkcí náhodné proměnné. Nejlepší odhad parametrů je z uvedeného důvodu označován jako BLUE (best linear unbiased estimator).

Gujarati (2003) upravuje výše popsané vlastnosti odhadů pro velké výběrové soubory a panelová data, a definuje:

- asymptotickou nestrannost  $\lim_{n \rightarrow \infty} E(\hat{\beta}) = \beta$ , dle které se střední hodnota estimátoru parametru blíží ke skutečné hodnotě s rostoucím rozsahem výběrového souboru,
- konzistenci  $p \lim_{n \rightarrow \infty} \hat{\beta} = \beta$ , kterou nabývá estimátor parametru, blíží-li se pravděpodobnost, definující, že absolutní diference mezi odhadovanou a neznámou skutečnou hodnotou parametru je nižší než zvolená kladná libovolně velká hodnota, jedné.
- asymptotickou vydatnost získaných odhadů, kterou nabývá estimátor parametru, je-li jeho asymptotický rozptyl nižší než asymptotické rozptyly ostatních konzistentních odhadů.

K uvedeným vlastnostem lze připojit asymptotickou normalitu, dle které výrazné zvýšení rozsahu výběrového souboru implikuje k normálnímu rozdělení estimátoru

daného parametru. Dle Greena (2008a) umožňuje uvedená skutečnost ve velkých výběrových souborech uvolnit předpoklad normality rozdělení náhodné složky  $e_{kt} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ , neboť normalita rozdělení estimátoru parametru nezávisí na normalitě rozdělení náhodných složek.

#### 4.1.1 Deskriptivní analýza výběrového souboru

Výběrový soubor, použitý k odhadům výše uvedených modelů a reprezentovaný panelovými daty, byl charakterizován pomocí základních statistických charakteristik polohy a variability. Nejprve byl popsán vývoj vybraných ukazatelů výběrového souboru rozčleněného na ekologické a konvenční podniky za pomoci skupinového aritmetického průměru, stanoveného za jednotlivé roky zkoumaného období dle vztahu:

$$\bar{x}_{jt} = \frac{\sum_{i=1}^{n_{jt}} x_{jit}}{n_{jt}}, \quad (4.1.6)$$

kde:  $x_{jit}$ ..... $i$ -tá hodnota proměnné  $x_j$  v roce  $t$ ,  
 $n_{jt}$ .....počet pozorování proměnné  $x_j$  v čase  $t$ ,  
 $i = 1, 2, \dots, n_j$ ,  $t = 1, 2, \dots, T$ ,  $j = 1, 2, \dots, J$ .

Vývoj získaných průměrů vybraných proměnných byl zkoumán prostřednictvím indexů meziročních změn.

Deskripce proměnných, vstupujících do analyzovaných produkčních funkcí obou typů hospodaření, byla provedena pomocí aritmetického průměru ( $\bar{x}_j$ ) a směrodatné odchylky ( $s_j$ ) vybraných ukazatelů za celý rozsah výběrového souboru:

$$\bar{x}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} x_{ji}}{n_j}, \quad (4.1.7)$$

$$s_j = \sqrt{\frac{1}{(n_j - 1)} \sum_{i=1}^{n_j} (x_{ji} - \bar{x}_j)^2}, \quad (4.1.8)$$

kde:  $x_{ji}$ ..... $i$ -tá hodnota proměnné  $x_j$ ,  
 $n_j$ .....počet pozorování proměnné  $x_j$ ,  
 $i = 1, 2, \dots, n_j$ ,  $j = 1, 2, \dots, J$ . (Cihelský, 2001)

Šikmost ( $A_j$ ) a špičatost ( $B_j$ ) rozdělení hodnot zvolených proměnných byla zjišťována dle následujících vztahů:

$$A_j = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} (x_{ji} - \bar{x}_j)^3}{(n_j - 1)s_j^3}, \quad (4.1.9)$$

$$B_j = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} (x_{ji} - \bar{x}_j)^4}{(n_j - 1)s_j^4}, \quad (4.1.10)$$

kde:  $n_j$ .....počet pozorování proměnné  $x_j$ ,  
 $x_{ji}$ ..... $i$ -tá hodnota proměnné  $x_j$ ,  
 $s_j$ ..... směrodatná odchylka proměnné  $x_j$ ,  
 $i = 1, 2, \dots, n_j, j = 1, 2, \dots, J$ . (Cihelský, 2001 a Green, 2007)

Dále byla analyzována heterogenita panelových dat, jejíž opomenutí by mohlo vést ke zkreslení odhadů parametrů zkoumaných modelů. Přítomnost heterogenity byla zkoumána analýzou variance hodnot vysvětlovaných proměnných odhadovaných modelů.

Uvedená analýza byla založena na testování středních hodnot příslušné vysvětlované proměnné, odpovídající jednotlivým subjektům. Jak uvádí Jackson (2009), nulová hypotéza předpokládala shodu středních hodnot ve všech subjektech. Alternativní hypotéza vyjadřovala naopak předpoklad, že se alespoň jedna střední hodnota odlišuje od ostatních středních hodnot. Zdrojem uvedené odlišnosti mohly být nekontrolovatelné vlivy, které vyvolávají variabilitu uvnitř subjektů (heterogenita uvnitř skupiny), nebo sledované faktory, které způsobují heterogenitu mezi subjekty (mezisubjektová heterogenita).

Testování rozdílnosti bylo založeno na F-testu, jehož testovací hodnota odpovídala následujícímu vztahu:

$$F - \text{hodnota} = \frac{MS_B}{MS_W}, \quad (4.1.11)$$

$$MS_B = \frac{SS_B}{DF_B}, DF_B = K - 1, \quad (4.1.12)$$

$$MS_W = \frac{SS_W}{DF_W}, DF_W = N - K, \quad (4.1.13)$$



kde:  $K$ ..... počet subjektů,  
 $N$ ..... celkový počet pozorování,  
 $MS_B$ ...průměrný čtverec odchylek mezi subjekty (mean square between-  
groups),  
 $MS_W$ ...průměrný čtverec odchylek uvnitř subjektu (mean square within-  
groups). (Jackson, 2009)

Výpočet průměrných čtverců odchylek byl dle Jacksona (2009) založen na následujících součtech čtverců:

$$SS_B = \sum_{k=1}^K n_k (\bar{Y}_k - \bar{Y})^2, \quad (4.1.14)$$

$$SS_W = \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^{n_k} (Y_{ki} - \bar{Y}_k)^2 \quad (4.1.15)$$

kde:  $Y_{ki}$ .....  $i$ -tá hodnota vysvětlované proměnné, odpovídající  $k$ -tému subjektu,  
 $\bar{Y}$ ..... celkový průměr vysvětlované proměnné,  
 $n_k$ ..... počet pozorování vysvětlované proměnné, odpovídající  $k$ -tému  
subjektu,  
 $\bar{Y}_k$ ..... průměr vysvětlované proměnné, odpovídající  $k$ -tému subjektu,  
 $i = 1, 2, \dots, n_k, k = 1, 2, \dots, K$ .

$K$  zamítnutí nulové hypotézy o shodě středních hodnot všech subjektů dochází, dle Jacksona (2009), je-li  $F$ -hodnota na zvolené hladině významnosti ( $\alpha=5\%$ ) a při daných stupních volnosti ( $K-1, N-K$ ) vyšší než kritická hodnota.

Vymezení druhu uvedené heterogenity bylo založeno na stanovení podílu mezisubjektové variability na celkové variabilitě ( $SS_T$ ):

$$\eta^2 = \frac{SS_B}{SS_T} \quad (4.1.16)$$

$$SS_T = SS_B + SS_W \quad (4.1.17)$$

Charakteristika  $\eta^2$  vymezuje míru, v jaké je celková variabilita způsobena rozdíly mezi jednotlivými subjekty (dále v textu tzv. faremními specifiky, či časovými specifiky). (Jackson, 2009)

Heterogenita panelových dat byla analyzována dle výše uvedených vztahů ve dvou variantách:

- a) heterogenita průřezová, zkoumající variabilitu mezi sledovanými subjekty (farmami), a pro kterou hodnota  $\eta^2$  vyjadřuje míru mezifaremní heterogenity.
- b) heterogenita časová, analyzující variabilitu mezi sledovanými obdobími s  $\eta^2$ , vyjadřujícím míru heterogenity mezi obdobími.

Druh heterogenity ovlivnil volbu vhodné specifikace modelu i následnou volbu odhadové techniky. Mezifaremní heterogenitu či heterogenitu mezi obdobími lze totiž dle Hsiao (2003) zohlednit diferenciací konstant odhadovaných modelů pro jednotlivé subjekty (období) při zachování společných regresních koeficientů. V případě heterogenity faremní či heterogenity uvnitř období je však, dle Hsiao (2003), nezbytné odhadovat veškeré parametry diferencovaně pro jednotlivé subjekty (období). Pouze v případě homogenity lze předpokládat, že veškeré parametry budou pro všechny subjekty i období shodné.

Zmíněná heterogenita dat může negativně ovlivnit nestrannost odhadů parametrů regresních modelů, pozitivně však působí, jak uvádí Kennedy (2008), na multikolinearitu vysvětlujících proměnných zkoumaných modelů. Vzájemná nezávislost vysvětlujících proměnných je jedním z předpokladů metody nejmenších čtverců, jehož porušení vede ke snížení přesnosti odhadů parametrů modelu. Odhadnuté parametry sice zůstávají nestranné a vydatné, odhadová funkce je však nestabilní, tedy při opakovaných výběrech stejného rozsahu se odhadnuté parametry mohou značně lišit. Navíc odhadnuté parametry mohou vykazovat nesprávný směr působení vysvětlující proměnné či nepřijatelnou sílu zmiňovaného vlivu.

Přítomnost multikolinearity bylo možno testovat několika způsoby. Nejjednodušší metodou testování přítomnosti vzájemné závislosti vysvětlujících proměnných modelu je analýza párových korelačních koeficientů, tzv. Farrar-Glauberův test. Přítomnost multikolinearity je považována za významnou, pokud párové korelační koeficienty nabývají hodnot vyšších než 0,8, popř. 0,9. Dle Huška (1999) je však uvedené testovací pravidlo nedostatečné, vyskytují-li se v modelu více než dvě vysvětlující proměnné. V uvedené situaci může v modelu existovat silná, dokonce i perfektní multikolinearita i při nízkých hodnotách párových korelačních koeficientů.

Z důvodu výše zmíněného nedostatku metody párových korelačních koeficientů byla multikolinearita analyzována z hlediska efektů kolinearity vysvětlujících proměnných na rozptyl odhadnutých parametrů, což umožňuje VIF test (variance inflation factor test):

$$VIF_j = \left( \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2 \right) \times (X'X)^{jj} \quad (4.1.18)$$

kde:  $x_{ij}$  .....skutečná hodnota i-tého pozorování j-té proměnné,  
 $\bar{x}_j$  ..... průměrná hodnota j-té proměnné,  
 $n$  .....počet pozorování,  
 $(X'X)^{jj}$  ..j-tý diagonální prvek matice  $(X'X)^{-1}$ . Green (2008a)

Green (2008a) uvádí, že přítomnost multikolinearity identifikují hodnoty VIF, které přesahují hodnotu 20, nicméně Gujarati (2003) definuje proměnné za vysoce kolineární, přesahuje-li VIF již hodnotu 10.

#### 4.1.2 Modely panelových dat (error component models)

Přítomnost heterogenity mezi jednotlivými subjekty (tzv. mezifaremní heterogenity), detekované výše uvedenou analýzou variance, vymezila nutnost aplikace speciální konstrukce modelu i specifické odhadové techniky, neboť odhadované parametry by byly v důsledku jejího ignorování ve specifikaci modelu a aplikaci běžné metody nejmenších čtverců zkresleny. Kennedy (2008) doplňuje, že v případě existence mezifaremní heterogenity lze ponechat sklon regresní funkce pro všechny subjekty stejný, ale konstanty musí pro jednotlivé subjekty nabývat odlišných hodnot. Uvedenou skutečnost lze zohlednit tzv. error component modely:

- modelem fixních efektů, tzv. Fixed Effects Error Component Model (FE), alternativně Least Dummy Variable Model (LSDV),
- modelem náhodných efektů, tzv. Random Effects Error Component Model (RE).

Hsiao (2003) srovnává zmíněné modely a konstatuje, že při nekonečně dlouhé časové složce panelových dat, tj. při  $T \rightarrow \infty$ , jsou výsledné odhady shodné. Pokud však panelová data tvoří velký počet subjektů s krátkou časovou řadou, jako je tomu v případě použité datové základny, existují mezi výslednými odhady značné rozdíly.

Gujarati (2003) uvedené doplňuje vymezením tří rozdílných situací, které ovlivňují volbu vhodné specifikace modelu:

1. Existuje-li v panelových datech velký počet období a malý počet subjektů, jsou pravděpodobné malé rozdíly mezi odhady a jako vhodnější způsob specifikace lze z hlediska uživatelské jednoduchosti doporučit LSDV;
2. Jsou-li panelová data tvořena velkým počtem subjektů a malou délkou zkoumaného období, existuje vysoká pravděpodobnost významně odlišných odhadů. Výběr vhodné specifikace pak Gujarati (2003) podmiňuje způsobem získání panelových dat. Byla-li získána náhodným výběrem, doporučuje se model náhodných efektů, v opačném případě model fixních efektů.
3. Je-li náhodná složka, reprezentující faremní specifika, korelována s alespoň jednou vysvětlující proměnnou, pozbývá odhad modelu náhodných efektů nestrannost a je tedy vhodné použít model fixních efektů.

Kennedy (2008) doplňuje, že při splnění všech předpokladů poskytuje model náhodných efektů při vysokém počtu subjektů a krátkém časovém období vydatnější odhad než model fixních efektů.

#### 4.1.2.1 Model fixních efektů

Model fixních efektů vychází z předpokladu korelace faremních specifík a vysvětlujících proměnných modelu. FE model umožňuje vyjádřit faremní specifika pomocí diferenciací konstant na jednotlivé subjekty, proto jej lze obecně vyjádřit následující funkcí:

$$y_{kt} = \alpha_k + \sum_{j=1}^J \beta_j x_{jkt} + e_{kt}, \quad (4.1.19)$$

- kde:  $\alpha_k$ .....konstanta, odpovídající k-tému subjektu,  
 $\beta_j$ ..... parametr, odpovídající j-té proměnné,  
 $x_{jkt}$ ..... hodnota j-té vysvětlující proměnné modelu, odpovídající k-tému subjektu a času t,  
 $y_{kt}$ .....hodnota vysvětlované proměnné modelu, odpovídající k-tému subjektu a času t,  
 $e_{kt}$ .....náhodná složka modelu s  $E[e_{kt}] = 0$ ,  $\text{Var}[e_{kt}] = \sigma_e^2$ ,  
 $k = 1, 2, \dots, K$ ,  $t = 1, 2, \dots, T$ ,  $j = 1, 2, \dots, J$ . (Hsiao, 2003)

Faremně specifické konstanty jsou v modelu fixních efektů modelovány pomocí dummy proměnných jednotlivých subjektů, proto rovněž označení LSDV:

$$y = X\beta + D\alpha + e, \quad (4.1.20)$$

kde:  $y$ ..... vektor hodnot vysvětlované proměnné o rozměru  $[N \times 1]$ ,  
 $X$ ..... matice vysvětlujících proměnných o rozměru  $[N \times j]$ ,  
 $D$ ..... matice dummy proměnných o rozměru  $[N \times K]$ ,  
 $e$ ..... vektor náhodné složky o rozměru  $[N \times 1]$ ,  
 $\beta$ ..... vektor strukturálních parametrů o rozměru  $[j \times 1]$ ,  
 $\alpha$ ..... vektor konstant o rozměru  $[K \times 1]$ ,  
 $N$ ..... celkový počet pozorování,  
 $K$ ..... počet subjektů,  
 $J$ ..... počet vysvětlujících proměnných. (Green, 2008a)

Dle Hsiao (2003) lze model fixních efektů odhadovat běžnou metodou nejmenších čtverců (OLS), jejímž výsledkem je, při splnění výše uvedených předpokladů o náhodné složce, nejlepší lineární nestranný odhad (BLUE).

Odhadovou funkci OLS pro panelová data s rozsáhlým počtem subjektů uvádí Green (2008a):

$$\hat{\beta} = [X'M_D X]^{-1} [X'M_D y], \quad (4.1.21)$$

$$M_D = I - D(D'D)^{-1} D', \quad (4.1.22)$$

kde:  $I$ ..... jednotková matice.

Matice  $M_D$  slouží v uvedeném odhadu k transformaci dat následujícím způsobem:

$$\begin{aligned} M_D y &: y_{kt} - \bar{y}_k, \\ M_D X &: x_{jkt} - \bar{x}_{jk}, \end{aligned} \quad (4.1.23)$$

kde:  $\bar{y}_k$  ..... skupinový průměr vysvětlované proměnné k-tého subjektu,  
 $\bar{x}_{jk}$  ..... skupinový průměr j-té vysvětlující proměnné k-tého subjektu.

Odhad konstant je poté proveden pomocí vztahu:

$$\hat{\alpha} = [D'D]^{-1} D'(y - X\hat{\beta}). \quad (4.1.24)$$

Kvalitu získaných odhadů lze testovat běžnou statistickou indukcí, proto statistická významnost odhadnutých parametrů modelu fixních efektů byla testována standardně t-testem s následující kvantifikací testovacích t-hodnot:

$$\begin{aligned} t_j &= \hat{\beta}_j / s_{\beta_j}, \\ t_k &= \hat{\alpha}_k / s_{\alpha_k}, \end{aligned} \quad (4.1.25)$$

kde:  $s_{\beta_j}$ ..... standardní chyba odhadu parametru proměnné  $x_j$ ,  
 $s_{\alpha_k}$ ..... standardní chyba odhadu parametru k-té dummy proměnné.

Zmíněné standardní chyby odhadů byly získány dle Greena (2008a) z následujících vztahů:

$$s_{\beta_j} = \sqrt{s^2 [X'M_D X]^{jj}}, \quad (4.1.26)$$

$$s_{\alpha_k} = \sqrt{\frac{s^2}{T} + \bar{x}'_k s_{\beta_j} \bar{x}_k}, \quad (4.1.27)$$

kde:  $[X'M_D X]^{jj}$  ..... j-tý diagonální prvek kovariační matice  $[X'M_D X]^{-1}$ ,  
 $s^2$  ..... reziduální rozptyl stanovený dle vztahu:

$$s^2 = \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{t=1}^{T_k} e_{kt}^2}{N - K - J}. \quad (4.1.28)$$

Na základě t-testu lze odhadnuté parametry považovat za statisticky významné, je-li t-hodnota vyšší než kritická hodnota na zvolené hladině významnosti ( $\alpha=5\%$ ) a s daným počtem stupňů volnosti (N-J).

Shoda odhadnutého modelu fixních efektů s empirickými daty byla zjišťována pomocí koeficientu vícenásobné determinace, stanoveného dle běžného vztahu:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{t=1}^{T_k} (y_{kt} - \hat{\beta}' x_{kt} - \hat{\alpha}_k)^2}{\sum_{k=1}^K \sum_{t=1}^{T_k} (y_{kt} - \bar{y})^2}. \quad (4.1.29)$$

Statistická významnost modelu jako celku, měřená právě koeficientem vícenásobné determinace, byla testována F-testem, jehož testovací F-hodnotu kvantifikuje Hušek (1999) následovně:

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \frac{N - J}{J - 1}. \quad (4.1.30)$$

Dle Huška (1999) je nulová hypotéza o statistické nevýznamnosti koeficientu vícenásobné determinace F-testem zamítnuta, je-li F-hodnota vyšší než tabulková hodnota F-testu na zvolené hladině významnosti ( $\alpha=5\%$ ) a při daných stupních volnosti (J-1, N-J). Shodu odhadnutého modelu s daty lze v uvedeném případě považovat za statisticky významnou, tzn. že vysvětlující proměnné významně ovlivňují proměnnou vysvětlovanou.

Green (2008a) však poukazuje na nedostatek koeficientu vícenásobné determinace, kterým je nemožnost snížení hodnoty  $R^2$  při zvýšení počtu vysvětlujících proměnných. Proto navrhuje využívat rovněž korigovaný koeficient

vícenásobné determinace s korekcí dle počtu stupňů volnosti. Testování shody odhadnutých modelů s daty bylo tedy rovněž doplněno korigovaným  $R^2$ , stanoveným dle vztahu:

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{N-1}{N-J} (1 - R^2). \quad (4.1.31)$$

#### 4.1.2.2 Model náhodných efektů

Model náhodných efektů je 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 ( $v_{kt}$ ) rozdělit na dvě části:

- $u_k$ ... reprezentující v čase neměnná faremní specifika;
- $e_{kt}$ ... odpovídající dle Huška (1999) chybám měření, opomenutým či nekvantifikovatelným faktorům a chybám v důsledku zjednodušení analytického tvaru odhadované funkce.

Model náhodných efektů lze tedy formálně zapsat následujícími vztahy:

$$y_{kt} = \alpha + \sum_{j=1}^J \beta_j x_{jkt} + v_{kt}, \quad (4.1.32)$$

$$v_{kt} = u_k + e_{kt}, \quad (4.1.33)$$

kde:  $y_{kt}$ ..... teoretická hodnota vysvětlované proměnné k-tého subjektu v čase  $t$ ,  
 $x_{jkt}$ ..... skutečná hodnota vysvětlující proměnné  $x_j$  k-tého subjektu v čase  $t$ ,  
 $k = 1, 2, \dots, K, t = 1, 2, \dots, T, j = 1, 2, \dots, J$ .

Pro obě části náhodné složky lze vymezit několik předpokladů BLUE odhadu:

- nulová střední hodnota  $E[u_k] = E[e_{kt}] = 0$ ;
- exogenita  $E[u_k|X] = E[e_{kt}|X] = 0$ ;
- homoskedasticita  $E[u_k^2|X] = \sigma_u^2$  a  $E[e_{kt}^2|X] = \sigma_e^2$ ,
- sériová nezávislost mezi subjekty a mezi obdobími  $E[u_k e_{kt}|X] = 0$ ,  
 $E[e_{kt} e_{js}|X] = 0$  pro  $t \neq s$ , nebo  $k \neq j$  a  $E[u_k u_j|X] = 0$  pro  $k \neq j$ . (Hsiao, 2003)

Za podmínky splnění výše uvedených předpokladů je střední hodnota náhodné složky odhadované funkce  $E[v_{kt}] = 0$  a její rozptyl je konstantní:

$$\text{var}(v_{kt}) = \sigma_e^2 + \sigma_u^2, \quad (4.1.34)$$

kde:  $\sigma_e^2, \sigma_u^2$  ..... rozptyly částí náhodných složek.

Předpoklad homoskedasticity náhodné složky je tedy naplněn. Hodnoty náhodné složky odhadovaného modelu, jak uvádí Gujarati (2003), ale nejsou nezávislé v čase. Hsiao (2003) zmíněnou korelaci zdůvodňuje tím, že náhodná složka modelu obsahuje v různých obdobích stejnou hodnotu faremního specifika určitého subjektu.

Z důvodu zmíněné konstantní sériové korelace nelze model náhodných efektů odhadovat běžnou metodou nejmenších čtverců, proto byl model odhadován dle doporučení ekonometrické literatury (např. Green (2008a), Wooldridge (2002), Hsiao (2003)) 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:

$$\theta_k = 1 - \frac{\sigma_e}{\sqrt{\sigma_e^2 + T_k \sigma_u^2}}, \quad (4.1.35)$$

kde:  $T_k$ ..... počet období u k-tého subjektu.

Odhadová funkce zobecněné metody nejmenších čtverců nabývá následující podoby:

$$\hat{\beta} = \left( \sum_{k=1}^K X_k' V_k^{-1} X_k \right)^{-1} \left( \sum_{k=1}^K X_k' V_k^{-1} y_k \right), \quad (4.1.36)$$

$$V_k = \sigma_e^2 I_{T_k} + \sigma_u^2 i_{T_k} i_{T_k}', \quad (4.1.37)$$

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.

Výše uvedená variačně-kovariační matice poté závisí, dle Wooldridge (2002), pouze na dvou parametrech -  $\sigma_e^2$  a  $\sigma_u^2$ , přičemž korelace náhodné složky je v čase konstantní a pro jednotlivé subjekty identická:

$$\text{Corr}[v_{kt}, v_{ks}] = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_e^2} \geq 0, s \neq t. \quad (4.1.38)$$

Dle Wooldridge (2002) lze zmíněnou míru korelace využít jako měřítko relativní významnosti faremních specifík  $u_k$ , protože kvantifikuje podíl mezifaremní variability na celkové variabilitě náhodné složky modelu.

Rozptyly částí náhodné složky používané při odhadu parametrů zkoumaného modelu nebyly známy, proto je bylo nutné nejprve odhadnout. Dle Greena (2008a) byly k jejich odhadu použity metoda fixních efektů (LSDV) a běžná metoda



nejmenších čtverců (OLS), aplikované na výše uvedený model. Rozptyly částí náhodných složek byly poté stanoveny jako:

$$\hat{\sigma}_e^2 = \sum_k \sum_t e_{LSDV,kt}^2 / N, \quad (4.1.39)$$

$$\hat{\sigma}_u^2 = \sum_k \sum_t e_{OLS,kt}^2 / N - \sum_k \sum_t e_{LSDV,kt}^2 / N, \quad (4.1.40)$$

kde:  $e_{LSDV,kt}$ .....reziduum LSDV odhadu,  
 $e_{OLS,kt}$ .....reziduum OLS odhadu,  
 $N$ ..... počet pozorování (KxT),  
 $k = 1, 2, \dots, K, t = 1, 2, \dots, T$ .

Kvalita získaných odhadů modelu náhodných efektů byla testována standardními statistickými postupy. Statistická významnost odhadnutých parametrů a shoda odhadnutého modelu s empirickými daty byly testovány postupy uvedenými v podkapitole věnované modelu fixních efektů (podkapitola č. 4.1.2.1).

Správnost specifikace modelu byla testována dvěma postupy:

- a) konstrukce modelu, zohledňující faremní specifika, byla testována pomocí Baltagi-Li Lagrange Multiplier testu;
- b) zahrnutí faremních specifik do náhodné složky bylo testováno Hausmanovým testem.

Baltagi-Li modifikovaný Lagrange multiplier test umožnil testovat adekvátnost RE modelu oproti modelu, který předpokládá shodnou výši nejen parametrů, ale i konstant pro všechny zkoumané subjekty. Uvedený test byl založen na vymezení následující nulové a alternativní hypotézy a kvantifikaci LMBL statistiky (Green, 2008a):

$$\begin{aligned}
 H_0: \sigma_u^2 &= 0, \\
 H_A: \sigma_u^2 &\neq 0, \\
 LMBL &= \frac{\frac{1}{2} K^2 \left( \sum_{k=1}^K K / T_k \right)^2}{\sum_{k=1}^K (1 / T_k^2) - K \sum_{k=1}^K (1 / T_k)} \quad (4.1.41)
 \end{aligned}$$

Dle Greena (2008a), je-li LMBL statistika větší než tabulková hodnota  $\chi^2$  na zvolené hladině významnosti ( $\alpha=5\%$ ) s jedním stupněm volnosti, je klasický regresní model s jednou konstantou společnou pro všechny subjekty nevhodný.

Nulová hypotéza je tedy zamítnuta a využití modelu náhodných efektů je považováno za adekvátní.

Zahrnutí faremních specifíků do náhodné složky bylo testováno Hausmanovým testem, založeným na testování korelace mezi faremními specifíky a ostatními vysvětlujícími proměnnými modelu. Podstatu Hausmanova testu popisuje Green (2008a). Pokud neexistuje korelace mezi faremními specifíky a vysvětlujícími proměnnými modelu ( $H_0$ ), odhady modelu fixních efektů OLS a zobecněnou metodou nejmenších čtverců jsou konzistentní, ale odhad OLS není na rozdíl od zobecněné metody vydatný. Existuje-li korelace ( $H_A$ ), odhad zobecněnou metodou nejmenších čtverců není, na rozdíl od OLS odhadu, konzistentní. Nulová hypotéza tedy vymezuje jako vhodnější metodu náhodných efektů, zatímco alternativní hypotéza preferuje metodu fixních efektů.

Dle Wooldridge (2003) lze testovací Hausmanovu statistiku vyčíslit následujícím vztahem:

$$H = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' [Var(\hat{\beta}_{FE}) - Var(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}), \quad (4.1.42)$$

kde:  $\hat{\beta}_{FE}$  ....odhad parametrů modelu fixních efektů,

$\hat{\beta}_{RE}$  ....odhad parametrů modelu náhodných efektů,

Var(...).odhad kovariační matice.

Je-li Hausmanova statistika vyšší než kritická hodnota  $\chi^2$  na zvolené hladině významnosti ( $\alpha=5\%$ ) a při daných stupních volnosti ( $J-1$ ), je nulová hypotéza zamítnuta a zkoumané vztahy je vhodné specifikovat modelem fixních efektů.

### 4.1.3 Verifikace předpokladů modelu

Metoda nejmenších čtverců, jež je základem pro odhad výše popsaných modelů, poskytuje BLUE odhad pouze při splnění výše vymezených předpokladů o vlastnostech náhodné složky. Naplnění uvedených předpokladů bylo testováno následujícími testy:

- Jarque-Bera test normality rozdělení náhodné složky,
- Godfrey Lagrange Multiplier test sériové korelace náhodné složky,
- Baltagi-Li Joint Lagrange Multiplier test homoskedasticity a sériové korelace náhodné složky,
- Breusch-Pagan test homoskedasticity náhodné složky,
- Wooldridge test sériové korelace náhodné složky.

Normalita rozdělení reziduí odhadnutých funkcí, spojující předpoklad nulové střední hodnoty náhodné složky, nepřítomnosti sériové korelace a homoskedasticity a podmiňující testování hypotéz malých výběrových souborů (dle Gujaratiho (2003) výběrových souborů, které obsahují méně než 100 pozorování), byla u výběrového souboru ekologických podniků testována Jarque-Bera testem s Bowman-Shentonovou  $\chi^2$  statistikou, jejíž testovací hodnota byla stanovena dle následujícího vztahu:

$$\chi_j^2[2] = n_j \left[ \frac{\alpha_j^2}{6} + \frac{(\beta_j - 3)^2}{24} \right] \quad (4.1.43)$$

K zamítnutí nulové hypotézy o normalitě rozdělení dle Gujaratiho (2003) dochází, je-li  $\chi^2_{[2]}$  větší než kritická hodnota  $\chi^2$  na zvolené hladině významnosti ( $\alpha=5\%$ ).

U všech odhadů bylo rozdělení náhodných složek zkoumáno neparametrickým způsobem pomocí funkce Kernelovy hustoty pravděpodobnosti rozdělení náhodné složky stanovené dle vztahu:

$$f(z_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h} K \left[ \frac{e_i}{h} \right], \quad (4.1.44)$$

$$h = \frac{0,9Q}{n^2}, Q = \min(\sigma, Var / 1,5), \quad (4.1.45)$$

kde:  $n$ ..... počet reziduí,  
 $e_i$ ..... $i$ -tá hodnota náhodné složky,  
 $K[.]$ ....Kernelova funkce. (Green, 2007)

Dále byl testován předpoklad vzájemné nezávislosti náhodných složek v jednotlivých pozorováních, jehož porušení by omezilo vydatnost odhadnutých parametrů zkoumaných modelů. Green (2008a) navrhuje testovat autokorelaci Godfrey LM testem, ve kterém je testovací statistika stanovena následujícím vztahem:

$$LM = \left( \frac{KN^2}{N-K} \right) \left( \frac{\sum_{k=1}^K \sum_{t=2}^T e_{kt} e_{k,t-1}}{\sum_{k=1}^K \sum_{t=1}^T e_{kt}^2} \right)^2. \quad (4.1.46)$$

Za předpokladu normálního rozdělení náhodné složky je nulová hypotéza o nepřítomnosti autokorelace 1. řádu zamítána, je-li LM-hodnota vyšší než kritická hodnota  $\chi^2$  na zvolené hladině významnosti ( $\alpha=5\%$ ) a při jednom stupni volnosti.

Green (2008a) však rovněž uvádí, že vypovídající schopnost Godfrey LM testu může být snížena při využití modelu náhodných efektů, proto je v uvedeném případě použita modifikace Lagrange Multiplier testu, provedená Baltagim a Liem (1995). Zmíněný Joint LM test souhrnně testuje nepřítomnost sériové korelace a homoskedasticitu. Test je založen na předpokladu normálního rozdělení části náhodné složky RE modelu, reprezentující faremní specifika s rozptylem:

$$Var(u_k) = h(z_k' \alpha), \quad (4.1.47)$$

kde:  $h(\dots)$ ... libovolná pozitivně diferencní funkce,

$\alpha$ ..... vektor parametrů o rozměru  $[p \times 1]$ ,

$z_k$ ..... vektor exogenních regresorů, které determinují heteroskedasticitu faremních specifík, o rozměru  $[p \times 1]$ .

Baltagi a Li (1995) dále předpokládají stacionární autoregresi běžné části náhodné složky:

$$e_{kt} = \rho e_{k,t-1} + \varepsilon_{kt}, \quad (4.1.48)$$

kde:  $|\rho| < 1$  a  $\varepsilon_{kt} \sim \text{IIN}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ .

Dle Baltagiho et al. (2008) první prvek vektoru  $z_k$  nabývá hodnoty jedna, proto:

$$h(\alpha_1) = \sigma_u^2. \quad (4.1.49)$$

Poté lze nulovou hypotézu o homoskedasticitě a sériové nezávislosti konstruovat jako  $H_0 : \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_p = 0$  a  $\rho = 0$  a testovat následující LMBL<sub>J</sub> statistikou, založenou na odhadu modelu náhodných efektů metodou maximální věrohodnosti:

$$LMBL_J = \frac{1}{2} f' Z(Z'Z)^{-1} Z'f + \frac{\left(\frac{N}{K}\right)^2}{\left(\frac{N}{K}\right)^2 C_{pp} - 2\left(\frac{N-K}{K}\right)} \tilde{D}(\rho)^2, \quad (4.1.50)$$

$$f_k = \left[ \frac{\left( \sum_{t=1}^T \tilde{v}_{kt} \right)^2}{\frac{N}{K} \tilde{\sigma}_1^2} \right] - 1, \quad (4.1.51)$$

$$\tilde{v}_{kt} = y_{kt} - \sum_{j=1}^J x_{jkt} \hat{\beta}_{j,MLE}, \quad (4.1.52)$$

$$\sigma_1^2 = \frac{\tilde{v}'(I_K \otimes \bar{J}_T)\tilde{v}}{K}, \quad (4.1.53)$$

$$C_{pp} = K \left[ 2a^2 \left( \frac{N}{K} - 1 \right)^2 + 2a \left( 2 \frac{N}{K} - 3 \right) + \frac{N}{K} - 1 \right], \quad (4.1.54)$$

$$a = \frac{\tilde{\sigma}_\varepsilon^2 - \tilde{\sigma}_1^2}{\frac{N}{K} \sigma_1^2}, \quad (4.1.55)$$

$$\tilde{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{\tilde{v}'(I_K \otimes E_T)\tilde{v}}{N - K}, \quad (4.1.56)$$

$$\tilde{D}(\rho) = (N - K) \frac{\tilde{\sigma}_1^2 - \tilde{\sigma}_\varepsilon^2}{\tilde{\sigma}_1^2} + \frac{\tilde{\sigma}_\varepsilon^2}{2} \tilde{v}' \left[ I_T \left( \frac{\bar{J}_T}{\tilde{\sigma}_1^2} + \frac{E_T}{\tilde{\sigma}_\varepsilon^2} \right) G \left( \frac{\bar{J}_T}{\tilde{\sigma}_1^2} + \frac{E_T}{\tilde{\sigma}_\varepsilon^2} \right) \right] \tilde{v}, \quad (4.1.57)$$

$$\bar{J}_T = \frac{i_T i_T'}{N/K}, E_T = I_T - \bar{J}_T, \quad (4.1.58)$$

kde:  $I_K$ .....jednotková matice řádu K,  
 $I_T$ .....jednotková matice řádu T,  
 $i_T$ ..... sloupcový jednotkový vektor rozměru  $[T \times 1]$ .

Dle Baltagiho et al. (2008) je výše uvedená nulová hypotéza zamítnuta, je-li  $LMBL_J$  statistika vyšší než kritická hodnota  $\chi^2$  na zvolené hladině významnosti ( $\alpha=5\%$ ) a při daném počtu stupňů volnosti ( $p$ ).

$LMBL_J$  test neumožňuje rozlišit, zda důvodem zamítnutí nulové hypotézy je přítomnost heteroskedasticity, či přítomnost sériové korelace. Proto byl uvedený test doplněn testem autokorelace běžné části náhodné složky, založeném na metodice Wooldridge (2003), a testem skupinové heteroskedasticity.

Wooldridgův test autokorelace vychází dle Drukera (2003) z OLS odhadu funkce prvních diferencí:

$$y_{kt} - y_{k,t-1} = (X_{kt} - X_{k,t-1})\beta + e_{kt} - e_{k,t-1}, \quad (4.1.59)$$

Z uvedeného odhadu byly vyčísleny teoretické hodnoty reziduí  $\hat{e}_{kt}$ . Wooldridge (2003) dále předpokládá, že není-li v modelu přítomná sériová korelace, nabývá  $\text{Corr}(\hat{e}_{kt}, \hat{e}_{k,t-1})$  hodnoty (-0,5).

Samotný test sériové korelace je založen na odhadu funkce náhodných složek:

$$\hat{e}_{kt} = \hat{\rho}_1 \hat{e}_{k,t-1} + \varepsilon_{kt}, \quad (4.1.60)$$

kde:  $\hat{e}_{kt}$  ..... teoretické hodnoty reziduí k-tého subjektu v čase t,  
 $\hat{\rho}_1$  ..... odhadovaná hodnota koeficientu autokorelace prvního řádu,  
 $\varepsilon_{kt}$  ..... náhodná složka k-tého subjektu v čase t,  
 $t = 3, 4, \dots, T; k = 1, 2, \dots, K$ .

Testovacím kritériem je odhadovaná hodnota  $\hat{\rho}_1$ , jejíž statistická významnost je testovaná t-testem. Wooldridge (2003) podmiňuje existenci sériové korelace statistickou významností odhadu  $\hat{\rho}_1$ .

Test skupinové heteroskedasticity vychází z Breusch-Paganova LM testu používaného pro testování homoskedasticity náhodné složky. Uvedený test předpokládá, že heteroskedasticita vzniká v modelu náhodných efektů s nevyváženou panelovou datovou základnou z důvodu rozdílnosti délky období, za která jsou k dispozici data od jednotlivých subjektů, či z důvodu variability rozptylu běžné části náhodné složky mezi jednotlivými subjekty. Přítomnost skupinové heteroskedasticity byla testována dle  $LMBP_G$  statistiky, kterou kvantifikuje Green (2008a) následovně:

$$LMBP_G = \frac{1}{2} \sum_{g=2}^G n_g \left( \frac{\hat{\sigma}_g^2}{\hat{\sigma}^2} - 1 \right)^2, \quad (4.1.61)$$

$$\hat{\sigma}_g^2 = \frac{e_g' e_g}{n_g}, \quad (4.1.62)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{e' e}{N}, \quad (4.1.63)$$

kde:  $G$ ..... počet skupin,  
 $e_g$ ..... vektor náhodné složky  $g$ -té skupiny [ $g \times 1$ ],  
 $\hat{\sigma}_g^2$  ..... rozptyl náhodné složky  $g$ -té skupiny,  
 $n_g$ ..... počet pozorování ve  $g$ -té skupině,  
 $g = 1, 2, \dots, G$ .

V uvedeném testu je nulová hypotéza o homoskedasticitě zamítnuta, pokud je vyčíslená hodnota  $LMBP_G$  vyšší než kritická hodnota  $\chi^2$  na zvolené hladině významnosti ( $\alpha=5\%$ ) a při daném počtu stupňů volnosti ( $G-1$ ).

V případě výskytu skupinové heteroskedasticity byl koeficient  $\theta_k$ , používaný pro transformaci proměnných, upraven do následujícího tvaru (viz Green (2007)):

$$\theta_{k,g} = 1 - \frac{\sigma_{e,g}}{\sigma_{k,g}}, \quad (4.1.64)$$

$$\sigma_{k,g}^2 = \sigma_{e,g}^2 + T_k \sigma_u^2. \quad (4.1.65)$$

Uvedenou transformací byla zabezpečena vydatnost odhadnutých parametrů.

Případný výskyt autokorelace prvního řádu, detekovaný výše uvedenými testy, byl zohledňován v odhadovaných modelech pomocí Prais-Winstenovy transformace:

$$y_{k1}^* = (1 - \rho^2)^{1/2} y_{k1}, x_{k1}^* = (1 - \rho^2)^{1/2} x_{k1}, \quad (4.1.66)$$

$$y_{kt}^* = y_{kt} - \rho y_{k,t-1}, x_{kt}^* = x_{kt} - \rho x_{k,t-1},$$

$$r = \frac{\frac{\sum_{k=1}^K \sum_{t=2}^{T_k} e_{kt} e_{k,t-1}}{\sum_{k=1}^K T_k - 1}}{\frac{\sum_{k=1}^K \sum_{t=2}^{T_k} e_{kt}^2}{\sum_{k=1}^K (T_k - 1) - J}}, \quad (4.1.67)$$

kde:  $r$ ..... odhad  $\rho$ , nahrazující  $\rho$  ve vztahu 4.1.66. (Green, 2007)

Hušek (1999) poukazuje na možnost použít odhad koeficientu autokorelace prvního řádu  $k$  testování autokorelace, založeném na obdobném principu jako Durbin-Watsonův test, s nulovou hypotézou:  $r = 0$ . Dle Huška (1999), je-li  $|r| \geq 0,3$ , provedení výše uvedené transformace vede ke zlepšení vydatnosti odhadnutých parametrů. V opačném případě nemusí být zmíněnou transformací vydatnost zlepšena.

V modelu fixních efektů byla homoskedasticita náhodné složky testována Breusch-Paganovým testem. Uvedený test je založen na předpokladu, že rozptyl náhodné složky lze popsat následující funkcí:

$$\sigma_i^2 = f(\alpha_0 + \alpha_1 z_{i1} + \dots + \alpha_m z_{mi}), \quad (4.1.68)$$

kde:  $\sigma_i^2$ ..... rozptyl náhodné složky,

$z_m$ ..... nenáhodné proměnné korespondující s vysvětlujícími proměnnými testovaného modelu,

$\alpha_0$ ..... konstanta,

$\alpha_m$ ..... parametry funkce nenáhodných proměnných  $z$ ,

$i = 1, 2, \dots, n, m = 1, 2, \dots, m$ . (Gujarati, 2003).

Green (2008a) podmiňuje homoskedasticitu modelu rovností rozptylu náhodné složky a konstanty výše uvedené funkce, tj.  $\sigma_i^2 = \alpha_0$ . Rozptyl náhodné složky je tedy konstantní, jsou-li ostatní parametry funkce nenáhodných proměnných „ $z$ “ nulové.

Test vychází z odhadu lineárního regresního modelu:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_j x_{ji} + e_i, \quad (4.1.69)$$

kde:  $Y_i$ .... i-tá hodnota vysvětlované proměnné modelu,  
 $x_{ji}$ .... i-tá hodnota vysvětlující proměnné  $x_j$  modelu,  
 $\beta_j$ .... regresní parametry,  
 $e_i$ .... i-tá náhodná složka modelu,  
 $i = 1, 2, \dots, n, j = 1, 2, \dots, J$ .

Z hodnot náhodné složky je dále stanoven rozptyl:

$$\tilde{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n}. \quad (4.1.70)$$

Pomocí uvedeného rozptylu je vyjádřena proměnná „ $p$ “:

$$p_i = \frac{e_i^2}{\tilde{\sigma}^2}. \quad (4.1.71)$$

Výsledná LMBP statistika je stanovena jako:

$$LMBP = \frac{1}{2} [p'Z(Z'Z)^{-1}Z'p], \quad (4.1.72)$$

kde:  $Z$ ..... matice pozorování nenáhodných proměnných  $z$  a jednotkového vektoru o rozměru  $[n \times (J+1)]$ ,  
 $p$ ..... vektor proměnné  $p$  o rozměru  $[1 \times n]$ .

Gujarati (2003) vychází z předpokladu normality rozdělení náhodné složky a porovnává  $LMBP$  statistiku s kritickými hodnotami  $\chi^2$ . Pokud převyší  $LMBP$  statistika kritickou hodnotu  $\chi^2$  na zvolené hladině významnosti ( $\alpha=5\%$ ) s daným počtem stupňů volnosti ( $J$ ), je nulová hypotéza o homoskedasticitě náhodných složek zamítnuta.

Případný výskyt heteroskedasticity byl v modelu fixních efektů řešen pomocí transformace proměnných modelu do podoby odchylek od průměru ( $X^*$ ) s následným odhadem Whitovy konzistentní kovariační matice dle následujícího vztahu:

$$Est.Asy.Var[\hat{\beta}, \hat{\alpha}] = (Z'Z)^{-1}Z'E^2Z(Z'Z)^{-1}, \quad (4.1.73)$$

kde:  $Z$ .....matice vysvětlujících proměnných  $Z=[X^*,D]$ ,  
 $E^2$ .....diagonální matice reziduí z LSDV odhadu.

Výše uvedené odhady produkčních funkcí i statistická deskripce a verifikace byly provedeny ekonometrickým softwarem LIMDEP, verze 9.0. Ke grafickému znázornění produkční funkce byl využit software PCGive, verze 5.0.



#### 4.1.4 Aplikace produkční funkce

Odhadnuté produkční funkce byly využity pro charakteristiku produkčního procesu ekologického zemědělství. Sdružená produkční funkce umožnila přímou kvantifikaci vlivu ekologického způsobu hospodaření na produkci farmy. Oddělené produkční funkce byly využity k evaluaci diferencí v působení základních produkčních faktorů v ekologickém a konvenčním způsobu hospodaření. Z oddělených produkčních funkcí byly rovněž konstruovány funkce mezních a průměrných produkcí a odvozovány izoprodukční funkce.

Konstrukce izokvant byla v případě Cobb-Douglasovy dvoufaktorové produkční funkce založena na postupu, který uvádí Varian (1992):

$$\begin{aligned}
 y &= \alpha x_1^{\beta_1} x_2^{\beta_2}, \\
 x_1 &= y^{\frac{1}{\beta_1}} \alpha^{-\frac{1}{\beta_1}} x_2^{-\frac{\beta_2}{\beta_1}}, \\
 x_2 &= y^{\frac{1}{\beta_2}} \alpha^{-\frac{1}{\beta_2}} x_1^{-\frac{\beta_1}{\beta_2}}.
 \end{aligned}
 \tag{4.1.74}$$

Izoprodukční funkce umožnily rovněž odvození mezních měr technické substituce (*MMT*) a pružností substituce (*E<sub>S</sub>*), které vyjadřují vztahy mezi výrobními faktory:

$$MMT_{2 \rightarrow 1} = \frac{\partial x_2}{\partial x_1}, \quad MMT_{1 \rightarrow 2} = \frac{\partial x_1}{\partial x_2},
 \tag{4.1.75}$$

$$E_S_{2 \rightarrow 1} = \frac{\partial x_2}{\partial x_1} \frac{x_1}{x_2}, \quad E_S_{1 \rightarrow 2} = \frac{\partial x_1}{\partial x_2} \frac{x_2}{x_1}.
 \tag{4.1.76}$$

Na závěr byly z produkčních funkcí odvozeny podmíněné poptávky po výrobních faktorech, umožňující stanovit optimální množství výrobních faktorů, minimalizující náklady na předem definované množství produkce při daných cenách vstupů.

Odvození podmíněných poptávek bylo založeno na řešení optimalizačního problému minimalizace nákladů, za předpokladu konkrétní výrobní technologie dané produkční funkcí:

$$\begin{aligned}
 C(w, y) &= \min_{x_1, x_2} w_1 x_1 + w_2 x_2, \\
 s.t. y &= (\alpha + \varphi) x_1^{\beta_1} x_2^{\beta_2},
 \end{aligned}
 \tag{4.1.77}$$

kde:  $w_1$ ..... cena výrobního faktoru  $x_1$ ,  
 $w_2$ ..... cena výrobního faktoru  $x_2$ ,  
 $\varphi$ ..... konstantní vliv dalších faktorů.

Uvedená vázaná minimalizace byla řešena Lagrangeovou metodou, která omezení vyjádřené ve formě implicitní funkce spojuje s cílovou funkcí do tzv. lagrangiánu:

$$L(\lambda, x_1, x_2) = w_1 x_1 + w_2 x_2 + \lambda(y - (\alpha + \varphi)x_1^{\beta_1} x_2^{\beta_2}) \quad (4.1.78)$$

Nutnými podmínkami minimalizace byly nulové parciální derivace výše uvedených proměnných lagrangiánu:

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial x_1} &= w_1 - \lambda(\alpha + \varphi)\beta_1 x_1^{\beta_1-1} x_2^{\beta_2} = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial x_2} &= w_2 - \lambda(\alpha + \varphi)\beta_2 x_1^{\beta_1} x_2^{\beta_2-1} = 0 \\ \frac{\partial L}{\partial \lambda} &= y - (\alpha + \varphi)x_1^{\beta_1} x_2^{\beta_2} = 0 \end{aligned} \quad (4.1.79)$$

Řešením soustavy rovnic 4.1.79 byly odvozeny podmíněné poptávkové funkce po výrobních faktorech, které minimalizují výše uvedenou nákladovou funkci a vyhovují omezení, které je dáno produkční funkcí:

$$\begin{aligned} x_1(w_1, w_2, y) &= (\alpha + \varphi)^{\frac{-1}{\beta_1 + \beta_2}} \left( \frac{\beta_1}{\beta_2} \right)^{\frac{\beta_2}{\beta_1 + \beta_2}} \frac{1}{y^{\beta_1 + \beta_2}} w_1^{\frac{-\beta_2}{\beta_1 + \beta_2}} w_2^{\frac{\beta_2}{\beta_1 + \beta_2}} \\ x_2(w_1, w_2, y) &= (\alpha + \varphi)^{\frac{-1}{\beta_1 + \beta_2}} \left( \frac{\beta_2}{\beta_1} \right)^{\frac{\beta_1}{\beta_1 + \beta_2}} \frac{1}{y^{\beta_1 + \beta_2}} w_1^{\frac{\beta_1}{\beta_1 + \beta_2}} w_2^{\frac{-\beta_1}{\beta_1 + \beta_2}} \end{aligned} \quad (4.1.80)$$

Dosažením podmíněných poptávkových funkcí do vztahu 4.1.77 byla získána nákladová funkce:

$$C(w_1, w_2, y) = (\alpha + \varphi)^{\frac{-1}{\beta_1 + \beta_2}} \left[ \left( \frac{\beta_1}{\beta_2} \right)^{\frac{\beta_2}{\beta_1 + \beta_2}} + \left( \frac{\beta_2}{\beta_1} \right)^{\frac{\beta_1}{\beta_1 + \beta_2}} \right] w_1^{\frac{\beta_1}{\beta_1 + \beta_2}} w_2^{\frac{\beta_2}{\beta_1 + \beta_2}} y^{\frac{1}{\beta_1 + \beta_2}}. \quad (4.1.81)$$

Z nákladové funkce byla dále odvozena podmíněná nabídka, založená na předpokladu dokonale konkurenčních vztahů a konstruovaná prostřednictvím maximalizace ziskové funkce, vyjádřené následujícím vztahem:

$$\pi = Py - C(w_1, w_2, y), \quad (4.1.82)$$

kde: P..... cena produkce.

Maximalizační problém byl řešen derivací uvedené ziskové funkce dle množství produkce:

$$\frac{\partial \pi}{\partial y} = P - \frac{\partial C}{\partial y} = 0, \quad (4.1.83)$$

$$Q_S = \left( \frac{1}{\beta_1 + \beta_2} \Psi \right)^{\frac{\beta_1 + \beta_2}{\beta_1 + \beta_2 - 1}} P^{\frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \beta_1 - \beta_2}}, \quad (4.1.84)$$

$$\Psi = (\alpha + \varphi)^{\frac{-1}{\beta_1 + \beta_2}} \left[ \left( \frac{\beta_1}{\beta_2} \right)^{\frac{\beta_2}{\beta_1 + \beta_2}} + \left( \frac{\beta_1}{\beta_2} \right)^{\frac{\beta_1}{\beta_1 + \beta_2}} \right] w_1^{\frac{\beta_1}{\beta_1 + \beta_2}} w_2^{\frac{\beta_2}{\beta_1 + \beta_2}}. \quad (4.1.85)$$

Nabídková funkce a poptávky po výrobních faktorech byly využity k hodnocení míry racionálního chování ekologických farem vzhledem k cenovému vývoji na trzích výrobních faktorů i finálních výrobků. Komparace teoretických změn produkce a změn množství zapojených výrobních faktorů, odpovídající chování dle odvozených funkcí, se skutečným vývojem sledovaných proměnných se stala základem pro vymezení procentuálního zastoupení racionálně se chovajících farem v celkovém počtu zkoumaných ekologických subjektů.

#### 4.2 Model stochastické hraniční produkční funkce

Modely hraničních produkčních funkcí, jak uvádí Coelli (1995), umožňují na rozdíl od modelů průměrných produkčních funkcí definovat technologii výroby nejlepších farem v odvětví. Naplňují tak předpoklady mikroekonomické teorie, dle které produkční funkce popisuje tvorbu maximálního objemu výstupu z dosažitelných zdrojů.

Model použitý k analýze efektivnosti ekologického zemědělství vycházel z funkčního vymezení stochastické hraniční produkční funkce, provedeného Meeusenem a van der Broeckem (1977), kteří definovali hraniční produkční funkci v podobě Cobb-Douglasovy funkční formy, viz následující předpis v úpravě pro panelová data:

$$y_{kt} = f(x_{kt}; \beta) e^{\varepsilon_{kt}}, \quad (4.2.1)$$

$$\varepsilon_{kt} = v_{kt} - w_{kt}, \quad (4.2.2)$$

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

Dle Aignera et al. (1977) byla chyba uvedeného modelu rozdělena na dvě části:

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

Kvantifikovaná míra technické neefektivnosti byla následně využita k vyjádření míry technické efektivnosti farem, a to postupem Bravo-Ureta a Pinheira (1997), definujícím míru technické efektivnosti pro k-tý subjekt a období „t“ následujícím vztahem:

$$TE_{kt} = \exp(-w_{kt}). \quad (4.2.3)$$

Parametry modelu hraniční produkční funkce byly odhadnuty metodou maximální věrohodnosti (MLE), která dle Coelliho (1995) poskytuje vyšší asymptotickou vydatnost získaných odhadů oproti různým formám metody nejmenších čtverců. Vedle zmíněného je předností MLE rovněž zohlednění vyššího vlivu úspěšných farem na hodnoty regresních parametrů. Veškeré druhy OLS naopak, dle Coelliho (1995), zvýrazňují vliv průměrných farem v regresních koeficientech.

Metoda maximální věrohodnosti je, dle Gujaratiho (2003), založena na odhadu parametrů, které maximalizují funkci hustoty pravděpodobnosti vysvětlované proměnné. Za předpokladu polonormálního rozdělení míry technické neefektivnosti modelu lze maximalizovanou log-pravděpodobnostní funkci vymežit vztahem, který uvádí Green (2008a) následovně:

$$\log L = -N \log \sigma + \frac{N}{2} \log \frac{2}{\pi} - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{t=1}^T \left( \frac{\varepsilon_{kt}}{\sigma} \right)^2 + \sum_{k=1}^K \sum_{t=1}^T \ln \Phi \left( \frac{-\varepsilon_{kt} \lambda}{\sigma} \right), \quad (4.2.4)$$

$$\sigma = \sqrt{(\sigma_w^2 + \sigma_v^2)}, \quad (4.2.5)$$

$$\lambda = \frac{\sigma_w}{\sigma_v}, \quad (4.2.6)$$

$$\varepsilon_{kt} = y_{kt} - x'_{kt}\beta, \quad (4.2.7)$$

kde:  $\Phi$ ..... funkce standardního normálního rozdělení (CDF),  
 $\sigma_w^2$ .....rozptyl míry technické neefektivnosti,  
 $\sigma_v^2$ ..... rozptyl náhodné složky modelu,  
 $\beta$ ..... vektor parametrů vysvětlujících proměnných o rozměru  $[J \times 1]$ ,  
 $x_{kt}$ ..... vektor vysvětlujících proměnných o rozměru  $[J \times N]$ ,  
 $y_{kt}$ ..... vektor skutečných hodnot produkce o rozměru  $[N \times 1]$ ,  
 $\varepsilon_{kt}$ ..... vektor chyb odhadů o rozměru  $[N \times 1]$ ,  
 $N$ ..... celkový počet pozorování,  
 $K$ ..... počet subjektů,  
 $T$ ..... počet období,  
 $k = 1, 2, \dots, K, t = 1, 2, \dots, T, j = 1, 2, \dots, J$ .

Dle Kennedyho (2008) a Gujaratiho (2003) lze hodnoty neznámých parametrů, maximalizující uvedenou log-pravděpodobnostní funkci, získat řešením soustavy parciálních derivací log-pravděpodobnostní funkce dle  $\lambda$ ,  $\sigma^2$  a  $\beta$ .

Green (2008a) naopak navrhuje provést nejprve Osenovu transformaci, nahrazující rozptyl chybové složky a parametry vysvětlujících proměnných, a to za účelem matematického zjednodušení. Zmíněnou transformaci definují následující vztahy:

$$\theta = 1/\sigma, \quad (4.2.8)$$

$$\gamma = \left(\frac{1}{\sigma}\right)\beta, \quad (4.2.9)$$

$$\log L = -N \log \sigma + \frac{N}{2} \log \frac{2}{\pi} - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{t=1}^T (\theta y_{kt} - x'_{kt}\gamma)^2 + \sum_{k=1}^K \sum_{t=1}^T \ln \Phi[-\lambda(\theta y_{kt} - x'_{kt}\gamma)] \quad (4.2.10)$$

Za účelem dalšího zjednodušení nahrazuje Green (2008a) také následující proměnné:

$$\kappa_{kt} = \theta y_{kt} - x'_{kt}\gamma, \quad (4.2.11)$$

$$\delta_{kt} = \frac{\phi[-\lambda\kappa_{kt}]}{\Phi[-\lambda\kappa_{kt}]}, \quad (4.2.12)$$

$$\Delta_{kt} = -\delta_{kt}(-\lambda\kappa_{kt} + \delta_{kt}), \quad (4.2.13)$$

kde:  $\phi$ ..... standardní normální hustota pravděpodobnosti.

První a druhou derivaci upravené log-pravděpodobnostní funkce lze poté kvantifikovat následujícími vztahy (Green, 2008a):

$$\frac{\partial \log L}{\partial(\gamma', \theta', \lambda')} = \kappa_{kt} \begin{pmatrix} x_{kt} \\ -y_{kt} \\ 0 \end{pmatrix} + \delta_{kt} \begin{pmatrix} \lambda x_{kt} \\ -\lambda y_{kt} \\ \kappa_{kt} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ 1/\theta \\ 0 \end{pmatrix} = 0 \quad (4.2.14)$$

$$\frac{\partial^2 \log L}{\partial(\gamma', \theta', \lambda') \partial(\gamma', \theta', \lambda')} = - \begin{pmatrix} x_{kt} x'_{kt} & 0 & 0 \\ -y_{kt} x'_{kt} & y_{kt}^2 & 0 \\ 0' & 0 & 0 \end{pmatrix} + \Delta_{kt} \begin{pmatrix} \lambda^2 x_{kt} x'_{kt} & -\lambda^2 y_{kt} x_{kt} & -\lambda \kappa_{kt} x_{kt} \\ -\lambda^2 y_{kt} x'_{kt} & \lambda^2 y_{kt}^2 & \lambda \kappa_{kt} y_{kt} \\ -\lambda \kappa_{kt} x'_{kt} & \lambda \kappa_{kt} y_{kt} & \kappa_{kt}^2 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 0 & 0 & -\delta_{kt} x_{kt} \\ 0' & 1/\theta^2 & \delta_{kt} y_{kt} \\ -\delta_{kt} \kappa_{kt} x'_{kt} & \delta_{kt} y_{kt} & 0 \end{pmatrix} \quad (4.2.15)$$

Z výše uvedené derivace druhého řádu lze získat estimátor asymptotické kovariační matice pro odhadované parametry v transformované verzi, viz vztah 4.2.16:

$$Est.Asy.Var[\hat{\gamma}', \hat{\theta}, \hat{\lambda}] = \left\{ - \frac{\partial^2 \log L}{\partial(\gamma', \theta', \lambda') \partial(\gamma', \theta', \lambda)'} \right\}^{-1} \quad (4.2.16)$$

Pro získání odhadů původních parametrů byla dále použita tzv. delta metoda, navržená Greenem (2008a), která je založena na využití derivační matice:

$$G = \begin{pmatrix} \partial \hat{\beta} / \partial \hat{\gamma}' & \partial \hat{\beta} / \partial \hat{\theta} & \partial \hat{\beta} / \partial \hat{\lambda} \\ \partial \hat{\sigma} / \partial \hat{\gamma}' & \partial \hat{\sigma} / \partial \hat{\theta} & \partial \hat{\sigma} / \partial \hat{\lambda} \\ \partial \hat{\lambda} / \partial \hat{\gamma}' & \partial \hat{\lambda} / \partial \hat{\theta} & \partial \hat{\lambda} / \partial \hat{\lambda} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \left( \frac{1}{\hat{\theta}} \right) I & - \left( \frac{1}{\theta^2} \right) \hat{\gamma}' & 0 \\ 0' & - \left( \frac{1}{\theta^2} \right) & 0 \\ 0' & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad (4.2.17)$$

$$Est.Asy.Var[\hat{\beta}', \hat{\sigma}, \hat{\lambda}] = G \times \left\{ - \frac{\partial^2 \log L}{\partial(\gamma', \theta', \lambda') \partial(\gamma', \theta', \lambda)'} \right\}^{-1} \times G' \quad (4.2.18)$$

Výše popsany MLE odhad lze charakterizovat, obdobně jako BLUE odhad, několika vlastnostmi, jejichž vymezení lze nalézt v publikaci Greena (2008a):

- Konzistence:  $p \lim \hat{\theta} = \theta_0$ , kde  $\hat{\theta}$  představuje estimátor MLE a  $\theta_0$  skutečné hodnoty odhadovaných parametrů,
- Asymptotická normalita:  $\hat{\theta} \sim N \left[ \theta_0, \left\{ - E_0 \left[ \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \theta_0 \partial \theta_0'} \right] \right\} \right]$ ,

- Asymptotická vydatnost, kterou dosahuje konzistentní a asymptoticky normální estimátor, je-li nejméně roven  $\left(-E_0\left[\frac{\partial^2 \ln L(\theta_0)}{\partial \theta_0 \partial \theta_0'}\right]\right)^{-1}$ ,
- Invariance, vymezení možnosti transformace odhadovaných parametrů: MLE odhadem  $\gamma_0 = c(\theta_0)$  je  $c(\hat{\theta})$ , pouze pokud  $c(\theta_0)$  je spojitou a spojitě diferencí funkcí.

Prostřednictvím uvedené metody bylo odhadováno několik typů modelů. Primárně byl kvantifikován model hraniční produkční funkce založený na metodickém postupu, který publikovali Pitt a Lee v roce 1982 (cit. Green, 2007). Uvedený model vychází ze specifikace stochastické hraniční produkční funkce v podobě modelu náhodných efektů. Adekvátnost zmíněné specifikace byla prokázána výše definovanou analýzou variance. Odhad parametrů hraniční produkční funkce zmíněným modelem byl dále založen na modifikaci výše uvedené log-pravděpodobnostní funkce, při zachování předpokladu polonormálního rozdělení míry technické neefektivnosti, následujícím způsobem (Green, 2007):

$$\begin{aligned} \text{Log}L_k = & -T_k \log \sigma_w^2 - \frac{T_k}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \left(1 + \frac{T_k \sigma_w^2}{\sigma_v^2}\right) - \frac{T_k}{2} \log \frac{\sigma_w^2}{\sigma_v^2} - \frac{1}{2} \left(\frac{\sigma_w^2}{\sigma_v^2 \sigma_w^2}\right) \sum_{t=1}^{T_k} \varepsilon_{kt}^2 + \\ & + \frac{1}{2} h_k^2 \left(1 + \frac{T_k \sigma_w^2}{\sigma_v^2}\right) + \frac{1}{2} \log \Phi \left(h_k \sqrt{1 + \frac{T_k \sigma_w^2}{\sigma_v^2}}\right), \end{aligned} \quad (4.2.19)$$

$$h_k = -\frac{\sigma_w T_k \bar{\varepsilon}_k}{1 + \sigma_w T_k}. \quad (4.2.20)$$

Dále byl rovněž odhadován model koncipovaný Battese a Coellim v roce 1992. Oproti modelu Pitta a Leea umožnil uvedený model kvantifikovat změny technické neefektivnosti v čase. Coelli (1995) upřesňuje, že míra technické neefektivnosti je v uvedeném modelu definována jako exponenciální závislost na čase:

$$w_{kt} = \{\exp[-\eta(t - T_k)]\} w_k, \quad (4.2.21)$$

kde:  $\eta$ ..... odhadovaný parametr, vyjadřující časovou změnu,

$T_k$ ..... počet období, které reprezentují k-tý subjekt,

$w_k$ ..... míra technické neefektivnosti k-tého subjektu s předpokládaným polonormálním rozdělením,  $w_k \sim \text{iid}/N(0, \sigma_w^2)$ .

$t = 1, 2, \dots, T_k$ .

Odhad parametrů modelu Battese a Coelliho opět vyžadoval modifikaci log-pravděpodobnostní funkce, a to následujícím způsobem (Green, 2007):

$$\text{Log}L_k = -\frac{T_k}{2}(\log 2\pi + \log \sigma^2) - \frac{(T_k - 1) \log \left(1 - \frac{\sigma_w^2}{\sigma^2}\right)}{2} - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T_k} \frac{\sigma^2 \varepsilon_{kt}^2}{\sigma^4 - \sigma_w^2} - \frac{1}{2} \log \left[ 1 + \frac{\sigma_w^2}{\sigma^2} \left( \sum_{t=1}^{T_k} g_{kt}^2 \right) - 1 \right] + \frac{A_k^2}{2} + \log \Phi(A_k) \quad (4.2.22)$$

$$A_k = \frac{-\frac{\sigma_w^2}{\sigma^2} \sum_{t=1}^{T_k} g_{kt} \varepsilon_{kt}}{\sqrt{\frac{\sigma_w^2}{\sigma^2} \left(1 - \frac{\sigma_w^2}{\sigma^2}\right) \left[ 1 + \frac{\sigma_w^2}{\sigma^2} \left( \sum_{t=1}^{T_k} g_{kt}^2 \right) - 1 \right]}} \quad (4.2.23)$$

$$g_{kt} = \exp[-\eta(t - T_k)] \quad (4.2.24)$$

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 byly využity lokalizace farmy v méně příznivých oblastech (LFA), dále dotace a spotřeba materiálu a energie, u nichž byl předpokládán významný vliv na variabilitu technické neefektivnosti:

$$\sigma_{w_k}^2 = \exp(\delta' z_k), \quad (4.2.25)$$

kde:  $z_k, \dots$  vektor proměnných implikujících variabilitu míry technické neefektivnosti o rozměru [s x k],  
 $\delta'$  ..... vektor parametrů o rozměru [1 x 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 ( $\delta_0$ ):

$$\sigma_{v_k}^2 = \exp(\delta_0). \quad (4.2.26)$$

Model hraniční produkční funkce byl také odhadován ve specifikaci modelu fixních efektů, tedy tzv. True Fixed Effects modelem, který lze dle Greena (2007) vyjádřit následujícím vztahem:

$$\log y_{kt} = \log \alpha_k + \sum_{j=1}^J \beta_j \log x_{jkt} + v_{kt} - w_k, \quad (4.2.27)$$



kde:  $\alpha_k$ ..... faremně specifická konstanta, náležející k-tému subjektu,  
 $\beta_j$ ..... parametr j-té proměnné,  
 $x_{jkt}$ .... hodnota j-té vysvětlující proměnné u k-tého subjektu v čase t,  
 $v_{kt}$ .... náhodná složka, odpovídající k-tému subjektu a období t,  $v_{kt} \sim N(0, \sigma_v^2)$ ,  
 $w_k$ .... míra technické neefektivnosti k-tého subjektu,  $w_k \sim iid/N(0, \sigma_w^2)$ .

Odhad True Fixed Effects modelu byl opět proveden metodou maximální věrohodnosti.

Míra shody získaných odhadů MLE metodou s daty byla měřena McFaddenovým pravděpodobnostním indexem, tzv. pseudo  $R^2$ , který vyjadřuje Green (2008a) následujícím vztahem:

$$PseudoR^2 = 1 - \left( \frac{\log L}{\log L_0} \right), \quad (4.2.28)$$

kde:  $\log L$ ...hodnota log-pravděpodobnosti odhadovaného modelu,  
 $\log L_0$ ...hodnota log-pravděpodobnosti modelu, vysvětlující stejnou proměnnou, ale obsahujícího pouze konstantu.

Interpretace uvedeného indexu jako měřítka shody odhadovaného modelu s daty však může být značně zkreslena, neboť hodnota uvedeného indexu nikdy neklesne s přidáním dalších proměnných do modelu. Proto Green (2008a) navrhuje používat uvedené měřítko pouze jako doplňkový ukazatel a Wooldridge (2002) dokonce zdůrazňuje, že v hodnocení kvality MLE odhadu by měl být kladen nejvyšší důraz na statistickou významnost odhadnutých parametrů, nikoli na hodnotu Pseudo  $R^2$ .

Komparace různých modelů byla provedena pomocí Akaike informačního kritéria (AIC), které vymezuje Gujarati (2003) následovně:

$$AIC = \frac{\log L - J}{N/2} - (1 + \log 2\pi), \quad (4.2.29)$$

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

Modelem, lépe popisujícím zkoumanou hraniční produkční funkci, byl dle výše uvedeného kritéria definován model s nižší hodnotou AIC, neboť dle Greena (2008a) je uvedené kritérium rovněž logaritmicou hodnotou reziduálního rozptylu, zvýšenou o dvojnásobný počet parametrů modelu, připadající na každé pozorování.

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:

$$\eta = 2(ULLF - RLLF), \quad (4.2.30)$$

kde: ULLF..neomezená log-pravděpodobnostní funkce, odpovídající odhadovanému modelu,  
RLLF..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  $\chi^2$  na zvolené hladině významnosti ( $\alpha=5\%$ ) a s počtem stupňů volnosti, které odpovídají počtu omezujících podmínek v nulové hypotéze. Ve výše uvedeném případě byl tedy použit jeden stupeň volnosti.

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

Battes a Corra (1977), cit. Madau (2005), upravili výše uvedený postup testování přítomnosti míry technické neefektivnosti vymezením poměrového parametru „ $\gamma$ “:

$$\gamma = \frac{\sigma_w^2}{\sigma_w^2 + \sigma_v^2}, \quad (4.2.31)$$

kde:  $\sigma_w^2$  .....rozptyl míry technické neefektivnosti,  
 $\sigma_v^2$  ..... rozptyl náhodné složky modelu.

Uvedený ukazatel leží v intervalu  $\gamma \in <0,1>$ , přičemž platí, že nulová hodnota parametru „ $\gamma$ “ definuje nenáhodnost technické neefektivnosti. V takovém případě, jak uvádí Tzouvelekas et al. (2002), hraniční produkční funkce odpovídá průměrné produkční funkci. Naopak, čím více se hodnota uvedeného ukazatele blíží k jedné, tím více se model hraniční produkční funkce liší od průměrné produkční funkce. Statistickou významnost poměrového parametru „ $\gamma$ “ lze dle Tzouvelakese et al. (2002) testovat rovněž Likelihood Ratio testem (LR) s nulovou hypotézou nenáhodné technické neefektivnosti, tj.  $H_0: \gamma=0$ .

Madau (2005) definuje testovací statistiku LR testu následovně:

$$\eta = -2[\ln L(H_0) - \ln L(H_1)] \quad (4.2.32)$$

kde:  $L(H_0)$ .. hodnota log-pravděpodobnosti modelu, specifikovaného dle nulové hypotézy,

$L(H_1)$ .. hodnota log-pravděpodobnosti modelu, specifikovaného dle alternativní hypotézy.

Madauovo (2005) vymezení testovací statistiky LR testu je v podstatě stejné jako Gujaratiho (2003), pouze dochází k záměně odečítané hodnoty ve vztahu 4.2.30. Testovací statistiky nabývají v obou postupech stejnou hodnotu a tedy k přijetí, či zamítnutí nulové hypotézy dochází opět, je-li testovací statistika vyšší než kritická hodnota  $\chi^2$  na zvolené hladině významnosti a s jedním stupněm volnosti.

Model hraniční produkční funkce byl rovněž využit pro vymezení faktorů, které vyvolávají neefektivnost. K uvedenému účelu byl specifikován rekurzivní model míry technické neefektivnosti ekologických farem:

$$y_{kt} = \alpha L_{kt}^{\beta_L} WU_{kt}^{\beta_{WU}} K_{kt}^{\beta_K} e^{v_{kt} - w_{kt}} \quad (4.2.33)$$

$$w_{kt} = \delta_0 + \delta_{LFA} LFA_k + \delta_D DEZH_{kt} + \delta_O ODH_{kt} + \delta_M SPMH_{kt} + e_{kt},$$

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, včetně SAPS a TOP-UP,  
 $SPMH_{kt}$ ..... reálná spotřeba materiálu a energie na hektar obhospodařované půdy k-tého subjektu v čase t,  
 $\delta_0$ ..... konstanta,  
 $\delta_{D,O,M,LFA}$ ..... regresní parametry funkce neefektivnosti,  
 $w_{kt}$  ..... míra technické neefektivnosti s polonormálním rozdělením  $w_{kt} \sim iidN(0, \sigma_w^2)$ .  
 $e_{kt}$ ..... náhodná složka,  $e_{kt} \sim N(0, \sigma^2)$ .

Specifikace modelu vychází z předpokladu, že lokalizace farmy v méně příznivé oblasti způsobuje nárůst neefektivnosti oproti hospodaření v produkčně příznivých oblastech, neboť uvedeným podmínkám nemusí být plně přizpůsobena výrobní struktura, plemenná i druhová skladba. Objem získaných dotací na hektar obhospodařované půdy působí proti racionálnímu chování farem, které se přenáší do míry technické neefektivnosti a pozitivně ji ovlivňuje. Spotřeba materiálu

a energie na hektar vyjadřuje vliv dalších výrobních faktorů, které ovlivňují produkci farmy a míru její neefektivnosti, respektive míru technické efektivnosti, jejíž funkci lze z uvedeného modelu získat jednoduchou úpravou dle vztahu 4.2.3.

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, viz vztah 4.2.25.

Bravo-Ureta a Pinheiro (1997) naopak navrhují dvoufázový postup, v němž je nejprve odhadnuta hraniční produkční funkce a následně je určena míra technické neefektivnosti pro  $k$ -tý subjekt a období „ $t$ “. Kvantifikovaná míra technické neefektivnosti ( $w_{kt}$ ) v logaritmickém vyjádření se stává vysvětlovanou proměnnou druhé funkce ve vztahu 4.2.33.

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 možnosti.

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 faremě 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.

Odhady hraničních produkčních funkcí byly provedeny ekonometrickým softwarem LIMDEP, verze 9.0 a ke grafickému znázornění bylo využito softwaru PCGive, verze 5.0.

#### 4.2.1 Aplikace hraniční produkční funkce

Kvantifikovaná hraniční produkční funkce byla využita k analýze vhodnosti ekologické, či konvenční technologie ve zkoumaných podnicích. K uvedenému účelu byla použita modifikace postupu navrženého Kumbhakarem et al. (2009), který kvantifikuje produkční mezeru, reprezentující rozdíl mezi maximálně dosažitelnou produkcí a potenciální produkcí, kterou lze získat 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 dosazením 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 dosažitelný v daném subjektu ekologickou technologií ( $\hat{Y}_{EZ,k}$ ) a potenciální produkt, který je realizovatelný technologií konvenční ( $\hat{Y}_{KZ,k}$ ).

Z uvedených průměrných potenciálních produktů byla následně kvantifikována maximální hodnota produkce, viz následující vztah:

$$\hat{Y}_{MAX,k} = \max\{\hat{Y}_{EZ,k}, \hat{Y}_{KZ,k}\} \quad (4.2.34)$$

Produkční mezera byla vyčíslena jako rozdíl mezi výše definovanou maximální produkcí a potenciální produkcí získanou v daném subjektu ekologickou produkční technologií:

$$PM_k = \hat{Y}_{MAX,k} - \hat{Y}_{EZ,k}, \quad (4.2.35)$$

kde:  $PM_k, \dots$  produkční mezera k-tého subjektu.

Dle Kumbhakara et al. (2009) kladná produkční mezera 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 mezera 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.

Uvedený postup byl rovněž aplikován na model Battese a Coelliho s rozdílem využití skutečných hodnot jednotlivých období, nikoli hodnot průměrných:

$$\hat{Y}_{MAX,kt} = \max\{\hat{Y}_{EZ,kt}, \hat{Y}_{KZ,kt}\} \quad (4.2.36)$$

$$PM_{kt} = \hat{Y}_{MAX,kt} - \hat{Y}_{EZ,kt}, \quad (4.2.37)$$

kde:  $PM_{kt}$ .....produkční mezera k-tého subjektu v čase t.

Model Battese a Coelliho tak umožnil posoudit i vývoj produkční mezery jednotlivých podniků v čase.

#### 4.2.2 Model binární volby

Výsledky výše uvedených analýz efektivnosti ekologického zemědělství vyústily v konstrukci modelu, který definoval základní motivy realizace ekologického systému hospodaření. Zmiňovaný model byl konstruován v podobě modelu binární volby, jehož specifickým rysem je nula-jedničková vysvětlující proměnná.

Model binární volby byl konstruován dle Wooldridge (2002) v podobě lineárního pravděpodobnostního modelu (LPM) realizace ekologické technologie:

$$P(I_{kt} = 1|x_{kt}) = x'_{kt}\beta, \quad (4.2.38)$$

kde:  $I_{kt}$ ..... binární vysvětlovaná proměnná, reprezentující volbu technologie k-tého subjektu v čase t, a nabývající hodnoty 0 pro konvenční technologii a hodnoty 1 pro ekologický způsob hospodaření,  
 $x_{kt}$ ..... vektor skutečných hodnot faktorů, ovlivňující volbu ekologického způsobu hospodaření v k-tém subjektu v čase t o rozměru  $[J \times N]$ ,  
 $\beta$ ..... vektor regresních koeficientů o rozměru  $[J \times 1]$ , vyjadřující vliv vysvětlujících proměnných na pravděpodobnost výskytu daného jevu,  
 $j = 1, 2, \dots, J, n = 1, 2, \dots, N, k = 1, 2, \dots, K, t = 1, 2, \dots, T$ .

Dle Wooldridge (2002) lze rovněž doplnit pravděpodobnostní model volby konvenční technologie, viz následující vztah:

$$P(I_{kt} = 0|x_{kt}) = 1 - (x'_{kt}\beta). \quad (4.2.39)$$

Specifikace výše uvedeného modelu pravděpodobnosti realizace ekologické technologie byla založena na předpokladech, které determinují chování zemědělských subjektů. Primárně byl uvažován pozitivní vliv dotací na podporu ekologického zemědělství na realizaci alternativní produkční technologie. Mezi faktory vysvětlující volbu ekologického systému hospodaření byl zvolen objem dotací, získaných zemědělským subjektem v předešlém období, v přepočtu na hektar obhospodařované půdy. Hypotéza o vlivu zmiňované proměnné vycházela z předpokladu, že objem dotací získaných ekologickou farmou převyšuje objem dotací obdržaných konvenčním podnikem, neboť ekofarmy mohou čerpat všechny dotace, které jsou k dispozici konvenčním podnikům, navíc jsou však podporovány dotačním titulem zaměřeným pouze na ekologické zemědělství. Na základě uvedeného byl předpokládán pozitivní vliv výše dotací, které subjekt obdržel v předešlém období, na realizaci ekologické technologie v následujícím období.

Dalším uvažovaným faktorem byl objem tržeb, které byly získány z každého hektaru obhospodařované půdy v předešlém období, s předpokladem negativního vlivu uvažované proměnné na pravděpodobnost realizace ekologické technologie. Bioprodukty mohou být sice realizovány za vyšší prodejní cenu, nicméně uvedený nárůst tržeb zcela nekompenzuje ztráty produkce v rámci ekologického systému hospodaření ve vztahu ke konvenčním výnosům. Výrobce, rozhodující se na základě výše tržeb z hektaru obhospodařované půdy, bude pravděpodobně upřednostňovat konvenční zemědělství před zemědělstvím ekologickým.

Z analýzy hraniční produkční funkce byla získána další proměnná s potenciálním vlivem na pravděpodobnost realizace ekologické technologie - míra technické neefektivnosti dosažená podnikem v předešlém období a kvantifikovaná modelem Battese a Coelliho. Vliv uvažované proměnné je podmíněn snahou subjektů o optimalizaci produkčního chování. Z uvedeného důvodu vysoká neefektivnost by měla motivovat k realizaci efektivnější technologie, kterou je dle výsledků předešlých analýz technologie konvenční.

Mezi vysvětlující proměnné modelu pravděpodobnosti realizace ekologické produkční technologie byla zařazena rovněž velikost podniku, reprezentovaná šestibodovou škálou, odpovídající hektarové výměře obhospodařované půdy. Hodnota šest reprezentovala největší podniky, které obhospodařovaly více než 2 000 ha, zatímco hodnota jedna byla přiřazena podnikům hospodařícím na nejnižší

výměře, tj. do 99 ha zemědělské půdy, viz příloha č. 2. Předpokládán byl negativní vliv velikosti zemědělského podniku na realizaci ekologické technologie.

Formálně lze zkoumaný model volby technologie zapsat ve specifikaci modelu náhodných efektů následujícím vztahem<sup>3</sup>:

$$P(I_{kt} = 1 | x_{jkt}, u_k) = \alpha + \beta_V V_{kt} + \beta_{DH} DH_{k,t-1} + \beta_{NEF} NEF_{k,t-1} + \beta_{TR} TR_{k,t-1} + e_{kt} + u_k, \quad (4.2.40)$$

kde:  $V_{kt}$ ..... velikost k-tého subjektu v čase  $t$ ,  
 $DH_{k,t-1}$ ..... objem dotací na hektar obhospodařované půdy,  
 získaných k-tým subjektem v čase  $(t-1)$ ,  
 $NEF_{k,t-1}$ ..... míra technické neefektivnosti k-tého subjektu  
 v čase  $(t-1)$ ,  
 $TR_{k,t-1}$ ..... výše tržeb za prodej vlastních výrobků a služeb,  
 odpovídající k-tému subjektu v čase  $(t-1)$ ,  
 $\alpha$ ..... konstanta modelu,  
 $\beta_{V,DH,TR,NEF}$ ..... regresní koeficienty,  
 $I_{kt}$ ..... binární závisle proměnná, odpovídající k-tému subjektu  
 v čase  $t$  a nabývající hodnoty 0 pro konvenční  
 zemědělský podnik a hodnoty 1 pro ekologickou farmu,  
 $e_{kt}$ ..... náhodná složka modelu s předpokládaným normálním  
 rozdělením  $e_{kt} \sim N(0, \sigma^2)$ ,  
 $u_k$ ..... faremní specifikum k-tého subjektu s předpokládaným  
 normálním rozdělením  $u_k \sim N(0, \sigma_u^2)$ ,  
 $k = 1, 2, \dots, K, t = 1, 2, \dots, T$ .

Odhad parametrů uvedeného modelu byl proveden zobecněnou metodou nejmenších čtverců, viz kapitola 4.1.2.2 Model náhodných efektů.

Statistická významnost odhadnutých parametrů byla, dle metodiky Wooldridge (2002), testována t-testem. Shoda odhadnutého modelu s daty byla měřena koeficientem vícenásobné determinace a testována F-testem.

Z důvodu kritiky vypovídající schopnosti LPM modelu (viz Green, 2008a) založené na skutečnosti, že predikované hodnoty vysvětlované proměnné LPM se mohou nacházet mimo interval  $<0,1>$ , byl odhadován rovněž tzv. indexní model, který omezuje závislost pravděpodobnosti na vysvětlujících proměnných. LPM model byl následně použit pouze pro komparaci s uvedeným indexním modelem.

<sup>3</sup> Kromě výše uvedené specifikace modelu byl odhadován rovněž model, obsahující vliv dalších proměnných, například cenového zvýhodnění bioproduktů oproti produktům konvenčním či výši sazeb dotací na podporu ekologického zemědělství. Odhad uvedeného modelu však nedosahoval požadovaných statistických výsledků, viz příloha č. 3.



Nicméně Wooldridge (2002) namítá, že pokud je cílem analýzy modelu binární volby pouze stanovení vlivů vysvětlujících proměnných na pravděpodobnost výskytu daného jevu, není výše uváděná nevýhoda LPM modelů podstatná.

Indexní model byl odhadován v podobě probit modelu, který je založen na předpokladu normálního rozdělení hustoty pravděpodobnosti výskytu daného jevu. Kumbhaker et al. (2009) definuje probit model volby příslušné technologie (v uvažovaném případě technologie ekologické) následujícím vztahem:

$$P(I_{kt} = 1 | x_{kt}, u_k) = \Phi(x'_{kt}\beta + u_k), \quad (4.2.41)$$

$$\Phi(z) = \frac{1}{\sigma_z} \phi\left(\frac{z - \bar{z}}{\sigma_z}\right), \quad (4.2.42)$$

$$\phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(z-\bar{z})^2}{2\sigma_z^2}}, \quad (4.2.43)$$

$$z = (x'_{kt}\beta) + u_k, \quad (4.2.44)$$

kde:  $\Phi(\cdot)$ ... standardizovaná kumulativní funkce normálního rozdělení (CDF),

$\phi$  .....standardní normální hustota pravděpodobnosti,

$\sigma_z$ .....směrodatná odchylka proměnné  $z$ . (Green, 2008a;

Wooldridge, 2002)

Odhad parametrů uvedeného modelu byl, za předpokladu standardizovaného normálního rozdělení náhodné složky modelu  $e_{kt} \sim N(0,1)$  a normálního rozdělení faremních specifík  $u_k \sim N(0, \sigma_u^2)$ , proveden metodou maximální věrohodnosti s následující log-pravděpodobnostní funkcí:

$$\log L = \sum_{k=1}^K \log \int_{-\infty}^{+\infty} \left[ \prod_{t=1}^{T_k} \Phi(\beta'x_{kt} + \sigma_u u_k)^{y_{kt}} [1 - \Phi(\beta'x_{kt} + \sigma_u u_k)]^{1-y_{kt}} \right] \phi(u_k) du_k, \quad (4.2.45)$$

kde:  $\sigma_u$ .....rozptyl faremních specifík. (Green, 2007)

Shoda získaných odhadů s empirickými daty byla měřena McFaddenovým PseudoR<sup>2</sup>:

$$PseudoR^2 = 1 - \left( \frac{\log L}{\log L_0} \right), \quad (4.2.46)$$

$$\log L_0 = N[P \log P + (1-P) \log(1-P)], \quad (4.2.47)$$

kde:  $\log L$ ...log-pravděpodobnostní funkce odhadnutého modelu,

$P$ .....podíl počtu závisle proměnných, které nabývají hodnoty 1,

na celkovém počtu závisle proměnných výběrového souboru.

Green (2008a)

Statistická významnost modelu jako celku, založená na testování nulové hypotézy, předpokládající, že všechny regresní koeficienty nabývají nulové hodnoty, byla zkoumána Likelihood Ratio testem:

$$LR = 2(\log L - \log L_0). \quad (4.2.48)$$

LR statistika byla srovnána s kritickou hodnotou  $\chi^2$  na zvolené hladině významnosti ( $\alpha=5\%$ ) a s jedním stupněm volnosti. Nulová hypotéza byla dle Gujaratiho (2003) zamítnuta, převýšila-li LR statistika výše uvedenou kritickou hodnotu.

Likelihood Ratio test byl využit rovněž pro testování adekvátnosti specifikace modelu v podobě modelu náhodných efektů. LR statistika byla v uvedeném případě získána dle vztahu 4.2.30, který je uveden v předchozí kapitole, s omezenou log-pravděpodobnostní funkcí, reprezentující odhad modelu bez zohlednění mezifaremní variability. LR statistika byla komparována s kritickou hodnotou  $\chi^2$  na 5% hladině významnosti a s jedním počtem stupňů volnosti. Nulová hypotéza předpokládající nepřítomnost faremní variability byla zamítána, převýšila-li hodnota LR statistiky danou kritickou hodnotu  $\chi^2$ .

Statistická významnost odhadnutých parametrů byla testována, kromě standardního t-testu, také Likelihood Ratio testem. Testovací statistika byla v uvedeném případě stanovena a hodnocena dle vztahu 4.2.30, který je uveden v předchozí kapitole. Nulová hypotéza, předpokládající nulovou hodnotu parametru zkoumané proměnné, byla dle LR testu zamítána, převýšila-li LR statistika kritickou hodnotu  $\chi^2$  na 5% hladině významnosti a s jedním počtem stupňů volnosti v případě testování parametru jedné proměnné.

Konzistentnost parametrů modelů binární volby je dle Greena (2008a) závislá na homoskedasticitě náhodné složky modelu a na správnosti specifikace. Opomenuté proměnné způsobují nekonzistenci odhadovaných parametrů zahrnutých proměnných, i když s nimi nejsou korelovány. Z uvedeného důvodu byla specifikace modelu testována rovněž výše uvedeným LR testem. Nicméně Wooldridge (2002) uvádí, že případná heteroskedasticita, či existence opomenutých proměnných neovlivňuje směr působení vysvětlujících proměnných, tedy při analýze pouze směru působení vysvětlujících proměnných na pravděpodobnost výskytu daného jevu lze uvedené porušení předpokladů binárního modelu opomenout.

### **4.3 Datová základna**

Prvotním záměrem bylo ve výzkumu produkční schopnosti a technické efektivnosti ekologického zemědělství využít panelová data naturálních ukazatelů spotřeby výrobních faktorů a výsledné produkce vybraných komodit, získaná anketním šetřením na ekofarmách za období let 2004-2008. Důvodem použití panelových dat, které obsahují průřezovou i časovou dimenzi, byla kompenzace absence dostatečné četnosti agregovaných údajů obsažených v časových řadách, potenciál analýzy individuální diferenciacie sledovaných podniků při zachování možnosti modelování dynamiky vývoje zahrnutých proměnných, zvýšení počtu stupňů volnosti a snížení kolinearity mezi vysvětlujícími proměnnými, a tedy v konečném důsledku zlepšení vydatnosti ekonometrických odhadů.

Za účelem získání uvedených dat bylo primárně osloveno 179 ekofarem, zabývajících se ekologickým chovem skotu v celém sledovaném období, tj. 58 % ekofarem se zaměřením pouze na chov skotu evidovaných k 1.1.2007 Ministerstvem zemědělství ČR. Na základě telefonického rozhovoru se statutárními zástupci ekologických farem byl elektronickou poštou zaslán anketní formulář, jehož vzor je uveden v příloze č. 4. Návratnost, i po opakovaném kontaktu, dosáhla pouze 1 % zaslaných anketních formulářů.

Z uvedeného důvodu byla ve výzkumu produkční schopnosti a technické efektivnosti ekologického zemědělství finálně využita panelová data základních účetních ukazatelů českých zemědělských podniků (právnických osob) za období 2004-2008, která byla získána v podobě účetních závěrek ve zjednodušeném rozsahu z databáze Creditinfo Firemní monitor (Creditinfo Czech Republic, s.r.o.).

Zmíněná databáze vzniká sběrem základních dat o podnikatelských subjektech registrovaných v České republice. Data v podobě registračních údajů a povinně zveřejňovaných účetních výkazů jsou primárně získávána z Obchodního rejstříku a jsou pravidelně aktualizována. Databáze umožňuje kategorizovat jednotlivé podnikatelské subjekty podle odvětvové klasifikace ekonomických činností (OKEČ). Rozlišení ekologického a konvenčního způsobu hospodaření však databáze neumožňuje, proto bylo za účelem výběru ekologických podniků, jejichž data budou vstupovat do analýzy, využito seznamů ekologických výrobců, zveřejněných Ministerstvem zemědělství ČR v období let 2004-2008.

Z databáze Creditinfo Firemní monitor byly získány účetní závěrky ekologických farem, které hospodařily dle zmíněných seznamů pouze ekologickým způsobem

v celém sledovaném období, a které zveřejnily účetní závěrku alespoň jedenkrát za dané období. Celkem byla získána data od 104 ekologických farem, právnických osob, se zaměřením převážně na smíšenou výrobu (OKEČ 013000). Výběrový soubor tak představoval z hlediska počtu zastoupených subjektů 40 % základního souboru právnických osob, které provozovaly pouze ekologické zemědělství v České republice.

Zmíněný rozsah výběrového souboru neumožňoval zobecnění závěrů provedených analýz na úroveň základního souboru, proto byla data získaná z Firemního monitoru rozšířena o data z účetních závěrek ekologických podniků, které byly uveřejněny ve Sbírce listin Obchodního rejstříku. Rozsah výběrového souboru byl uvedeným způsobem rozšířen na 143 ekologických podniků, což představovalo 58 % základního souboru ekologických podniků – právnických osob. Výrobní specializace zkoumaného souboru ekologických podniků je uvedena v následující tabulce č. 4.3.1.

**Tab. 4.3.1 – Výrobní zaměření výběrového souboru ekologických podniků**

OKEČ		Počet subjektů	%
011000	Rostlinná výroba; zelinářství, zahradnictví, sadařství	6	4,2%
011100	Pěstování obilí a jiných kulturních plodin	1	0,7%
011310	Pěstování ovoce a ořechů	1	0,7%
012100	Chov skotu	10	7,0%
013000	Rostlinná výroba kombinovaná se živočišnou výrobou	120	83,9%
014000	Činnosti v rostlinné a živočišné výrobě kromě veterinárních činností; terénní úprava zahrad, parků, sadů a jiných zelených ploch	5	3,5%
Celkem		143	100,0%

*Zdroj: vlastní zpracování*

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, jejichž výrobní zaměření odpovídá výrobnímu zaměření 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.

Konvenční podniky reprezentovaly z hlediska počtu subjektů z 13 % základní soubor právnických osob, provozující zemědělskou výrobu konvenčním způsobem.

Základní charakteristika uvedeného výběrového souboru z hlediska velikostní a regionální struktury je uvedena v následujících tabulkách č. 4.3.2 a č. 4.3.3.

**Tab. 4.3.2 – Velikostní struktura výběrového souboru**

	Počet subjektů			
	Ekologické zemědělství		Konvenční zemědělství	
	Abs.	%	Abs.	%
0 - 99 ha	10	7%	6	2%
100 - 499 ha	44	31%	42	11%
500 - 999 ha	48	34%	126	32%
1000 - 1499 ha	21	15%	95	24%
1500 - 1999 ha	13	9%	58	15%
nad 2000 ha	7	5%	61	16%
Celkem	143	100%	388	100%

*Zdroj: vlastní zpracování*

Velikostní struktura výběrového souboru, stanovená dle průměrné výměry obhospodařované půdy, ukazuje na převažující zastoupení podniků střední velikosti, tj. v intervalu 500 – 999 ha obhospodařované půdy. V souboru ekologických farem hospodařilo s výměrou v uvedeném rozsahu 34 % právnických osob. Ve výběrovém souboru konvenčního zemědělství obhospodařovalo zemědělskou půdu ve stanoveném rozsahu 32 % podniků.

Z regionálního hlediska lze charakterizovat výběrový soubor ekologického zemědělství převažujícím hospodařením v Jihočeském (15 %) a Zlínském (15 %) kraji. V souboru konvenčních farem převažovala lokalizace do kraje Vysočina, v němž hospodařilo 18 % vybraných podniků. Významné bylo rovněž zastoupení podniků z Jihočeského kraje (13 %).

**Tab. 4.3.3 – Regionální struktura výběrového souboru**

	Počet subjektů			
	Ekologické zemědělství		Konvenční zemědělství	
	Abs.	%	Abs.	%
Středočeský kraj	3	2%	33	9%
Jihočeský kraj	21	15%	51	13%
Plzeňský kraj	12	8%	23	6%
Karlovarský kraj	13	9%	5	1%
Ústecký kraj	12	8%	15	4%
Liberecký kraj	13	9%	5	1%
Královéhradecký kraj	9	6%	36	9%
Pardubický kraj	1	1%	36	9%
Kraj Vysočina	1	1%	68	18%
Jihomoravský kraj	12	8%	43	11%
Olomoucký kraj	7	5%	27	7%
Zlínský kraj	22	15%	26	7%
Moravskoslezský kraj	14	10%	19	5%
Hlavní město Praha	3	2%	1	0%
Celkem	143	100%	388	100%

*Zdroj: vlastní zpracování*

Za účelem analýzy produkční schopnosti a technické efektivnosti byla data z účetních závěrek dále doplněna o výměry obhospodařované půdy získané z databáze LPIS a ze seznamů ekologických zemědělců, zveřejněných Ministerstvem

zemědělství ČR, dále o hodnoty poskytnutých 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) získané z databáze SZIF. U ekologických podniků byly z ostatních dotací vyčleněny 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.

Vedle dotací a půdy byl rovněž doplněn průměrný počet pracovníků, stanovený jako podíl mzdových nákladů a průměrné roční mzdy v zemědělství v daném roce a v kraji sídla příslušného subjektu. Průměrné mzdy byly získány z dat Českého statistického úřadu.

Zpracování analýzy produkční schopnosti a technické efektivnosti rovněž vyžadovalo vymezení ukazatele celkové produkce sledovaných podniků. Uvedený ukazatel byl stanoven jako součet výkonů a spotřeby vlastního meziprojektu. Hodnota spotřebovaného meziprojektu není v účetní závěrce definována, proto byla dále vyčíslena v podobě spotřeby vlastních osiv a krmiv v peněžních jednotkách dle následujícího vztahu:

$$M_{jkt} = TC_{jkt} \cdot l_{jt}, \quad (4.3.1)$$

$$l_{jt} = \frac{M_{jt}}{TC_{jt}}, \quad (4.3.2)$$

kde:  $M_{jkt}$ .....peněžní hodnota meziprojektu k-té farmy v roce t,  
 $TC_{jkt}$ .....celkové náklady k-té farmy v roce t,  
 $l_{jt}$ ..... koeficient meziprojektu j-té specializace výroby v čase t,  
 $M_{jt}$ .....spotřeba vlastních osiv a krmiv j-té specializace výroby v čase t,  
 $TC_{jt}$ .....celkové náklady j-té specializace výroby v čase t,  
 $k = 1, 2, \dots, K, t = 1, 2, \dots, T, j = 1, 2, \dots, J$ .

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 neumožnila vymezení potřebných ukazatelů v ekologickém zemědělství, proto bylo rovněž využito šetření nákladovosti a výnosnosti vybraných ekologických produktů, publikované autorským kolektivem Poláčková et al. v roce 2005. V důsledku sledování

nákladovosti zmíněnými autory za jednotlivé produkty, vznikla nutnost agregovat meziproducty jednotlivých komodit do výše definovaných specializací výroby. Agregace pro smíšenou výrobu byla provedena na základě vážených průměrů meziproductů nejvýznamnějších komodit české ekologické rostlinné a živočišné výroby, definovaných u rostlinných productů na základě zastoupení na ekologicky obhospodařované orné půdě a podílu na naturální produkci ekologické rostlinné výroby a u živočišné výroby dle podílu celkového počtu zvířat chovaných na ekofarmách a celkového počtu certifikovaných zvířat (vhodnější ukazatel - např. produkce v naturálních jednotkách - nebyl za sledované období k dispozici). Konkrétně byly zmíněnými komoditami následující producty rostlinné výroby - pšenice ozimá, pšenice špalda, tritikále, oves a ječmen jarní. Živočišnou výrobu reprezentoval výkrm skotu a chov krav bez tržní produkce mléka (KBTPM)). Vahami bylo průměrné zastoupení vybraných plodin na orné půdě a podíl vybraných kategorií skotu na celkovém počtu certifikovaného skotu, viz Darmovzalová a Koutná (2007, 2008). Agregace pro polní výrobu obsahovala pouze meziproducty zmíněných obilovin. Meziproduct chovu skotu byl stanoven agregací meziproductů výkrmu skotu a KBTPM.

Vliv cenového vývoje byl u vybraných proměnných (produkce, spotřeba materiálu a energie) 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. Zde je nutné konstatovat, že reálná hodnota výše zmíněných ukazatelů byla stanovena za použití komplexního indexu cen zemědělských výrobců a cen vstupů do zemědělství bez rozlišení na ekologické a konvenční zemědělství, neboť změny cen ekologických zemědělských výrobců nejsou sledovány a oslovené ekologické farmy nebyly ochotny údaje o cenách poskytnout. Uvedeným způsobem mohlo dojít k určitému zkreslení, jehož vliv lze považovat na základě výsledků rozhovorů s ekologickými zemědělci za nevýznamný, neboť v rozhovorech byl potvrzen předpoklad o zanedbatelných diferencích ve vývoji výkupních cen ekologické a konvenční produkce. K obdobnému závěru lze dojít také srovnáním vývoje cen ekologického a konvenčního zemědělství, viz Poláčková et al. (2005).

Na závěr byl pro účely analýzy efektivnosti doplněn údaj o lokalizaci farmy v méně příznivé oblasti (LFA), a to na základě okresu sídla farmy a seznamu obcí

a katastrálních území zařazených do LFA, jež vypracovalo Ministerstvo zemědělství ČR.

Panelová data byla dále očištěna o neúplná pozorování. Odstraněny byly veškeré případy s chybějící, nulovou, nebo zápornou hodnotou výkonů, mzdových nákladů a stálých aktiv. Dále byla data očištěna o odlehlá pozorování, jejichž výskyt byl analyzován pomocí grafické analýzy produktivity práce, produktivity půdy a produktivity kapitálu. Celkem bylo odstraněno 125 pozorování, z nichž 52 náleželo ekologickým podnikům a 73 podnikům konvenčním. Výsledný soubor dat, používaný k odhadům, obsahoval 1 923 pozorování 508 podniků, z nichž 390 pozorování reprezentovalo 129 ekologických podniků a 1 533 pozorování náleželo 379 konvenčním farmám. Ekologické podniky reprezentovaly základní soubor z 52 %. Možnost zobecnění výsledků na základní soubor tedy zůstala i po úpravě dat zachována.



## 5 Výsledky

### 5.1 Deskriptivní analýza výběrového souboru

České ekologické zemědělství se dle statistických šetření prováděných Ministerstvem zemědělství ČR a Ústavem zemědělské ekonomiky a informací nachází ve fázi rozvoje – počet ekologických zemědělců narůstá, zvyšuje se počet ekologicky obhospodařované půdy, pozitivní vývoj vykazuje i ekologická produkce. Naproti tomu konvenční zemědělství lze charakterizovat klesající výměrou obhospodařované půdy i poklesem produkce. Názorné srovnání protichůdných vývojových tendencí je, na příkladu výměry obhospodařované půdy, uvedeno v příloze č. 5. Obdobné vývojové tendence vykazují i podniky výběrového souboru, jejichž vývoj je na několika vybraných ukazatelích v podobě průměrů příslušných průřezových šetření v jednotlivých letech sledovaného období uveden v tabulkách č. 5.1.1 a č. 5.1.2.

**Tab. 5.1.1** – Roční průměry hodnot vybraných ukazatelů výběrového souboru ekologického zemědělství a jejich meziroční indexy

	2004	2005	2006	2007	2008	05/04	06/05	07/06	08/07
Produkce s.c. [tis. Kč]	10721	10787	12175	11294	11497	1,006	1,129	0,928	1,018
Produkce b.c. [tis. Kč]	11707	10858	12312	12953	14137	0,927	1,134	1,052	1,091
Výkony [tis. Kč]	8615	7977	8855	9825	10532	0,926	1,110	1,110	1,072
Tržby za vlastní výrobky a služby [tis. Kč]	8510	7742	8205	9459	10412	0,910	1,060	1,153	1,101
Dotace [tis. Kč]	6900	7703	7902	9366	10776	1,116	1,026	1,185	1,151
Průměrný počet pracovníků [os]	16	16	18	19	22	1,000	1,108	1,080	1,128
Půda [ha]	887	809	811	834	880	0,912	1,002	1,029	1,055
Stálá aktiva [tis. Kč]	12347	15073	17301	19976	20985	1,221	1,148	1,155	1,051
Dlouhodobý nehmotný majetek [tis. Kč]	280	679	260	132	77	2,427	0,382	0,509	0,581
Dlouhodobý hmotný majetek [tis. Kč]	12133	13248	15354	16100	19824	1,092	1,159	1,049	1,231
Dlouhodobý finanční majetek [tis. Kč]	1137	4755	4479	7844	1683	4,180	0,942	1,751	0,215
Spotřeba materiálu a energie [tis. Kč]	4402	4230	5479	5413	5478	0,961	1,295	0,988	1,012
Výsledek hospodaření za účetní období [tis. Kč]	1702	1535	1991	2704	2694	0,902	1,297	1,358	0,996

Zdroj: vlastní výpočet

Produkce sledovaných ekologických podniků v běžných cenách vykazovala v průměru od roku 2005 rostoucí tendenci, viz tabulka č. 5.1.1. Ze srovnání roku 2008 a výchozího období (r. 2004) je patrný nárůst produkce ekologických podniků o 20,7 %. Na uvedených změnách se v průměru ze 74 % podílely výkony, sestávající z tržeb za prodej vlastních výrobků a služeb, změny vnitropodnikových zásob

a aktivace, které se za sledované období zvýšily o 22 %. Objemově nejvýznamnější položkou výkonů byly tržby za prodej vlastních výrobků a služeb, které se v průměru podílely z 97 % na celkové hodnotě výkonů.

Výše popsaný vývoj produkce v běžných cenách neodráží skutečnou změnu objemu naturálních statků produkovaných sledovanými farmami. Uvedený nedostatek byl eliminován využitím ukazatele produkce ve stálých cenách. Z tabulky č. 5.1.1 je patrné, že naturální produkce rostla do roku 2006, kdy převýšila hodnotu roku 2004 o 14 %. Opačný vývoj reálné produkce oproti nominální veličině v roce 2005 byl způsoben poklesem cen v daném období, viz příloha č. 6. V roce 2007 naopak došlo k meziročnímu poklesu produkce ve stálých cenách o 7 %, zatímco produkce v běžných cenách vzrostla o 5 %. Nesoulad vývoje reálné a nominální veličiny lze opět přisoudit vlivu změn cen, které zaznamenaly v roce 2007 značný nárůst. Obdobně je možné interpretovat i rozdíl mezi 2 % meziročním zvýšením naturální produkce a 9 % meziročním zvýšením produkce v běžných cenách v roce 2008.

Výrobní faktory, z nichž byla uvedená produkce realizována, rovněž vykazaly rostoucí tendenci téměř v celém sledovaném období. Průměrný počet pracovníků vzrostl za celé sledované období o 35 %. Stálá aktiva se zvýšila o 70 % vůči výchozímu období, přičemž hlavním determinantem růstu byl zvyšující se objem dlouhodobého hmotného majetku, který vzrostl o 63 % vůči roku 2004, a který v průměru tvořil 90 % stálých aktiv. Průměrná výměra obhospodařované půdy zaznamenala pokles pouze v roce 2005, kdy se počet hektarů, využitých ekofarmami snížil o 9 %. V následujících letech docházelo k nárůstu obhospodařované půdy, nicméně ani v roce 2008 nebylo dosaženo výměry roku 2004.

Ekonomickou situaci sledovaných ekofarek významně ovlivnil také vývoj získaných dotací, jejichž výše téměř odpovídala hodnotě tržeb za prodej vlastních výrobků a služeb. Průměrně dosáhl objem získaných dotací 96 % hodnoty tržeb za prodej vlastních výrobků a služeb. V roce 2008 dokonce sledované ekologické podniky získaly v průměru více finančních prostředků z dotací než z prodeje vlastních výrobků. Objem získaných dotací narůstal v celém sledovaném období a v roce 2008 jeho hodnota překročila o 56 % objem dotací získaný v roce 2004. Pozitivní vývoj dotační politiky významně ovlivnil i konečný výsledek hospodaření

sledovaných ekofarem, které v průměru zakončovaly příslušná účtovací období se ziskem ve výši dvou milionů korun.

Vývoj vybraných ukazatelů v podnicích, reprezentující konvenční zemědělství, je uveden v tabulce č. 5.1.2.

**Tab. 5.1.2** – Roční průměry hodnot vybraných ukazatelů výběrového souboru konvenčního zemědělství a jejich meziroční změny

	2004	2005	2006	2007	2008	05/04	06/05	07/06	08/07
Produkce s.c. [tis. Kč]	49931,4	50849,6	48153,4	45450,2	37138,1	1,018	0,947	0,944	0,817
Produkce b.c. [tis. Kč]	55308,2	50849,6	48733,3	53835,2	48106,3	0,919	0,958	1,105	0,894
Výkony [tis. Kč]	47011,7	42897,4	41281,2	47874,9	43108,5	0,912	0,962	1,160	0,900
Tržby za vlastní výrobky a služby [tis. Kč]	43290,4	40864	39455,7	45422,6	38835,4	0,944	0,966	1,151	0,855
Dotace [tis. Kč]	4288,68	7310,08	8059,79	9233,49	7658,65	1,705	1,103	1,146	0,829
Průměrný počet pracovníků [os]	60,6	56,8	53,9	52,7	43,4	0,937	0,950	0,977	0,823
Půda [ha]	1334,47	1276,06	1261,47	1283,34	1135,46	0,956	0,989	1,017	0,885
Stálá aktiva [tis. Kč]	44821,3	44740,7	45532,5	49810,5	45568,1	0,998	1,018	1,094	0,915
Dlouhodobý nehmotný majetek [tis. Kč]	286,462	864	1152,65	867,986	127,426	3,016	1,334	0,753	0,147
Dlouhodobý hmotný majetek [tis. Kč]	42089,8	41845,4	42576,9	46993,5	43471,2	0,994	1,017	1,104	0,925
Dlouhodobý finanční majetek [tis. Kč]	3197,1	3049,87	3111,22	3013,8	2030,18	0,954	1,020	0,969	0,674
Spotřeba materiálu a energie [tis. Kč]	22950,9	21053,4	22424,2	24680,8	23108,8	0,917	1,065	1,101	0,936
Výsledek hospodaření za účetní období [tis. Kč]	3170,94	1715,08	1870,55	4847,58	1859,63	0,541	1,091	2,592	0,384

Zdroj: vlastní výpočet

Průměrná produkce sledovaných konvenčních podniků v běžných cenách s výjimkou roku 2007 klesala s průměrným meziročním poklesem ve výši 8 %. V roce 2008 tak dosáhla pouze 87 % hodnoty roku 2004. Podíl výkonů na hodnotě produkce v běžných cenách byl u konvenčního zemědělství ještě významnější než u zemědělství ekologického, neboť průměrný podíl výkonů na nominální produkci dosahoval hodnoty 87 %. Podíl tržeb za prodej vlastních výrobků a služeb byl v obou produkčních systémech srovnatelný. V konvenčním zemědělství tvořily tržby 94 % hodnoty výkonů.

Rovněž naturální produkci lze u konvenčního zemědělství charakterizovat klesající tendencí s výjimkou roku 2005. Nejvýraznější pokles lze konstatovat v roce 2008, kdy v důsledku snížení všech výrobních faktorů, došlo k meziročnímu poklesu produkce ve stálých cenách o 18 %.

Vývojové tendence produkce doprovázela změna objemu zapojených výrobních faktorů. Obhospodařovaná půda s výjimkou roku 2007 v celém sledovaném období

klesala a v roce 2008 dosáhla 85 % hodnoty roku 2004. Obdobnou vývojovou tendenci vykázal výrobní faktor práce. Průměrný počet pracovníků se za celé sledované období snížil o 28 %. Nejvýraznější pokles lze zaznamenat v roce 2008, kdy došlo k meziročnímu poklesu o 18 %. Stálá aktiva, reprezentující výrobní faktor kapitál, klesala pouze do roku 2006, kdy byl jejich vývoj oživen nejen dlouhodobým hmotným majetkem, který ve struktuře stálých aktiv zaujímal v průměru 94 %, ale rovněž růstem dlouhodobého nehmotného a finančního majetku. Do konce roku 2007 došlo ve sledovaných podnicích konvenčního zemědělství k dalšímu nárůstu stálých aktiv, meziročně o 9 %. Determinantem uvedeného růstu bylo však pouze navýšení dlouhodobého hmotného majetku, jehož objem se meziročně zvýšil o 10 %. Naopak dlouhodobý finanční majetek a především dlouhodobý nehmotný majetek vykázal oproti roku 2006 pokles, který pokračoval i v roce 2008, kdy došlo k omezení rovněž dlouhodobého hmotného majetku (o 7 % vůči r. 2007) a tedy celkově stálých aktiv (o 8 % vůči r. 2007).

Objem získaných dotací u konvenčních podniků v průměru narůstal až do roku 2007, kdy dosáhl oproti výchozímu období r. 2004 dvojnásobné hodnoty. Následující rok došlo k poklesu finančních prostředků získaných v podobě dotací, meziročně o 17 %. Základní determinant uvedeného poklesu lze identifikovat ve snížení výměry obhospodařované půdy (o 11 % vůči r. 2007).

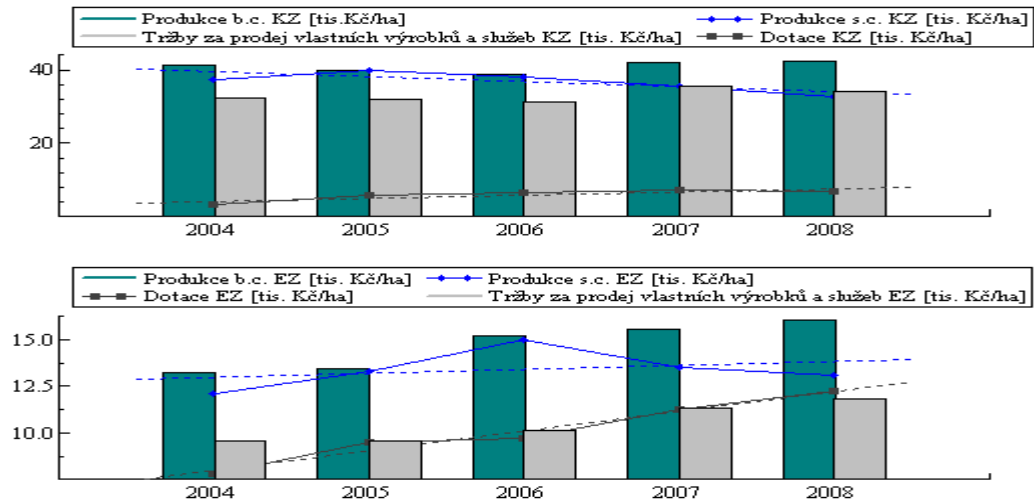
Dotací politika významně ovlivnila hospodaření i v konvenčních podnicích, neboť peněžní prostředky získané v podobě dotací dosáhly v průměru 18 % finančních zdrojů získaných prodejem vlastních výrobků. Ve srovnání s ekologickým zemědělstvím lze však hospodaření konvenčních podniků považovat za méně závislé na finanční podpoře ze strany státu a Evropské unie.

Popsaný vývoj lze shrnout vzájemným srovnáním ekologických a konvenčních podniků zastoupených ve výběrovém souboru. Zmíněná komparace je znázorněna v grafu č. 5.1.1, který zobrazuje vývoj průměrných hodnot vybraných ukazatelů v přepočtu na hektar obhospodařované půdy.

Z uvedeného grafu je patrné, že ekologické farmy dosahují v průměru o 64 % nižší úroveň produkce z hektaru obhospodařované půdy než konvenční podniky. Vývoj produkce je však shodně v obou typech hospodaření ovlivňován primárně vývojem výkonů, v jejichž struktuře převažují tržby za prodej vlastních výrobků a služeb. V ekologickém zemědělství je 72 % produkce realizováno na trzích statků

a služeb. V konvenčním zemědělství nachází externí využití 81 % produkce. Zmíněné vyšší využití produkce ekologického zemědělství k faremním účelům dokládá naplňování principu uzavřenosti ekologického systému hospodaření ve zkoumaných ekofarmách.

**Graf 5.1.1** – Vývoj vybraných ukazatelů výběrového souboru ekologických a konvenčních podniků



Zdroj: vlastní zpracování

Mezi zkoumanými produkčními systémy lze naopak identifikovat odlišný vliv dotační politiky na výsledky hospodaření jednotlivých subjektů. Ekologické zemědělství je na dotacích silně závislé. Finanční prostředky získané v podobě dotací téměř odpovídají objemu zdrojů získaných prodejem vlastních výrobků a služeb. Průměrná ekologická farma získává na dotacích 96 % hodnoty tržeb za prodej vlastních výrobků a služeb, v přepočtu na hektar obhospodařované zemědělské půdy. V konvenčním zemědělství naopak dosahují dotace průměrně pouze 18 % hodnoty tržeb, získaných za prodej vlastních výrobků a služeb z hektaru obhospodařované zemědělské půdy. Ekologické podniky tak v průměru získaly o 80 % více finančních prostředků na hektar obhospodařované půdy v podobě dotací než konvenční podniky. Naopak z prodeje vlastních výrobků a služeb získaly ekologické farmy v průměru o 68 % méně finančních prostředků, v přepočtu na hektar obhospodařované půdy, než konvenční podniky.

V konečném zohlednění veškerých výnosů a nákladů byly sledované konvenční i ekologické podniky v průměru ziskové. Ekologické podniky však prostřednictvím dotační politiky vykázaly v průměru o 18 % vyšší výsledek hospodaření za účetní období na hektar ekologicky obhospodařované půdy (tj. průměrně 2 515Kč/ha).

## 5.2 Produkční schopnost ekologického zemědělství

### 5.2.1 Produkční diferenciál ekologické a konvenční technologie

Ekologická výrobní technologie se vyznačuje některými specifickými rysy, které modifikují produkční potenciál zemědělské výroby. Odlišnost produkční schopnosti ekologického a konvenčního zemědělství byla zkoumána pomocí sdružené produkční funkce v podobě Cobb-Douglasovy funkční formy. Diferenciace mezi zmíněnými produkčními systémy byla modelována zahrnutím dummy proměnné (*D*), charakterizující výrobu ekologickým způsobem, mezi vysvětlující proměnné modelu, reprezentované základními výrobními faktory. Statistickou analýzu proměnných, které vstupovaly do zmíněné sdružené produkční funkce, uvádí následující tabulka č. 5.2.1.

**Tab. 5.2.1** – Deskriptivní statistika proměnných odhadované produkční funkce

	Průměr	Směrodatná odchylka	Šikmost	Špičatost	Minimum	Maximum
<b>Produkce s.c. [tis. Kč]</b>	40362,60	33031,40	0,91	3,27	197,29	167943,00
<b>Průměrný počet pracovníků [os]</b>	47,50	37,90	1,02	3,72	1,00	224,82
<b>Půda [ha]</b>	1187,88	706,94	0,66	2,90	3,95	3286,72
<b>Dl.hmotný a nehmotný majetek [tis. Kč]</b>	37859,30	34792,80	1,31	4,45	113,00	207937,00

*Zdroj: vlastní výpočet*

Celý výběrový soubor lze bez rozlišení na jednotlivé produkční systémy charakterizovat průměrnou roční produkcí ve stálých cenách ve výši 40 362 600 Kč/podnik. Hodnota produkce jednotlivých podniků se od uvedeného průměru odchyluje v průměru o 33 031 400 Kč (viz tabulka č. 5.2.1), což poukazuje na vysokou variabilitu hodnot endogenní proměnné. Minimálně je v celém souboru dosaženo hodnoty produkce ve stálých cenách ve výši 197 290 Kč. Svého maxima naopak dosahuje produkce ve stálých cenách na úrovni 167 943 000 Kč. Z charakteristiky šikmosti je dále patrné, že v uvedeném souboru existuje více hodnot podprůměrných než hodnot nadprůměrných. Koncentrace hodnot kolem střední hodnoty se dle charakteristiky špičatosti blíží normálnímu rozdělení.

Pro dosažení uvedené hodnoty produkce bylo v průměru zaměstnáváno 48 pracovníků. Průměrný počet zaměstnanců jednotlivých podniků výběrového souboru kolísá od uvedené hodnoty v průměru o 38 pracovníků. Minimálně byl zaměstnáván jeden zaměstnanec, naopak maximálně bylo ve výběrovém souboru

zaměstnáváno 225 pracovníků. Obdobně jako u produkce i u počtu pracovníků převažují podprůměrné hodnoty nad nadprůměrnými.

Vybrané podniky obhospodařovaly v průměru 1 188 ha zemědělské půdy. Variabilita výměry obhospodařované půdy je však opět vysoká, o čemž vypovídají i minimální a maximální výměry obhospodařované půdy. Minimálně hospodařily zkoumané zemědělské podniky na 3,95 ha zemědělské půdy, maximální výměra dosahovala 3 287 ha.

Průměrně byl k produkci využit kapitál v hodnotě 37 859 300 Kč. Kolem uvedené hodnoty kolísá dlouhodobý hmotný a nehmotný majetek jednotlivých podniků v průměru o 34 792 800 Kč. Charakteristika šikmosti vykazuje vysokou převahu podprůměrných hodnot nad nadprůměrnými hodnotami kapitálu. Z charakteristiky špičatosti je zřejmá vyšší koncentrace hodnot v blízkosti střední hodnoty, než je tomu u zbývajících proměnných produkční funkce.

Deklarovaná rozmanitost proměnných výběrového souboru byla dále podrobena analýze variance za účelem vymezení zdroje heterogenity dat a následného stanovení vhodné specifikace modelu. Zkoumána byla heterogenita mezi jednotlivými farmami, vyvolaná sledovanými faktory, a heterogenita projevující se uvnitř podniků výběrového souboru v důsledku reziduálních vlivů. Výsledky analýzy, uvedené v tabulce č. 5.2.2, deklarují existenci významné rozdílnosti mezi jednotlivými farmami, které musí být v modelu zohledněny zahrnutím faremních specifíků. Naopak nevýznamná rozlišnost uvnitř jednotlivých farem umožňuje zohlednit heterogenitu pouze pomocí faremně specifických konstant v odhadované produkční funkci, či zahrnutím faremních specifíků do náhodné proměnné.

**Tab. 5.2.2** – Test průřezové heterogenity výběrového souboru

Počet pozorování	1924		
Počet farem	508		
<b>Heterogenita</b>	<b>Reziduální součet čtverců</b>	<b>Počet stupňů volnosti</b>	<b>Průměr čtverců</b>
mezi faremní	2894,3662	507	5,7088
faremní	51,0326	1416	0,0360
celková	2945,3988	1923	1,5317
$\eta^2$	0,9827		
F-hodnota	158,4021	p-hodnota	0,0000

*Zdroj: vlastní výpočet*

Charakter panelových dat připouští existenci rovněž heterogenity mezi jednotlivými obdobími zkoumaného časového horizontu, která vzniká v důsledku působení sledovaných faktorů, a heterogenity uvnitř každého z časových období.

Výsledky testování přítomnosti časové heterogenity jsou uvedeny v následující tabulce č. 5.2.3.

**Tab. 5.2.3** – Test časové heterogenity výběrového souboru

Počet pozorování	1924		
Počet období	5		
<b>Heterogenita</b>	<b>Reziduální součet čtverců</b>	<b>Počet stupňů volnosti</b>	<b>Průměr čtverců</b>
meziobdobími	50,2127	4	12,5532
v rámci období	2895,1861	1991	1,4541
celková	2945,3988	1923	1,5317
$\eta^2$	0,1705		
F-hodnota	8,6327	p-hodnota	0,0000

*Zdroj: vlastní výpočet*

F-testem byla prokázána významnost heterogenity mezi jednotlivými obdobími sledovaného časového horizontu. Uvedenou heterogenitu lze rovněž zohlednit zahrnutím časově specifických konstant do odhadované produkční funkce. Z míry vlivu časové heterogenity na celkovou variabilitu dat, která je mnohem nižší než v případě heterogenity mezifaremní, lze však usuzovat na zanedbatelný vliv opomenutí časové heterogenity v odhadu produkční funkce.

Vysvětlující proměnné produkční funkce byly rovněž podrobeny testování multikolinearity, viz příloha č. 7, v níž jsou rovněž uvedeny statistické charakteristiky transformovaných proměnných. Přítomnost multikolinearity nebyla mezi vysvětlujícími proměnnými prokázána.

Z důvodu existence mezifaremní heterogenity byl odhad produkční funkce založen na specifikaci modelu náhodných efektů, který vychází z předpokladu, že faremní specifika vstupují spolu s ostatními opomenutými proměnnými do náhodné složky modelu. Výsledky odhadu sdružené produkční funkce zobecněnou metodou nejmenších čtverců jsou uvedeny v tabulce č. 5.2.4.



**Tab.5.2.4 - Výsledky odhadu parametrů sdružené produkční funkce**

	Cobb-Douglasova funkce			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND (půda)	0,3014	0,0223	13,5000	0,0000
LWU (práce)	0,5441	0,0178	30,5571	0,0000
LHANM (kapitál)	0,1192	0,0138	8,6242	0,0000
D (dummy proměnná, 1=ekofarma, 0=konvenční farma)	-0,6566	0,0410	-16,0306	0,0000
ONE (konstanta)	5,1282	0,1451	35,3463	0,0000
Var [e]	0,0282			
Var [u]	0,1080			
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,7928			
LMBL <sub>j</sub>	212,26			0,0000
AR1 ( $\rho_1$ )	-0,0191			0,0000
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	1053,13			0,0000
LMBP	0,0005			1,0000
LMBP <sub>G</sub>	39,47			1,0000
Součet čtverců	279,60			
R <sup>2</sup>	0,9050			
F-hodnota <sub>[4,1918]</sub>	4565,90			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,9048			

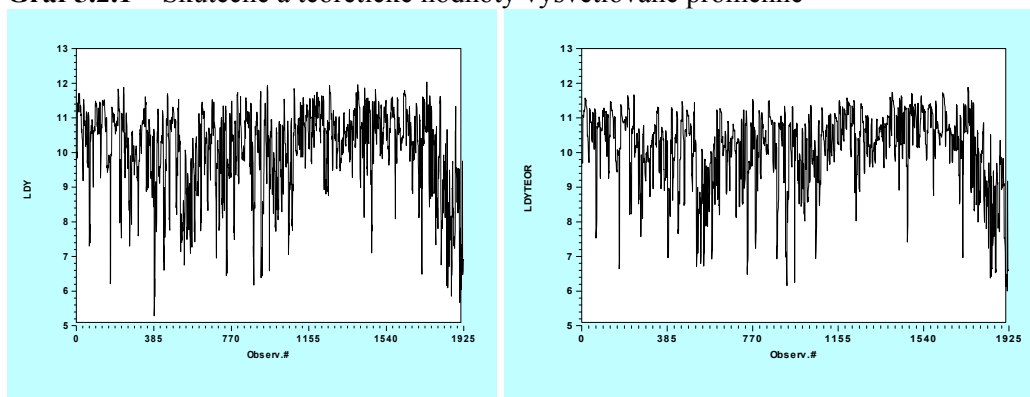
Zdroj: vlastní výpočet

Odhad sdružené produkční funkce se vyznačuje vysokou shodou odhadovaného modelu s daty. Koeficient vícenásobné determinace nabývá hodnot 0,905. Odhadnutý model tedy popisuje z 90,5 % změny vysvětlované proměnné.

Statistická významnost uvedeného koeficientu, testovaná F-testem, determinuje s 95% pravděpodobností vysokou kvalitu získaného odhadu. Statisticky významné jsou na hladině významnosti  $\alpha=5\%$  rovněž všechny odhadnuté parametry modelu.

Graficky je míra shody odhadnutého modelu se skutečnými hodnotami znázorněna v následujícím grafu č. 5.2.1.

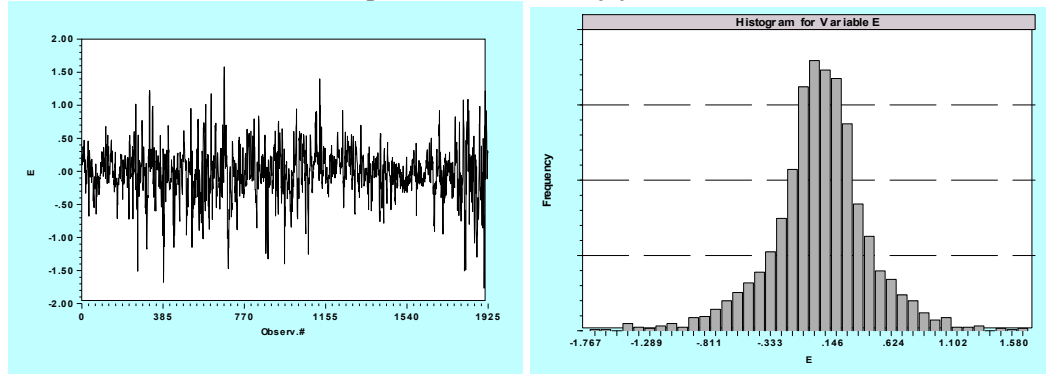
**Graf 5.2.1 – Skutečné a teoretické hodnoty vysvětlované proměnné**



Zdroj: vlastní zpracování

Rozdíly mezi skutečnými hodnotami, znázorněnými v levé části grafu, a teoretickými hodnotami, zobrazenými pravou částí grafu, představuje náhodná složka, jejíž výše a rozdělení jsou uvedeny v grafu č. 5.2.2.

**Graf 5.2.2** – Náhodná složka produkční funkce a její rozdělení

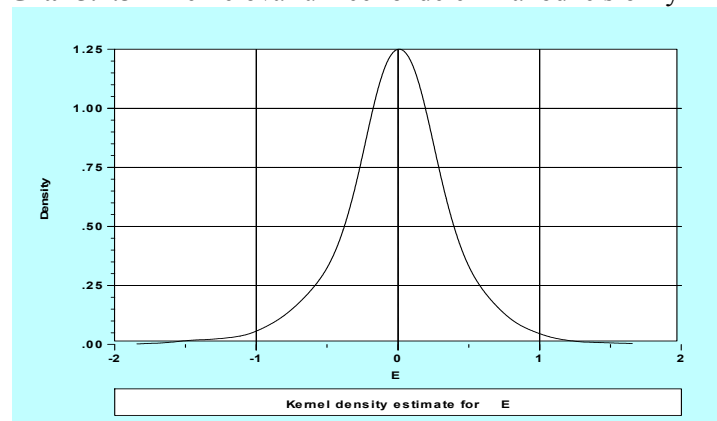


*Zdroj: vlastní zpracování*

Z analýzy výše uvedených odchylek nelze učinit závěr o faktorech působících na jejich vznik, neboť mezi podniky s vysokými odchylkami figurují jak ekologické, tak konvenční farmy, a to přibližně ve stejné četnosti. Rovněž nelze vymezit vliv produkčních faktorů na zmíněný nesoulad skutečných a teoretických hodnot, neboť do skupiny podniků s vysokou hodnotou rezidua patří jak podniky s nízkým rozsahem využívaných faktorů (např. 50 ha obhospodařované půdy, 1 zaměstnanec), tak podniky s vysokým rozsahem vstupů (např. 2 614 ha obhospodařované půdy, 69 zaměstnanců).

Výše uvedený graf č. 5.2.2 deklaruje vyšší špičatost rozdělení náhodné složky, než vykazuje normální rozdělení. Zmíněnou skutečnost lze rovněž znázornit Kernelovou funkcí, viz graf č. 5.2.3.

**Graf 5.2.3** – Kernelova funkce rozdělení náhodné složky



*Zdroj: vlastní zpracování*

Koncentrace hodnot v blízkosti střední hodnoty však je jen nepatrně vyšší než v případě normálního rozdělení, proto lze předpokládat s ohledem na značný rozsah výběrového souboru, že testy založené na normálním rozdělení nepozbývají platnosti.

Naplnění dalších předpokladů o vlastnostech náhodné složky bylo testováno Joint LM testem, dle kterého byla zamítnuta hypotéza o homoskedasticitě náhodné složky a nepřítomnosti její sériové korelace, a to s pravděpodobností 95 %. Uvedená skutečnost vyžadovala další testy, umožňující určit příčinu zamítnutí zmíněné hypotézy. Předpoklad homoskedasticity náhodných složek byl testován pomocí Breusch-Paganovy statistiky, dle jejíž hodnoty byla s pravděpodobností 95 % přijata nulová hypotéza o konstantním rozptylu náhodné složky. V modelu se rovněž nevyskytuje skupinová heterostedasticita, viz  $LMBP_G$  statistika v tabulce č. 5.2.4.

Woldridgovým testem byla testována sériová korelace náhodné složky. Odhadnutý parametr autokorelace prvního řádu a jeho statistická významnost poukazují na přítomnost mírné negativní autokorelace. Uvedená autokorelace byla zohledněna pomocí Prais-Winstenovi transformace, viz tabulka č. 5.2.5.

**Tab.5.2.5** - Výsledky odhadu parametrů sdružené produkční funkce po Prais-Winstenově transformaci

	Cobb-Douglasova funkce			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,2444	0,0248	9,8714	0,0000
LWU	0,6159	0,0206	29,8902	0,0000
LHANM	0,1004	0,0158	6,3535	0,0000
D	-0,6577	0,0432	-15,2139	0,0000
ONE	5,4564	0,1618	33,7235	0,0000
$\rho$	-0,2123			
Var [e]*(1- $\rho$ ) <sup>2</sup>	0,0268			
Var [u]*(1- $\rho$ ) <sup>2</sup>	0,1579			
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,8551			
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	650,20			0,0000
Součet čtverců	2876,65			
R <sup>2</sup>	0,9066			
F-hodnota <sub>[4,1918]</sub>	4651,59			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,9064			

Zdroj: vlastní výpočet

Srovnáním obou odhadů lze potvrdit tvrzení Huška (1999), dle kterého zohlednění autokorelace s nižší absolutní hodnotou odhadu koeficientu autokorelace prvního řádu, než je hodnota 0,3, nemusí vést ke zvýšení vydatnosti odhadnutých parametrů. Z tabulky č. 5.2.5. je patrné, že transformace proměnných za účelem

odstranění autokorelace vedla k nárůstu standardních chyb získaných odhadů i ke zvýšení čtverců reziduí, a to při nevýznamném zlepšení míry shody odhadu s empirickými daty, kvantifikované koeficientem vícenásobné determinace.

Správnost specifikace modelu z hlediska existence faremních specifík dokazuje Baltagi-Li Lagrange multiplier test, jehož nulová hypotéza o neexistenci mezifaremního efektu byla na hladině významnosti  $\alpha=5\%$  zamítnuta ve prospěch alternativní hypotézy o adekvátnosti zahrnutí faremních specifík do náhodné složky modelu.

Odhadnutou Cobb-Douglasovu produkční funkci lze přepsat do následující linearizované funkční formy:

$$LDY_{kt} = 5,4564 - 0,6577 D_k + 0,2444 L_{LAND}_{kt} + 0,6159 LWU_{kt} + 0,1004 L_{HANM}_{kt} + v_{kt} \quad (5.2.1)$$

(0,1618)
(0,0432)
(0,0248)
(0,0206)
(0,0158)

Z parametru dummy proměnné vyplývá negativní vliv ekologického způsobu hospodaření na výslednou produkci. Převod produkční funkce do mocninného tvaru umožňuje další analýzu vlivu ekologického způsobu hospodaření.

Mocninný tvar produkční funkce konvenčního zemědělství nabývá následující formy:

$$\hat{y}_{kt} = 234,25 L_{kt}^{0,244} WU_{kt}^{0,616} K_{kt}^{0,100} . \quad (5.2.2)$$

Produkční funkce ekologického zemědělství je po převodu na mocninný tvar vyjádřena následujícím vztahem:

$$\hat{y}_{kt} = 121,35 L_{kt}^{0,244} WU_{kt}^{0,616} K_{kt}^{0,100} . \quad (5.2.3)$$

Z konstant produkčních funkcí je patrné snížení produkce o 48 % při hospodaření ekologickým způsobem za předpokladu stejné výše vstupů do obou produkčních systémů. Výše zmíněný závěr, podložený statistickou významností parametru dummy proměnné, potvrzuje hypotézu o snížení produkce farmy v důsledku ekologického způsobu hospodaření. Pracovní hypotéza **H<sub>1</sub>** byla tedy **prokázána**.

Z hlediska vlivu produkčních faktorů lze považovat za nejvýznamnější výrobní faktor zemědělství práci. Uvedená skutečnost je spojena s vysokou náročností zemědělství na manuální lidskou činnost i s nejvyšší možností variability zmíněného výrobního faktoru ve srovnání s geograficky omezeným množstvím půdy i s omezeným přístupem ke kapitálu. Produkci farem lze tedy primárně zvyšovat

zaměstnáním dalších pracovníků, neboť z produkční funkce vyplývá, že každý procentní nárůst počtu zaměstnanců zvyšuje produkci o 0,62 %.

Vázanost zemědělské produkce na půdu je spojena s vyšší významností výrobního faktoru půdy než kapitálu. Průměrně dochází při zvýšení výměry obhospodařované půdy o 1 % k nárůstu produkce o 0,24 %. Na procentní změnu využívaného kapitálu reaguje produkce farem v průměru 0,10% nárůstem.

Diferenciaci produkční schopnosti ekofarem v závislosti na výrobní specializaci lze zkoumat odhadem specifických sdružených produkčních funkcí, odpovídajících zkoumaným výrobním zaměřením, při zachování principu odlišení ekologického způsobu hospodaření pomocí dummy proměnné.

Produkční funkce, reprezentující polní výrobu, jejíž odhad je uveden v příloze č. 8, nabývá následující linearizované funkční formy:

$$LDY_{kt} = 3,5398 - 0,3833 D_k + 0,1974 LLAND_{kt} + 0,1358 LWU_{kt} + 0,4812 LHANM_{kt} + v_{kt} \quad (5.2.4)$$

(0,6106)
(0,2285)
(0,0927)
(0,0695)
(0,0688)

Z odlogaritmované hodnoty parametru dummy proměnné výše uvedené funkce je patrné, že podniky, provozující ekologickou polní výrobu, dosahují, při stejném objemu zapojených výrobních faktorů, pouze 68 % produkce konvenčních podniků s polní výrobou. Uvedený parametr lze však považovat za statisticky významný pouze na hladině významnosti  $\alpha=10\%$ , tedy s 90% pravděpodobností, což lze považovat za důsledek zastoupení specifických technologií různých odvětví v souhrnné kategorii polní výroby. Z hlediska statistické významnosti parametrů nedosahuje zmíněná specifická produkční funkce kvality odhadu sdružené produkční funkce popsané vztahem 5.2.1. S pravděpodobností 95 % lze za statisticky významné přijmout pouze odhady konstanty a parametrů půdy a kapitálu. Průkaznost parametru výrobního faktoru práce lze přijmout pouze na hladině významnosti  $\alpha=10\%$ . Rovněž míra shody odhadnutého modelu s daty poukazuje na nižší kvalitu odhadu uvedené specifické produkční funkce ve srovnání se sdruženou produkční funkcí (viz vztah 5.2.1).

Technologický proces chovu skotu vyjadřuje následující produkční funkce, jejíž odhad je uveden v příloze č. 9:

$$LDY_{kt} = 5,0679 - 1,0803 D_k + 0,2875 LLAND_{kt} + 0,3786 LWU_{kt} + 0,1980 LHANM_{kt} + v_{kt} \quad (5.2.5)$$

(1,1772)
(0,3792)
(0,1433)
(0,1521)
(0,0842)

Odhad produkční funkce chovu skotu rovněž deklaroval nižší produkční schopnost ekologického zemědělství. Ekofarmy specializované na chov skotu dosahují o 66 % nižší produkce ve srovnání s konvenčními podniky stejné specializace. Uvedenou skutečnost potvrzuje opět průkaznost parametru dummy proměnné, který lze s pravděpodobností 95 % považovat za statisticky významný. Stejně statistické vlastnosti vykazují i ostatní parametry zkoumané produkční funkce. Uvedený odhad dosahuje rovněž vysoké shody s empirickými daty, kvantifikované koeficientem vícenásobné determinace a verifikované F-testem, dle kterých odhadnuté parametry výrobních faktorů s pravděpodobností 95 % popisují z 92,5 % technologický proces chovu skotu. Vypovídací schopnost uvedeného odhadu je však značně omezena nemožností dalšího rozdělení chovu skotu na mléčnou a masnou produkci. Z uvedeného důvodu nelze předpokládat, že jsou komparovány podniky, zabývající se shodnou specializací chovu skotu, což je pravděpodobně důvodem nenaplnění předpokladu o minimální diferenciaci produkční schopnosti ekologického a konvenčního chovu, který byl založen na obdobných technologických přístupech pastevního výkrmu skotu.

Následující tabulka č. 5.2.6 uvádí obě specializované produkční funkce v mocninném vyjádření a doplňuje je produkční funkcí smíšené výroby, jejíž odhad je uveden v příloze č. 10.

**Tab. 5.2.6 – Sdružené specializované produkční funkce**

	<i>Ekologické zemědělství</i>	<i>Konvenční zemědělství</i>
<b>Polní výroba</b>	$\hat{y}_{kt} = 23,489L_{kt}^{0,197}WU_{kt}^{0,136}K_{kt}^{0,481}$	$\hat{y}_{kt} = 34,461L_{kt}^{0,197}WU_{kt}^{0,136}K_{kt}^{0,481}$
<b>Chov skotu</b>	$\hat{y}_{kt} = 53,922L_{kt}^{0,288}WU_{kt}^{0,379}K_{kt}^{0,198}$	$\hat{y}_{kt} = 158,834L_{kt}^{0,288}WU_{kt}^{0,379}K_{kt}^{0,198}$
<b>Smíšená výroba</b>	$\hat{y}_{kt} = 171,014L_{kt}^{0,255}WU_{kt}^{0,648}K_{kt}^{0,049}$	$\hat{y}_{kt} = 330,488L_{kt}^{0,255}WU_{kt}^{0,648}K_{kt}^{0,049}$

Zdroj: vlastní výpočet

Vzájemné porovnání výše uvedených produkčních funkcí poukazuje na nejnižší diferenciaci v polní výrobě, kde ekofarmy dosahují v průměru 68 % produkce konvenčních podniků s polní výrobou. Ve smíšené výrobě dosahuje ekologické zemědělství 52 % produkční schopnosti konvenční technologie. Hypotézu, definující rozdílnost v produkční schopnosti ekologických farem různých specializací, lze přijmout pouze částečně. Diferenciace sice byla prokázána, ale výrobní specializace vykazovaly zcela odlišné rozdíly, než bylo předpokládáno. Zmíněná

skutečnost může být vyvolána výše uvedenou nemožností přesné identifikace komparovaných specializací chovu skotu. Hypotéza **H<sub>2</sub>** **nebyla prokázána**.

Specializované produkční funkce lze dále aplikovat za účelem komparace produkčních schopností jednotlivých vstupů ve zkoumaných výrobních zaměřeních. Polní výroba vykazuje z uvedených specializací nejnižší produkční schopnost výrobního faktoru práce. Procentním zvýšením počtu zaměstnanců lze zvyšovat produkci pouze o 0,14 %. Naopak vysokou produkční schopnost vykazuje v polní výrobě kapitál. Na každé procentní navýšení dlouhodobého hmotného a nehmotného majetku reaguje produkce nárůstem o 0,48 %. Uvedená skutečnost poukazuje na vysoký vliv technologické vybavenosti na objem vytvořené produkce. Zároveň lze uvedený výsledek považovat za důsledek technologického pokroku a modernizace českého zemědělství, jež umožňuje snižovat sklizňové ztráty i potřebu lidského kapitálu.

Chov skotu naopak vykazuje z výše uvedených výrobních specializací nejvyšší produkční schopnost obhospodařované půdy. Procentní nárůst obhospodařované půdy vyvolává v chovu skotu zvýšení produkce o 0,29 %. Tento překvapivý závěr může být vyvolán právě zastoupením ekologických podniků ve výběrovém souboru, pro něj je charakteristický převážně pastevní chov skotu. Oproti polní výrobě vykazuje chov skotu vyšší produkční schopnost výrobního faktoru práce, jehož procentní nárůst vyvolává zvýšení produkce o 0,38 %.

Faktor práce však dosahuje nejvyšší produkční schopnosti ve smíšené výrobě, kde procentní navýšení počtu zaměstnanců umožňuje zvýšení produkce o 0,65 %. Zmíněný vliv lidského kapitálu je doprovázen nízkou produkční schopností finančního kapitálu, jehož procentní nárůst vyvolává pozitivní změnu produkce pouze ve výši 0,05 %. Zmíněný výsledek v komparaci s polní výrobou naznačuje existenci silného substitučního vztahu mezi výrobními faktory práce a kapitálu.

Na závěr uvedených analýz je důležité poznamenat, že specializace polní výroby i chovu skotu jsou ve zkoumaném výběrovém souboru zastoupeny poměrně malým počtem subjektů, což mohlo vyvolat popsání odchylky od teoretických předpokladů a což neumožňuje považovat získané závěry za všeobecně platné.

Výše popsané vlivy základních výrobních faktorů dle sdružené produkční funkce jsou společné pro oba typy hospodaření. Z důvodu prokázané technologické rozdílnosti ekologického a konvenčního zemědělství lze však předpokládat odlišné

působení jednotlivých výrobních faktorů v uvažovaných produkčních systémech. Zmíněné diference jsou analyzovány modelováním oddělených produkčních funkcí.

### 5.2.2 Determinanty produkce ekologického zemědělství

Výběrový soubor podniků, reprezentující ekologické zemědělství, lze charakterizovat průměrnou roční produkcí ve stálých cenách ve výši 11 355 300 Kč/podnik. Produkce jednotlivých podniků se od uvedené hodnoty v průměru odlišuje o 16 532 900 Kč. Minima nabývá na úrovni 197 290 Kč/podnik, nejvýkonnější podnik vykazuje produkci ve výši 101 074 000 Kč/podnik (viz tabulka č. 5.2.7).

**Tab. 5.2.7** – Deskriptivní statistika proměnných odhadované produkční funkce ekologického zemědělství

	Průměr	Směrodatná odchylka	Šikmost	Špičatost	Minimum	Maximum
<b>Produkce s.c. [tis. Kč]</b>	11355,30	16532,90	2,90	12,57	197,29	101074
<b>Průměrný počet pracovníků</b>	17,98	24,13	3,71	24,70	1	217,15
<b>Půda [ha]</b>	838,88	646,02	1,07	3,73	11,84	3272,45
<b>DI. hmotný a nehmotný majetek [tis. Kč]</b>	15160,70	20980,90	2,64	10,89	113	122284
<b>Přímé platby [tis. Kč]</b>	2766,37	2564,64	1,62	5,90	0,00	14583
<b>Ostatní dotace bez EZ [tis. Kč]</b>	4690,23	4279,79	1,89	9,18	0,00	31748,80
<b>Dotace na podporu EZ [tis. Kč]</b>	1268,73	1199,69	1,99	9,22	0,00	8632,38

*Zdroj: vlastní výpočet*

Směrodatná odchylka endogenní proměnné produkčního modelu spolu s oběma extrémy deklaruje vysokou heterogenitu produkce zkoumaných ekofarem. Charakteristika šikmosti vypovídá o vyšší četnosti podprůměrných hodnot endogenní proměnné ve srovnání se zastoupením hodnot nadprůměrných. Špičatost endogenní proměnné zároveň prokazuje na vysokou koncentraci hodnot endogenní proměnné okolo střední hodnoty.

Sledované ekofarmy v průměru zaměstnávaly 18 pracovníků. Počet pracovníků jednotlivých farem kolísal oproti zjištěnému průměru s průměrnou odchylkou na úrovni 24 pracovníků. Nejvíce bylo v souboru ekologických farem zaměstnáváno jednou farmou 217 zaměstnanců. Rozsah výrobního faktoru práce se však vyznačoval především výrazným excesem kolem střední hodnoty.

Výrobním faktorem, vyznačujícím se nejnižší variabilitou v rámci sledovaných podniků, byla půda, reprezentovaná průměrnou výměrou ve výši 839 ha zemědělské



půdy a směrodatnou odchylkou na úrovni 646 ha. Ve sledovaném souboru převažovaly opět podniky s podprůměrnou výměrou, ale jejich koncentrace okolo střední hodnoty se ve srovnání s ostatními výrobními faktory nejvíce přiblížila normálnímu rozdělení. Minimálně bylo hospodařeno na 11,84 ha zemědělské půdy, z hlediska rozsahu obhospodařované půdy lze za největší podnik ve výběrovém souboru označit podnik s výměrou 3 272,5 ha.

Dlouhodobý hmotný a nehmotný majetek oproti půdě vykázal největší variabilitu. Jednotlivé podniky se odchylovaly od průměrné hodnoty ve výši 15 160 700 Kč/podnik v průměru o 20 980 900 Kč s výraznou převahou podniků hospodařících s nižší hodnotou dlouhodobého hmotného a nehmotného majetku než průměrný podnik.

Z hlediska čerpaných dotací získaly sledované ekologické podniky ročně v průměru 2 766 370 Kč přímých plateb. Od uvedené hodnoty se jednotlivé podniky odchylovaly průměrně o 2 564 640 Kč. Charakteristika šikmosti vymezuje i u přímých plateb vyšší zastoupení podprůměrných hodnot než hodnot nadprůměrných. Na rozdíl od předchozích ukazatelů jsou však střední hodnoty ve variačním rozpětí rovnoměrněji rozloženy. Z minimální hodnoty přímých plateb je patrné, že alespoň jeden ze sledovaných podniků přímé platby nečerpal. Maximální hodnota vykazuje získání 14 583 000 Kč jednou ekofarmou prostřednictvím přímých plateb.

Zkoumané podniky získaly v průměru 1 268 730 Kč v podobě dotace na podporu ekologického zemědělství, poskytnuté v rámci HRDP a PRV. Směrodatná odchylka uvedeného ukazatele vymezuje variabilitu dotací na podporu ekologického zemědělství na úrovni 1 199 690 Kč. Dle charakteristiky špičatosti lze usuzovat na vysokou koncentraci hodnot získaných dotací na podporu ekologického zemědělství okolo zmíněné střední hodnoty. Alespoň jeden ze zkoumaných podniků hospodařil bez získání popisované dotace, maximálně byla jednou ekofarmou čerpána dotace na podporu ekologického zemědělství v hodnotě 8 632 380 Kč.

Sledované podniky kromě přímých plateb a dotací na podporu ekologického zemědělství čerpaly i další dotace, a to v průměrné výši 4 690 230 Kč/podnik se směrodatnou odchylkou na úrovni 4 279 790 Kč. Maximálně prostřednictvím uvedených dotací bylo jednou farmou získáno 31 748 800 Kč.

Souhrnně lze konstatovat vysokou rozmanitost ekologicky hospodařících podniků. Zdroj uvedené heterogenity byl testován analýzou variability, jejíž výsledky v rámci průřezové heterogenity uvádí následující tabulka č. 5.2.8.

**Tab. 5.2.8** – Test průřezové heterogenity výběrového souboru ekofarem

Počet pozorování	390		
Počet farem	129		
<b>Heterogenita</b>	<b>Reziduální součet čtverců</b>	<b>Počet stupňů volnosti</b>	<b>Průměr čtverců</b>
mezifaremní	612,7912	128	4,7874
faremní	28,3330	261	0,1086
celková	641,1243	389	1,6481
$\eta^2$	0,9558		
F-hodnota	44,1012	p-hodnota	0,0000

*Zdroj: vlastní výpočet*

F-testem byla potvrzena existence průřezové heterogenity. Zdrojem rozdílnosti jsou dle hodnot koeficientu  $\eta^2$  rozdíly mezi jednotlivými subjekty, vyvolané sledovanými faktory. Variabilita vysvětlující proměnné je tedy z 95,58 % vyvolána faremními specifiky, které lze zohlednit v odhadovaném modelu prostřednictvím diferenciace konstanty zkoumané produkční funkce.

Jak již bylo uvedeno v analýze sdružené produkční funkce, charakter panelových dat umožňuje rovněž existenci heterogenity mezi jednotlivými obdobími zkoumaného časového horizontu, či heterogenity uvnitř každého z časových období. Výsledky analýzy variance časové heterogenity uvádí tabulka č. 5.2.9.

**Tab. 5.2.9** – Test časové heterogenity výběrového souboru ekofarem

Počet pozorování	390		
Počet období	5		
<b>Heterogenita</b>	<b>Reziduální součet čtverců</b>	<b>Počet stupňů volnosti</b>	<b>Průměr čtverců</b>
meziobdobími	0,7838	4	0,1960
v rámci období	640,3404	385	1,6632
celková	641,1243	389	1,6481
$\eta^2$	0,0012		
F-hodnota	0,1178	p-hodnota	0,9884

*Zdroj: vlastní výpočet*

Výsledek F-testu významnost časové heterogenity nepotvrdil. Dle F-hodnoty lze s pravděpodobností 98,84 % přijmout nulovou hypotézu, definující shodu středních hodnot ve všech časových obdobích.

Z výše uvedených důvodů byla produkční funkce ekologického zemědělství specifikována v podobě obou modelů, zohledňující existenci faremních specifíků, tj. modelem náhodných efektů i modelem fixních efektů. Výsledky odhadů

uvedených modelů jsou v podobě Cobb-Douglasovy<sup>4</sup> funkční formy uvedeny v tabulce č. 5.2.10.

**Tab. 5.2.10** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy produkční funkce ekologického zemědělství

	Cobb-Douglasova funkce							
	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,3327	0,0498	6,6767	0,0000	0,2439	0,0957	2,5486	0,0112
LWU	0,4943	0,0386	12,7902	0,0000	0,3738	0,0535	6,9907	0,0000
LHANM	0,1156	0,0336	3,4377	0,0006	0,0329	0,0475	0,6929	0,4888
ONE	4,4086	0,3392	12,9979	0,0000				
Var [e]	0,0865							
Var [u]	0,2229							
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,7205							
LMBL <sub>j</sub>	201,66			0,0000				
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	109,72			0,0000				
ARI ( $\rho_1$ )	-0,2353			0,0034				
LMBP <sub>G</sub>	973,33			0,0000				
LM					518,01			0,0000
LMBP					0,0002			1,0000
Hausman [3]	27,85			0,0000				
Součet čtverců	131,07				22,31			
R <sup>2</sup>	0,7968				0,9652			
F-hodnota <sub>{3,386}</sub>	504,61			0,0000				
F-hodnota <sub>{131,258}</sub>					54,6300			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,7952				0,9475			

Zdroj: vlastní výpočty

Odhadnuté parametry mezi jednotlivými modely vykazují značnou variabilitu, jež vzniká v důsledku krátké časové řady, vstupující do panelových dat, což potvrzuje tvrzení, které uvádí například Hsiao (2003).

Z hlediska shody odhadnutého modelu s daty lze za vhodnější označit model fixních efektů, který vysvětluje změny produkce z 94,75 %, a to s 95% pravděpodobností průkaznosti koeficientu vícenásobné determinace.

Model fixních efektů lze považovat za vhodnější způsob specifikace zkoumaného modelu rovněž dle Hausmanovy statistiky, dle které není odhad modelu náhodných efektů konzistentní.

<sup>4</sup> Produkční funkce ekologického zemědělství byla specifikována rovněž v podobě translogaritmické funkce, jejíž odhad, uvedený v příloze č. 11, však ani po odstranění heteroskedasticity a autokorelace nevykazoval odpovídající statistické vlastnosti.

Odhad produkční funkce byl proveden rovněž pro jednotlivé výrobní specializace, tedy polní výrobu a chov skotu. Nízká četnost dat, odpovídající jednotlivým OKEČ, umožnila kvalitnější odhad pouze u chovu skotu. Z důvodu neprůkaznosti parametru výrobního faktoru půda, viz příloha č. 12, však nebyl uveden odhad použit pro další analýzu.

V obou modelech však dochází k narušení předpokladů o vlastnostech náhodné složky. V modelu náhodných efektů byla detekována existence skupinové heteroskedasticity, a to prostřednictvím Joint LM testu a následným Breusch-Paganovým testem skupinové heteroskedasticity. V modelu fixních efektů byla Godfreyovým LM testem zjištěna přítomnost autokorelace prvního řádu.

Uvedené porušení předpokladů bylo odstraněno úpravou koeficientu  $\theta_k$ , používaného k transformaci proměnných modelu náhodných efektů, o skupinové směrodatné odchylky. Autokorelace modelu fixních efektů byla zohledněna Prais-Winstenovou transformací. Výsledky odhadů po provedení zmíněných úprav jsou uvedeny v tabulace č. 5.2.11.

**Tab. 5.2.11** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy produkční funkce ekologického zemědělství po odstranění skupinové heteroskedasticity a autokorelace

	Cobb-Douglasova funkce							
	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,3942	0,0570	6,9115	0,0000	0,1002	0,1083	0,9253	0,3554
LWU	0,4970	0,0389	12,7823	0,0000	0,4729	0,0711	6,6470	0,0000
LHANM	0,0720	0,0336	2,1441	0,0320	-0,0429	0,0677	-0,6335	0,5268
ONE	4,2629	0,3423	12,4545	0,0000				
Var [e]	0,0865							
Var [u]	0,2229							
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,7205							
$\chi^2$ [2]	2,87			0,2376	4779,53			0,0000
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	109,72			0,0000				
AR1 ( $\rho_1$ )	-0,2353			0,0034				
LMBP					0,0002			1,0000
Hausman [3]	7,31			0,0627				
Součet čtverců	139,11				12,75			
R <sup>2</sup>	0,7877				0,9767			
F-hodnota <sub>{3,386}</sub>	477,34			0,0000				
F-hodnota <sub>{131,258}</sub>					55,4400			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,7860				0,9591			

Zdroj: vlastní výpočty

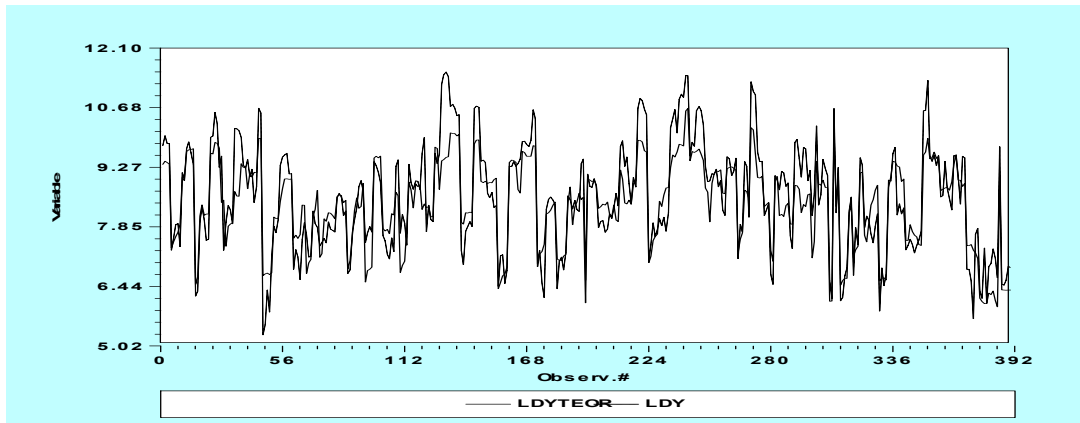
Zohlednění skupinové heteroskedasticity v modelu náhodných efektů zachovalo průkaznost parametrů modelu. Dle výsledků t-testu lze s pravděpodobností 95 % zamítnout nulovou hypotézu o statistické nevýznamnosti parametrů všech vysvětlujících proměnných. V modelu fixních efektů<sup>5</sup> však vyvolala transformace proměnných do podoby upravených postupných diferencí snížení pravděpodobnosti statistické významnosti vysvětlujících proměnných.

<sup>5</sup> Parametry dummy proměnných, reprezentující faremní specifika, jsou uvedeny v příloze č. 13.

Zlepšení odhadu ve prospěch modelu náhodných efektů potvrzuje rovněž Hausmanova statistika, dle které lze s pravděpodobností 95 % zamítnout alternativní hypotézu o existenci korelace mezi faremními specifiky a vysvětlujícími proměnnými modelu.

Model náhodných efektů statisticky průkazně popisuje změny vysvětlované proměnné prostřednictvím zahrnutých vysvětlujících proměnných, neboť s pravděpodobností 95 % je koeficient vícenásobné determinace na základě F-testu statisticky významný. Míra shody teoretických hodnot produkce, odvozených z odhadnuté produkční funkce, se skutečnými hodnotami je znázorněna v následujícím grafu č. 5.2.4.

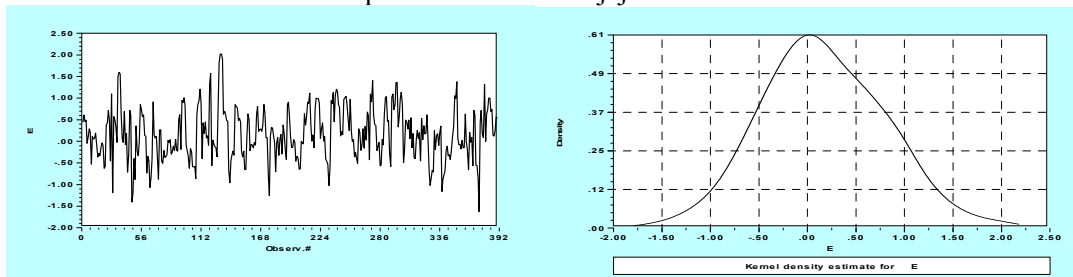
**Graf 5.2.4** – Skutečné a teoretické hodnoty vysvětlované proměnné modelu náhodných efektů



*Zdroj: vlastní zpracování*

Výši odchylek mezi skutečnými a teoretickými hodnotami vysvětlované proměnné reprezentují hodnoty reziduí, znázorněné v grafu č. 5.2.5, kde je rovněž zobrazeno rozdělení pravděpodobnosti náhodné složky. Jacque-Bera test normality rozdělení reziduí, jehož Bowmanova-Shentonova  $\chi^2$  statistika je uvedena v tabulce č. 5.2.11, prokázal s pravděpodobností 95 %, že rozdělení reziduí produkční funkce ekologického zemědělství, specifikované modelem náhodných efektů, odpovídá normálnímu rozdělení s nulovou střední hodnotou a s konstantním rozptylem. Výsledky testů, založených na uvedeném rozdělení, lze považovat za statisticky významné.

**Graf 5.2.5** – Náhodná složka produkční funkce a její rozdělení



Zdroj: vlastní zpracování

Za účelem analýzy diferencí v působení základních výrobních faktorů v ekologickém a konvenčním zemědělství byla odhadnuta rovněž produkční funkce konvenčního zemědělství (viz příloha č. 14). Produkční funkce obou dvou systémů hospodaření lze ve specifikaci modelu náhodných efektů přepsat do mocninných funkčních forem, uvedených v následující tabulce č. 5.2.12.

**Tab. 5.2.12** – Produkční funkce ekologického a konvenčního zemědělství

	<i>Ekologické zemědělství</i>	<i>Konvenční zemědělství</i>
Celková produkce	$\hat{y}_{kt} = 71,014L_{kt}^{0,394}WU_{kt}^{0,497}K_{kt}^{0,072}$	$\hat{y}_{kt} = 203,963L_{kt}^{0,217}WU_{kt}^{0,676}K_{kt}^{0,107}$
Mezní produkce	$\frac{\partial \hat{y}_{kt}}{\partial L} = 27,992L_{kt}^{-0,606}WU_{kt}^{0,497}K_{kt}^{0,072}$	$\frac{\partial \hat{y}_{kt}}{\partial L} = 44,246L_{kt}^{-0,783}WU_{kt}^{0,676}K_{kt}^{0,107}$
	$\frac{\partial \hat{y}_{kt}}{\partial WU} = 35,292L_{kt}^{0,394}WU_{kt}^{-0,503}K_{kt}^{0,072}$	$\frac{\partial \hat{y}_{kt}}{\partial WU} = 137,79L_{kt}^{0,217}WU_{kt}^{-0,324}K_{kt}^{0,107}$
	$\frac{\partial \hat{y}_{kt}}{\partial K} = 5,113L_{kt}^{0,394}WU_{kt}^{0,497}K_{kt}^{-0,928}$	$\frac{\partial \hat{y}_{kt}}{\partial K} = 21,752L_{kt}^{0,217}WU_{kt}^{0,676}K_{kt}^{-0,893}$
Průměrná produkce	$\frac{\hat{y}_{kt}}{L} = 71,014L_{kt}^{-0,606}WU_{kt}^{0,497}K_{kt}^{0,072}$	$\frac{\hat{y}_{kt}}{L} = 203,963L_{kt}^{-0,783}WU_{kt}^{0,676}K_{kt}^{0,107}$
	$\frac{\hat{y}_{kt}}{WU} = 71,014L_{kt}^{0,394}WU_{kt}^{-0,503}K_{kt}^{0,072}$	$\frac{\hat{y}_{kt}}{WU} = 203,963L_{kt}^{0,217}WU_{kt}^{-0,324}K_{kt}^{0,107}$
	$\frac{\hat{y}_{kt}}{K} = 71,014L_{kt}^{0,394}WU_{kt}^{0,497}K_{kt}^{-0,928}$	$\frac{\hat{y}_{kt}}{K} = 203,963L_{kt}^{0,217}WU_{kt}^{0,676}K_{kt}^{-0,893}$

Zdroj: vlastní výpočet

Produkční proces ekologického zemědělství lze popsat vysokou závislostí na výrobních faktorech práce i půdy. Ze sledovaných vstupů dosahuje práce nejvyšší výkonnosti, neboť navýšení počtu pracovníků o 1 % přináší zvýšení produkce o 0,50 %. Uvedená skutečnost umožňuje **přijmout** hypotézu **H<sub>3</sub>** o síle vlivu výrobního faktoru práce.

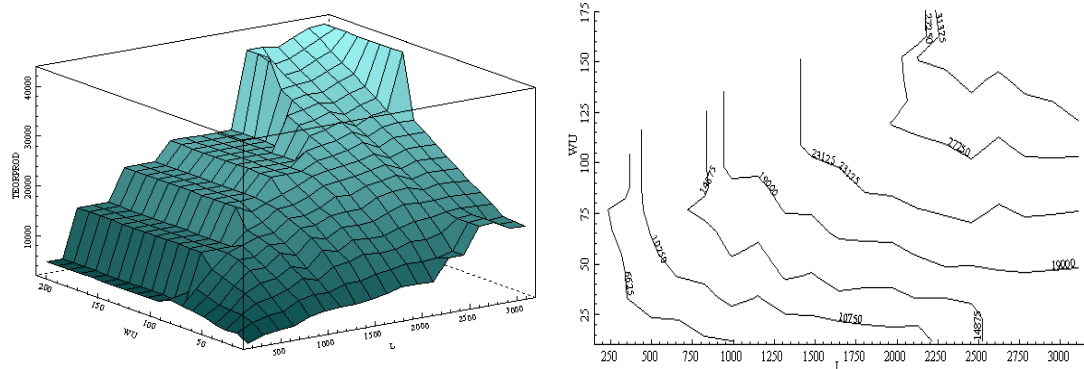
Výši produkce mohou ekologičtí producenti významně ovlivňovat rovněž změnami výměry obhospodařované půdy. Na procentní navýšení uvedené výměry totiž reaguje produkce nárůstem o 0,39 %.

Kapitál naopak v produkční funkci ekologického zemědělství vykazuje nízkou produkční výkonnost. Objem produkce se v důsledku procentního navýšení kapitálu zvyšuje pouze o 0,07 %. Hypotéza **H<sub>4</sub>** o nízké produkční schopnosti kapitálu je v důsledku uvedeného rovněž **přijímána**.

Oproti konvenčnímu zemědělství se tak ekologický způsob hospodaření vyznačuje téměř dvojnásobnou produkční výkonností půdy. Zatímco v konvenčním zemědělství připadá na jednocentní změnu výměry obhospodařované půdy 0,22% navýšení produkce, v ekologickém zemědělství dochází k 0,39% nárůstu. U ostatních produkčních faktorů již k uvedené vyšší produkční výkonnosti v případě ekologického zemědělství nedochází. Výrobní faktor práce dosahuje v ekologickém zemědělství pouze 74 % produkční výkonnosti v konvenčním využití. Rovněž produkční síla kapitálu je v ekologickém zemědělství snížena o 32 % oproti konvenčnímu zemědělství. Hypotéza **H<sub>5</sub>** o vyšší produkční výkonnosti půdy **byla přijata**.

Nízká produkční výkonnost kapitálu umožňuje znázornit produkční funkci ekologického zemědělství produkčním povrchem při zafixování výrobního faktoru kapitál na konstantní úrovni. Zmíněný produkční povrch je znázorněn v grafu č. 5.2.6.

**Graf 5.2.6** – Produkční povrch ekologického zemědělství a odpovídající izoprodukční funkce



*Zdroj: vlastní zpracování*

Produkční povrch poukazuje na degenerativní průběh produkce, vyznačující se klesající mezní produkcí výrobních faktorů a konvexním průběhem izokvantových funkcí, což deklaruje existenci substitučního vztahu mezi uvažovanými výrobními faktory (půdou a prací ve znázorněném grafu). Ekologičtí producenti, například

na dosažení průměrné produkce výběrového souboru v hodnotě 11 355 000Kč, musí využít 1 000 ha zemědělské půdy a 28 zaměstnanců při konstantní výši kapitálu na úrovni průměru výběrového souboru, tj. 15 160 700 Kč. Obdobné produkce však mohou dosáhnout obhospodařováním 750 ha zemědělské půdy a zapojením 35 zaměstnanců.

Substituce produkčních faktorů neprobíhá pouze mezi prací a půdou, ale dochází k ní i mezi ostatními kombinacemi výrobních faktorů, tedy mezi prací a kapitálem a půdou a kapitálem. Míry záměny mezi všemi kombinacemi výrobních faktorů jsou společně s izokvantovými funkcemi uvedeny v následující tabulce č. 5.2.13.

**Tab. 5.2.13** – Izoprodukční funkce ekologického a konvenčního zemědělství

	<i>Ekologické zemědělství</i>	<i>Konvenční zemědělství</i>
Izoprodukční funkce	$\hat{L}_{kt} = 0,00002WU_{kt}^{-1,261} K_{kt}^{-0,183} y^{2,537}$ $W\hat{U}_{kt} = 0,00019L_{kt}^{-0,793} K_{kt}^{-0,145} y^{2,012}$ $\hat{K}_{kt} = 1,9E^{-26} L_{kt}^{-5,477} WU_{kt}^{-6,903} y^{13,889}$	$\hat{L}_{kt} = 2,257E^{-11} WU_{kt}^{-3,114} K_{kt}^{-0,492} y^{4,610}$ $W\hat{U}_{kt} = 0,00038L_{kt}^{-0,321} K_{kt}^{-0,158} y^{1,480}$ $\hat{K}_{kt} = 2,21E^{-22} L_{kt}^{-2,034} WU_{kt}^{-6,335} y^{9,377}$
Mezní míra technické substituce	$\frac{\partial \hat{L}_{kt}}{\partial WU} = -1,261 \frac{L_{kt}}{WU_{kt}}$ $\frac{\partial \hat{L}_{kt}}{\partial K} = -0,183 \frac{L_{kt}}{K_{kt}}$ $\frac{\partial W\hat{U}_{kt}}{\partial K} = -0,145 \frac{WU_{kt}}{K_{kt}}$ $\frac{\partial W\hat{U}_{kt}}{\partial L} = -0,793 \frac{WU_{kt}}{L_{kt}}$ $\frac{\partial \hat{K}_{kt}}{\partial L} = -5,477 \frac{K_{kt}}{L_{kt}}$ $\frac{\partial \hat{K}_{kt}}{\partial WU} = -6,903 \frac{K_{kt}}{WU_{kt}}$	$\frac{\partial \hat{L}_{kt}}{\partial WU} = -3,114 \frac{L_{kt}}{WU_{kt}}$ $\frac{\partial \hat{L}_{kt}}{\partial K} = -0,492 \frac{L_{kt}}{K_{kt}}$ $\frac{\partial W\hat{U}_{kt}}{\partial K} = -0,158 \frac{WU_{kt}}{K_{kt}}$ $\frac{\partial W\hat{U}_{kt}}{\partial L} = -0,321 \frac{WU_{kt}}{L_{kt}}$ $\frac{\partial \hat{K}_{kt}}{\partial L} = -2,034 \frac{K_{kt}}{L_{kt}}$ $\frac{\partial \hat{K}_{kt}}{\partial WU} = -6,335 \frac{K_{kt}}{WU_{kt}}$
Pružnost substituce	$E_{S_{L \rightarrow WU}} = -1,261\%$ , $E_{S_{WU \rightarrow L}} = -0,793\%$ $E_{S_{WU \rightarrow K}} = -0,145\%$ , $E_{S_{K \rightarrow WU}} = -6,903\%$ $E_{S_{K \rightarrow L}} = -5,477\%$ , $E_{S_{L \rightarrow K}} = -0,183\%$	$E_{S_{L \rightarrow WU}} = -3,114\%$ , $E_{S_{WU \rightarrow L}} = -0,321\%$ $E_{S_{WU \rightarrow K}} = -0,158\%$ , $E_{S_{K \rightarrow WU}} = -6,335\%$ $E_{S_{K \rightarrow L}} = -2,034\%$ , $E_{S_{L \rightarrow K}} = -0,492\%$

Zdroj: vlastní výpočet

Mezní míra technické substituce spolu s pružností substituce dosahuje nejvyšších hodnot v ekologickém zemědělství mezi prací a kapitálem. Procentní navýšení kapitálu umožňuje snížit počet zaměstnanců o 0,15 %. Zvýšením počtu zaměstnanců o 1 % však může ekologický podnik ušetřit 6,90 % výrobních jednotek kapitálu. Hypotéza **H<sub>6</sub>** o významné substituci mezi kapitálem a prací je **přijímána**.



Mezi uvedenými výrobními faktory probíhají významné substituční vztahy rovněž v konvenčním zemědělství, kde navýšení kapitálu o 1 % umožňuje snížit počet pracovníků o 0,16 %, což deklaruje vyšší produkční sílu výrobního faktoru kapitál v konvenčním zemědělství oproti ekologickému systému hospodaření.

V ekologickém zemědělství rovněž dochází k významné substituci mezi půdou a kapitálem. Zvýšení výměry obhospodařované půdy o 1 % přináší 5,48% úsporu kapitálu. Uvedená relace přesahuje substituční schopnost kapitálu v konvenčním zemědělství, což lze přisoudit vyšší vázanosti konvenčního způsobu hospodaření na kapitál, tedy vyššímu využívání strojů, zařízení, a nižší vázanosti na půdu, k níž dochází v živočišné výrobě.

Oproti konvenčnímu zemědělství vykazuje ekologický způsob hospodaření nejnižší substituční vazbu mezi půdou a prací. Zvýšení počtu pracovníků o 1 % umožňuje snížit obhospodařovanou výměru pouze o 1,26 %, zatímco v konvenčním zemědělství vyvolává uvedená substituce 3,11% pokles obhospodařované půdy.

Výše popsané výsledky implikují závěr, že ekologičtí zemědělci mohou vhodnou substitucí reagovat na změny cen výrobních faktorů a tak značně ovlivňovat výrobní náklady bez dopadu změn zapojení jednotlivých výrobních faktorů na produkci. Nejvíce mohou čelit růstu mezd a substituovat pracovníky stroji. Problematicky se však jeví, nakolik uvedená substituce umožní zachování ekologického způsobu hospodaření bez zatížení půdy pojezdovou technikou, či při zachování welfare zvířat.

Z odhadnutých produkční funkcí lze rovněž odvodit podmíněné poptávky po vstupech, definující optimální množství výrobních faktorů, které by měly farmy využívat pro dosažení dané výše produkce a minimalizace nákladů. Vzhledem k nízké produkční schopnosti kapitálu jsou poptávkové funkce odvozovány za předpokladu konstantní výše kapitálu, odpovídající jeho průměrné úrovni. Uvedené poptávkové funkce umožňují dále vymezit nákladovou funkci ekologického a konvenčního zemědělství a z ní odvozenou podmíněnou nabídkovou funkci. Zmíněné funkce jsou kvantifikovány v tabulce č. 5.2.14.

**Tab. 5.2.14** – Podmíněné poptávky po vstupech, nákladové a nabídkové funkce ekologického a konvenčního zemědělství

	<i>Ekologické zemědělství</i>	<i>Konvenční zemědělství</i>
Podmíněné poptávky po výrobních faktorech	$L(w_L, w_{WU}, y) = 0,0073y^{1,122}w_L^{-0,443}w_{WU}^{0,443}$ $WU(w_L, w_{WU}, y) = 0,0088y^{1,122}w_L^{0,351}w_{WU}^{-0,351}$	$L(w_L, w_{WU}, y) = 0,0013y^{1,121}w_L^{-0,603}w_{WU}^{0,603}$ $WU(w_L, w_{WU}, y) = 0,0034y^{1,121}w_L^{0,243}w_{WU}^{-0,243}$
Nákladová funkce	$C(w_L, w_{WU}, y) = 0,0147y^{1,122}w_L^{0,443}w_{WU}^{0,351}$	$C(w_L, w_{WU}, y) = 0,0032y^{1,121}w_L^{0,603}w_{WU}^{0,243}$
Nabídková funkce	$Q_S = 1,6497P^{8,186}w_L^{-3,626}w_{WU}^{-2,876}$	$Q_S = 1,978P^{8,306}w_L^{-5,006}w_{WU}^{-2,017}$

*Zdroj: vlastní výpočet*

Z poptávkových funkcí je patrné, že ekologické zemědělství pružněji reaguje na změnu mezd než zemědělství konvenční. Cenová elasticita práce dosahuje v ekologickém zemědělství 0,35 %, zatímco v konvenčním zemědělství pouze 0,24 %. Hypotéza **H<sub>7</sub>** byla tedy **prokázána**.

U výrobního faktoru půda je však situace opačná. Na procentní navýšení pozemkové renty reagují ekologičtí zemědělští producenti redukcí poptávaného množství půdy o 0,44 %, zatímco konvenční výrobci reagují 0,60% poklesem poptávané výměry zemědělské půdy.

Z nákladové funkce je zřejmá nákladová náročnost výrobního faktoru práce v ekologickém zemědělství, kdy navýšení počtu zaměstnanců o 1 % zvyšuje náklady o 0,35 %. Změna objemu vyráběné produkce se však v nákladech obou produkčních systémů projevuje obdobnou měrou. Procentní zvýšení objemu vyráběné produkce implikuje 1,12% nárůst nákladů. Velice podobná je rovněž reakce obou produkčních systémů na změnu cen vyráběných komodit. Na procentní nárůst cenové hladiny reagují oba produkční systémy zvýšením objemu produkce o 8 %.

Cenové pružnosti odvozené z výše uvedených poptávkových funkcí a nabídkové funkce umožňují zkoumat racionalitu chování ekologických farem ve vztahu k cenovým změnám. Vzájemná komparace předpokládané reakce na změny cen, jejichž reálné výše a skutečné změny jsou uvedeny v příloze č. 15, se změnami v množství zapojených výrobních faktorů a v objemu produkce identifikovala, že 52 % ekologických farem na růst ceny výrobního faktoru práce reaguje skutečně poklesem počtu zaměstnanců. Růst ceny půdy implikoval pokles obhospodařované výměry u 44 % výběrového souboru. Uvedená skutečnost dokládá vyšší flexibilitu ekologických zemědělců ve využití výrobního faktoru práce.

Z hlediska cenového vývoje produkce již zkoumané ekologické farmy nevykazují racionální chování. Zvýšení cen zemědělských komodit implikuje růst objemu výroby pouze u 37 % ekologických farem. Zmíněná skutečnost však může být značně ovlivněna časovým zpožděním, ke kterému v reakci zemědělských producentů dochází, a vlivem klimatických podmínek, které mohou adekvátní reakci zemědělských producentů zcela modifikovat.

### 5.2.2.1 Vliv dotační politiky na produkci ekologického zemědělství

Dotační podpora ekologického zemědělství (*DEZ*), realizovaná prostřednictvím plateb vázaných na hektar obhospodařované zemědělské půdy, je určena zejména na kompenzaci produkce veřejných statků a pozitivních externalit i na úhradu internalizace externalit negativních. Zejména v důsledku existence pozitivních externalit je produkováno nižšího množství statků, než kolik je vzhledem ke společenskému blahobytu optimální. Zmíněná skutečnost implikuje předpoklad, že dotace jako nástroj, eliminující uvedená tržní selhání, budou mít pozitivní vliv na produkci ekologických farem.

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 výrobu konkrétních komodit. V důsledku uvedeného lze předpokládat pozitivní vliv národní 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* v ekologickém zemědělství, *ODOT* v konvenčním zemědělství), 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 je pro ekologické zemědělství uveden v příloze č. 16. Následující tabulka č. 5.2.15 uvádí odhad upravený, tj. po odstranění autokorelace a skupinové heteroskedasticity.

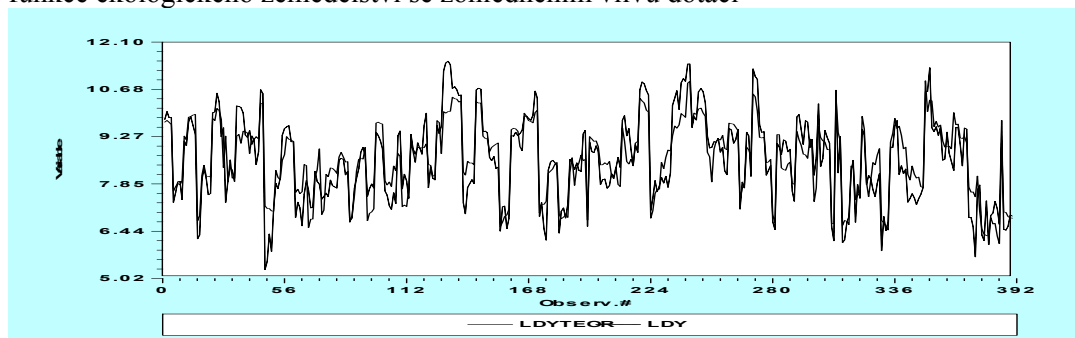
**Tab.5.2.15** - Výsledky odhadu produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním vlivu dotací

	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
$\rho$	-0,1455			
Var [e]*(1- $\rho$ ) <sup>2</sup>	0,0824			
Var [u]*(1- $\rho$ ) <sup>2</sup>	0,2706			
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,7664			
$\chi^2$ [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 <sup>2</sup>	0,7991			
F-hodnota <sub>[6,254]</sub>	168,42			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,7944			

Zdroj: vlastní výpočet

Odhad produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dotací ve specifikaci, odpovídající modelu náhodných efektů, se z 80 % shoduje s podkladovými daty. Vysokou shodu odhadnutého modelu s daty 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 č. 5.2.7.

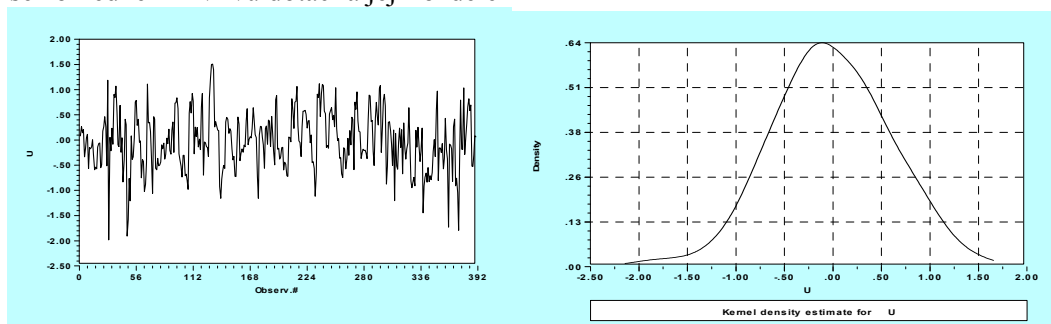
**Graf 5.2.7** – Skutečné a teoretické hodnoty vysvětlované proměnné produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním vlivu dotací



Zdroj: vlastní zpracování

Shodu skutečných a teoretických hodnot graficky doplňuje výše reziduí, která je spolu s rozdělením pravděpodobnosti náhodné složky uvedena v grafu č. 5.2.8.

**Graf 5.2.8** – Náhodná složka produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním vlivu dotací a její rozdělení



Zdroj: vlastní zpracování

Z odhadnutých parametrů nelze na hladině významnosti  $\alpha=5\%$  označit za průkazné parametry, vyjadřující vliv ostatních dotací, a definující vliv dotací na podporu ekologického zemědělství. Ostatní parametry jsou dle t-testu na výše uvedené hladině významnosti statisticky průkazné.

Správnost specifikace produkční funkce v podobě modelu náhodných efektů byla testována Baltagi-Li Lagrange Multiplier testem, který s pravděpodobností 95 % prokázal existenci faremních specifíků. Adekvátnost zahrnutí uvedených specifíků do náhodné složky modelu byla dále testována Hausmanovou statistikou, dle které je na hladině významnosti  $\alpha=5\%$  zamítnuta nulová hypotéza o korelaci faremních specifíků s vysvětlujícími proměnnými modelu, což prokazuje vhodnost modelu náhodných efektů.

Za účelem komparace byl odhad produkční funkce, reprezentující vliv dotací, proveden také u výběrového souboru konvenčních farem (viz příloha č. 17). Obě získané produkční funkce jsou v mocninné formě uvedeny v následující tabulce č. 5.2.16.

**Tab. 5.2.16** – Produkční funkce ekologického a konvenčního zemědělství se zohledněním vlivu dotací

	<i>Produkční funkce</i>
Ekologické zemědělství	$\hat{y}_{kt} = 177,670L_{kt}^{0,268}WU_{kt}^{0,601}K_{kt}^{0,154}PP_{kt}^{-0,101}ODBEZ_{kt}^{0,007}DEZ_{kt}^{-0,041}$
Konvenční zemědělství	$\hat{y}_{kt} = 229,226L_{kt}^{0,386}WU_{kt}^{0,666}K_{kt}^{0,114}PP_{kt}^{-0,136}OD_{kt}^{-0,021}$

*Zdroj: vlastní výpočet*

Pružnost přímých plateb v produkční funkci ekologického zemědělství deklaruje výše zmíněné předpoklady o negativním dopadu SAPS na objem produkováných komodit. Procentní nárůst objemu získaných přímých plateb implikuje pokles produkce o 0,10 %. Komparace s elasticitou přímých plateb v produkční funkci konvenčního zemědělství vykazuje pouze mírné difference v pružnosti reakce s nepatrně vyšší pružností v konvenčním způsobu hospodaření. V důsledku uvedeného lze hypotézu **H<sub>8</sub>** o poklesu produkce v důsledku přímých plateb považovat za **prokázanou**.

Nízká statistická významnost parametru ostatních dotací neumožňuje učinit objektivní závěr o jejich vlivu na produkci ekologického zemědělství. V konvenčním zemědělství však analyzované dotace, na rozdíl od výše uvedených předpokladů, způsobují pokles produkce, a to o 0,02 % při jednocentním navýšení objemu ostatních dotací.

Statistická významnost parametru dotací, které podporují ekologické zemědělství, umožňuje učinit závěr o jejich vlivu na produkci pouze s pravděpodobností 90 %. Přesto lze konstatovat negativní působení 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 **H<sub>9</sub>**, 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 odrazuje 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 uvedeny v přílohách č. 18 a č. 19. 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 č. 5.2.17.

**Tab. 5.2.17** – Produkční pružnosti dotačních sazeb titulu EZ HRDP a PRV

	<i>Produkční pružnost</i>
Sazba na trvalé travní porosty	$E_{DTTP} = -0,439\%$
Sazba na ornou půdu	$E_{DOP} = -1,2727\%$

*Zdroj: vlastní výpočet*

Z tabulky č. 5.2.17 je patrný negativní vliv obou kategorií dotačních sazeb s vyšší pružností dotačních sazeb poskytovaných na hektar orné půdy. Procentní zvýšení sazby na trvalé 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, které jsou uvedeny v příloze č. 20. 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.

### 5.2.3 Dopad změn dotační politiky na výsledky hospodaření 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 produkční funkce, zahrnující vliv získaných dotací na podporu ekologického zemědělství, a z uvedené produkční funkce odvozená nákladová funkce (viz příloha č. 21). Zmíněné funkce jsou souhrnně zapsány v tabulce č. 5.2.18.

**Tab. 5.2.18** – Poptávková funkce po půdě, produkční a nákladová funkce ekologického zemědělství se zohledněním vlivu dotací

Poptávka po půdě	$\hat{L}_{kt} = 57,91y_{k,t-1}^{0,390}w_{L,t}^{-0,204}DTTP_t^{0,176}$
Produkční funkce	$\hat{y}_{kt} = 177,670L_{kt}^{0,268}WU_{kt}^{0,601}K_{kt}^{0,154}PP_{kt}^{-0,101}ODBEZ_{kt}^{0,007}DEZ_{kt}^{-0,041}$
Nákladová funkce	$\hat{C}_{kt}(w_L, w_{WU}, y) = 0,0033DEZ_{kt}^{0,047}w_{L,t}^{0,309}w_{WU,t}^{0,691}y_{kt}^{1,151}$

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 trvalé travní porosty (viz příloha č. 20) bylo obhospodařováno v průměru o 7 % více půdy než při potenciální neexistenci uvedených dotací. Využití teoretických výměr obhospodařované půdy, odpovídající stanoveným hodnotám sazeb, v technologickém procesu vedlo spolu s ostatními dotacemi na podporu ekologického zemědělství 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 implikovaly dotace na podporu ekologického zemědělství nárůst nákladů o 2,4 % a 15% pokles zisku 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 (viz příloha č. 6) a následným snížením získaných výnosů o teoretickou hodnotu nákladů.



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, jež reprezentují různé modifikace dotační politiky zaměřené na podporu ekologického zemědělství a které rovněž komparují různé způsoby stanovení dotačních sazeb.

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, užítkovost 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 (viz příloha č. 22), proto bylo simulováno zrušení podpory trvalých travních porostů. Sazba orné půdy byla kalkulována dle váženého průměru diferencí v hrubých rozpětí pšenice ozimé, pšenice špaldy, ječmene jarního, tritikále a ovsa s vahami v podobě zastoupení zmíněných komodit na výměře osevních ploch ekologických obilovin (viz příloha č. 22). 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.<sup>6</sup>

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. 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<sup>7</sup>.

Scénář *B* vycházel z kvantifikace dotačních sazeb rovněž dle diference 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<sup>8</sup>. Hrubé rozpětí bylo u uvedených komodit kalkulováno pomocí vnitropodnikové ceny, stanovené na úrovni jednotkových nákladů hlavního výrobku (viz příloha č. 22). 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.

<sup>6</sup> 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.

<sup>7</sup> V důsledku navýšení produkce lze rovněž předpokládat změnu daňového výnosu daně z přidané hodnoty. Uvedené změny však nebyly z důvodu nedostatečných disponibilních dat modelovány.

<sup>8</sup> 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.

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. 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.

Dotační sazby na podporu ekologického zemědělství je možné kvantifikovat rovněž pomocí diferenciací 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 dostupnost negativně ovlivňuje realizaci výše uvedeného přístupu hrubého rozpětí. Potenciální výhodou může být rovněž nižší zkreslení produkčních výsledků současnou dotační politikou za předpokladu kvantifikace užitkovosti 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), provedené v kapitole 5.2.1. 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. 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 diferenciac 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 stanovení dotační sazby na základě diference 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, proto posledním uvažovaným scénářem, byl scénář *D*, 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 průměrné 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 zažádáno. 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 č. 5.2.19

**Tab. 5.2.19** – Změny ekonomických výsledků ekofarem v důsledku různých variant dotační politiky na podporu ekologického zemědělství

	<i>Scénář A</i>	<i>Scénář B</i>	<i>Scénář C</i>	<i>Scénář D</i>
Změna objemu produkce	16,2%	5,7%	0,7%	24,0%
Změna výše nákladů	-2,4%	-2,4%	-0,5%	-2,3%
Změna výše zisku	9,1%	5,6%	1,0%	15,0%

*Zdroj: vlastní výpočet*

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 které však zatím není k dispozici odpovídající datová základna.

### **5.3 Technická efektivnost ekologického zemědělství**

Analýza produkční funkce ekologického zemědělství definovala nižší produkční schopnost ekologických farem ve vztahu ke konvenčním farmám. Schopnost ekologického zemědělství plně využít disponibilní výrobní faktory byla zkoumána prostřednictvím stochastické hraniční produkční funkce. Zmíněný výzkum byl založen na odhadu hraniční produkční funkce ve třech typech modelů:

- Pitt a Lee, odpovídající specifikaci modelu náhodných efektů a předpokládající konstantní hodnotu míry technické efektivnosti v čase (viz příloha č. 23),
- Battese a Coelli, rozšiřující výše uvedený model o změny míry technické efektivnosti v čase (viz příloha č. 24),
- True Fixed Effects, odpovídající specifikaci modelu fixních efektů a umožňující rovněž vyjádřit vývoj míry technické efektivnosti (viz příloha č. 25).

Z kvantifikovaných modelů byl dle AIC kritéria a statistické významnosti odhadnutých parametrů vybrán k detailnější analýze model Pitta a Leea se zohledněním heteroskedasticity a heterogenity<sup>9</sup>, který spolu s odhadem průměrné produkční funkce uvádí následující tabulka č. 5.3.1.

**Tab. 5.3.1** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy hraniční produkční funkce ekologického zemědělství – Pitt a Lee model

	Pitt a Lee s heteroskedasticitou a heterogenitou				Průměrná produkční funkce			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
ONE (konstanta)	5,3236	0,2604	20,4447	0,0000	4,2629	0,3423	12,4545	0,0000
LLAND (půda)	0,2489	0,0361	6,9002	0,0000	0,3942	0,0570	6,9115	0,0000
LWU (práce)	0,5251	0,0241	21,8332	0,0000	0,4970	0,0389	12,7823	0,0000
LHANM (kapitál)	0,1433	0,0293	4,8968	0,0000	0,0720	0,0336	2,1441	0,0320
$\lambda$	1,2224	0,6386	1,9142	0,0556				
$\sigma_w$	0,3992	0,1853	2,1545	0,0312				
LFA (lokalizace v LFA)	0,4274	0,5692	0,7510	0,4527				
DEZH (dotace na podporu EZ)	0,0881	0,2243	0,3930	0,6943				
SPMH (spotřeba materiálu a energie)	-0,2185	0,0876	-2,4957	0,0126				
ODH (veškeré ostatní dotace)	0,1552	0,0722	2,1491	0,0316				
Log-pravděpodobnostní funkce	-221,5506							
AIC	1,1874							
$\sigma_v^2$	0,1066							
$\sigma_w^2$	0,1593							
$\sigma_v$	0,3265							
$\sigma$	0,5157							
Pseudo R <sup>2</sup>	0,40							
$\gamma$	0,5991							
LR test [1]	202,1232			0,0000				

Zdroj: vlastní výpočty

Hraniční produkční funkce, obdobně jako průměrná produkční funkce, poukazuje na nejvyšší produkční schopnost výrobního faktoru práce a na nízkou produkční sílu kapitálu. Zatímco na procentní nárůst množství zapojené práce reaguje potenciální produkce nárůstem o 0,53 %, procentní navýšení využívaného kapitálu implikuje pouze 0,14% nárůst objemu produkce. Mezi hraniční produkční funkcí a průměrnou produkční funkcí, jejíž odhad je detailně uveden v tabulce č. 5.2.11, však existuje rozdílnost v síle působení zkoumaných faktorů. Hraniční produkční funkci lze, oproti produkční funkci bez zohlednění efektivnosti, charakterizovat vyšší produkční výkonností výrobních faktorů práce a kapitálu. Produkční síla práce je oproti průměrné produkční funkci vyšší o 5,7 %. Výkonnost kapitálu převyšuje úroveň definovanou v průměrné produkční funkci dokonce o 99,1 %. Naopak výrobní faktor

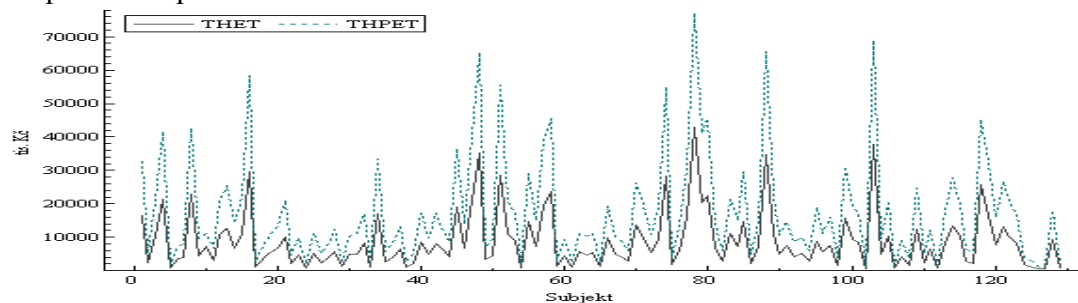
<sup>9</sup> Zohlednění heterogenity míry technické neefektivnosti, vysvětlované lokalizací farem v LFA, variabilitou objemu získaných dotací a spotřebou materiálu a energie v kvantifikaci na hektar obhospodařované půdy, a heteroskedasticity náhodné složky zvýšilo kvalitu odhadu uvedeného modelu, což dokládá nejen hodnota AIC kritéria, ale rovněž Pseudo R<sup>2</sup> (viz příloha č. 23).

půda vykazuje dle hraniční produkční funkce o 36,9 % nižší výkonnost, než bylo kvantifikováno průměrnou produkční funkcí.

Významnou diferenciaci uvedených funkcí dokládá rovněž hodnota parametru „ $\gamma$ “, dle které reziduální rozptyl tvoří v modelu hraniční produkční funkce z 59,9 % rozptyl technické neefektivnosti, jenž není průměrnou produkční funkcí zohledněn.

Komparace teoretických hodnot produkce (*THET*) a potenciálního produktu (*THPET*), dosažitelného ve sledovaných ekologických zemědělských podnicích, je znázorněna v grafu č. 5.3.1.

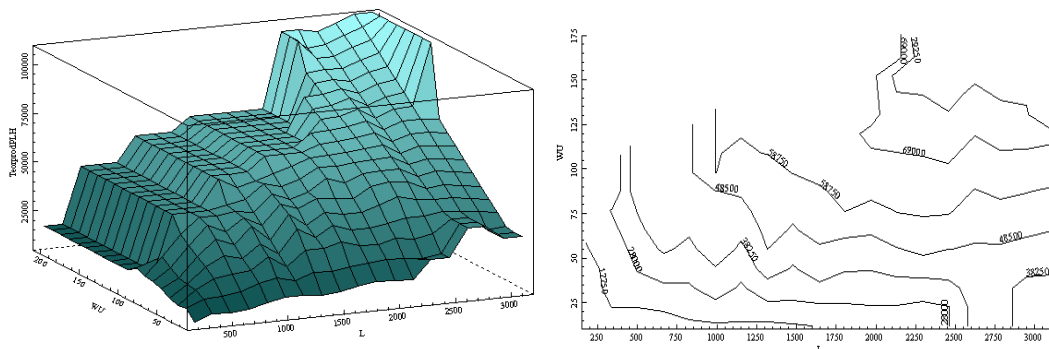
**Graf 5.3.1** – Komparace teoretických hodnot potenciální produkce a produkce dle průměrné produkční funkce



Zdroj: Vlastní zpracování

Z výše uvedeného grafu je patrné, že žádná ze zkoumaných ekofarem neprodukuje na hranici výrobních možností. Podstata hraniční produkční funkce, vyjadřující maximální objem produkce dosažitelné z daných výrobních faktorů, tak implikuje závěr, že výrobní faktory nejsou ve sledovaných podnicích optimálně využívány. Uvedenou příčinu neefektivnosti ekologických farem dokládá komparace parametrů hraniční a průměrné produkční funkce, z níž vyplývá, že kapitál i práce nejsou v ekologických farmách optimálně využívány. Ekologičtí zemědělci by měli především zefektivnit využití strojů a zařízení, které mají k dispozici, neboť jejich potenciální produkční schopnost je mnohem vyšší, než je ve skutečnosti dosahováno. Na druhou stranu zmíněné mechanizační prostředky mohou ekologičtí producenti, obdobně jako bylo definováno analýzou průměrné produkční funkce, úspěšně nahrazovat optimálním využitím pracovních sil a obhospodařované půdy. Objem dosažené produkce při různých kombinacích práce a půdy, za předpokladu konstantní výše kapitálu na průměrné úrovni, je znázorněn v grafu č. 5.3.2.

**Graf 5.3.2** – Hraniční produkční povrch ekologického zemědělství a odpovídající izokvanty – Pitt a Lee model s heterogenitou a heteroskedasticitou



Zdroj: vlastní zpracování

Znázorněné izokvanty lze charakterizovat pružnostmi substituce, které umožňují komparaci substitučních možností zkoumaných výrobních faktorů, definovaných hraniční izoprodukční funkcí a izoprodukční funkcí bez zohlednění efektivity. Analýza hraničních izoprodukčních funkcí dokazuje, že potenciálně lze realizovat mnohem vyšší záměnu mezi půdou a prací, než ke které ve skutečnosti dochází. Pro dosažení stejné výše produkce je možné nahrazovat každé procento obhospodařované výměry navýšením počtu zaměstnanců o 0,47 %. Naopak při zvýšení počtu zaměstnanců o 1 % je možné ušetřit 2,1 % obhospodařované půdy, což je vyvoláno vyšší produkční schopností výrobního faktoru práce, viz tabulka č. 5.3.2.

**Tab. 5.3.2** – Pružnost substituce dle hraniční a průměrné produkční funkce

	<i>Hraniční produkční funkce</i>	<i>Průměrná produkční funkce</i>
Pružnost substituce	$E_S = -2,110\%$ , $E_S = -0,474\%$ $L \rightarrow WU$ $WU \rightarrow L$	$E_S = -1,261\%$ , $E_S = -0,793\%$ $L \rightarrow WU$ $WU \rightarrow L$
	$E_S = -0,273\%$ , $E_S = -3,664\%$ $WU \rightarrow K$ $K \rightarrow WU$	$E_S = -0,145\%$ , $E_S = -6,903\%$ $WU \rightarrow K$ $K \rightarrow WU$
	$E_S = -1,737\%$ , $E_S = -0,576\%$ $K \rightarrow L$ $L \rightarrow K$	$E_S = -5,477\%$ , $E_S = -0,183\%$ $K \rightarrow L$ $L \rightarrow K$

Zdroj: vlastní výpočet

Vyšší produkční síla kapitálu naopak implikuje nižší schopnost záměny kapitálu a práce. Pro zachování objemu potenciální produkce je možné navýšit počet zaměstnanců o jedno procento při současném poklesu množství zapojeného kapitálu o 3,7 %. Dle průměrné izoprodukční funkce je však kapitál substituován prací v mnohem vyšším poměru.

Analýza hraniční produkční funkce dále umožnila kvantifikovat míru technické efektivity ekologických farem, definovanou jako procentuální míra dosažení potenciální produkce. Míra technické efektivity tak vyjadřuje schopnost



ekologických farem využít disponibilních zdrojů k produkci maximálního množství výstupu. V ideálním případě je míra technické efektivnosti 100 %. Farma, dosahující uvedené míry, produkuje na hranici produkčních možností. Jakákoli nižší hodnota naopak identifikuje neefektivní produkční proces.

Přítomnost a významnost uvedené neefektivnosti ekologických farem byla identifikována parametrem  $\lambda$ , jehož hodnota se nejen v uvedeném modelu, ale rovněž v ostatních alternativních modelech, významně lišila od nuly, reprezentující plnou efektivnost všech zkoumaných ekofarem. Průkaznost uvedeného parametru byla testována LR testem, jenž prokázal s pravděpodobností 95 % existenci neefektivnosti, viz tabulka č. 5.3.1.

Ekologické farmy dosahují v průměru pouze 55,1 % plné produkční síly. V komparaci s konvenčními farmami, pro které je odhad hraniční produkční funkce modelem Pitta a Leea uveden v příloze č. 26, představuje zmíněná skutečnost o 13,1 % nižší průměrnou míru technické efektivnosti ekologického zemědělství. Komparace byla provedena na základě průměrných hodnot měř technické efektivnosti ekologických a konvenčních farem, kvantifikovaných z modelu Pitta a Leea se zohledněním heteroskedasticity a heterogenity. Konvenční farmy tedy dosahují v průměru 63,4 % potenciální úrovně produkce. Uvedená skutečnost **potvrzuje** hypotézu  $H_{10}$  o nižší míře technické efektivnosti ekologických farem.

Komparace měř technické efektivnosti jednotlivých farem ovšem identifikovala, že nejnižší úroveň efektivnosti dosahuje konvenční farma, jež produkovala na úrovni 13,8% potenciálního produktu, zatímco nejnižší míra technické efektivnosti ekologického zemědělství byla na úrovni 17,1% potenciální produkce.

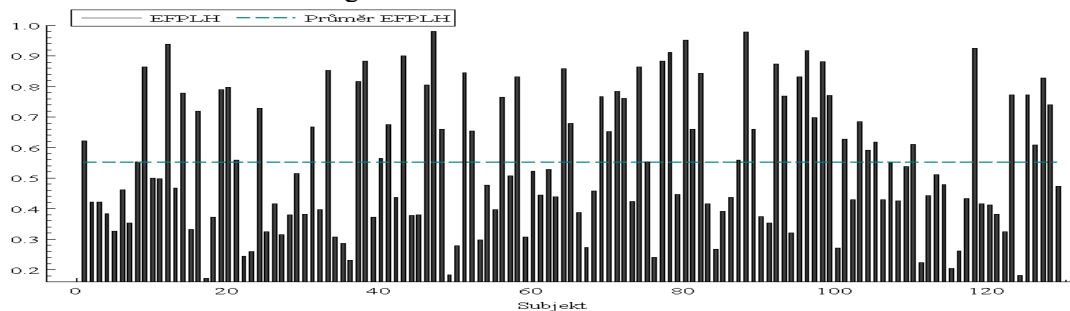
Rovněž druhý extrém v podobě nejvyšší míry technické efektivnosti vykazala konvenční farma pohybující se na 99,1 % produkčních možnostech. Nejúspěšnější ekologická farma dosahuje 98,1% míry technické efektivnosti.

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 efektivnosti, či neefektivnosti.

Z výše uvedených minimálních a maximálních hodnot míry technické efektivnosti je navíc patrná značná variabilita míry technické efektivnosti

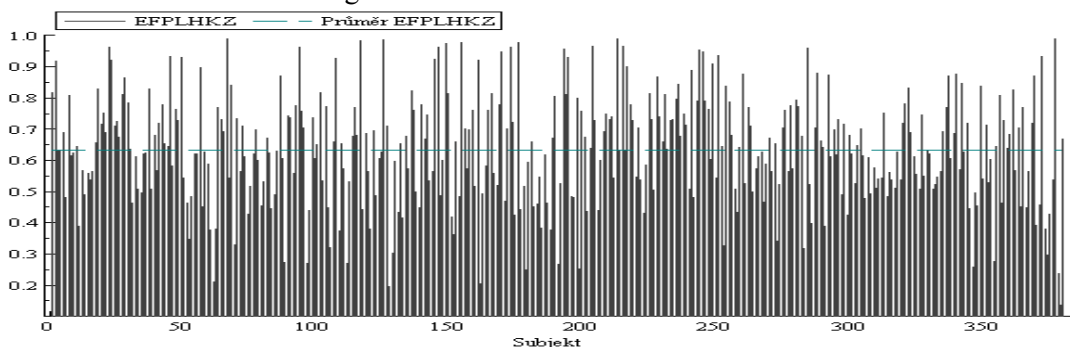
ekologického i konvenčního zemědělství ve sledovaném výběrovém souboru. Zmíněnou variabilitu dokládají a graficky znázorňují následující grafy č. 5.3.3 a č. 5.3.4.

**Graf 5.3.3** – Míra technické efektivnosti ekologických farem - Pitt a Lee model s heteroskedasticitou a heterogenitou



Zdroj: vlastní zpracování

**Graf 5.3.4** – Míra technické efektivnosti konvenčních farem - Pitt a Lee model s heteroskedasticitou a heterogenitou



Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky výše uvedených grafů jsou shrnuty v tabulce č. 5.3.3, jež uvádí strukturu ekologického a konvenčního výběrového souboru právě z hlediska míry technické efektivnosti jednotlivých farem.

**Tab. 5.3.3** – Míra efektivnosti farem dle Pitt a Lee modelu

Míra technické efektivnosti	Počet subjektů					
	Ekologické zemědělství			Konvenční zemědělství		
	Abs.	%	Kum.	Abs.	%	Kum.
0 - 20%	3	2%	2%	2	1%	1%
21 - 30%	13	10%	12%	12	3%	4%
31 - 40%	23	18%	30%	19	5%	9%
41 - 50%	25	19%	50%	51	13%	22%
51 - 60%	13	10%	60%	71	19%	41%
61 - 70%	15	12%	71%	89	23%	64%
71 - 80%	14	11%	82%	72	19%	83%
81 - 90%	15	12%	94%	33	9%	92%
91 - 100%	8	6%	100%	30	8%	100%
Celkem	129	100%		379	100%	

Zdroj: vlastní výpočet

Rozčlenění farem do jednotlivých intervalů efektivnosti implikovalo závěr, že výběrový soubor ekologických farem je rovnoměrně rozdělen mezi farmy s úrovní efektivnosti nižší nebo odpovídající 50 % a ekofarmy s mírou technické efektivnosti nad 50 %. V konvenčním zemědělství naproti tomu produkuje pouze 22 % sledovaných subjektů s mírou technické efektivnosti na úrovni nejvýše 50%.

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 efektivnosti 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 neefektivnosti i prostřednictvím dvoufázového odhadu, tedy odhadu funkce míry technické neefektivnosti jako samostatné funkce, ve které jako vysvětlovaná proměnná vystupuje kvantifikovaná míra technické neefektivnosti, získaná v předešlém odhadu samotné hraniční produkční funkce. Dvoufázový postup byl z důvodu časově konstantní míry technické neefektivnosti 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 č. 5.3.4. Detailní výsledky dvoufázového odhadu jsou uvedeny v příloze č. 29.

**Tab. 5.3.4** – Výsledky odhadu funkce míry technické neefektivnosti ekologických farem Pitt a Lee model

	Simultánní odhad				Dvoufázový odhad			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-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 <sub>0</sub> : Y <sub>LFA</sub> =Y <sub>D</sub> =Y <sub>O</sub> =Y <sub>M</sub> =0	34,06			0,0000	50,28			0,0000
H <sub>0</sub> : Y <sub>LFA</sub> =0	9,93			0,0016	0,91			0,3405
H <sub>0</sub> : Y <sub>D</sub> =0	0,59			0,4421	0,13			0,7183
H <sub>0</sub> : Y <sub>M</sub> =0	22,44			0,0000	36,76			0,0000
H <sub>0</sub> : Y <sub>O</sub> =0	7,60			0,0058	13,60			0,0002

*Zdroj: vlastní výpočty*

LR testem bylo prokázáno, že míru technické neefektivnosti lze vyjádřit jako funkci lokalizace farem d méně příznivých oblastí, dotací na podporu

ekologického zemědělství, reálné spotřeby materiálu a energie a ostatních dotací v kvantifikaci na hektar obhospodařované půdy, a to s pravděpodobností 95 %.

Výsledky simultánního odhadu, na rozdíl od dvoufázového postupu, definují statistickou významnost vlivu lokalizace ekofarmy do méně příznivé oblasti. Ekofarma hospodařící v LFA dosahuje o 0,43 % nižší míry technické efektivnosti než ekologická farma hospodařící v produkčně příznivé oblasti. V souboru ekologických farem převažující počet subjektů (70 %) hospodaří právě v méně příznivých oblastech. Důvod poklesu technické efektivnosti zmíněných subjektů lze primárně identifikovat v nedostatečném přizpůsobení odrudové i plemenné skladby a technologických postupů přírodním podmínkám horských a podhorských oblastí.

Vliv dotací na podporu ekologického zemědělství na míru technické neefektivnosti nebyl potvrzen ani jedním z uvedených odhadů. Oba dva postupy však deklarovaly významný negativní vliv reálné hektarové spotřeby materiálu a energie na technickou neefektivnost zkoumaných subjektů. Ekofarmy, vyznačující se vyšší spotřebou uvedených vstupů, dosahují vyšší míry technické efektivnosti než farmy s nízkou hodnotou spotřebovaného materiálu a energie. Opodstatnění zmíněného závěru lze deklarovat skutečností, že vyšší využití mechanizačních prostředků zvyšuje produkční potenciál, například mechanickou ochranou rostlin.

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 pokles míry technické efektivnosti ekologických farem. Ekofarmy, které získaly vyšší objem uvedených dotací, se vyznačují nižší mírou technické efektivnosti, a to opět dle obou způsobů odhadu a s pravděpodobností 95 %. Uvedená skutečnost **potvrzuje** hypotézu  $H_{11}$ .

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

Model Pitta a Leea neumožňuje hodnotit vývoj míry technické efektivnosti v čase, proto byla použita jeho rozšířená verze v podobě modelu Battese a Coelliho.

Odhad zmíněného modelu je, bez zohlednění heterogenity míry technické neefektivnosti i s jejím zohledněním, uveden v tabulce č. 5.3.5.

**Tab. 5.3.5** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy hraniční produkční funkce ekologického zemědělství – Battese a Coelli model

	Battese a Coelli				Battese a Coelli s heterogenitou			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
ONE	5,2006	0,2621	19,8405	0,0000	5,6188	0,1931	29,0994	0,0000
LLAND	0,2563	0,0435	5,8933	0,0000	0,2398	0,0361	6,6355	0,0000
LWU	0,5520	0,0221	24,9701	0,0000	0,5350	0,0246	21,7207	0,0000
LHANM	0,1553	0,0282	5,5051	0,0000	0,1237	0,0321	3,8536	0,0001
$\lambda$	3,0338	0,0418	72,5774	0,0000	2,1204	0,0767	27,6379	0,0000
$\sigma_w$	0,9501	0,1198	7,9291	0,0000	0,6571	0,0622	10,5633	0,0000
$\eta$	-0,0441	0,0108	-4,0945	0,0000				
LFA					0,3755	0,2105	1,7838	0,0745
DEZH					0,1315	0,0435	3,0247	0,0025
SPMH					-0,0038	0,0096	-0,3928	0,6945
ODH					-0,0586	0,0161	-3,6519	0,0003
Log-pravděpodobnostní funkce	-234,8874				-226,51			
AIC	1,2405				1,2254			
$\sigma_v^2$	0,0981				0,096			
$\sigma_w^2$	0,9027				0,4318			
$\sigma_v$	0,3132				0,3099			
$\sigma$	1,0004				0,7265			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,37				0,39			
$\gamma$	0,9				0,82			
LR test [1]	199,2244			0,0000	192,2038			0,0000

Zdroj: vlastní výpočty

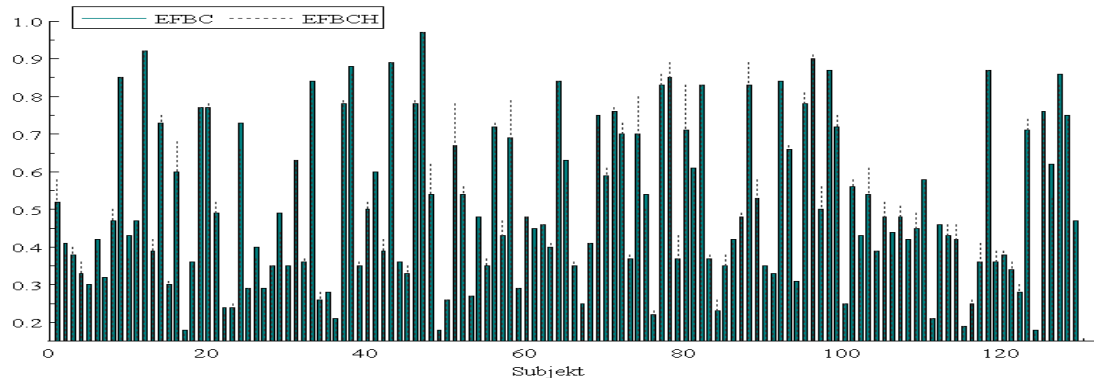
Komparace modelu bez heterogenity a s heterogenitou vykazuje obdobné vlastnosti jako srovnání výsledků odhadu modelu Pitta a Leea. Odhad se zohledněním heterogenity dosahuje optimálnější hodnoty AIC kritéria i Pseudo R<sup>2</sup>, vykazuje rovněž nižší standardní chyby odhadů i nižší rozptyl náhodné složky modelu. Odhady parametrů modelu s heterogenitou lze tedy považovat za vydatnější.

Z hlediska funkce míry technické neefektivnosti vykazuje odhad bez heterogenity vyšší odlišnost hraniční produkční funkce od průměrné produkční funkce než odhad, zohledňující determinanty neefektivnosti. Parametr „ $\gamma$ “ je však u obou modelů průkazný.

Zahrnutí heterogenity tedy v uvedeném modelu, obdobně jako v modelu Pitta a Leea, zvyšuje míru technické efektivnosti. Kvantitativně lze identifikovat uvedené zvýšení u 58 % subjektů. Zmíněná skutečnost je graficky znázorněna v podobě průměrné míry technické efektivnosti jednotlivých podniků výběrového souboru ekologických farem v grafu č. 5.3.5, kde *EFBCH* vyjadřuje průměrnou míru technické efektivnosti jednotlivých ekofarek ve sledovaném období, odpovídající

výsledkům modelu Battese a Coelliho se zohledněním heterogenity, a *EFBC* reprezentuje průměrnou míru technické efektivnosti jednotlivých podniků bez zahrnutí faktorů, které způsobují variabilitu míry technické efektivnosti, do odhadované funkce.

**Graf 5.3.5** – Komparace průměrné míry technické efektivnosti ekofarem - Battese a Coelli model



Zdroj: vlastní zpracování

Průměrnou míru technické efektivnosti jednotlivých farem za sledované období, kvantifikovanou modelem Battese a Coelliho, lze komparovat pomocí klasifikace výběrového souboru do výše vymezených intervalů efektivnosti, viz tabulka č. 5.3.6.

**Tab. 5.3.6** – Průměrná míra technické efektivnosti ekofarem dle Battese a Coelli modelů

Míra technické efektivnosti	Počet subjektů					
	Battese a Coelli			Battese a Coelli s heterogenitou		
	Abs.	%	Kum.	Abs.	%	Kum.
0 - 20%	4	3%	3%	4	3%	3%
21 - 30%	19	15%	18%	18	14%	17%
31 - 40%	28	22%	40%	32	25%	42%
41 - 50%	25	19%	59%	19	15%	57%
51 - 60%	12	9%	68%	14	11%	67%
61 - 70%	10	8%	76%	8	6%	74%
71 - 80%	15	12%	88%	16	12%	86%
81 - 90%	14	11%	98%	15	12%	98%
91 - 100%	2	2%	100%	3	2%	100%
Celkem	129	100%		129	100%	

Zdroj: vlastní výpočet

Dle modelu, který nezohledňuje heterogenitu, vykazuje 59% sledovaných ekologických podniků nejvýše 50% míru technické efektivnosti. Dle modelu s heterogenitou se v uvedeném rozsahu míry technické efektivnosti pohybuje 57% ekologických farem. V obou modelech lze však dojít k závěru, že nejčetnější skupina ekofarem dosahuje pouze 31-40% produkčního potenciálu. Druhou nejpočetnější skupinou jsou pak v obou případech podniky hospodařící s mírou technické efektivnosti mezi 41-50%.

Uvedená skutečnost představuje základní odlišnost výsledků obou zkoumaných modelů od modelu Pitta a Leea, dle kterého nejpočetnější skupinu ve výše uvedené klasifikaci tvořily ekofarmy, hospodařící s mírou efektivnosti mezi 41-50 %. Komparace uvedených modelů je provedena rovněž srovnáním minimální a maximální míry technické efektivnosti, které uvádí tabulka č. 5.3.7.

**Tab. 5.3.7** – Komparace průměrné míry technické efektivnosti ekologických farem dle různých modelů

	<b>Battese a Coelli</b>	<b>Battese a Coelli s heterogenitou</b>	<b>Pitt a Lee</b>	<b>Pitt a Lee s heterogenitou a heteroskedasticitou</b>
Minimum	17,7%	16,6%	17,0%	17,1%
Maximum	96,6%	97,1%	96,7%	98,1%
Průměr	50,4%	51,1%	50,8%	55,1%

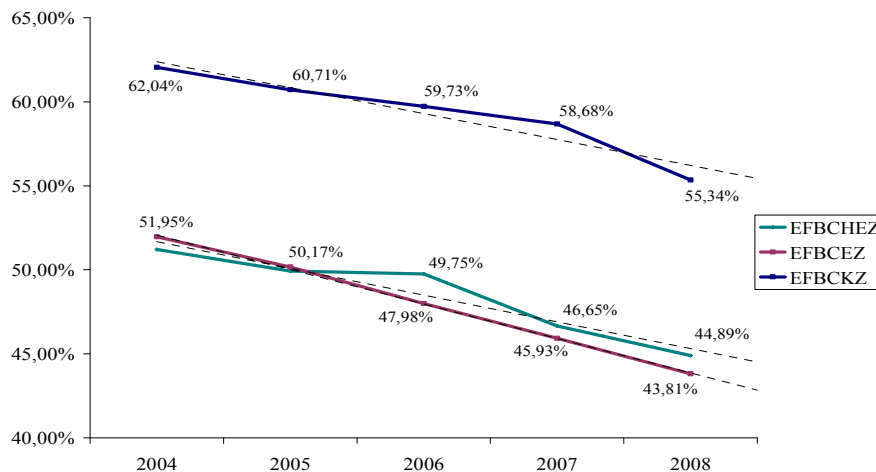
*Zdroj: vlastní výpočet*

Model Battese a Coelliho bez zohlednění heterogenity lze považovat za přístup snižující efektivnost úspěšných farem, neboť komparace výsledků zkoumaných modelů poukazuje na nejnižší maximální hodnoty i nejnižší průměr míry technické efektivnosti právě dle modelu Battese a Coelliho bez heterogenity. Obdobné tvrzení lze přijmout i pro model Pitta a Leea. Naproti tomu oba modely zohledňující faktory neefektivnosti zvyšují efektivnost úspěšnějších farem.

Model Battese a Coelliho byl použit pro vyjádření vývoje míry technické efektivnosti v čase a z uvedeného hlediska lze konstatovat, že obě specifikace modelu sice vykazují celkově klesající míru technické efektivnosti, ale meziroční vývojové změny se v uvedených modelech liší.

V modelu bez zohlednění heterogenity je míra technické neefektivnosti vysvětlována exponenciální funkcí času. Zohlednění času při specifikaci modelu způsobuje, že změna míry technické efektivnosti je více méně rovnoměrná. Kvantifikovaný parametr časového vlivu „ $\eta$ “ přitom deklaruje negativní vliv faktoru času, tedy rostoucí míru technické neefektivnosti. Uvedená skutečnost je graficky vyjádřena pomocí průměrné míry technické efektivnosti za jednotlivá období, viz graf č. 5.3.5.

**Graf 5.3.5** – Vývoj průměrné míry technické efektivnosti – Battese a Coelli model



Zdroj: vlastní zpracování

Průměrná míra technické efektivnosti vykazuje v ekologickém zemědělství každoroční pokles o 0,96 % (EFBCEZ ve výše uvedeném grafu). Klesající průměrnou míru technické efektivnosti však vykazuje rovněž konvenční zemědělství (EFBCCKZ), pro které je odhad hraniční produkční funkce modelem Battese a Coelliho bez zohlednění heterogenity uveden v příloze č. 28. Tempo poklesu míry technické efektivnosti kvantifikované parametrem „ $\eta$ “ je pro konvenční zemědělství obdobné, neboť vykazuje roční pokles o 0,97 % v průměru.

Determinanty podmiňující neefektivnost ekologického zemědělství byly opět zkoumány simultánním i dvoufázovým odhadem (viz tabulka č. 5.3.8), jehož detailní výsledky uvádí příloha č. 29.

**Tab. 5.3.8** – Výsledky odhadu funkce míry technické neefektivnosti ekologických farem Battese a Coelli model

	Simultánní odhad				Dvoufázový odhad			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LFA	0,5319	0,1904	2,7931	0,0052	0,2031	0,0818	2,4827	0,0130
DEZH	0,1669	0,0442	3,7155	0,0002	0,0901	0,0082	10,9895	0,0000
SPMH	-0,0829	0,0143	-5,7817	0,0000	-0,0109	0,0016	-6,8037	0,0000
ODH	0,0078	0,0108	0,7205	0,4712	-0,0013	0,0024	-0,5715	0,5677
ONE					0,5438	0,0703	7,7319	0,0000
$H_0: \gamma_{LFA} = \gamma_D = \gamma_O = \gamma_M = 0$	14,75			0,0053	617,22			0,0000
$H_0: \gamma_{LFA} = 0$	2,06			0,1517	6,03			0,1408
$H_0: \gamma_D = 0$	13,32			0,0003	95,19			0,0000
$H_0: \gamma_M = 0$	3,01			0,0827	-7,14			
$H_0: \gamma_O = 0$	0,42			0,5188	0,32			0,5687

Zdroj: vlastní výpočty

Z tabulky č. 5.3.8 je patrné, že míra technické neefektivnosti je vysvětlována společným působením všech zahrnutých vysvětlujících proměnných. První nulová



hypotéza o statisticky významné odlišnosti všech regresních parametrů od nuly je s pravděpodobností 95 % přijímána, a to v obou zkoumaných variantách.

Vliv lokalizace ekofarmy nebyl v obou modelech, na rozdíl od simultánního přístupu modelu Pitta a Leea, potvrzen, naproti tomu časová variabilita míry technické neefektivnosti umožnila přijmout hypotézu o významném vlivu dotací na podporu ekologického zemědělství na schopnost farem dosahovat potencionální produkce, a to s pravděpodobností 95 %. Kladná výše parametru zmiňovaných dotací v obou variantách odhadu implikuje závěr, že dotace na podporu ekologického zemědělství zvyšují míru technické neefektivnosti zkoumaných ekofarem a tedy snižují technickou efektivnost ekologicky hospodařících subjektů. V simultánním modelu lze přijmout rovněž hypotézu o významném vlivu spotřeby materiálu a energie, ovšem pouze s pravděpodobností 90 %. Obdobně jako v modelu Pitta a Leea vykazuje spotřeba uvedených vstupů negativní vliv na míru technické neefektivnosti a tedy pozitivní dopad na technickou efektivnost ekologických farem.

Vliv ostatních dotací na ekonomickou efektivnost nebyl v modelu Battese a Coelliho, na rozdíl od modelu Pitta a Leea, na hladině významnosti  $\alpha=5\%$  prokázán. Hypotéza  $H_{11}$  byla tedy potvrzena pouze modelem Pitta a Leea. Naopak statistické výsledky LR testů modelu Battese a Coelliho umožnily přijmout závěr o vlivu dotací na podporu ekologického zemědělství na technickou efektivnost. Zmíněné dotace byly prokázány jako faktor snižující míru technické efektivnosti ekologických podniků.

### **5.3.1 Dopad změn dotační politiky na technickou efektivnost ekologických farem**

Průkaznost parametru dotační sazby na podporu ekologického zemědělství v modelu funkce míry technické neefektivnosti umožňuje simulovat vliv výše definovaných scénářů změn dotační politiky na podporu ekologického zemědělství rovněž z pohledu míry technické efektivnosti ekofarem. Zmiňované simulace byly realizovány v obou variantách odhadu (simultánní i dvoufázové verzi odhadu míry technické neefektivnosti dle modelu Battese a Coelliho) při zafixování všech faktorů, jejichž vliv nebyl dle LR testu statisticky významný na hladině významnosti  $\alpha=5\%$ , na průměrné úrovni zkoumaného výběrového souboru ekologických farem. Získané teoretické hodnoty měr technické neefektivnosti byly následně převedeny

dle vztahu 4.2.3, uvedeného v kapitole 4.2, na teoretickou míru technické efektivnosti. Z uvedených měr byla kvantifikována průměrná míra technické efektivnosti, jejíž komparace s průměrnou mírou, odpovídající skutečně realizovaným dotačním sazbám a průměrnému vlivu ostatních vysvětlujících faktorů, umožnila kvantifikovat změny míry technické efektivnosti v důsledku úprav dotační politiky, viz tabulka č. 5.3.9.

**Tab. 5.3.9** – Změny ekonomických výsledků ekologických podniků

	<i>Scénář A</i>	<i>Scénář B</i>	<i>Scénář C</i>	<i>Scénář D</i>
Změna objemu produkce	16,2%	5,7%	0,7%	24%
Změna výše nákladů	-2,4%	-2,4%	-0,5%	-2,3%
Změna výše zisku	9,1%	5,6%	1,0%	15,0%
Změna míry technické efektivnosti I.	14,7%	12,1%	-3,1%	27,4%
Změna míry technické efektivnosti II.	7,5%	6,2%	-3,3%	14,3%

*Zdroj: vlastní výpočet*

Model, který byl odhadován simultánně (tj. změna míry technické efektivnosti I. v tabulce č. 5.3.9), se vyznačuje vyšší hodnotou parametru dotací, proto změna průměrné míry technické efektivnosti, simulovaná uvedeným modelem, dosahuje vyšších hodnot, než v případě využití dvoufázového modelu (změna míry technické efektivnosti II.). Dle ekonomické literatury lze konstatovat, že výsledky simultánního modelu by měly být reprezentativnější, nicméně standardní chyby odhadu parametrů poukazují na vyšší vydatnost parametrů odhadnutých dvoufázovým postupem. Zmíněná vyšší vydatnost odhadů parametrů dvoufázovým postupem však může být rovněž důsledkem zahrnutí konstanty do příslušného modelu. V následujícím hodnocení lze proto variantu I. považovat za optimistický scénář a variantu II. za scénář pesimistický.

Z výsledků obou variant je patrné nejvýznamnější zlepšení technické efektivnosti ekologických farem v důsledku scénáře *D*, tzn. úplným odstraněním dotačních sazeb na podporu ekologického zemědělství.

Při zachování dotací na podporu ekologického zemědělství by nejvýznamněji ovlivnilo technickou efektivnost zrušení dotační podpory trvalých travních porostů a snížení dotační sazby orné půdy o 61 % oproti úrovni PRV. Uvedenou změnu navrhuje scénář *A*. V důsledku zmíněné změny dotačních sazeb na podporu ekologického zemědělství by došlo k navýšení technické efektivnosti ekologických farem o 7,5-14,7 % v průměru za předpokladu konstantního vlivu ostatních faktorů.

Úprava dotační politiky, navrhovaná scénářem *A*, se jeví jako nevhodnější i při komplexním zhodnocení výsledků simulovaných scénářů, neboť by přinesla rovněž nejvyšší nárůst produkce i zisku, pokud není uvažováno kompletní zrušení dotační podpory ekologického zemědělství.

### 5.4 Adekvátnost ekologické produkční technologie

Model hraniční produkční funkce umožňuje 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.

Produkční mezera, kvantifikovaná dle hraniční produkční funkce modelu Pitta a Leea, 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. Hypotézu  $H_{12}$  lze tedy považovat za **prokázanou**.

Za účelem komparace byla produkční mezera jednotlivých subjektů přepočtena na hektar ekologicky obhospodařované půdy. Základní statistické vlastnosti kvantifikované produkční mezery v souboru ekologických i konvenčních podniků uvádí následující tabulka č. 5.4.1.

**Tab. 5.4.1** – Deskriptivní statistika produkční mezery ekologických a konvenčních podniků Pitt a Lee model

	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Počet subjektů
Produkční mezera - ekologické zemědělství [tis. Kč/ha]	16,74	14,26	4,96	132,76	129,00
Produkční mezera - konvenční zemědělství [tis. Kč/ha]	23,88	16,53	7,58	194,18	379,00

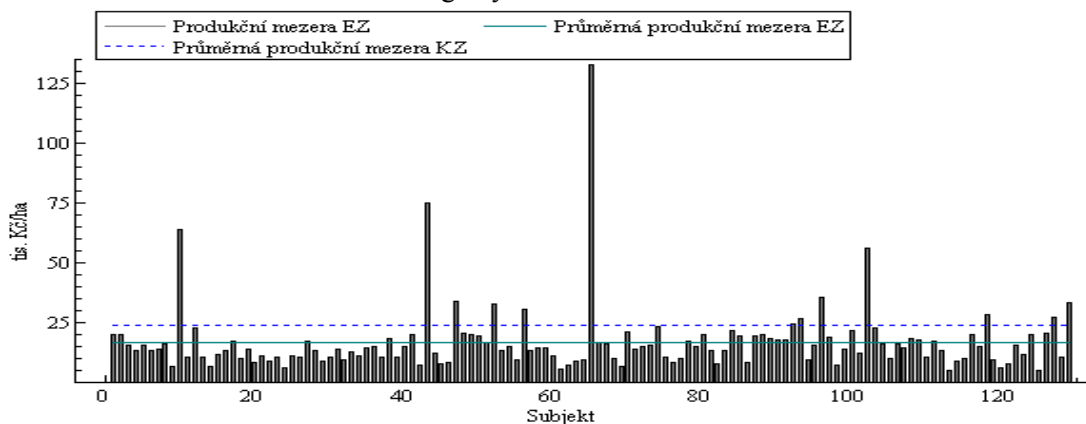
*Zdroj: vlastní výpočet*

Výše produkční mezery jednotlivých subjektů ekologického i konvenčního zemědělství je značně proměnlivá, s průměrnou hodnotu 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 nejefektivnější 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, vykazujícím produkční mezeru na úrovni 194 182 Kč/ha.

Uvedená variabilita produkční mezery ekologických farem, v přepočtu na hektar obhospodařované půdy, je graficky znázorněna v grafu č. 5.4.1, ze kterého je rovněž patrné zastoupení subjektů s nadprůměrnou hodnotou produkční mezery a četnost ekofarem s produkční mezerou, přesahující průměrnou výši produkční mezery konvenčního zemědělství.

**Graf 5.4.1** – Produkční mezera ekologických farem – model Pitta a Leea



*Zdroj: vlastní zpracování*

Kvantitativně 33 % ekofarem vykazuje nadprůměrnou hodnotu produkční mezery. U 10 % ekofarem dokonce přesahuje hodnota produkční mezery průměrnou úroveň konvenčních podniků. Zmíněné subjekty by měly přejít na jinou strukturu výroby či dokonce na konvenční systém hospodaření, neboť stávající technologie je pro ně vysoce neefektivní a produkční potenciál uvažovaných farem 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.

Vývojové změny produkční mezery ve sledovaném období byly zkoumány pomocí modelu Battese a Coelliho. Získaná produkční mezera jednotlivých podniků v příslušných letech dle uvedeného modelu byla ponechána v kvantifikaci na podnik jako produkční jednotku, aby nedošlo ke zkreslení vývojových tendencí v důsledku změn hektarové výměry obhospodařované půdy. Vývojové tendence produkční mezery tak byly hodnoceny v podobě ročních průměrů výběrového souboru, viz tabulka č. 5.4.2.

**Tab. 5.4.2** – Deskriptivní statistika produkční mezery ekologických a konvenčních podniků Battese a Coelli model

Rok	Produkční mezera - ekologické zemědělství [tis.Kč]				Produkční mezera - konvenční zemědělství [tis.Kč]			
	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum
2004	9700,63	6646,93	1352,86	30134,10	23091,40	8988,08	2452,07	48211,30
2005	9442,86	6695,56	1345,50	30372,70	22277,80	8881,79	1408,40	44913,80
2006	10166,50	7551,04	1326,16	32205,80	21674,70	8666,67	1165,53	41950,40
2007	10590,70	7927,88	1363,49	46599,00	21521,30	8450,40	2810,76	44521,60
2008	11332,20	8670,31	1184,02	44750,00	19098,50	8529,82	3113,62	36427,30
<b>Celkem</b>	10194,40	7477,21	1184,02	46599,00	21903,70	8776,62	1165,53	48211,30
<b>Celkem [tis.Kč/ha]</b>	16,49	13,69	2,16	151,34	24,31	13,23	5,94	188,82

Zdroj: vlastní výpočet

Zmíněná kvantifikace ročních průměrů produkční mezery umožnila komplexně hodnotit vývoj produkční mezery ekologického zemědělství. Dle výše uvedených hodnot je zřejmá rostoucí neefektivnost ekologické produkční technologie ve srovnání s technologií konvenční. Výše uvedenou ztrátu produkčního potenciálu ekologického hospodaření doprovází rovněž nárůst variability produkční mezery mezi jednotlivými subjekty v rámci sledovaných období. Z extrémních hodnot je dále patrné, že dochází především k nárůstu maximálních hodnot produkční mezery, což vede k již zmíněnému posílení druhořadosti ekologické technologie.

Komparace průměrných hodnot celého výběrového souboru poukazuje na nepatrně nižší hodnoty produkční mezery dle modelu Battese a Coelliho, než bylo vykázáno v modelu Pitta a Leea. Přesto doporučení učiněná na základě zmíněného modelu zůstávají platná, neboť 33 % ekologických farem vykazuje nadprůměrnou hodnotu produkční mezery a u 11 % podniků hodnota produkční mezery převyšuje průměr konvenčního zemědělství.

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 *E* 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 22-23%.

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

#### **5.4.1 Determinanty realizace ekologické produkční technologie**

Výše uvedené poznatky o produkční schopnosti a technické efektivnosti ekologického zemědělství vedly ke konstrukci modelu binární volby, který definuje základní determinanty realizace ekologické technologie na místo technologie konvenční.

Konstrukce uvedeného modelu byla primárně založena na vymezení a kvantifikaci faktorů, jež mohou signifikantně ovlivňovat výsledné rozhodnutí zemědělského producenta realizovat ekologickou produkční technologii. Ze široké škály faktorů, z nichž některé nebylo možno vzhledem k existující datové základně kvantifikovat, bylo definováno sedm základních determinantů:

- dotace na podporu ekologického zemědělství,
- cenové zvýhodnění bioproduktů vůči konvenčním produktům,
- míra technické neefektivnosti,
- velikost zemědělského podniku,
- lokalizace zemědělského podniku,
- tržby za prodej vlastních výrobků a služeb.

Odhad modelu binární volby ve specifikaci modelu náhodných efektů s výše uvedenými vysvětlujícími proměnnými neposkytoval odpovídající statistické výsledky, proto došlo k omezení počtu vysvětlujících proměnných. Zahrnuty byly

pouze proměnné, vyznačující se variabilitou mezi průřezovou i časovou složkou panelových dat, tj. objem získaných dotací v přepočtu na hektar obhospodařované půdy, včetně dotací na podporu ekologického zemědělství, míra technické neefektivnosti, tržby za prodej vlastních výrobků a služeb v přepočtu na hektar obhospodařované půdy a velikost zemědělského podniku.

Reakce zemědělských producentů na působení uvedených determinantů nebyla předpokládána bez časové prodlevy, proto byl uvažován zpožděný vliv výše vymezených proměnných, s výjimkou velikosti zemědělského podniku.

Výsledky odhadu modelu binární volby s vysvětlující proměnnou, nabývající hodnoty jedna při realizaci ekologické technologie a hodnoty nula v případě konvenčního systému hospodaření, jsou uvedeny v tabulce č. 5.4.3.

**Tab. 5.4.3** – Výsledky odhadu modelu binární volby ve specifikaci modelu náhodných efektů

	LMP				Probit model			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
ONE	-0,5070	0,5311	9,5460	0,0000	-0,5501	0,2073	-2,6538	0,0080
V	-0,0710	0,0066	-10,8230	0,0000	-0,2452	0,0398	-6,1659	0,0000
TR <sub>t-1</sub>	-0,0079	0,0005	-16,8170	0,0000	-0,0466	0,0033	-14,2598	0,0000
DH <sub>t-1</sub>	0,0588	0,0028	21,2740	0,0000	0,2350	0,0146	16,0440	0,0000
NEF <sub>t-1</sub>	-0,4448	0,0589	-7,5520	0,0000	-0,1892	0,2285	-0,8280	0,4077
$\zeta$					0,0431	0,0485	0,8877	0,3747
Log- pravděpodobnostní funkce	-259,66				-332,71			
AIC					0,3523			
Pseudo R <sup>2</sup>					0,4569			
R <sup>2</sup>	0,4382							
F-hodnota <sub>[4,1490]</sub>	290,54			0,0000				
LR[1]					559,737			0,0000
LR <sub>om</sub> [1]					26,375			0,0000
H <sub>0</sub> : $\zeta=0$					541,665			0,0000
H <sub>0</sub> : $\beta_{DH}=0$					213,097			0,0000
H <sub>0</sub> : $\beta_{TR}=0$					247,280			0,0000
H <sub>0</sub> : $\beta_V=0$					24,328			0,0000
H <sub>0</sub> : $\beta_{NEF}=0$					125,095			0,0000

Zdroj: vlastní výpočty

Specifikace probit modelu byla testovaná LR testem s nulovou hypotézou, předpokládající existenci pouze konstanty jako vysvětlující proměnné, a následně s nulovou hypotézou o opomenutí další vysvětlující proměnné v podobě výsledku hospodaření za účetní období na hektar obhospodařované půdy. LR statistika v obou

případech převýšila kritickou hodnotu  $\chi^2$  na 5% hladině významnosti a s jedním stupněm volnosti, což umožnilo přijmout závěr o adekvátní specifikaci modelu<sup>10</sup>.

Správnost specifikace v podobě modelu náhodných efektů byla testována LR testem s nulovou hypotézou o nepřítomnosti faremních specifíků<sup>11</sup>. Uvedená hypotéza byla na 5% hladině významnosti s jedním stupněm volnosti zamítnuta ve prospěch alternativní hypotézy, potvrzující statistickou významnost mezifaremní variability.

Míra shody odhadovaného modelu s daty v obou modelech (LPM i probit) nedosahovala 50 %, nicméně vyšší důležitost byla při posouzení kvality získaného odhadu přisouzena průkaznosti většiny parametrů.

Základním předpokladem modelu binární volby byl pozitivní vliv dotací na podporu ekologického zemědělství na realizaci ekologické technologie. LR test, provedený v rámci probit modelu, prokázal s pravděpodobností 95 % adekvátnost zahrnutí objemu dotací, které daný podnik získal v předešlém období na hektar obhospodařované půdy ( $DH_{t-1}$ ), ve specifikaci zmíněného modelu. Statistická významnost parametru uvedené proměnné byla potvrzena rovněž t-testem na 5% hladině významnosti, a to nejen v probit modelu, ale rovněž v LPM modelu. Z uvedené statistické verifikace vyplývá, že dotace lze považovat za faktor, jenž pozitivně ovlivňuje realizaci ekologické technologie. V důsledku zmíněné skutečnosti lze zemědělskou politikou účinně ovlivňovat počet ekologicky hospodařících podniků a tedy rovněž výměru ekologicky obhospodařované půdy.

Oproti dotacím, ostatní uvažované faktory snižují pravděpodobnost realizace ekologické technologie. Parametr tržeb ( $TRH_{t-1}$ ), které daný podnik obdržel v předešlém období z hektaru obhospodařované půdy, vykazuje negativní vliv, jenž lze považovat za průkazný s pravděpodobností 95 % dle LR testu i t-testu v obou konstruovaných modelech. Vyšší tržby z hektaru obhospodařované půdy, kterých dosahuje konvenční zemědělství v důsledku vyšších hektarových výnosů, jež nejsou dostatečně kompenzovány cenovým zvýhodněním bioproduktů, demotivují k přechodu na ekologický způsob hospodaření.

---

<sup>10</sup> Mezi sledovanými vysvětlujícími proměnnými byla rovněž testována multikolinearita, viz příloha č. 30, ve které jsou uvedeny výsledky VIF testu, poukazující na vzájemnou nezávislost vysvětlujících proměnných.

<sup>11</sup>  $H_0: \zeta = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_e^2} = 0$



Statisticky významný negativní vliv byl prokázán s pravděpodobností 95 % rovněž u proměnné, reprezentující velikost zemědělských podniků ( $V$ ). Podniky, vyznačující se vysokou výměrou obhospodařované půdy, pravděpodobně nebudou motivovány k realizaci méně produktivní ekologické technologie.

Vliv míry technické neefektivnosti z předešlého období, stanovené modelem Battese a Coelliho s heteroskedasticitou ( $NEF_{t-1}$ ), byl prokázán pouze LR testem s pravděpodobností 95 %, t-test statistickou významnost uvedeného parametru v probit modelu nepotvrdil. Míru technické neefektivnosti lze tedy pouze považovat za jeden z významných determinantů volby ekologické technologie, nicméně bez možnosti přijmout závěr o směru působení uvedené proměnné.

Výše uvedený model neumožnil sledovat vliv faktorů, které nevykazují změny mezi jednolitými subjekty, proto byl konstruován model založený na odhadu parametrů průměrných dat, viz příloha č. 3. Výsledky odhadu zmiňovaného modelu však nelze považovat za statisticky významné. LR testem i t-testem byl s pravděpodobností 95 % prokázán statisticky významný pouze vliv cenového zvýhodnění bioproduktů.

Závěrem lze konstatovat, že dotace jsou silným stimulem pro přechod a realizaci ekologického systému hospodaření, který však upoutává i neperspektivní farmy. Konverze farem, podmíněná pouze dotační podporou bez vztahu zemědělských producentů k ekologicky šetrné technologii, může implikovat pokles produkčního potenciálu farmy, vyvolaný nedostatečnou znalostí specifík ekologického způsobu hospodaření.

Použitá podpora ekologického zemědělství tak může z dlouhodobého hlediska vyvolávat řadu distorzí, které snižují efektivnost i samotné dotační podpory. Výsledky provedených analýz však prokazují, že úroveň ekologického zemědělství lze ovlivňovat také čistě tržním mechanismem bez distorzních vlivů na ekonomickou efektivnost, které nástroje dotační politiky vyvolávají. Proto lze doporučit úpravu dotační politiky ekologického zemědělství směrem k více tržně orientované podpoře, zaměřené primárně na poptávku po ekologické produkci. Dotace na podporu ekologického zemědělství by přitom bylo vhodné poskytovat pouze v období konverze, za účelem kompenzace poklesu výnosů, užítkovosti i zisku z důvodu nedostatečných zkušeností s ekologickou technologií i neznalostí trhu s ekologickými produkty. V následujících letech lze ekologické producenty

podporovat nepřímo marketingovou podporou bioprodukce či přímo vzděláváním ekologických producentů, umožňujícím zvyšování jejich produkční schopnosti.

Zmíněná úprava dotační politiky by dle simulačních propočtů, založených na předpokladu ponechání diferencí dotačních sazeb dle jednotlivých kultur, stanovených Programem rozvoje venkova, ale poskytovaných pouze v dvouletém období konverze, umožnila zvýšení produkce ekologických producentů v průměru o 15,9 % při 2,8% poklesu nákladů, což by vyvolalo navýšení zisku ekologických producentů o 10,0 % v průměru. Zároveň by došlo k zefektivnění využití výrobního faktoru půda, neboť uvedená změna dotační politiky by umožnila 1,8% úsporu výměry uvedeného výrobního faktoru. V neposlední řadě by zmíněná úprava dotační politiky přinesla zefektivnění produkce ekologických farem, neboť míra technické efektivnosti by průměrně vzrostla v rozmezí od 2,1 % do 6,6 %.

## 6 Diskuse, závěry a doporučení

Ekologické zemědělství patří k nejrychleji rostoucím odvětvím českého zemědělství. Od roku 1990, který je považován za oficiální počátek ekologického systému hospodaření v České republice, se výměra ekologicky obhospodařovaných ploch zvýšila o 341 tis. ha a počet ekologicky hospodařících podniků vzrostl z původních tří na 1 946 subjektů. V relativním vyjádření dosáhla v roce 2008 výměra ekologicky obhospodařované půdy 8% podílu na zemědělském půdním fondu České republiky.

Positivní vývoj ekologického zemědělství byl implikován především dotační politikou, kompenzující ztráty, vznikající v důsledku realizace ekologické technologie, i společenské náklady vyvolané produkcí veřejných statků. Uvedené kompenzace doplnily roční příjmy subjektů, jež provozují ekologické zemědělství, o částku 4 955 Kč na hektar ekologicky obhospodařované půdy v průměru. Kromě dotací, zacílených přímo na ekologické zemědělství, však byla zmíněná produkce veřejných statků podporována i dalšími dotačními tituly. V průměru tak celkový objem finančních prostředků, získaný v rámci státní podpory, dosáhl dokonce výše tržeb za prodej vlastních výrobků a služeb, realizovaných ekologickými subjekty ve sledovaném výběrovém souboru.

Důležitým faktorem rozvoje ekologického zemědělství byla rovněž poptávková strana trhu. Růst zájmu tuzemských i zahraničních spotřebitelů o biopotraviny vyvolal rozvoj zpracovatelského bioprůmyslu i obchodu s biopotravinami, a to rovněž obchodu zahraničního. V roce 2008 tak na každého biozpracovatele v České republice připadalo 5,2 ekologických farem, což bylo trojnásobně méně než v roce 2000, od kterého je počet biovýrobců statisticky sledován.

Uspokojování potřeb spotřebitelů produkcí ekologického zemědělství je však limitováno nižší produkční schopností zkoumaného alternativního způsobu hospodaření v komparaci s konvenčním zemědělským systémem. Výzkum, provedený na výběrovém souboru 129 ekologických a 379 konvenčních podniků, prokázal o 48 % nižší produkční schopnost ekologického zemědělství.

Zmíněnou nízkou produktivnost ekologického zemědělství dokládají rovněž výzkumy řady dalších autorů, např. Birkhofer et al.(2008) prokázal nižší výnosy biopšenice, jež je s 35% zastoupením osevních ploch na orné půdě jednou z nejvýznamnějších komodit českého ekologického zemědělství. Diferenciace mezi

konvenční technologií pěstování uvedené komodity a ekologickým způsobem produkce byla deklarována na úrovni 23 %. Jánský a Živělová (2007a) uvádějí dokonce 45% pokles výnosů pšenice ozimé v důsledku ekologického systému hospodaření. Diferenciaci výnosnosti zmíněné komodity v ekologické a konvenční technologii dokládá rovněž odborná studie Hajšlové a Schulzové (2006), komparující výnosy devíti odrůd potravinářské pšenice a kvantifikující 35% pokles výnosů v důsledku omezení dusíkatých hnojiv v ekologické technologii výroby. K obdobné diferenciaci dospěl výzkum provedený v předložené disertační práci, dle kterého dosahuje ekologická polní výroba o 32 % nižší produkce ve srovnání s konvenční technologií.

Rovněž v dalším významném odvětví ekologického zemědělství - v chovu skotu, jenž reprezentuje 94 % velkých dobytčích jednotek hospodářských zvířat chovaných na ekologických farmách – lze identifikovat rozdíly v užitkovosti. Významná diference nastává především v produkci kravského mléka, kde ekologický chov dosahuje dle Živělové, Jánského a Nováka (2003) pouze 67 % užitkovosti konvenčního chovu. Důvodem uvedené skutečnosti je rozdílná skladba krmiv. V ekologickém zemědělství chybí dostatek krmných směsí, což implikuje spolu s vysokou prodejní cenou koncentrovaných biokrmiv využívání především nutričně chudších krmiv s menší produkční účinností. Naopak ekologický výkrm skotu se v produkční schopnosti příliš neliší od konvenčního výkrmu. Výzkum Živělové, Jánského a Nováka (2003) deklaroval pouze 10% ztrátu užitkovosti ekologického chovu, vznikající opět v důsledku využití krmiv s nižší nutriční hodnotou.

Zmíněný nedostatek krmných směsí je hlavní překážkou růstu dalších odvětví ekologické živočišné výroby, například chovu drůbeže, jenž se z uvedených důvodů nemůže ani při vysoké poptávce po drůbežím biomase a biovejcích rozvíjet.

Nižší produkční schopnost ekologického zemědělství je spojena rovněž s odlišným využitím výrobních faktorů. Z pohledu základních vstupů do výrobního procesu lze identifikovat společný rys obou produkčních systémů v podobě vysoké závislosti na výrobním faktoru práce, který dosahuje v obou typech hospodaření nejvyšší produkční výkonnosti. V ekologickém zemědělství je však výkonnost výrobního faktoru práce následována vysokou produkční silou výrobního faktoru půda. Zatímco procentní nárůst počtu zaměstnanců vyvolává v ekologickém zemědělství 0,5% navýšení objemu výroby, procentní zvýšení rozsahu ekologicky

obhospodařované půdy implikuje navýšení produkce o 0,4 %. Výrobní faktor půda tak dosahuje v ekologickém zemědělství téměř dvojnásobné produkční síly zkoumaného faktoru v konvenčním využití. Naopak produkční výkonnost kapitálu je v ekologickém zemědělství o 32 % nižší než v zemědělství konvenčním. Procentní zvýšení rozsahu využívaného kapitálu implikuje pouze 0,1% růst objemu ekologické produkce.

Z uvedených skutečností vyplývá základní rozdíl ekologické a konvenční technologie, kterým je vysoká vázanost ekologického zemědělství na půdu a nízké využití strojů a zařízení. K obdobnému závěru dospěl rovněž výzkum Chavezové (2009), který deklaroval vysokou závislost ekologického zemědělství na výrobních faktorech práce a půdy.

Nejen produkční, ale rovněž ekonomické výsledky farem, lze ovlivňovat vzájemnou substitucí výrobních faktorů, která umožňuje úspěšně reagovat na cenové výkyvy na trzích vstupů. Ekologičtí zemědělci mohou nejpružněji reagovat na růst mezd a substituovat pracovníky stroji, nebo naopak na růst ceny kapitálu a substituovat stroje lidskou prací. V druhém případě procentním zvýšením počtu zaměstnanců lze ušetřit 7 % objemu kapitálu. Významné substituční vztahy probíhají v ekologické produkční technologii rovněž mezi kapitálem a půdou. Zvýšení výměry obhospodařované půdy o 1 % přináší 6% úsporu kapitálových prostředků.

V komparaci s konvenčním zemědělstvím lze učinit závěr o významnější substituční síle výrobního faktoru kapitál, což dokládá vyšší produkční výkonnost uvedeného výrobního faktoru v konvenční zemědělské výrobě, než jaké je dosaženo v zemědělství ekologickém. Alternativní systém hospodaření naopak umožňuje silnější substituční vazbu mezi půdou a kapitálem, což je důsledek vysoké produkční schopnosti výrobního faktoru půda v ekologické technologii výroby. V konvenčním zemědělství je však dosažena vyšší substituční účinnost výrobního faktoru práce ve vztahu k obhospodařované půdě, kde při procentním zvýšení počtu pracovníků lze snížit výměru zemědělské půdy o 3 % při zachování objemu produkce.

Odlišné využití výrobních faktorů implikuje rovněž difference v poptávkách po zkoumaných vstupech výrobního procesu. V případě ekologického zemědělství byla prokázána o 46 % vyšší cenová pružnost poptávky po výrobním faktoru práce, než jaké dosahuje konvenční zemědělství. Naopak cenová pružnost poptávky po půdě byla u ekologického zemědělství o 27 % nižší.

Ekofarmy na rozdíl od konvenčních podniků jsou schopny pružněji reagovat na změny mezd, k čemuž přispívá již výše uvedená schopnost flexibilně nahrazovat práci kapitálem, či půdou. Naopak silná vázanost ekologického zemědělství na půdu, snižuje schopnost reakce na cenové výkyvy uvedeného výrobního faktoru. Důvody zmíněné vazby na výrobní faktor půda však nemusí spočívat pouze v produkční technologii. Výměra obhospodařované zemědělské půdy se totiž stává základním faktorem, determinujícím objem získaných finančních prostředků v rámci dotační politiky.

Komparace teoretické odezvy ekofarem na cenové výkyvy na trzích vstupů se skutečnými změnami objemu zapojených výrobních faktorů umožnila hodnotit racionalitu chování ekologických farem a dopad zmíněné dotační politiky na optimální reakci ekologických subjektů. Ze zkoumaného souboru podniků 52 % ekologických farem reagovalo racionálně na růst mezd poklesem počtu zaměstnanců. Z hlediska změn ceny půdy však prokázalo racionalitu pouze 44 % výběrového souboru. Uvedená skutečnost dokládá výše zmíněné závěry o vyšší flexibilitě ekofarem ve vztahu k výrobnímu faktoru práce.

Výzkum chování ekologických zemědělských producentů doplňuje rovněž analýza změn nabízené produkce ve vztahu k cenovému vývoji finálních komodit. Z uvedeného hlediska bylo identifikováno racionální chování pouze u 37 % ekologických farem. Zmíněná reakce však mohla být ovlivněna celou řadou pro zemědělství specifických vlivů, například působením klimatických podmínek, které mohly adekvátní reakci zemědělských producentů zcela modifikovat.

Racionalita chování ekologických farem je však ovlivňována rovněž dotační politikou. Výzkum produkční funkce, zohledňující vliv dotací, prokázal negativní vliv přímých plateb na objem produkce. Procentní nárůst přímých plateb, zahrnující především SAPS a TOP-UP, implikuje pokles ekologické i konvenční produkce o 0,1 %. Dotace na podporu ekologického zemědělství se vyznačují nižším vlivem na celkový objem produkce. Procentní navýšení uvedených plateb vede k 0,04% poklesu objemu produkce ekologických farem.

Dotace na podporu ekologického zemědělství jsou od roku 2001 poskytovány diferencovaně dle využití zemědělské půdy, proto byl rovněž analyzován vliv jednotlivých dotačních sazeb. Ve zkoumaném výběrovém souboru se téměř nevyskytovaly podniky, hospodařící s trvalými kulturami, či pěstující zeleninu.

Zmíněná skutečnost odpovídá situaci v České republice, kde uvedené kultury tvoří pouze 7 % ekologicky obhospodařované půdy. Z uvedeného důvodu byly analyzovány pouze dotační sazby trvalých travních porostů a orné půdy. Výsledky provedené analýzy poukázaly na negativní vliv obou zmíněných sazeb na objem produkce.

Dotační sazby na podporu ekologického zemědělství tedy demotivují ekofarmy v produkci, neboť jim zabezpečují dostatečné příjmy i při nízké produkční výkonnosti. Navíc jejich konstrukce v podobě sazby na plochu podmiňuje negativní vliv na racionální chování ekologických subjektů ve vztahu k optimální výměře obhospodařované půdy. V důsledku dotačních příjmů dochází ke značnému plýtvání a neadekvátnímu nárůstu nákladů, který se odráží v poklesu zisku ekologických producentů.

Výše uvedené závěry implikovaly simulaci scénářů, která reprezentovala dopad alternativních dotačních politik na objem produkce, nákladů i zisku ekologických producentů. Modelováno bylo šest scénářů, které simulovaly různé změny dotačních sazeb, či úplné odstranění dotační podpory ekologického zemědělství. Posledně uváděný scénář přinesl nejlepší výsledky v podobě 24% nárůstu objemu ekologické produkce, 2,3% snížení nákladů a 15% navýšení zisku ekologických producentů při nezměněných vlivech ostatních faktorů.

Při zachování dotací na podporu ekologického zemědělství lze doporučit změnu dotačních sazeb následujícím způsobem. Dotační sazba na trvalé travní porosty by měla být zrušena, sazba na ornou půdu by měla být snížena na 1 650 Kč/ha. Ostatní dotační sazby byly v důsledku neexistence disponibilní datové základny ponechány na úrovni definované PRV, tj. dotační sazba na trvalé kultury v hodnotě 23 368 Kč/ha a dotační sazba na zeleninu na úrovni 15 524 Kč/ha. Uvedené změny dotační politiky, stanovené dle kalkulace hrubého rozpětí základních komodit ekologického zemědělství, by umožnily nárůst objemu ekologické produkce o 16 % při 2% snížení nákladů ekologických farem a celkově by implikovaly 9% navýšení zisku ekofarem.

Disponibilní datová základna, umožňující kalkulaci příspěvku na úhradu, je základním problémem kvantifikace odpovídajících dotačních sazeb. V uvedené souvislosti lze státní správě doporučit rozšíření sběru dat o ekologickém zemědělství a jeho produkci a vytvoření detailní i časově srovnatelné databáze ekologického

zemědělství. V současné době přístupné datové zdroje totiž poskytují v delší časové řadě pouze údaje o počtu ekologických farem, výměře a struktuře ekologicky obhospodařované půdy, o výši certifikované produkce a počtu certifikovaných zvířat. Další údaje, vymezující velikostní a regionální strukturu ekologických farem jsou k dispozici pouze od roku 2005. Hektarové výměry jednotlivých plodin a jejich průměrné výnosy lze dohledat pouze od roku 2006, od kterého je k dispozici rovněž počet zaměstnanců v ekologickém zemědělství. Standardní výstupy FADN pro ekologickou výrobu navíc nejsou veřejně přístupné. Problematicky se rovněž jeví časový nesoulad některých ukazatelů, např. počet certifikovaných zvířat versus počet chovaných zvířat na ekologických farmách i statistické výkaznictví českého zemědělství, které neodděluje ekologickou a konvenční produkci. V důsledku uvedeného lze navíc doporučit jednoznačné rozlišení statistických výstupů na ekologickou a konvenční výrobu.

Rozvoj datové základny by umožnil rovněž detailněji zkoumat druhou oblast disertační práce – efektivnost ekologického zemědělství. Dle provedeného výzkumu se české ekologické zemědělství totiž kromě nižší produkční schopnosti vyznačuje rovněž nižší efektivností ve srovnání s konvenčním zemědělským systémem. Výzkum prokázal, že zkoumané ekologické farmy dosahují v průměru 55 % potenciální produkce, zatímco konvenční farmy vykázaly v průměru 63% míru technické efektivnosti. Celkově je ekologické zemědělství o 13 % méně efektivní než zemědělství konvenční. Zmíněný závěr potvrzují studie Madaua (2005, 2007), dle kterých vykazuje ekologické zemědělství o 9 % nižší technickou efektivnost a publikace Kumbhakara et al. (2009), deklarující o 5 % nižší technickou efektivnost ekologických farem.

Z hlediska jednotlivých subjektů byla prokázána nejnižší míra technické efektivnosti ekologické farmy na úrovni 17 %, naopak nejefektivnější ekofarma vykázala 98% míru technické efektivnosti. V konvenčním zemědělství byly oba extrémy překonány. Nejnižší míru technické efektivnosti vykázala konvenční farma na úrovni 14 %, naopak nejefektivnější konvenční farma dosáhla 99% míry technické efektivnosti.

V ekologickém zemědělství bylo identifikováno silné zastoupení podniků s mírou technické efektivnosti nižší nebo odpovídající 50 %. V průměru analyzovaných modelů dosahuje uvedené míry technické efektivnosti 55 % ekologických subjektů.



V souboru konvenčních podniků lze naopak identifikovat pouze 22 % subjektů s nižší než 50% mírou technické efektivnosti.

Provedený výzkum vycházel z kvantifikace výstupově orientované technické efektivnosti, proto lze vyvodit závěr, že ekologické farmy mohou zvýšit míru technické efektivnosti až o 45 % optimálnějším využitím výrobních faktorů, zejména kapitálu a práce.

Kromě produkčních faktorů však ovlivňují uvedenou neefektivnost ekologického zemědělství rovněž další determinanty, zejména lokalizace ekologických farem do méně příznivých produkčních oblastí, ve kterých se nachází 70 % podniků sledovaného souboru. Hospodaření ekofarmy v oblastech LFA implikuje pokles míry technické efektivnosti o 0,5 %. Obdobný výsledek vyplývá rovněž z analýzy Madaua (2007), dle které lokalizace ekologických farem do méně příznivých oblastí snižuje míru technické efektivnosti rovněž o 0,5 %. Důvod poklesu efektivnosti ekofarem v méně příznivých oblastech lze však identifikovat převážně v neadekvátní odrůdové skladbě a technologii výroby. V rámci uvedené skutečnosti lze doporučit výzkum v oblasti šlechtění vhodných odrůd pro méně příznivé oblasti a podporu vzdělávání ekologických zemědělských producentů o vhodných technologiích výroby ve zmíněných oblastech.

Pokles technické efektivnosti, kromě zmíněné lokalizace, implikují rovněž dotace. Souhrnná kategorie dotací, nezahrnující pouze dotační titul na podporu ekologického zemědělství, vykazovala negativní vliv na míru technické efektivnosti na úrovni 0,2 %. Dotace na podporu ekologického zemědělství lze charakterizovat obdobným vlivem. Procentní nárůst dotací na podporu ekologického zemědělství implikuje snížení míry technické efektivnosti o 0,2 %. Důvodem zmíněného negativního vlivu dotací na podporu ekologického zemědělství na technickou efektivnost je skutečnost, že dotační sazby mohou podnítit konverzi do ekologického způsobu zemědělské výroby ne zcela zainteresovaných farmářů, kteří nejsou motivováni k nalézání produktivních a efektivních způsobů ekologické produkce. Uvedený závěr nachází oporu v publikaci Kumbhakara et al. (2009), dle které dotace na podporu ekologického zemědělství mohou stimulovat ke konverzi neefektivní farmy zaměřené spíše na dodatečné finanční zdroje ze strany státu než na technologii šetrnou k životnímu prostředí. V uvedené souvislosti však Tzouvelekas et al. (2002) namítá, že i ekologickou technologií zaujatí farmáři nemusejí mít dostatečně

fundované znalosti v oblasti vhodných odrůd, plemen i technologií výroby, což způsobuje, že přechod na ekologickou výrobu pak odpovídá pouze nahrazení chemických vstupů organickými a implikuje pokles produkční schopnosti i technické efektivnosti konvergujících farem.

Z hlediska časového vývoje zkoumaných ekologických subjektů lze identifikovat negativní trend v poklesu míry technické efektivnosti. Průměrná míra technické efektivnosti ekologických farem meziročně klesá o 0,96 %. Zohlednění výše uvedených závěrů o vlivu dotací implikuje tvrzení, že negativní trend míry technické efektivnosti ekologických farem může být důsledkem dotační politiky, neboť dotace na podporu ekologického zemědělství lze od roku 1998 charakterizovat rostoucí tendencí. Uvedené tvrzení podporují i výsledky simulací změn dotační politiky. Simulace, reprezentující zrušení dotací na podporu ekologického zemědělství, kvantifikovala nárůst míry technické efektivnosti až o 27 % v průměru. Ponechání podpory ekologického zemědělství při změně sazeb, jež byla definována výše, identifikovala 7% navýšení míry technické efektivnosti ekologických farem.

Ekologický systém hospodaření byl deklarován jako technologie s nižší produkční schopností i nižší efektivností. U 33 % ekologických podniků bylo prokázáno, že přechod na konvenční systém hospodaření by přinesl vysoký nárůst produkce. Deseti procentům ekologických farem lze doporučit neprodlenou změnu technologie, neboť stávající systém výroby je pro uvedené farmy vysoce neefektivní a neschopný plně využít produkční potenciál. Zmíněnou změnou mohou být nejen výše navrhovaná optimalizace využití výrobních faktorů a uzpůsobení výrobní struktury a technologie produkčním podmínkám, ale rovněž přechod na konvenční technologii výroby. Naopak 14 % ekologických farem lze doporučit zachování ekologického systému hospodaření, neboť konverze na konvenční technologii by neměla přílišný vliv na růst objemu výroby.

Ekologickou produkční technologii lze dle uvedených závěrů označit za druhořadý produkční systém pro většinu sledovaných podniků. K obdobnému závěru dospěl rovněž Kumbhakar et al. (2009), v jehož výběrovém souboru byl ekologický způsob výroby pro 75 % ekofarek inferiorní technologií.

Výše uvedené poznatky o neefektivnosti ekologických farem vyústily v závěr, že míra technické neefektivnosti je významným determinantem, ovlivňující výsledek rozhodování o realizaci ekologické, či konvenční produkční technologie. Zemědělství

producenti jsou však v uvedeném rozhodování ovlivněni rovněž objemem finančních prostředků, získaných v minulém období na hektar obhospodařované půdy, a to nejen z prodeje vlastních výrobků, ale rovněž prostřednictvím dotační politiky. Zatímco tržby implikují k realizaci konvenční technologie výroby, dotace podporují ke konverzi na ekologický produkční systém, či k jeho zachování. Důvody jsou zřejmé. V konvenčním produkčním systému dosahují zemědělští producenti vyšších tržeb z hektaru obhospodařované půdy v důsledku vyšších hektarových výnosů, jejichž pokles není v ekologickém zemědělství dostatečně kompenzován cenovým zvýhodněním bioproduktů. Ekologičtí producenti naopak mohou získat vyšší objem finančních prostředků prostřednictvím dotační politiky, neboť ekologickým farmám jsou dostupné veškeré dotační tituly zacílené na zemědělství a rozvoj venkova, navíc však mohou čerpat dotace v rámci samostatného titulu, který podporuje ekologické zemědělství.

Uvedené závěry potvrzuje rovněž studie Kumbhakara et al. (2009), dle které jsou dotace hlavním stimulem konverze na ekologický systém hospodaření. Zmíněný kolektiv autorů předpokládá, že dotace, podporující ekologické zemědělství, jsou důležité pouze, dokud nebude nižší produktivita ekologického zemědělství kompenzována vyšší cenou. Výsledky provedených analýz implikují obdobný závěr. Realizace ekologického produkčního systému je totiž pozitivně ovlivněna také cenovým zvýhodněním ekologických produktů oproti produkci konvenční.

Podpora ekologického zemědělství pouze cenovým zvýhodněním, taženým poptávkovou stranou trhu, nikoli státním zásahem, umožní odstranit případné distorze, které nástroje dotační politiky vyvolávají, navíc zvýší racionalitu i efektivnost ekologických producentů, a přenesou úhradu nákladů na produkci veřejných statků i kompenzaci za internacionalizaci externalit na samotné spotřebitele. Nezbytným předpokladem fungování uvedeného tržního mechanismu je však existence odbytových kanálů, které jsou slabou stránkou českého ekologického zemědělství, způsobující nedostatek českých biopotravin. Hlavním důvodem je regionální roztržitost české bioprodukce, vysoká vzdálenost zpracovatelských kapacit a nízký podíl faremního zpracování. Zmíněná skutečnost se jeví problematičtěji především v živočišné výrobě, kde jsou mlékárny a jatka často

značně vzdálená od ekofarem, což implikuje prodej bioprodukce ke konvenčnímu zpracování.

Uspokojení rostoucí poptávky po bioproduktech domácí produkcí naráží rovněž na překážky v podobě dostupnosti krmiv pro chov drůbeže, prasat, či například chov králíků. V České republice totiž zatím existuje pouze 16 výrobců biokrmiv a bioosiv. Další rozvoj zmíněného zpracovatelského odvětví je však eliminován nedostatkem biosurovin v důsledku nízké výměry ekologicky obhospodařované orné půdy.

Řešením zmíněných problematických okruhů ekologického zemědělství je podpora distribuce biopotravin i uzpůsobení hygienických požadavků faremního zpracování, umožňující rozvoj přímého prodeje z farmy, či distribuce v rámci regionálně malých území, neboť transport bioprodukce v rámci velkých vzdáleností spojený se spotřebou neobnovitelných zdrojů energie i znečišťováním ovzduší odporuje samotné filozofii ekologického zemědělství. Disponibilita domácí bioprodukce, podporovaná spotřebiteli, upřednostňujícími tuzemské biopotravinu před zahraničním dovozem, umožní uzpůsobení cen skutečnému znevýhodnění ekologického zemědělství v důsledku internalizace negativních externalit a přenesení úhradu zmíněných pozitiv ekologického zemědělství na samotné spotřebitele.

Na závěr lze shrnout několik nejdůležitějších doporučení tvůrcům zemědělské politiky. Pro další rozvoj ekologického zemědělství je nezbytné podpořit rozvoj distribučních kanálů. K uvedenému účelu lze primárně využít úpravu hygienických předpisů faremního zpracování a dále dotační podporu investic do zpracovatelských provozů.

Produkční schopnost ekologického zemědělství je nutné podporovat výzkumem agrotechnických vlastností odrůd jednotlivých plodin a zootechnických vlastností plemen hospodářských zvířat a šlechtěním odrůd a plemen vhodných do podhorských a horských oblastí, kam je české ekologické zemědělství především lokalizováno, i následným vzděláváním a školením ekologických zemědělských producentů. Vhodným nástrojem uvedeného záměru je především grantové financování.

Přímou dotační podporu ekologického zemědělství je vhodné upravit dle přesných kalkulací příspěvku na úhradu nejvýznamnějších komodit. Alternativně lze doporučit zhodnocení časového omezení poskytování uvedených dotací pouze

na období konverze, kde umožní uhradit klesající výnosy, užitkovost i zisk, vznikající v důsledku nedostatečných zkušeností zemědělských producentů s ekologickou výrobní technologií, i z důvodu neexistence vazeb na odběratele. Tedy využití dotačního modelu, jenž úspěšně aplikují například ve Francii či Dánsku, kde je dotační podpora poskytována maximálně po dobu pěti let.

Zmíněné přímé dotace v období konverze by bylo vhodné dále doplnit podporou vzdělávání ekologických producentů financováním vzdělávacích kurzů, zaměřených na ekologickou výrobní technologii. Po skončení uvedeného období je vhodné dotace již neposkytovat a podporovat ekologické producenty pouze nepřímo, zmíněnou tržně-orientovanou podporou. Uvedená úprava nejen omezí přechod neefektivních farem na ekologický systém výroby, ale rovněž zvýší racionalitu a efektivnost chování ekologických zemědělských producentů s předpokládaným pozitivním dopadem na výsledky hospodaření ekologických farem.

## 7 Seznam použitých zdrojů

### A) Odborné publikace

1. AIGNER, D.J., LOVELL, C.A.K., SCHMIDT, P. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, 1977, č. 6, s.21-37.
2. BALTAGI, B.H., LI, Q. Testing AR(1) against MA(1) Disturbances in an Error Component Model. *Journal of Econometrics*, 1995, č. 68, s.133-151. ISSN 0304-4076.
3. BALTAGI, B.H., JUNG, B.CH., SONG, S.H. *Testing for Heteroskedasticity and Serial Correlation in a Random Effects Panel Data Model*. In Working Paper No. 111. New York: Center for Policy Research, 2008. ISSN 1525-3066.
4. BASNAYAKE, B.M.J.K, GUNARATNE, L.H.P. Estimation of Technical Efficiency and it's Determinants in the Tea Small Holding Sector in the Mid Country Wet Zone of Sri Lanka. [on-line] *Sri Lankan Journal of Agricultural Economics*, 2002, č.4, část 1., s.137-150. [cit. 2009-10-10] URL:<<http://www.slageconr.net/sjae/sjae41f/sjaef04108.pdf>>.
5. BATTESE, G.E., COELLI, T.J. A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. *Empirical Economics*, 1995, č. 20, s.325-332. ISSN 0377-7332.
6. Bioinstitut. *Ekologické zemědělství v České republice. Ročenka 2006*. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR, 2006. 28 s. ISBN 80-7084-554-6.
7. Bioinstitut. *Ekologické zemědělství v České republice. Ročenka 2007*. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR, 2007. 24 s. ISBN 80-7084-658-2.
8. Bioinstitut. *Ekologické zemědělství v České republice. Ročenka 2008*. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR, 2008. 32 s. ISBN 80-7084-736-7.
9. Bioinstitut. *Zapojením ÚKZÚZ se zvýší transparentnost a efektivita kontrol ekologického zemědělství*. [on-line] [cit. 2009-12-17] URL:<[http://www.bioinstitut.cz/documents/Urednikontroly\\_interviewJU\\_000.pdf](http://www.bioinstitut.cz/documents/Urednikontroly_interviewJU_000.pdf)>.
10. BIRKHOFER, K. et al. Long-term Organic Farming Fosters below and aboveground Biota: Implications for Soil Duality, Biological Control and Produktivity. *Soil Biology & Biochemistry*, 2008, č.40. s. 2297-2308. ISSN 0038-0717.

11. BRAVO-URETA, B.E, et al. *Technical Efficiency in Farming: A Meta-regression Analysis*. [on-line] Efficiency Series Paper, 2005, č. 1, 31s. [cit. 2009-12-20] URL:<<http://www.uniovi.es/economia/edp.htm>>
12. BRAVO-URETA, B.E, PINHEIRO, A.E. Technical, Economic, and Allocative Efficiency in Peasant Farming: Evidence from the Dominican Republic. [on-line] The Developing Economies, 1997, roč. 35, č. 1, s.48-67. [cit. 2009-11-20]URL:<[http://www.ide.go.jp/English/Publish/Periodicals/De/pdf/97\\_01\\_03.pdf](http://www.ide.go.jp/English/Publish/Periodicals/De/pdf/97_01_03.pdf)>
13. BRAVO-URETA, B.E., RIEGER, L. Dairy Farm Efficiency Measurement Using Stochastic Frontier and Neoclassical Duality. [on-line] *American Journal of Agriculture Economics*, 1991, č. 73, s. 421-428. [cit. 2009-09-30] URL:<<http://www.oia.uconn.edu/bbupapers/1991.BBU&LR-AJAE.pdf>>
14. BRODOVÁ, M. *Ohodnocovanie pozitívnych externalít multifunkčného poľnohospodárstva SR*. 1. vydání. Bratislava: Výskumný ústav ekonomiky poľnohospodárstva a potravinárstva, 2005, s. 8-11. ISBN 80-8058-410-9.
15. COELLI, T.J. Recent Developments in Frontier Modelling and Efficiency Measurement. [on-line] *Australian Journal of Agricultural Economics*, 1995, roč. 39, č. 3, s.219-245. [cit. 2009-09-30] URL:<<http://ideas.repec.org/a/ags/ajaeau/22681.html>>.
16. CIHELSKÝ, L., KAHOUNOVÁ, J., HINDLS, R. *Elementární statistická analýza*. 2. vydání. Praha: Management Press, 2001. 319 s. ISBN 80-7261-003-1.
17. DARMOVZALOVÁ, I., KOUTNÁ, K. *Statistické šetření na ekologických farmách ČR za období let 2006 a 2007*. [on-line] Brno: Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky, 2007. [cit. 2009-09-30] URL:<<http://www.mze.cz/Index.aspx?ch=73&typ=2&ids=3343&val=3343>>.
18. DARMOVZALOVÁ, I., KOUTNÁ, K. *Statistické šetření na ekologických farmách České republiky za rok 2007*. [on-line] Brno: Ústav zemědělské ekonomiky a informací, 2008. [cit. 2009-09-30] URL:<[http://www.mze.cz/attachments/zprava\\_UZEI\\_final\\_2007.pdf](http://www.mze.cz/attachments/zprava_UZEI_final_2007.pdf)>.

19. DARMOVZALOVÁ, I., KOUTNÁ, K. *Statistické šetření na ekologických farmách České republiky za rok 2008*. [on-line] Brno: Ústav zemědělské ekonomiky a informací, 2009. [cit. 2009-09-30] URL: <[http://www.mze.cz/UserFiles/File/Ekologicke\\_zemedelstvi/TU\\_4218\\_EZ\\_2008.pdf](http://www.mze.cz/UserFiles/File/Ekologicke_zemedelstvi/TU_4218_EZ_2008.pdf)>.
20. DOUCHA, T. Czech Agriculture and the EU Accession – a Need for a New Strategy. [on-line] *Agricultural Economics*, 2004, roč.50, č.3, s.94-99. [cit.2009-12-01] URL:< <http://www.cazv.cz/attachments/2-Doucha.pdf>>.
21. DRUKKER,D.M. Testing for Serial Correlation in Linear Panel-data Models. [on-line] *The Stata Journal*, 2003, č.2, s.168-177. [cit. 2009-09-30] URL:<<http://www.stata-journal.com/sjpdf.html?articlenum=st0039>>.
22. EUROPEAN COMMISSION. *Organic food and farming. Research in Europe*. Luxemburg: Office for Official Publications of the European Communities, 2005, s. 6. ISBN 92-894-9600-2.
23. FRANK, R. H., BERNANKE, B. S. *Ekonomie*. 1. vydání. Praha: Grada Publishing, 2002, s. 188, 286, 379. ISBN 80-247-0471-4.
24. de GORTER, H., NIELSON, D.J., RAUSSER, G.D. Productive and Predatory Public Policies: Research Expenditures and Producer Subsidies in Agriculture. [on-line] *American Journal of Agriculture Economics*, 1992, roč.74, č.1, s.27-37. [cit. 2009-12-10] URL:<[http://chla.library.cornell.edu/cgi/text/pageviewer-idx?c=chla;cc=chla;rgn=full%20text;idno=5032826\\_2779\\_001;didno=5032826\\_2779\\_001;view=image;seq=32;node=5032826\\_2779\\_001%3A4.4;page=root;size=s;frm=frameset;>](http://chla.library.cornell.edu/cgi/text/pageviewer-idx?c=chla;cc=chla;rgn=full%20text;idno=5032826_2779_001;didno=5032826_2779_001;view=image;seq=32;node=5032826_2779_001%3A4.4;page=root;size=s;frm=frameset;>)>.
25. GREEN, W.H. *Limdep Version 9.0 - Reference Guide*. New York: Econometric Software, Inc., 2007.
26. GREEN, W.H. *Econometric Analysis*. 6. vydání. New Persey: Pearson Prentice Hall, 2008a. 1178 s. ISBN 978-0-13-513740-6.
27. GREEN, W.H. *The Econometric Approach to Efficiency Analysis*. In *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Change*. New York: Oxford Scholarship Online Monographs, 2008b. s. 92-159. ISBN 978-0-19-518352-8.
28. GREGA, L. *Ekonomická opodstatněnost podpory zemědělství*. Brno: MZLU, 2005. 50 s. ISBN 80-7157-829-0.



29. GREGA, L. *Mimoprodukční přínos trvale udržitelného multifunkčního zemědělství v podmínkách České republiky*. Brno: MZLU, 2006, s. 50-53. ISBN 80-7157-926-2.
30. GUJARATI, D.N. *Basic Econometrics*. 4. vydání. New York: Mc Graw Hill, 2003. 1002 s. ISBN 0-07-112342-3.
31. HAJŠLOVÁ, J. SCHULZOVÁ, V. *Porovnání produktů ekologického a konvenčního zemědělství*. Odborná studie VŠCHT. Praha: Vysoká škola chemicko-technologická v Praze, 2006. 23 s. ISBN 80-7271-181-4.
32. HAMERNÍKOVÁ, B., KUBÁTOVÁ, K. *Veřejné finance*. 1. vydání. Praha: Eurolex Bohemia, 1994, s. 132, 163-185. ISBN 80-902752-1-4.
33. HIRSHLEIFER, J., GLAZER, A., HIRSHLEIFER, D. *Price Theory and Applications – Decisions, Markets, and Information*. New York: Cambridge University Press, 2005, s. 203-204. ISBN 978-0-521-81864-3.
34. Hnutí Duha. *České biopotraviny – průzkum mezi velkými výrobci a zpracovateli na českém trhu*. Brno: Hnutí Duha, 2007. 19 s.
35. HOLMAN, R. *Vývoj ekonomického myšlení*. 2. vydání. Praha: Liberální institut, 2003. 58 s. ISBN 80-86389-08-1.
36. HRABALOVÁ, A., ZANDER, K. Organic Beef Farming in the Czech Republic: Structure, Development and Economic Performance. [on-line] *Agricultural Economics*, 2006, roč.52, č.2, s.89-100. [cit.2009-12-01]  
URL:<[http://www.cazv.cz/attachments/ZE\\_52\\_89-100.pdf](http://www.cazv.cz/attachments/ZE_52_89-100.pdf)>.
37. HSIAO, Ch. *Analysis of Panel Data*. 2. vydání. New York: Cambridge University Press, 2003. 366 s. ISBN 978-0-521-52271-7.
38. HUŠEK, R. *Ekonometrická analýza*. 1. vydání. Praha: Ekopress, 1999. 303 s. ISBN 80-86119-19-X.
39. CHAVEZ, D.M. *Production Technology and Production Risk in Organic and Conventional Arable Dutch Farming*. [on-line] [cit.2009-12-01] URL:<<http://www.inta.gov.ar/salta/info/documentos/Economia/produccion.tech..pdf>>.
40. CHILARESCU, C., VANEECLOO, N. A Stochastic Approach to the Cobb-Douglas Production Function.[on-line] *Economics Bulletin*, roč. 3, č. 9. s.1-8. [cit.2009-12-01] URL:<<http://economicsbulletin.vanderbilt.edu/2007/volume3/EB-06C20080A.pdf>>.

41. International Federation of Organic Agriculture Movement. *Principles of Organic Agriculture*. [on-line].[cit. 2006-12-03]. URL:<[http://www.ifoam.org/organic\\_facts/principles/pdfs/IFOAM\\_FS\\_Principles\\_forWebsite.pdf](http://www.ifoam.org/organic_facts/principles/pdfs/IFOAM_FS_Principles_forWebsite.pdf)>.
42. International Federation of Organic Agriculture Movement. *Definition of Organic Agriculture*. [on-line]. Bonn, 2005. [cit. 2006-12-03]. URL:<[http://www.ifoam.org/organic\\_facts/definition\\_organic\\_agriculture.html](http://www.ifoam.org/organic_facts/definition_organic_agriculture.html)>.
43. JAKSON, S.L. *Research Methods and Statistics*. 3. vydání. Belmont: Wadsworth, 2009. 430 s. ISBN 978-0-495-51001-7.
44. JANECKÁ, M., KROUPOVÁ, Z., ANTOUŠKOVÁ, M. *Struktura ekologického a konvenčního zemědělství*. [CD-ROM] In sborník prací z mezinárodní vědecké konference Agrární perspektivy XVIII. Praha: Česká zemědělská univerzita, 2009. ISBN 978-80-213-1965-3.
45. JÁNSKÝ, J., ŽIVĚLOVÁ, I., NOVÁK, P. The influence of state subsidies on the development of organic agriculture in the Czech Republic and in the EU. *Agricultural economics*, roč. 50, č. 9, 2003. s. 394-399. ISSN 0139-570X.
46. JÁNSKÝ, J., ŽIVĚLOVÁ, I. *Výroba a spotřeba vybraných živočišných bioproduktů*. In sborník prací z mezinárodní vědecké konference Agrární perspektivy XIV. Praha: Česká zemědělská univerzita, 2005. s.332-336. ISBN 80-213-1372-2.
47. JÁNSKÝ, J., ŽIVĚLOVÁ, I., POLÁČKOVÁ, J., BOUDNÝ, J. REDLICOVÁ, R. Trend Analysis of Revenues and Costs within the Chosen Commodities under the Conditions of Organic Agriculture. [on-line] *Agricultural economics*, roč. 52, č. 9, 2006. s. 436-444. [cit. 2009-11-30] URL:<<http://www.cazv.cz/default.asp?ch=54&typ=1&val=52259&ids=313>>
48. JÁNSKÝ, J., ŽIVĚLOVÁ, I. *Ekonomické hodnocení výroby vybraných rostlinných bioproduktů*. In sborník prací z mezinárodní vědecké konference Agrární Perspektivy XVI. Praha: Česká zemědělská univerzita, 2007a. s.173-179. ISBN 978-80-213-1675-1.
49. JÁNSKÝ, J., ŽIVĚLOVÁ, I. Subsidies for the organic agriculture. *Agricultural economics*, roč. 53, č. 9, 2007b. s. 393-402. ISBN 0139-570X.
50. JEHLE, G.A., RENY, P.J. *Advanced Microeconomic Theory*. 2. vydání. Boston: Addison Wesley, 2000. s.118-144. ISBN 0-321-07916-7.

51. KENNEDY, P. *A Guide to Econometrics*. 6. vydání. Malden: Blackwell Publishing, 2008. 585 s. ISBN 978-1-4051-8257-7.
52. KLACEK, J. Souhrnná produktivita faktorů-otázky měření. [on-line] *Statistika*, 2006, č.4, s.291-302. [cit. 2009-10-05] URL:<<http://panda.hyperlink.cz/cestapdf/pdf06c4/klacek.pdf>>.
53. KLACEK, J., VOŠVRDA, M. KLE Translog Production Function and Total Factor Productivity. [on-line] *Statistika*, 2007, č.4, s. 261-274. [cit.2009-09-30] URL:<<http://panda.hyperlink.cz/cestapdf/pdf07c4/klacek.pdf>>
54. KROUPOVÁ, Z. et al. *Organic Farming in Less Favoured Areas*. [CD-ROM] In sborník z Mezinárodní doktorské vědecké konference Think Together 2009. Praha: Česká zemědělská univerzita, 2009. ISBN 978-80-213-1906-6.
55. KUMBHAKAR, S.C, LOVELL, C.A.K. *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press, 2000. 333s. ISBN 0-521-48184-8.
56. KUMBHAKAR, S.C., TSIONAS, E.G., SIPILÄINEN,T. Joint Estimation of Technology Choice and Technical Efficiency: an Application to Organic and Conventional Dairy Farming. *Journal of Productivity Analysis*, 2009, roč. 31, č.3, s.151-161. ISSN 0895-562X.
57. KYI, T., von OPPEN, M. *Stochastic Frontier Production Function and Technical Efficiency Estimation: A case study on irrigated rice in Myanmar*. [on-line] In Deutscher Tropentag, 1999, Berlín. [cit. 2009-09-30]URL:<[http://ftp.gwdg.de/pub/tropentag/proceedings/1999/referate/STD\\_C6.pdf](http://ftp.gwdg.de/pub/tropentag/proceedings/1999/referate/STD_C6.pdf)>.
58. LYNGGARD, K. *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.
59. MADAU, F.A. *Technical Efficiency in Organic Farming: an Application on Italian Cereal Farms Using a Parametric Approach*. [on-line]In XI. Congress of the European Association of Agricultural Economics, 2005, Kopenhagen. [cit. 2009-11-19]URL:<<http://orgprints.org/5802/1/Madau.pdf>>
60. MADAU, F.A. Technical Efficiency in Organic Farming: Evidence from Italian Cereal Farms. [on-line] *Agricultural Economics Review*, 2007, roč. 8, č.1, s.5-21. [cit. 2009-12-19] URL:<<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/42141/2/Paper1-Madau.pdf>>

61. McBRIDE, W.D., GREEN, C. *A Comparison of Conventional and Organic Milk Production Systems in the U.S.* [on-line] In the American Agriculture Economics Association Annual Meeting, 2007, Portland. [cit. 2009-12-01] URL:<<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/9680/1/sp07mc01.pdf>>.
62. MEEUSEN, W., VAN DEN BROECK, J. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. *International Economic Review*, 1977, č. 18, s.435-444.
63. Ministerstvo zemědělství ČR. *Výsledky inspekce a osvědčování v roce 2004.* [on-line] [cit. 2009-09-30] URL: <[http://www.mze.cz/attachments/EZ\\_statistik\\_a\\_2004.htm](http://www.mze.cz/attachments/EZ_statistik_a_2004.htm)>
64. Ministerstvo zemědělství ČR. *Výsledky inspekce a osvědčování v roce 2005.* [on-line] [cit. 2009-09-30] URL: <<http://www.mze.cz/attachments/statistika05t.pdf>>
65. Ministerstvo zemědělství ČR. *Akční plán ČR - pro rozvoj ekologického zemědělství do roku 2010* [on-line]. Praha, 2004a. [cit. 2006-12-03]. URL:<<http://www.mze.cz/Index.aspx?tm=1&off=10&ids=539&ch=73&typ=3&val=539>>.
66. Ministerstvo zemědělství ČR. *Vývoj ekologického zemědělství v ČR od roku 1990.* [on-line]. Praha, 2004b. [cit. 2005-12-07]. URL: <<http://www.mze.cz/default.asp?ch=73&typ=1&val=13980&ids=539>>.
67. Ministerstvo zemědělství ČR. *Zelená zpráva 2005* [on-line]. Praha, 2006. [cit. 2006-12-04]. URL: <<http://www.mze.cz/Index.aspx?tm=1&deploy=535&typ=2&ch=73&ids=537&val=537>>
68. Ministerstvo zemědělství ČR. *Program MZE udržitelné spotřeby a výroby „Ekologické zemědělství a biopotraviny“* [on-line]. Praha, 2007a. [cit. 2007-03-12]. URL: <[http://81.0.228.70/attachments/konecna\\_verze\\_Programu\\_EU\\_odeslana\\_MZP.docl](http://81.0.228.70/attachments/konecna_verze_Programu_EU_odeslana_MZP.docl)>.
69. Ministerstvo zemědělství ČR. *Ekologické zemědělství v roce 2006.* [on-line] Praha, 2007b. [cit. 2007-03-22]. URL: <<http://www.mze.cz/Index.aspx?deploy=539&typ=2&ch=73&ids=539&val=539>>.
70. Ministerstvo zemědělství ČR. *Aktuální stav ekologického zemědělství 2007* [on-line]. Praha, 2007c. [cit. 2007-11-30]. URL: <[http://81.0.228.70/attachments/letak\\_aktualni\\_stav\\_EZ.pdf](http://81.0.228.70/attachments/letak_aktualni_stav_EZ.pdf)>

71. Ministerstvo zemědělství ČR. *Zemědělství 2008*. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR, 2009. s. 112-114. ISBN 978-80-7084-847-0.
72. Ministerstvo zemědělství ČR. *Program rozvoje venkova České republiky na období let 2007-2013*. [on-line] Praha, 2010.[cit. 2010-03-02].  
URL: <[http://eagri.cz/public/eagri/file/40890/PRV\\_\\_leden2010.pdf](http://eagri.cz/public/eagri/file/40890/PRV__leden2010.pdf)>.
73. *Nariadení Rady (ES) č. 2078/92, o zemědělských postupech kompatibilních s ochranou životního prostředí a krajiny*. [on-line] [cit. 2009-1-09]. URL: <<http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=CELEX:31992R2078:EN:HTML>>.
74. *Nariadení Rady (ES) č. 1260/1999, o obecných ustanoveních o strukturálních fondech*. [on-line] [cit. 2006-12-09]. URL: <<http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:1999:161:0001:001:CS:HTML>>.
75. *Nariadení Rady (ES) č. 834/2007, o ekologické produkci a označování ekologických produktů*. [on-line] [cit. 2009-11-09]. URL: <<http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2007:189:0001:0023:EN:PDF>>.
76. *Nariadení Komise (ES) č. 889/2008, kterým se stanoví prováděcí pravidla k nariadení Rady (ES) č. 834/2007*. [on-line] [cit. 2009-1-09]. URL: <[http://www.mzp.cz/ris/ais-risdb-ec-table.nsf/\\$celex/32008r0889](http://www.mzp.cz/ris/ais-risdb-ec-table.nsf/$celex/32008r0889)>.
77. *Nariadení vlády č. 341/1997 Sb., o podpoře mimoprodukčních funkcí zemědělství*. [on-line] [cit. 2009-12-03]. URL: <<http://aplikace.mvcr.cz/sbirka-zakonu/SearchResult.aspx?getALL=1997,zakon>>.
78. *Nariadení vlády č. 24/1999 Sb., o podpoře mimoprodukčních funkcí zemědělství*. [on-line] [cit. 2009-12-03]. URL: <<http://web.mvcr.cz/archiv2008/sbirka/1999/sb010-99.pdf>>.
79. *Nariadení vlády č. 505/2000 Sb., o podpoře mimoprodukčních funkcí zemědělství*. [on-line] [cit. 2006-12-03]. URL:<<http://www.mvcr.cz/sbirka/2000/2000.html>>.
80. NEUERBURG, W., PADEL, S. *Ekologické zemědělství v praxi*. 1. vydání. Praha: Nadace pro organické zemědělství (FOA), 1994, s. 41-44.
81. OLTMER, K. *Agricultural Policy, Land Use and Environmental Effects*. Valkenburg a.d. Geul: Tinbergen Institute Research Series, 2003. s.31-68. ISBN 90-5170-712-6.

82. PEKOVÁ, J. *Veřejné finance*. 2. vydání. Praha: ASPI Publishing, 2001, s. 37-39, 180, 301-303. ISBN 80-86395-19-7.
83. PINDYCK, R. S., RUBINFELD, D. L. *Microeconomics*. 6. vydání. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2005, s. 642–645. ISBN 0-13-191207-0.
84. POLÁČKOVÁ, J., JÁNSKÝ, J., et al. *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.
85. PRO-BIO, Svaz ekologických zemědělců ČR. *Ekologické zemědělství* [on-line]. [cit. 2006-12-03]. URL: <<http://www.pro-bio.cz/cesky.htm>>.
86. REKTOŘÍK, J. *Ekonomika a řízení odvětví veřejného sektoru*. 2. vydání. Praha: Ekopress, 2007, s. 52–64, 246–252. ISBN 978-80-86929-293.
87. ROTHBARD, M. N. *Ekonomie státních zásahů*. Praha: Liberální institut, 2005, s. 283–288. ISBN 80-86389-10-3.
88. ROY, N. *A Stochastic Production Frontier Model of Newfoundland Snow Crab Fishery*. [on-line] In IIFET 2002 Conference, 19.-22. října, 2002. Wellington: The International Institute of Fisheries Economics and Trade, 2002. [cit. 2009-09-10] URL:<<http://www.ucs.mun.ca/~noelroy/NRoyIIFET2002.pdf>>.
89. SALHOFER, K. Efficient Support Policy for a Highly-Subsidising, and Small Country – the Case of the Austrian Bread Grains Market. [on-line] *Die Bodenkultur - Austrian Journal of Agricultural Research*, 1995, č. 46, s.177-190. [cit. 2009-12-10] URL:<<http://www.boku.ac.at/diebodenkultur/volltextexte/band-46/heft-1/salhofer.pdf>>.
90. SAMUELSON, P.A., NORDHAUS, W.D. *Ekonomie*. 1. české vydání. Praha: Nakladatelství Svoboda, 1991, s. 746-747, 981. ISBN 80-205-0192-4.
91. SANDERSON, F.H. *Agricultural Protectionism in the Industrialized World*. Washington, D.C.: Resources for the Future, 1990, s 324–328. ISBN 0-915707-57-8.
92. SCHMIDT, P., SICKLES, R.C. Production Frontiers and Panel Data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1984, roč. 2, č.4, s.367-374.

93. SONGSRIROTE, N., SINGHAPREECHA, CH. Technical Efficiency and its Determinants on Conventional and Certified Organic Jasmine Rice Farms in Yasothon Province. [on-line] *Thammasat Economic Journal*, 2007, roč. 25 č. 2, s.96-133. [cit. 2009-12-10] URL:<<http://www.econ.tu.ac.th/doc/article/fulltext/161.pdf>>.
94. SOUKUPOVÁ, J., et al. *Mikroekonomie*. 2. vydání. Praha: Management press, 2001, s. 60, 66, 237–246, 267–269, 285, 480-490. ISBN 80-7261-005-8.
95. STIGLITZ, J.E. *Economics of the Public Sector*. 3. vydání. New York: W.W. Norton & Copany, Inc., 2000, s.55-124, 214-244. ISBN 0-393-96651-8.
96. ŠARAPATKA, B. et al. *Zemědělství a krajina – cesty k vzájemnému souladu*. Olomouc: Univerzita Palackého v Olomouci, 2008. s.169-189. ISBN 978-80-244-1885-8.
97. ŠREIN, Z. *Hospodářská politika Evropského společenství*. 5. dotisk. Praha: VŠE, 1998, s. 75-78. ISBN 80-7079-543-3.
98. TROGEN, P.C. *Public Goods*. In Handbook of Public Sector Economics, s.169-207. New York: Taylor & Francis Group, 2005. ISBN 978-1-57444-562-6.
99. TVRDOŇ, J. *Ekonometrie*. 5. vydání. Praha: Česká zemědělská univerzita, 2004. 228 s. ISBN 80-213-0819-2.
100. TZOUVELEKAS, V., PANTZIOS, CH.J., FOTOPOULOS, CH. Economic Efficiency in Organic Farming: Evidence from Cotton Farms in Viotia, Greece.[on-line] *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 2001, roč.33, č.1, s.35-48.[cit. 2009-12-21] URL:<<https://ageconsearch.umn.edu/bitstream/15288/1/33010035.pdf>>.
101. TZOUVELEKAS, V., PANTZIOS, CH.J., FOTOPOULOS, CH. Empirical Evidence of Technical Efficiency Levels in Greek Organic and Conventional Farms.[on-line] *Agriculture Economics Review*, 2002, roč.3, č.2, s.49-60. [cit. 2009-09-10] URL:< <http://ideas.repec.org/a/ags/aergaa/26462.html>>.
102. UPTON, M., DIXON, J.M. *Methods of Micro-level Analysis of Agricultural Programmes and Policy – A guideline for Policy Analysts*. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations, 1994. s. 99-109. ISBN 92-5-103473-7.

103. VARIAN, H.R. *Microeconomic Analysis*. 3. vydání. New York: W.W.Norton & Copany, Inc., 1992. 506 s. ISBN 0-393-95735-7.
104. WALLACE, T.D. Measures of Social Costs of Agricultural Programs. *Journal of Farm Economics*, 1962, č.44, s.580-594.
105. WOOLDRIDGE, J.M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: Massachusetts Institute of Technology, 2002. 752 s. ISBN 0-262-23219-7.
106. ZIMOVÁ, D. *Biologické zemědělství a alternativní výroba potravin – rostlinná výroba*. 1. vydání. Praha: Ústav vědeckotechnických informací pro zemědělství, 1990. ISSN 0862-3562.
107. ŽIVĚLOVÁ, I., JÁNSKÝ, J. *Konkurenceschopnost ekologického zemědělství*. In Sborník z mezinárodní konference Firma a konkurenční prostředí. Brno: MZLU, 2002. s. 409-416. ISBN 80-7302-031-9.
108. ŽIVĚLOVÁ, I., JÁNSKÝ, J., NOVÁK, P. Economic Evaluation of Cattle Management in the System of Organic Farming. [on-line] *Agricultural Economics*, 2003, roč. 49, č. 10. s. 469-475. [cit. 2009-11-30] URL:<[http://www.cazv.cz/2003/ZE10\\_03/4-Zivelova.pdf](http://www.cazv.cz/2003/ZE10_03/4-Zivelova.pdf)>.
109. ŽIVĚLOVÁ, I., JÁNSKÝ, J. The Conditions of Organic Market Development. [on-line] *Agricultural Economics*, 2007, roč. 53, č. 9. s. 403-410. [cit. 2010-01-10] URL:<<http://journals.uzpi.cz/uniqueFiles/00385.pdf>>.

## B) Databáze

1. *Creditinfo Firemní monitor*. Praha: Creditinfo Czech Republic, s.r.o. [DVD] Databáze firem v České republice.
2. *Časové řady základních ukazatelů statistiky práce*. Praha: Český statistický úřad. [databáze on-line] [cit. 2009-09-15] URL:<<http://www.czso.cz/csu/2009edicniplan.nsf/p/3107-09>>.
3. *Ekologické zemědělství v roce 2005*. Praha: Český statistický úřad. [databáze on-line] [cit. 2009-12-15] URL:<<http://www.czso.cz/csu/2007edicniplan.nsf/p/2130-07>>.



4. *Indexy cen dodávek výrobků a služeb do zemědělství*. Praha: Český statistický úřad. [databáze on-line] [cit. 2009-09-15] URL:<<http://www.czso.cz/csu/2009edicniplan.nsf/p/7002-09>>.
5. *Indexy cen zemědělských výrobců, průmyslových výrobců a indexy spotřebitelských cen potravinářského zboží*. Praha: Český statistický úřad. [databáze on-line] [cit. 2009-09-15] URL:<<http://www.czso.cz/csu/2009edicniplan.nsf/p/7006-09>>.
6. *Katalog firem*. Praha: Czech Trade. [databáze on-line] [cit. 2009-10-15] URL:<[http://www.businessinfo.cz/cz/vyhledavani-firem/?nazev=&okey=&mesto=&ident=&typ\\_subj\\_A=typ\\_subj\\_A&typ\\_subj\\_B=typ\\_subj\\_B&typ\\_subj\\_C=typ\\_subj\\_C&search=Vyhledat](http://www.businessinfo.cz/cz/vyhledavani-firem/?nazev=&okey=&mesto=&ident=&typ_subj_A=typ_subj_A&typ_subj_B=typ_subj_B&typ_subj_C=typ_subj_C&search=Vyhledat)>. Katalog firem podle OKEČ.
7. *LPIS*. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR. [database on-line] [cit. 2009-09-15] URL:<<http://www.lpis.cz/cz/ref/brief02.html>>. Registr zemědělské půdy podle uživatelských vztahů.
8. Ministerstvo zemědělství ČR. *Seznam ekologických zemědělců k 31.12.2004*. [on-line] Zveřejněno 8.6.2005 [cit. 2009-08-30] URL: <<http://www.mze.cz/Index.aspx?ch=73&typ=2&ids=3344&val=3344>>.
9. Ministerstvo zemědělství ČR. *Seznam ekologických zemědělců k 31.12.2005*. [on-line] Zveřejněno 8.6.2005 [cit. 2009-08-30] URL:<<http://www.mze.cz/Index.aspx?ch=73&typ=2&ids=3344&val=3344>>.
10. Ministerstvo zemědělství ČR. *Seznamy v ekologickém zemědělství za rok 2006*. [on-line] Zveřejněno 19.2.2007 [cit. 2009-08-30] URL:<<http://www.mze.cz/Index.aspx?ch=73&typ=2&ids=3344&val=3344>>.
11. Ministerstvo zemědělství ČR. *Seznamy ekologického zemědělství k 31.12.2007*. [on-line] Zveřejněno 6.2.2008 [cit. 2009-08-30] URL: <<http://www.mze.cz/Index.aspx?ch=73&typ=2&ids=3344&val=3344>>.
12. Ministerstvo zemědělství ČR. *Seznamy ekologického zemědělství za rok 2008*. [on-line] Zveřejněno 12.3.2009 [cit. 2009-08-30] URL:<<http://www.mze.cz/Index.aspx?ch=73&typ=2&ids=3344&val=3344>>.

13. Ministerstvo zemědělství ČR. *Seznam obcí a katastrálních území zařazených do LFA od roku 2007*. [on-line] [cit.2009-11-28] URL:<[http://www.mze.cz/attachments/Navrh\\_seznamu\\_obci\\_a\\_katastralnich\\_uzemi\\_zarazenych\\_do\\_LFA\\_od\\_roku\\_2007.pdf](http://www.mze.cz/attachments/Navrh_seznamu_obci_a_katastralnich_uzemi_zarazenych_do_LFA_od_roku_2007.pdf)>.
14. Ministerstvo zemědělství ČR. *Situační a výhledová zpráva půda*. Praha: MZE ČR, 2007. 82 s. ISBN 80-7084-566-X.
15. *Nákladovost zemědělských výrobků*. [databáze on-line] Praha: Ústav zemědělské ekonomiky a informací.[cit. 2009-01-30] URL:<<http://www.uzei.cz/left-menu/databaze/nakladovost-zemedelskych-vyrobku.html>>.
16. *Obchodní rejstřík a sbírka listin*. [databáze on-line] Praha: Ministerstvo spravedlnosti ČR. [cit. 2009-10-10] URL:<[http://www.justice.cz/xqw/xervlet/insl/index?sysinf.@typ=or&sysinf.@strana=searchResults&hledani.@typ=subjekt&hledani.format.typHledani=x\\*&hledani.podminka.subjekt=Zadejte+obchodn%ed+firnu%2c+n%e1zev](http://www.justice.cz/xqw/xervlet/insl/index?sysinf.@typ=or&sysinf.@strana=searchResults&hledani.@typ=subjekt&hledani.format.typHledani=x*&hledani.podminka.subjekt=Zadejte+obchodn%ed+firnu%2c+n%e1zev)>
17. *Seznam příjemců dotací*. [databáze on-line] Praha: Státní zemědělský intervenční fond. [cit. 2009-09-10] URL: <<http://www.szif.cz/irj/portal/anonymous/spd>>.
18. *Soupis hospodářských zvířat*. Praha: Český statistický úřad.[databáze on-line] [cit. 2009-12-15] URL:<<http://www.czso.cz/csu/2009edicniplan.nsf/p/2103-09>>.
19. *Statistická ročenka Středočeského kraje 2008. Zemědělství a lesnictví*. Praha: Český statistický úřad. [databáze on-line] [cit. 2009-12-15] URL:<<http://www.czso.cz/xs/edicniplan.nsf/kapitola/13-2101-08-2008-07>>.
20. *Vývoj ploch osevní*. Praha: Český statistický úřad.[databáze on-line] [cit. 2009-12-15] URL:<[http://www.czso.cz/csu/2009edicniplan.nsf/t/ED002162B3/\\$File/21040902.pdf](http://www.czso.cz/csu/2009edicniplan.nsf/t/ED002162B3/$File/21040902.pdf)>.
21. *Zemědělská účetní datová síť ČR (FADN CZ)*. Praha: Ústav zemědělské ekonomiky a informací. [databáze on-line] [cit. 2009-09-15] URL: <<http://www.vsbox.cz/fadn/>>

### **C) Softwarové vybavení**

1. LIMDEP, verze 9.0. New York: Econometric Software, Inc., 2009.  
Ekonometrický software.
2. PCGive, verze 12.0. London: Timberlake Consultants Limited, 2007.  
Ekonometrický software.

## 8 Seznam použitých zkratk

AIC	Akaike Information Criterion
	Akaike informační kritérium
BLUE	Best Linear Unbias Efficent
	Nejlepší, lineární, nestranný a vydatný odhad
ČR	Česká republika
DJ	Dobytčí jednotka
EAFRD	European Agriculture Fond for Rural Development
	Evropský zemědělský fond pro rozvoj venkova
EZ	Ekologické zemědělství
EZZF	Evropský zemědělský záruční fond
FADN CR	Farm Accountancy Data Network CZ
	Zemědělská účetní datová síť ČR
FGLS	Feasible Generalized Least Squares
	Zobecněná metoda nejmenších čtverců
HRDP	Horizontal Rural Development Plan
	Horizontální plán rozvoje venkova
KBTPM	Chov krav bez tržní produkce mléka
KZ	Konvenční zemědělství
LFA	Less Favoured Area
	Méně příznivé oblasti
LPIS	Systém evidence půdy založený na uživatelských vztazích
LPM	Linear Probability Model
	Lineární pravděpodobnostní model
LR	Likelihood Ratio test
LSDV	Least square dummy variables
	Metoda fixních efektů
MZE	Ministerstvo zemědělství
OKEČ	Odvětvová klasifikace ekonomických činností
OLS	Ordinary Least Square
	Běžná metoda nejmenších čtverců
PRV	Program rozvoje venkova
SAPS	Single Area Payment Scheme
	Systém jednotné platby na plochu
SFP	Stochastic Frontier Production Function Models
	Model stochastické hranice produkčních možností
SZIF	Státní zemědělský intervenční fond
TOP-UP	Národní doplňkové platby
VDJ	Velká dobytčí jednotka
VIF	Variance Inflation Factor

## 9 Přílohy

### Seznam příloh

Příloha č. 1 - Výsledky alternativních odhadů produkční funkce .....	1
Příloha č. 2 - Velikost farem .....	2
Příloha č. 3 - Odhad inklinací funkce ekologického zemědělství .....	3
Příloha č. 4 - Anketní formulář – výkrm skotu .....	7
Příloha č. 5 - Vývoj podílu zemědělské půdy v ekologickém a konvenčním zemědělství ČR.....	8
Příloha č. 6 - Indexy cen zemědělských výrobců a cen vstupů do zemědělství .....	9
Příloha č. 7 - Deskriptivní statistika transformovaných proměnných produkční funkce.....	10
Příloha č. 8 - Odhad sdružené produkční funkce polní výroby .....	12
Příloha č. 9 - Odhad sdružené produkční funkce chovu skotu .....	13
Příloha č. 10 - Odhad sdružené produkční funkce smíšené výroby .....	14
Příloha č. 11 - Odhad produkční funkce ekologického zemědělství .....	15
Příloha č. 12 - Odhad produkční funkce ekologického chovu skotu .....	16
Příloha č. 13 - Parametry dummy proměnných produkční funkce ekologického zemědělství v modelu fixních efektů .....	18
Příloha č. 14 - Odhad produkční funkce konvenčního zemědělství .....	20
Příloha č. 15 - Vývoj cen vstupů do zemědělství .....	22
Příloha č. 16 - Odhad produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dopadu dotací ...	23
Příloha č. 17 - Odhad produkční funkce konvenčního zemědělství se zohledněním dopadu dotací ....	24
Příloha č. 18 - Odhad produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dopadu dotací na podporu ekologického zemědělství, dotační sazba trvalých travních porostů.....	26
Příloha č. 19 - Odhad produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dopadu dotací na podporu ekologického zemědělství, dotační sazba orné půdy.....	28
Příloha č. 20 - Odhad poptávkové funkce po výrobním faktoru půda.....	30
Příloha č. 21 - Nákladová funkce ekologického zemědělství se zohledněním dotací .....	36
Příloha č. 22 - Kalkulace diferencí v hrubém rozpětí vybraných komodit.....	37
Příloha č. 23 - Odhad hraniční produkční funkce ekologického zemědělství - Pitt a Lee model.....	40
Příloha č. 24 - Odhad hraniční produkční funkce ekologického zemědělství - Battese a Coelli model	41
Příloha č. 25 - Odhad hraniční produkční funkce ekologického zemědělství - True Fixed Effects model.....	42
Příloha č. 26 - Odhad hraniční produkční funkce konvenčního zemědělství - Pitt a Lee model.....	43
Příloha č. 27 - Odhad hraniční produkční funkce konvenčního zemědělství - True Fixed Effects model .....	44
Příloha č. 28 - Odhad hraniční produkční funkce konvenčního zemědělství - Battese a Coelli model	45
Příloha č. 29 - Odhad funkce míry technické neefektivnosti ekologických farem.....	46
Příloha č. 30 - Odhad modelu binární volby .....	47

## Příloha č. 1 - Výsledky alternativních odhadů produkční funkce

**Tab. 1.1** – Odhad sdružené produkční funkce – zahrnutí spotřeby materiálu a energie

	Cobb-Douglasova funkce			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,2992	0,0224	13,3806	0,0000
LWU	0,5437	0,0178	30,6172	0,0000
LHANM	0,1229	0,0139	8,8465	0,0000
LSPMAEN	-0,0011	0,0022	-0,5018	0,6158
D	-0,6582	0,0408	-16,1206	0,0000
ONE	5,1167	0,1445	35,4025	0,0000
Var [e]	0,0281			
Var [u]	0,1058			
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,7902			
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	993,19			0,0000
Součet čtverců	282,25			
R <sup>2</sup>	0,9041			

Zdroj: vlastní výpočet

**Tab. 1.2** – Odhad produkční funkce ekologického zemědělství – zahrnutí spotřeby materiálu a energie (AR1, HET)

	Cobb-Douglasova funkce			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,1424	0,3715	0,3832	0,7016
LWU	0,6691	0,2772	2,4135	0,0158
LHANM	0,0367	0,2326	0,1577	0,8747
LSPMAEN	-0,0005	0,0012	-0,4307	0,6667
ONE	5,8748	2,2273	2,6377	0,0083
$\rho$	-0,1297			
Var [e]*(1- $\rho$ ) <sup>2</sup>	2,8064			
Var [u]*(1- $\rho$ ) <sup>2</sup>	0,2695			
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,8761			
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	18,36			0,0000
Součet čtverců	353,80			
R <sup>2</sup>	0,7930			

Zdroj: vlastní výpočet

**Tab. 1.3** – Odhad sdružené produkční funkce – dekompozice stálých aktiv

	Cobb-Douglasova funkce			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,2761	0,0357	7,7383	0,0000
LWU	0,6263	0,0281	22,2836	0,0000
NIM	0,0000	0,0000	2,1472	0,0318
HIM	0,0000	0,0000	5,4810	0,0000
FI	0,0000	0,0000	-0,0453	0,9638
D	-0,7085	0,0559	-12,6667	0,0000
ONE	6,0899	0,1905	31,9632	0,0000
Var [e]	0,0181			
Var [u]	0,0976			
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,8437			
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	83,36			0,0000
Součet čtverců	285,79			
R <sup>2</sup>	0,9033			

Zdroj: vlastní výpočet

## Příloha č. 2 - Velikost farem

**Tab. 2.1** – Velikost farem

	Kód velikosti
0 - 99 ha	1
100 - 499 ha	2
500 - 999 ha	3
1000 - 1499 ha	4
1500 - 1999 ha	5
nad 2000 ha	6

*Zdroj: vlastní zpracování*

### Příloha č. 3 - Odhad inklinální funkce ekologického zemědělství

Model binární volby, konstruovaný v podobě modelu náhodných efektů, nedával adekvátní výsledky při zahrnutí vlivů neměnných faktorů mezi jednotlivými subjekty, například předpokládaného pozitivního vlivu cenového zvýhodnění ekologických produktů či vlivu dotačních sazeb na podporu ekologického zemědělství, proto byl konstruován rovněž model binární volby založený na odhadu průměrných dat za sledované období:

$$P(I_k = 1 | x_k) = \Phi(\alpha + \beta_{OB}OB_k + \beta_VV_k + \beta_{NEF}NEF_k + \beta_{HVUO}HVUO_k + \beta_PP + \beta_{DS}DS + e_k), \quad (3.1)$$

kde:  $OB_k$ .....produkční oblast, v níž se nachází k-tý subjekt,  
 $V_k$ .....průměrná velikost k-tého subjektu,  
 $NEF_k$ .....průměrná míra technické neefektivnosti k-tého  
 subjektu,  
 $HVUO_k$ .....průměrný výsledek hospodaření za účetní období  
 k-tého subjektu,  
 $P$ ..... poměr cen ekologického a konvenčního zemědělství,  
 $DS$ ..... průměrná dotační sazba EZ na hektar trvalých travních  
 porostů a orné půdy,  
 $\alpha$ ..... konstanta modelu,  
 $\beta_{OB,V,NEF,HVUO,P,DS}$ ..regresní koeficienty,  
 $I_k$ ..... binární závisle proměnná, odpovídající k-tému subjektu  
 a nabývající hodnoty 0 pro konvenční zemědělský  
 podnik a hodnoty 1 pro ekologickou farmu,  
 $e_k$ ..... náhodná složka modelu s předpokládaným normálním  
 rozdělením  $e_k \sim N(0, \sigma^2)$ ,

$k = 1, 2, \dots, K$ .

Cenové zvýhodnění ekologické produkce bylo do výše uvedeného modelu zahrnuto prostřednictvím poměru ekologické a konvenční ceny dle výrobní specializace ekologického podniku (v členění na polní výrobu, chov skotu a smíšenou výrobu). Uvedený cenový index ekologického zemědělství byl stanoven jako poměr ceny ekologických a konvenčních komodit. K dispozici byly pouze ceny let 2001-2003, proto byly stanoveny souhrnné indexy pro celé sledované období, lišící se pouze pro jednotlivé specializace výroby.

Pro stanovení zmiňovaných cenových indexů jednotlivých specializací byly agregovány indexy cen vybraných komodit, a to pomocí aritmetického průměru.



V oblasti polní výroby vstupovaly do výpočtu ceny pšenice ozimé, pšenice špaldy, ovsa a ječmene. Chov skotu zastupovala cena za kilogram masa z výkrmu skotu a z chovu krav bez tržní produkce mléka. Výpočet ceny komodit smíšené výroby vznikl kombinací cen dříve uvedených specializací.

Konkrétní hodnoty cenových indexů jsou uvedeny v tabulace č. 3.1.

**Tab. 3.1** – Cenový index ekologického zemědělství

	Průměrná cena EZ/průměrná cena KZ
Polní výroba	1,18
Chov skotu	1,23
Smíšená výroba	1,20
Konvenční zemědělství	1

*Zdroj: vlastní zpracování z dat Poláčkové et al., 2005*

Dotací sazby vstupovaly do uvedeného modelu jako průměrné hodnoty sazeb na trvalé travní porosty a ornou půdu, vyhlášených v 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.

V modelu, založeném na průměrných datech, byl zohledněn také vliv klimatických a geografických podmínek, v nichž zemědělský podnik hospodaří. Zmíněné proměnné vstupovaly do konstruovaného modelu lokalizací zemědělského subjektu do určité produkční oblasti dle kraje, ve kterém příslušný podnik sídlil. Produkční oblasti byly v uvedeném modelu rozděleny do čtyř kategorií dle hodnoty průměrné úřední ceny zemědělské půdy příslušného kraje. Oblastem s nejlepším produkčním potenciálem, tedy oblastem s nejvyšší cenou úřední půdy, byla přiřazena hodnota čtyři, naopak lokality s nejnižší úřední cenou reprezentovala hodnota jedna, viz tabulka č. 3.2.

**Tab. 3.2** – Kategorizace krajů České republiky do produkčních oblastí

	Průměrná úřední cena zemědělské půdy [Kč/m <sup>2</sup> ]	Kategorie
Karlovarský	2,41	1
Jihočeský	3,08	2
Jihomoravský	7,37	4
Královéhradecký	5,38	3
Liberecký	3,37	2
Moravskoslezský	3,56	2
Olomoucký	5,77	3
Pardubický	5,08	3
Plzeňský	3,13	2
Středočeský	6,13	4
Hl. město Praha	7,32	4
Ústecký	4,67	3
Vysočina	3,44	2
Zlínský	4,88	3

*Zdroj: MZE ČR*

Kromě výše popsaných proměnných vstupovaly do uvedeného modelu proměnné použité již v modelu náhodných efektů – velikost farmy, neefektivnost, celkový objem dotací, přepočtený na hektar obhospodařované půdy, ovšem bez předchozího zpoždění. Tržby byly v uvedeném modelu nahrazeny výsledkem hospodaření za účetní období v přepočtu na hektar obhospodařované půdy, z důvodu možné korelace mezi proměnnými tržeb a cenového zvýhodnění.

Model byl opět odhadován metodou maximální věrohodnosti a testován Pseudo  $R^2$ , LR testem, t-testem a VIF-testem.

Výsledky uvedeného odhadu a příslušných testů jsou uvedeny v tabulkách č. 3.3 a č. 3.4.

**Tab. 3.3** – Výsledky testování multikolinearity - VIF – model průměrných dat

	VIF
OBL	1,0826
V	1,3304
DH	2,3127
TRH	2,0434
NEF	1,8697
P	2,4585
HVUO	1,1680
DSTPEZ	1,0879
Konstanta	0,0000

Zdroj: vlastní výpočty

**Tab. 3.4** – Výsledky odhadu modelu binární volby – model průměrných dat

	Probit model			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
ONE	-4,8327	1,4854	-3,2535	0,0011
OBL	0,0005	0,0775	0,0067	0,9946
V	-0,0020	0,0500	-0,0395	0,9685
NEF	-0,0161	0,3703	-0,0434	0,9654
P	4,8392	0,7980	6,0644	0,0000
HVUO	0,0000	0,0017	-0,0077	0,9939
DS	0,0027	0,4848	0,0056	0,9955
Log-pravděpodobnostní funkce	-285,2880			
AIC	1,1507			
Pseudo $R^2$	0,0089			
LR[1]	5,109			0,5299
$H_0: \beta_{OBL} = \beta_{DSTPEZ} = \beta_{HVUO} = 0$	0,005			0,9999
$H_0: \beta_{OBL} = \beta_{DSTPEZ} = 0$	0,001			0,9997

Zdroj: vlastní výpočty

Z důvodu neprůkaznosti řady parametrů uvedeného modelu, prokázané LR testem, viz tabulka č. 3.4, byla upravena specifikace modelu. Proměnná dotační sazby byla nahrazena průměrnou výší veškerých dotací, obdržených zemědělskými producenty na hektar obhospodařované půdy. Proměnné, deklarující lokalizaci farem

a výsledek hospodaření za účetní období, byly na základě LR testu z modelu vyřazeny, viz tabulka č. 3.5.

**Tab. 3.5** – Výsledky odhadu modelu binární volby - model průměrných dat

	Probit model			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
ONE	-4,8109	1,0286	-4,6772	0,0000
V	-0,0021	0,0501	-0,0424	0,9662
DH	0,0009	0,0356	0,0243	0,9806
NEF	-0,0188	0,3693	-0,0509	0,9594
P	4,8224	1,0432	4,6228	0,0000
Log-pravděpodobnostní funkce	-284,9413			
AIC	1,1460			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,0005			
LR[1]	0,297			0,9999
LR <sub>H</sub> [1]	8,301			0,0040
H <sub>0</sub> :β <sub>DH</sub> =0	0,008			0,9296
H <sub>0</sub> :β <sub>VEL</sub> =0	0,006			0,9403
H <sub>0</sub> :β <sub>NEF</sub> =0	0,017			0,8975
H <sub>0</sub> :β <sub>P</sub> =0	126,721			0,0000

Zdroj: vlastní výpočty

Výše uvedené úpravy nevedly k požadovanému zlepšení modelu, neboť většina parametrů zůstala statisticky nevýznamná a model stále vykazoval nízkou shodu s empirickými daty, kvantifikovanou Pseudo R<sup>2</sup>.

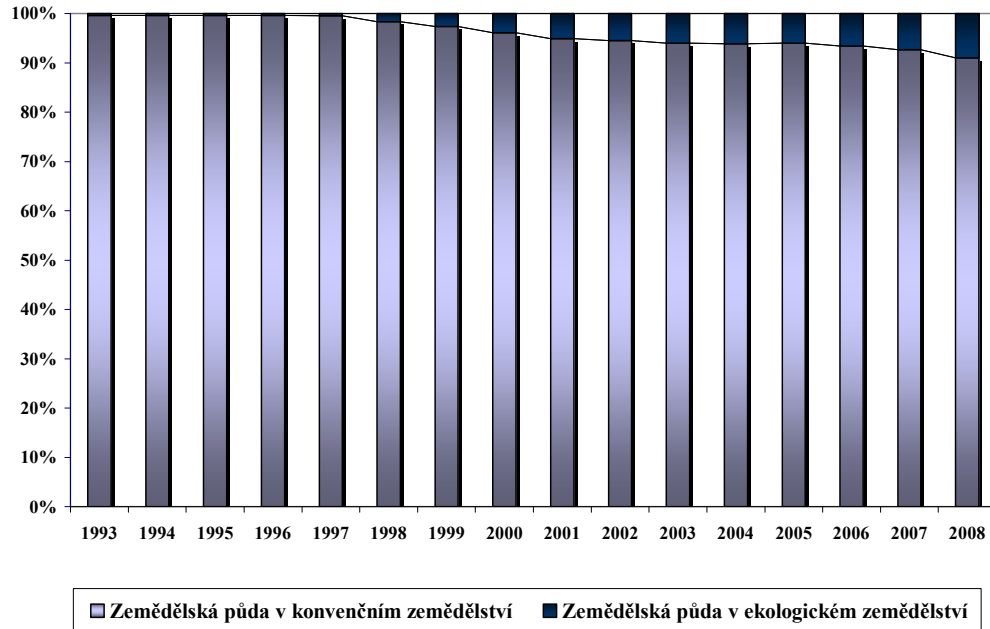
Z uvedeného modelu lze považovat za průkazný pouze parametr cenového zvýhodnění, jenž se vyznačuje pozitivním vlivem na pravděpodobnost realizace ekologické technologie. Nízkou shodu odhadu uváděného modelu s daty a neprůkaznost řady parametrů se již nepodařilo žádnými úpravami odstranit.

**Příloha č. 4 - Anketní formulář – výkrm skotu**

Rok		2004	2005	2006	2007	2008
Počet krmných dnů v chovu						
Tuny živé hmotností	naskladněných					
	vyskladněných					
	prodaných					
Průměrný přírůstek živé hmotnosti v g/KD						
Spotřeba objemných krmiv v kg/KD						
Spotřeba krmných směsí kg/KD						
Průměrná výměra využitých pastvin v ha	celkem					
	z toho LFA					
Počet hodin práce/KD						
Náklady celkem v Kč/rok						
Průměrná cena objemných krmiv v Kč/kg						
Průměrná cena krmné směsi v Kč/kg						
Mzdové náklady v Kč/KD						
Průměrná realizační cena výstupu v Kč/kg						
Poznámka: V případě využití vlastních krmiv uveďte, prosím, vnitropodnikovou cenu.						

## Příloha č. 5 - Vývoj podílu zemědělské půdy v ekologickém a konvenčním zemědělství ČR

**Graf 5.1** – Vývoj podílu zemědělské půdy v ekologickém a konvenčním zemědělství



Zdroj: vlastní zpracování z dat MZE ČR

## Příloha č. 6 - Indexy cen zemědělských výrobců a cen vstupů do zemědělství

**Tab. 6.1** - Indexy cen zemědělských výrobců a cen vstupů do zemědělství

	Index cen zemědělských výrobců	Index cen vstupů do zemědělství
2004	1,104	0,993
2005	1	1
2006	1,011	1,005
2007	1,181	1,064
2008	1,285	1,15

Zdroj: ČSÚ

## Příloha č. 7 - Deskriptivní statistika transformovaných proměnných produkční funkce

### A) Sdružená produkční funkce

**Tab. 7.1** – Deskriptivní statistika proměnných sdružené produkční funkce v logaritmickém vyjádření

	Průměr	Směrodatná odchylka	Šikmost	Špičatost	Minimum	Maximum
LDY	10,093	1,237	-1,063	3,709	5,285	12,031
LWU	3,410	1,146	-1,174	4,377	-0,636	5,415
LLAND	6,840	0,811	-1,556	7,282	1,374	8,098
LHANM	9,989	1,249	-0,964	4,007	4,727	12,245

Zdroj: vlastní výpočty

**Tab. 7.2** – Výsledky testování multikolinearity - VIF

	VIF
LLAND	3,04687
LWU	5,40738
LHANM	3,50426
EKOFARM	1,57171
Konstanta	0

Zdroj: vlastní výpočty

### B) Produkční funkce ekologického zemědělství

**Tab. 7.3** – Deskriptivní statistika proměnných produkční funkce ekologického zemědělství v logaritmickém vyjádření

	Průměr	Směrodatná odchylka	Šikmost	Špičatost	Minimum	Maximum
LDY	8,556	1,284	0,050	2,449	5,285	11,524
LWU	2,151	1,330	-0,278	2,297	-0,636	5,381
LLAND	6,353	1,004	-0,928	3,716	2,471	8,093
LHANM	8,794	1,419	-0,349	2,834	4,727	11,714
LPP	7,350	1,445	-2,284	11,554	0,000	9,588
LODBEZ	7,157	2,856	-2,045	6,501	0,000	10,366
LDOZEZ	6,245	2,074	-2,065	6,742	0,000	9,063

Zdroj: vlastní výpočty

**Tab. 7.4** – Výsledky testování multikolinearity - VIF

	VIF
LLAND	3,2691
LWU	3,2352
LHANM	2,0216
LPP	2,3963
LODBEZ	2,5223
LDOZEZ	2,7677
Konstanta	0,0000

Zdroj: vlastní výpočty

### C) Produkční funkce konvenčního zemědělství

**Tab. 7.5** – Deskriptivní statistika proměnných produkční funkce konvenčního zemědělství v logaritmickém vyjádření

	Průměr	Směrodatná odchylka	Šikmost	Špičatost	Minimum	Maximum
LDY	10,483	0,864	-0,983	4,129	6,438	12,031
LWU	3,730	0,833	-0,946	4,515	-0,426	5,415
LLAND	6,964	0,702	-1,688	9,835	1,374	8,098
LHANM	10,293	0,995	-0,778	3,650	6,184	12,245
LPP	8,329	0,839	-1,261	7,306	2,121	9,954
LODOT	6,456	2,325	-1,896	5,835	0,000	10,380

Zdroj: vlastní výpočty

**Tab. 7.6** – Výsledky testování multikolinearity - VIF

	VIF
LLAND	5,7883
LWU	4,4516
LHANM	3,5965
LPP	3,7800
LODOT	1,2440
Konstanta	0,0000

Zdroj: vlastní výpočty



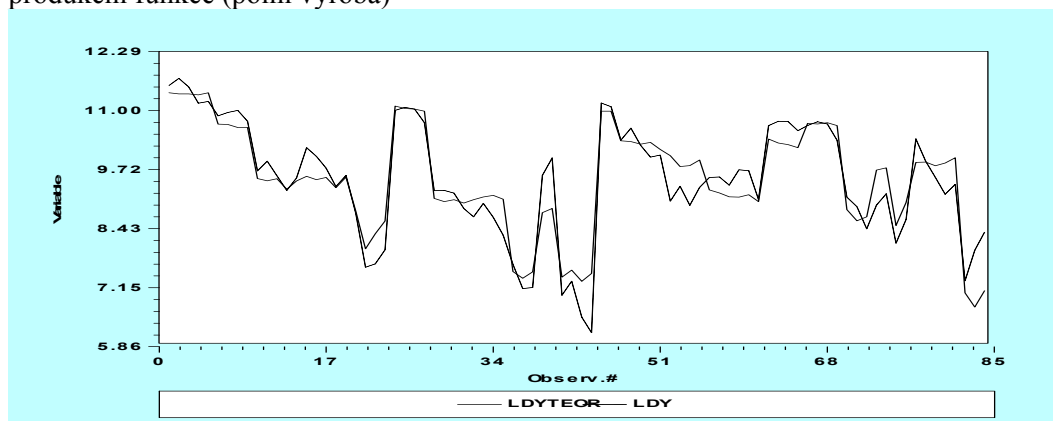
## Příloha č. 8 - Odhad sdružené produkční funkce polní výroby

Tab. 8.1 – Odhad sdružené produkční funkce polní výroby

	Cobb-Douglasova funkce			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,1974	0,0927	2,1307	0,0331
LWU	0,1358	0,0695	1,9533	0,0508
LHANM	0,4812	0,0688	6,9963	0,0000
EKOFARM	-0,3833	0,2285	-1,6772	0,0935
ONE	3,5398	0,6106	5,7969	0,0000
Var [e]	0,0699			
Var [u]	0,1304			
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,6509			
AR1 ( $\rho_1$ )	-0,1851			0,0005
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	17,46			0,0000
LMBP	0,0035			1,0000
Součet čtverců	18,07			
R <sup>2</sup>	0,8613			
F-hodnota <sub>[4,79]</sub>	130,43			0,0000
kor. R <sup>2</sup>	0,8543			

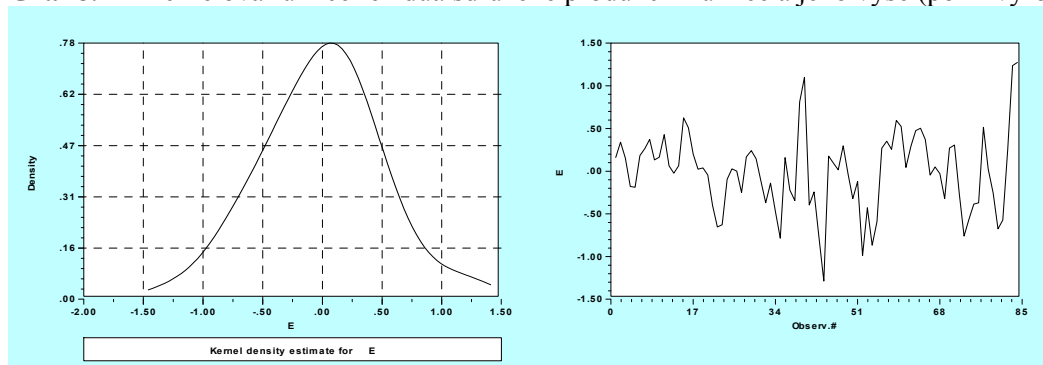
Zdroj: vlastní výpočty

Graf 8.1 - Shoda teoretických a skutečných hodnot vysvětlované proměnné sdružené produkční funkce (polní výroba)



Zdroj: vlastní zpracování

Graf 8.2 – Kernelova funkce rezidua sdružené produkční funkce a jeho výše (polní výroba)



Zdroj: vlastní zpracování

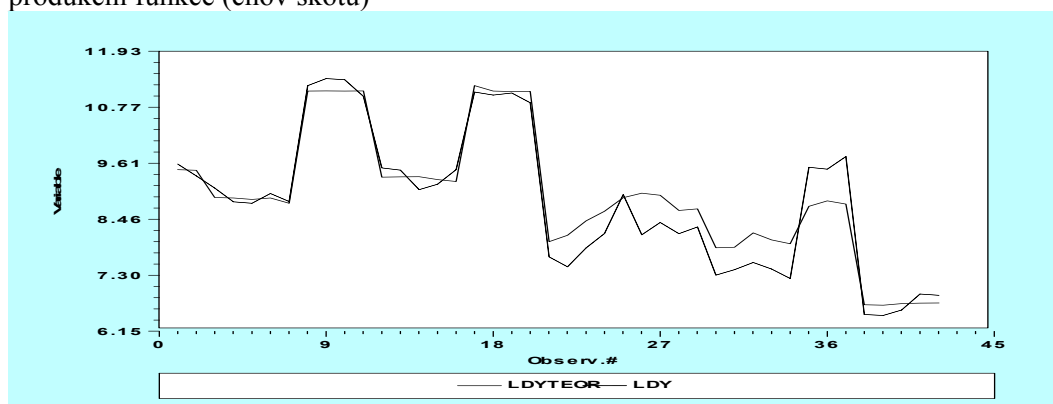
## Příloha č. 9 - Odhad sdružené produkční funkce chovu skotu

**Tab. 9.1** – Odhad sdružené produkční funkce chovu skotu

	Cobb-Douglasova funkce			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,2875	0,1433	2,0058	0,0449
LWU	0,3786	0,1521	2,4893	0,0128
LHANM	0,1980	0,0842	2,3511	0,0187
EKOFARM	-1,0803	0,3792	-2,8490	0,0044
ONE	5,0679	1,1772	4,3049	0,0000
Var [e]	0,0249			
Var [u]	0,1380			
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,8473			
AR1 ( $\rho_1$ )	0,0286			0,8886
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	7,66			0,0001
LMBP	0,0052			1,0000
Součet čtverců	6,96			
R <sup>2</sup>	0,9250			
F-hodnota <sub>[4,37]</sub>	114,02			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,9169			

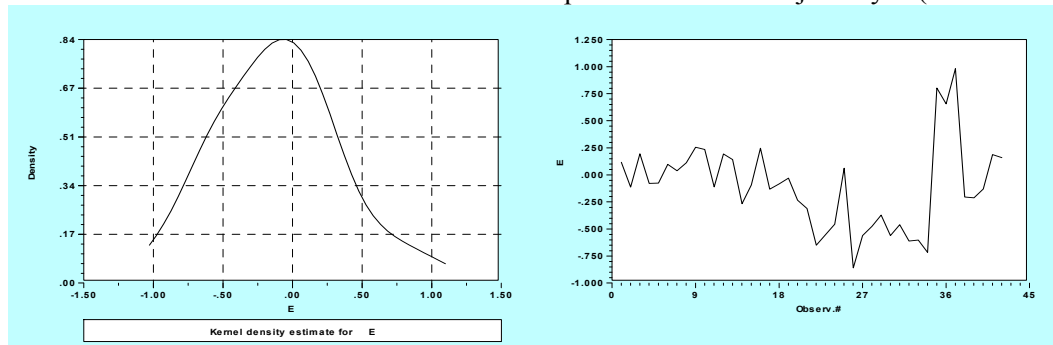
Zdroj: vlastní výpočet

**Graf 9.1** - Shoda teoretických a skutečných hodnot vysvětlované proměnné sdružené produkční funkce (chov skotu)



Zdroj: vlastní zpracování

**Graf 9.2** – Kernelova funkce rezidua sdružené produkční funkce a jeho výše (chov skotu)



Zdroj: vlastní zpracování

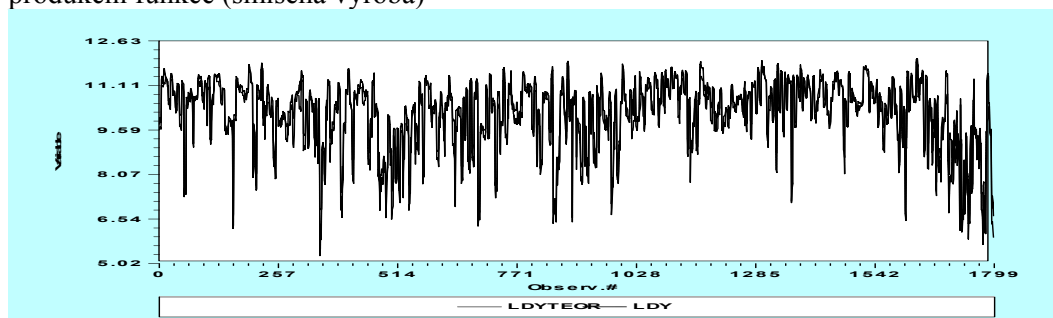
## Příloha č. 10 - Odhad sdružené produkční funkce smíšené výroby

**Tab. 10.1** – Odhad sdružené produkční funkce smíšené výroby (AR1)

	Cobb-Douglasova funkce			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,2548	0,0256	9,9369	0,0000
LWU	0,6476	0,0199	32,5476	0,0000
LHANM	0,0493	0,0148	3,3311	0,0009
EKOFARM	-0,6588	0,0433	-15,2292	0,0000
ONE	5,8006	0,1656	35,0181	0,0000
$\rho$	-0,7257			
Var [e]*(1- $\rho$ ) <sup>2</sup>	0,0358			
Var [u]*(1- $\rho$ ) <sup>2</sup>	0,3061			
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,9092			
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	729,03			0,0000
LMBP	0,0002			0,0000
Součet čtverců	32275,10			
R <sup>2</sup>	0,9056			
F-hodnota <sub>[4,1318]</sub>	3160,97			0,0000
kor. R <sup>2</sup>	0,9053			

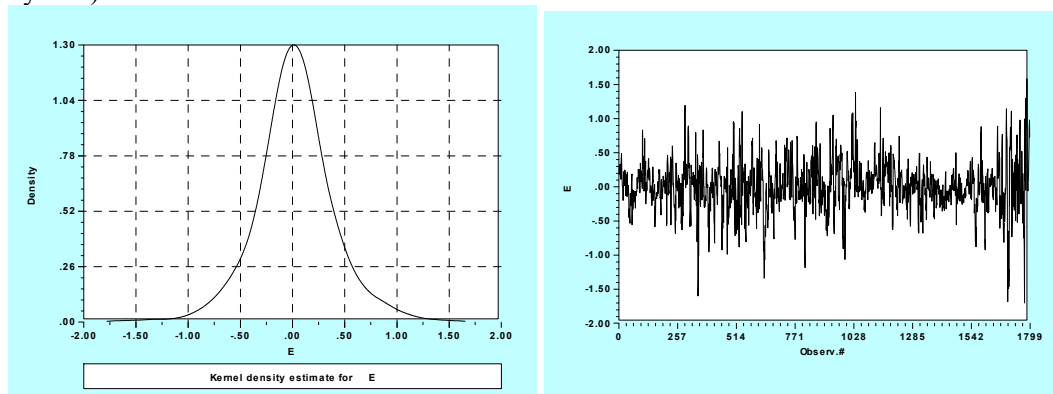
Zdroj: vlastní výpočet

**Graf 10.1** - Shoda teoretických a skutečných hodnot vysvětlované proměnné sdružené produkční funkce (smíšená výroba)



Zdroj: vlastní zpracování

**Graf 10.2** – Kernelova funkce rezidua sdružené produkční funkce a jeho výše (smíšená výroba)



Zdroj: vlastní zpracování

**Příloha č. 11 - Odhad produkční funkce ekologického zemědělství**
**Tab. 11.1 – Výsledky odhadu translogaritmické produkční funkce ekologického zemědělství**

	Translogaritmická funkce							
	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,2947	0,3719	0,7926	0,4280	2,2127	0,8148	2,7156	0,0069
LWU	-0,3870	0,1925	-2,0110	0,0443	-0,7093	0,2676	-2,6503	0,0084
LHANM	1,1831	0,2839	4,1670	0,0000	0,9666	0,3871	2,4972	0,0129
LLANDxLWU	-0,0770	0,0460	-1,6742	0,0941	0,1254	0,0711	1,7633	0,0787
LLANDxLHANM	-0,1084	0,0387	-2,7975	0,0051	-0,0033	0,0591	-0,0550	0,9562
LWUxLHANM	0,1693	0,0311	5,4400	0,0000	0,0581	0,0478	1,2145	0,2253
LLAND <sup>2</sup>	0,0806	0,0473	1,7039	0,0884	-0,1976	0,0956	-2,0670	0,0394
LWU <sup>2</sup>	-0,0005	0,0178	-0,0289	0,9770	-0,0328	0,0209	-1,5646	0,1185
LHANM <sup>2</sup>	-0,0433	0,0200	-2,1633	0,0305	-0,0635	0,0280	-2,2651	0,0241
ONE	1,1197	1,2080	0,9269	0,3540				
Var [e]	0,0761							
Var [u]	0,1901							
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,7141							
LMBL <sub>j</sub>	174,19			0,0000				
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	78,12			0,0000				
ARI (ρ <sub>1</sub> )	-0,24			0,0034	-0,1495			
LMBP <sub>G</sub>	714,31			0,0000				
LM					10,8195			0,0010
LMBP					0,0002			1,0000
Hausman [9]	47,47			0,0000				
Součet čtverců	112,23				19,18			
R <sup>2</sup>	0,8266				0,9701			
F-hodnota <sub>[9,380]</sub>	201,32			0,0000				
F-hodnota <sub>[137,252]</sub>					59,65			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,8225				0,9538			

Zdroj: vlastní výpočty

**Tab. 11.2 – Výsledky odhadu translogaritmické produkční funkce ekologického zemědělství po odstranění skupinové heteroskedasticity a autokorelace**

	Translogaritmická funkce							
	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	-0,8860	1,5736	-0,5631	0,5734	1,3130	4,5504	0,2886	0,7731
LWU	0,9083	1,0246	0,8864	0,3754	-0,2090	4,2326	-0,0494	0,9606
LHANM	0,5116	0,8704	0,5878	0,5567	0,9149	3,6794	0,2486	0,8038
LLANDxLWU	-0,2666	0,1932	-1,3796	0,1677	-0,0049	0,7471	-0,0066	0,9947
LLANDxLHANM	0,0003	0,0012	0,2514	0,8015	0,0004	0,0012	0,3205	0,7488
LWUxLHANM	0,0941	0,1006	0,9350	0,3498	0,1042	0,5424	0,1921	0,8478
LLAND <sup>2</sup>	0,1205	0,1557	0,7735	0,4392	-0,0994	0,4632	-0,2146	0,8302
LWU <sup>2</sup>	0,1407	0,0941	1,4956	0,1348	-0,0214	0,2979	-0,0717	0,9429
LHANM <sup>2</sup>	-0,0286	0,0582	-0,4919	0,6228	-0,0657	0,2718	-0,2418	0,8091
ONE	6,0996	4,7530	1,2833	0,1994				
ρ	-0,1240							
Var [e]*(1-ρ) <sup>2</sup>	1,9212							
Var [u]*(1-ρ) <sup>2</sup>	0,2410							
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,1115							
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	18,82							
Hausman [9]	0,00			1,0000				
Součet čtverců	319,40				517,81			
R <sup>2</sup>	0,8267				0,1176			
F-hodnota <sub>[9,246]</sub>	130,35			0,0000				
F-hodnota <sub>[117,138]</sub>					0,16			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,8210				-0,6306			

Zdroj: vlastní výpočty

## Příloha č. 12 - Odhad produkční funkce ekologického chovu skotu

**Tab. 12.1** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy produkční funkce ekologického chovu skotu

	Cobb-Douglasova funkce							
	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,2743	0,1479	1,8543	0,0637	-0,2217	0,2468	-0,8985	0,3758
LWU	0,3736	0,1563	2,3903	0,0168	0,0853	0,2098	0,4065	0,6872
LHANM	0,2014	0,0910	2,2134	0,0269	0,3411	0,1385	2,4617	0,0196
ONE	4,0581	1,1434	3,5491	0,0004				
Var [e]	0,0249							
Var [u]	0,1680							
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,8707							
LMBL <sub>J</sub>	21,00			0,0001				
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	5,37			0,0004				
AR1 (ρ <sub>1</sub> )	0,0394			0,8466	-0,16			
LMBP <sub>G</sub>	57,51			0,0000				
LM					6,07			0,0138
LMBP					0,0037			0,9999
Hausman [3]	6,48			0,9062				
Součet čtverců	6,86				0,52			
R <sup>2</sup>	0,8220				0,9850			
F-hodnota <sub>[3,30]</sub>	46,19			0,0000				
F-hodnota <sub>[12,21]</sub>					114,5800			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,8042				0,9764			

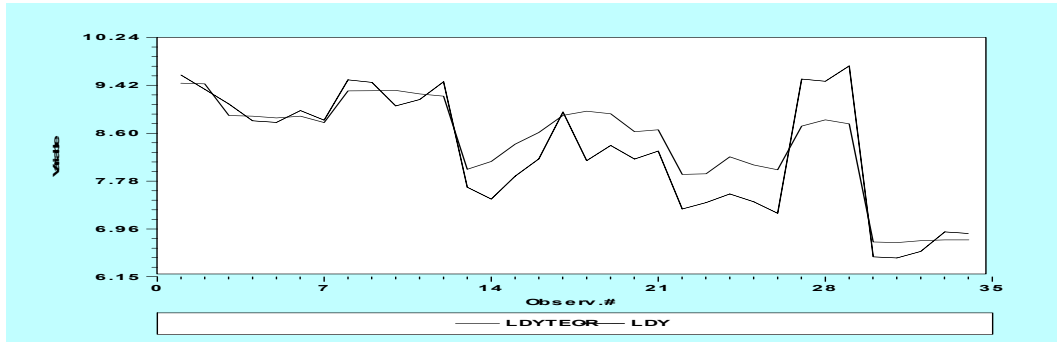
Zdroj: vlastní výpočty

**Tab. 12.2** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy produkční funkce ekologického chovu skotu po odstranění skupinové heteroskedasticity

	Cobb-Douglasova funkce			
	Model náhodných efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,2743	0,1479	1,8543	0,0637
LWU	0,3736	0,1563	2,3903	0,0168
LHANM	0,2014	0,0910	2,2134	0,0269
ONE	4,0581	1,1434	3,5491	0,0004
χ <sup>2</sup> [2]	12,3700			0,0021
Var [e]	0,0294			
Var [u]	0,1680			
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,8707			
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	5,37			0,0038
Hausman [3]	0,00			1,0000
Součet čtverců	6,86			
R <sup>2</sup>	0,8220			
F-hodnota <sub>[3,1529]</sub>	2354,10			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,8217			

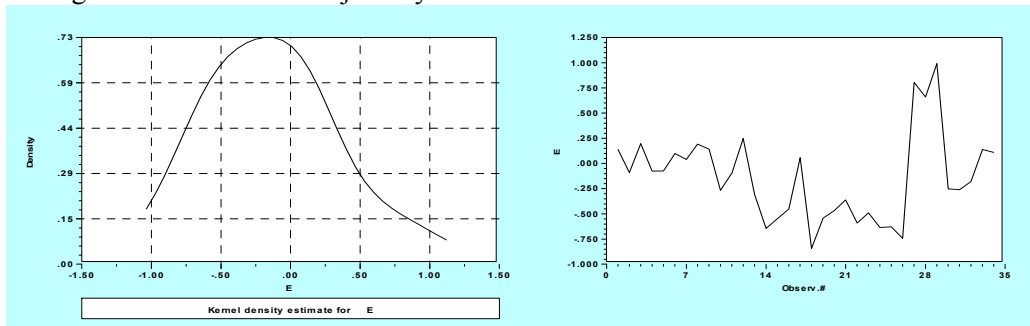
Zdroj: vlastní výpočty

**Graf 12.1** – Shoda teoretických a skutečných hodnot produkční funkce ekologického chovu skotu



Zdroj: vlastní zpracování

**Graf 12.2** – Kernelova funkce rezidua modelu náhodných efektů produkční funkce ekologického chovu skotu a jeho výše



Zdroj: vlastní zpracování

## Příloha č. 13 - Parametry dummy proměnných produkční funkce ekologického zemědělství v modelu fixních efektů

**Tab. 13.1 – Parametry dummy proměnných**

<i>Farma</i>	<i>Parametr</i>	<i>Chyba odhadu</i>	<i>t-hodnota</i>
1	7.95830	.94303	8.43903
2	6.74377	.72327	9.32405
3	7.39802	.93984	7.87155
4	7.54733	.99292	7.60113
5	6.21377	.75425	8.23837
6	.00000	.00000	.00000
7	6.52554	.79256	8.23347
8	7.85177	.96450	8.14079
9	.00000	.00000	.00000
10	6.82677	.63193	10.80300
11	7.05979	.86185	8.19141
12	8.42907	.85177	9.89591
13	7.47849	.98065	7.62601
14	.00000	.00000	.00000
15	7.15602	.93919	7.61937
16	8.37786	1.06152	7.89233
17	6.09984	.78470	7.77347
18	6.85088	.83527	8.20196
19	.00000	.00000	.00000
20	.00000	.00000	.00000
21	7.78102	.96042	8.10166
22	6.31295	.79851	7.90593
23	6.68836	.88257	7.57827
24	6.87838	.75714	9.08465
25	6.61878	.86985	7.60906
26	6.73815	.80590	8.36102
27	6.60407	.79646	8.29178
28	7.11983	.88612	8.03483
29	6.60846	.73817	8.95249
30	6.93343	.88415	7.84190
31	7.77601	.90059	8.63440
32	.00000	.00000	.00000
33	7.66685	.79938	9.59099
34	7.20216	.98224	7.33238
35	6.42299	.78457	8.18662
36	6.14008	.83176	7.38201
37	8.10111	.92196	8.78681
38	7.67851	.73887	10.39223
39	.00000	.00000	.00000
40	7.49894	.92503	8.10670
41	.00000	.00000	.00000
42	7.41299	.93657	7.91507
43	8.29245	.76891	10.78473
44	6.94874	.81615	8.51407
45	7.32339	1.02795	7.12424
46	.00000	.00000	.00000
47	9.37708	.93405	10.03914
48	8.22086	1.00080	8.21432
49	5.93992	.80492	7.37956
50	6.71964	.82227	8.17211
51	8.49142	1.02541	8.28096
52	7.60323	.84671	8.97969
53	6.77431	.87350	7.75533
54	6.77216	.71623	9.45523
55	7.48891	.98265	7.62112
56	8.02234	.90785	8.83665
57	7.90618	.99508	7.94528
58	8.29968	1.01502	8.17687
59	6.00045	.69418	8.64393
60	7.30267	.84631	8.62889
61	6.70728	.76162	8.80656
62	7.00228	.91023	7.69286
63	7.11765	.88794	8.01593
64	8.11447	.90051	9.01098
65	.00000	.00000	.00000
66	7.21095	.88820	8.11856
67	6.51293	.80817	8.05890

<i>Farma</i>	<i>Parametr</i>	<i>Chyba odhadu</i>	<i>t-hodnota</i>
68	7.08549	.86126	8.22691
69	7.48535	.86912	8.61259
70	.00000	.00000	.00000
71	.00000	.00000	.00000
72	7.61495	.83380	9.13283
73	7.20341	.93013	7.74451
74	8.55296	.98908	8.64736
75	7.03169	.76858	9.14896
76	6.69239	.91483	7.31542
77	8.39148	.97390	8.61640
78	8.73870	1.02396	8.53419
79	7.83661	1.01687	7.70661
80	8.57135	1.00044	8.56754
81	7.43326	.88058	8.44133
82	.00000	.00000	.00000
83	7.17710	.89481	8.02077
84	6.70116	.89992	7.44637
85	7.47240	.93523	7.98995
86	7.21298	.85828	8.40394
87	7.27466	.85423	8.51603
88	8.73786	.99556	8.77686
89	7.70987	.91322	8.44253
90	7.06375	.86625	8.15440
91	6.90548	.85043	8.12000
92	7.85566	.77170	10.17971
93	7.48255	.83386	8.97344
94	6.42861	.83678	7.68251
95	8.28605	.93491	8.86294
96	8.22636	.78481	10.48203
97	7.80300	.93054	8.38546
98	8.12038	.87626	9.26705
99	.00000	.00000	.00000
100	6.95018	.89746	7.74428
101	7.73829	.92782	8.34031
102	6.23245	.67086	9.29018
103	.00000	.00000	.00000
104	.00000	.00000	.00000
105	.00000	.00000	.00000
106	6.30351	.63577	9.91475
107	7.35136	.89036	8.25658
108	6.94427	.74108	9.37048
109	7.56043	.94630	7.98944
110	7.24539	.79788	9.08075
111	6.22388	.82857	7.51159
112	6.39620	.63593	10.05802
113	.00000	.00000	.00000
114	7.84216	.99694	7.86620
115	6.49323	.89468	7.25762
116	6.64783	.82452	8.06265
117	7.16809	.86557	8.28132
118	8.56218	.93001	9.20652
119	7.52500	.98467	7.64212
120	7.35607	.89515	8.21774
121	7.65924	.99626	7.68799
122	6.82596	.93169	7.32645
123	7.97706	.94309	8.45843
124	5.61850	.69326	8.10444
125	7.63881	.85955	8.88700
126	6.66435	.61867	10.77214
127	7.03637	.60216	11.68514
128	.00000	.00000	.00000
129	6.67595	.67368	9.90962

*Zdroj: vlastní výpočet*



## Příloha č. 14 - Odhad produkční funkce konvenčního zemědělství

**Tab. 14.1** – Test průřezové heterogenity výběrového souboru konvenčních farem

Počet pozorování	1533		
Počet farem	379		
Heterogenita	Reziduální součet čtverců	Počet stupňů volnosti	Průměr čtverců
mezifaremní	1121,6965	378	2,9675
faremní	22,6950	1157	0,0196
celková	1144,3916	1532	0,7470
$\eta^2$	0,9802		
F-hodnota	150,8893	p-hodnota	0,0000

Zdroj: vlastní výpočet

**Tab. 14.2** – Test časové heterogenity výběrového souboru konvenčních farem

Počet pozorování	1533		
Počet období	5		
Heterogenita	Reziduální součet čtverců	Počet stupňů volnosti	Průměr čtverců
meziobdobími	17,8444	4	4,4611
v rámci období	1126,5475	1528	0,7373
celková	1144,3900	1532	0,7470
$\eta^2$	0,0156		
F-hodnota	6,0507	p-hodnota	0,0000

Zdroj: vlastní výpočet

**Tab. 14.3** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy produkční funkce konvenčního zemědělství

	Cobb-Douglasova funkce							
	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,1946	0,0264	7,3614	0,0000	-0,1298	0,0535	-2,4252	0,0153
LWU	0,6552	0,0213	30,7610	0,0000	0,5839	0,0292	19,9923	0,0000
LHANM	0,1241	0,0139	8,8991	0,0000	0,0579	0,0171	3,3914	0,0007
ONE	5,4074	0,1527	35,4138	0,0000				
Var [e]	0,0145							
Var [u]	0,0777							
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,8432							
LMBL <sub>J</sub>	355,16			0,0000				
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	1399,06			0,0000				
AR1 ( $\rho_1$ )	-0,2606			0,0000	-0,07			
LMBP <sub>G</sub>	11853,84			0,0000				
LM					2028,25			0,0000
LMBP					0,0001			1,0000
Hausman [3]	91,28			0,0000				
Součet čtverců	145,87				16,64			
R <sup>2</sup>	0,8725				0,9855			
F-hodnota <sub>[3,1529]</sub>	3488,72			0,0000				
F-hodnota <sub>[381,1151]</sub>					204,7900			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,8723				0,9807			

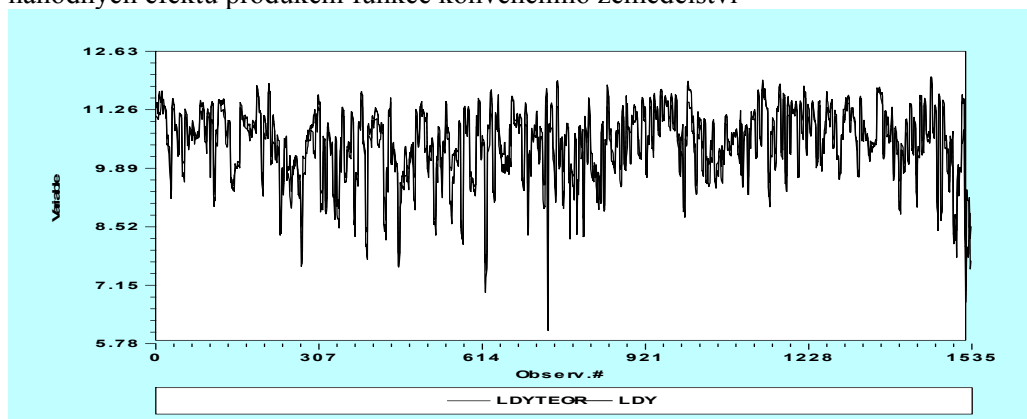
Zdroj: vlastní výpočty

**Tab. 14.4** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy produkční funkce konvenčního zemědělství po odstranění autokorelace a skupinové heteroskedasticity

	Cobb-Douglasova funkce							
	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,2169	0,0419	5,1759	0,0000	-0,1393	0,0738	-1,8875	0,0591
LWU	0,6756	0,0313	21,6006	0,0000	0,5616	0,0420	13,3761	0,0000
LHANM	0,1066	0,0212	5,0243	0,0000	-0,0046	0,0259	-0,1789	0,8580
ONE	5,3179	0,2359	22,5440	0,0000				
$\rho$	0,6622				0,6622			
Var [e]*(1- $\rho$ ) <sup>2</sup>	0,0194							
Var [u]*(1- $\rho$ ) <sup>2</sup>	0,0086							
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,2934							
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	44,17			0,0000				
Hausman [3]	0,00			1,0000				
Součet čtverců	19557,70				15,09			
R <sup>2</sup>	0,8728				0,8807			
F-hodnota <sub>[3,1529]</sub>	3498,28			0,0000				
F-hodnota <sub>[376,777]</sub>					15,26			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,8726				0,8230			

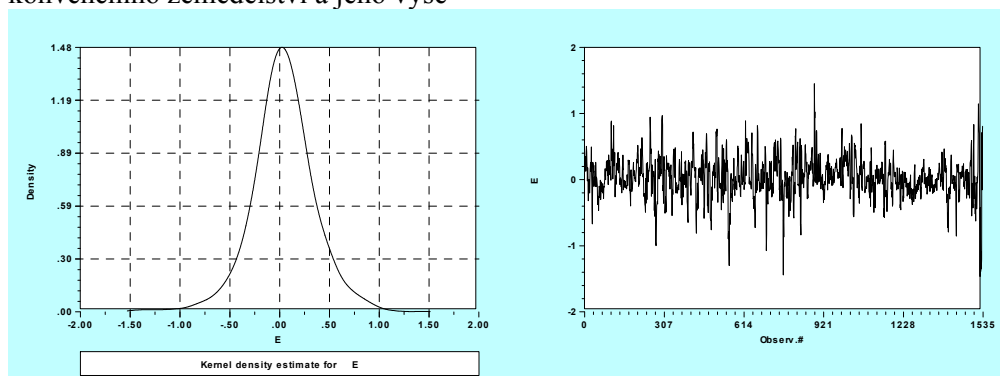
Zdroj: vlastní výpočty

**Graf 14.1** - Shoda teoretických a skutečných hodnot vysvětlované proměnné modelu náhodných efektů produkční funkce konvenčního zemědělství



Zdroj: vlastní zpracování

**Graf 14.2** – Kernelova funkce rezidua modelu náhodných efektů produkční funkce konvenčního zemědělství a jeho výše



Zdroj: vlastní zpracování

## Příloha č. 15 - Vývoj cen vstupů do zemědělství

**Tab. 15.1** – Vývoj cen vstupů do zemědělství

Rok	Průměrná mzda v zemědělství [Kč]	Meziroční index	Průměrná cena zemědělské půdy [tis.Kč/ha]	Meziroční index	Průměrné pachtovné [Kč/ha]	Meziroční index
2004	13 234		195,9		759	
2005	13 948	1,0540	188,9	0,9643	910	1,1989
2006	14 828	1,0631	269,9	1,4288	1129	1,2407
2007	16 164	1,0901	245,8	0,9107	1201	1,0638
2008	17 524	1,0841	440,5	1,7921	1384	1,1524

Zdroj: ČSÚ, MZE ČR

## Příloha č. 16 - Odhad produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dopadu dotací

**Tab. 16.1** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dotací

	Cobb-Douglasova funkce							
	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,3356	0,0501	6,6983	0,0000	0,3433	0,1066	3,2200	0,0014
LWU	0,4960	0,0389	12,7480	0,0000	0,3779	0,0541	6,9800	0,0000
LHANM	0,1178	0,0336	3,5113	0,0004	0,0229	0,0477	0,4802	0,6313
LPP	-0,0120	0,0197	-0,6073	0,5436	0,0043	0,0213	0,2006	0,8411
LODBEZ	0,0132	0,0118	1,1258	0,2603	0,0331	0,0141	2,3411	0,0197
LDEZ	-0,0071	0,0158	-0,4509	0,6521	-0,0193	0,0181	-1,0674	0,2864
ONE	4,4047	0,3408	12,9264	0,0000				
Var [e]	0,0852							
Var [u]	0,2155							
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,7166							
LMBL <sub>J</sub>	201,98			0,0000				
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	94,99			0,0000				
AR1 (ρ <sub>1</sub> )	-0,2457			0,0019	-0,15			
LMBP <sub>G</sub>	947,97			0,0000				
LM					712,43			0,0000
LMBP					0,0002			1,0000
Hausman [6]	45,08			0,0000				
Součet čtverců	132,98				21,73			
R <sup>2</sup>	0,7938				0,9661			
F-hodnota <sub>[6,383]</sub>	245,79			0,0000				
F-hodnota <sub>[134,255]</sub>					54,2400			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,7911				0,9483			

Zdroj: vlastní výpočty

**Tab. 16.2** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dotací po odstranění autokorelace a skupinové heteroskedasticity

	Cobb-Douglasova funkce							
	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,2683	0,0613	4,3781	0,0000	0,3530	0,1396	2,5292	0,0118
LWU	0,6007	0,0492	12,1970	0,0000	0,4657	0,0648	7,1847	0,0000
LHANM	0,1541	0,0402	3,8311	0,0001	-0,0314	0,0607	-0,5168	0,6056
LPP	-0,1008	0,0462	-2,1821	0,0291	-0,0802	0,0393	-2,0394	0,0421
LODBEZ	0,0065	0,0139	0,4650	0,6420	0,0543	0,0187	2,8987	0,0040
LDEZ	-0,0412	0,0240	-1,7185	0,0857	-0,0133	0,0257	-0,5171	0,6054
ONE	5,1799	0,4261	12,1563	0,0000				
ρ	-0,1455							
Var [e]*(1-ρ) <sup>2</sup>	0,0824							
Var [u]*(1-ρ) <sup>2</sup>	0,2706							
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,7664							
χ <sup>2</sup> [2]	2,76			0,2512	0,07			0,9644
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	52,32			0,0000				
Hausman [6]	0,0300			1,0000				
Součet čtverců	363,91				16,9127			
R <sup>2</sup>	0,7991				0,99			
F-hodnota <sub>[6,254]</sub>	168,42			0,0000				
F-hodnota <sub>[115,145]</sub>					89,99			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,7944				0,9752			

Zdroj: vlastní výpočty

## Příloha č. 17 - Odhad produkční funkce konvenčního zemědělství se zohledněním dopadu dotací

**Tab. 17.1** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy produkční funkce konvenčního zemědělství se zohledněním dotací

	Cobb-Douglasova funkce							
	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,2031	0,0272	7,4744	0,0000	-0,1326	0,0533	-2,4862	0,0129
LWU	0,6653	0,0216	30,7486	0,0000	0,5877	0,0310	18,9748	0,0000
LHANM	0,1244	0,0143	8,7157	0,0000	0,0580	0,0175	3,3205	0,0009
LPP	0,0109	0,0079	1,3872	0,1654	0,0013	0,0082	0,1524	0,8789
LODOT	-0,0179	0,0031	-5,6888	0,0000	-0,0136	0,0035	-3,8507	0,0001
ONE	5,3306	0,1478	36,0571	0,0000				
Var [e]	0,0143							
Var [u]	0,0696							
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,8296							
LMBL <sub>J</sub>	371,42			0,0000				
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	1314,29			0,0000				
AR1 (ρ <sub>1</sub> )	-0,2702			0,0000	-0,07			
LMBP <sub>G</sub>	11814,82			0,0000				
LM					2321,41			0,0000
LMBP					0,0001			1,0000
Hausman [5]	130,83			0,0000				
Součet čtverců	137,39				16,42			
R <sup>2</sup>	0,8799				0,9857			
F-hodnota <sub>[5,1527]</sub>	2238,48			0,0000				
F-hodnota <sub>[383,1149]</sub>					206,1100			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,8795				0,9809			

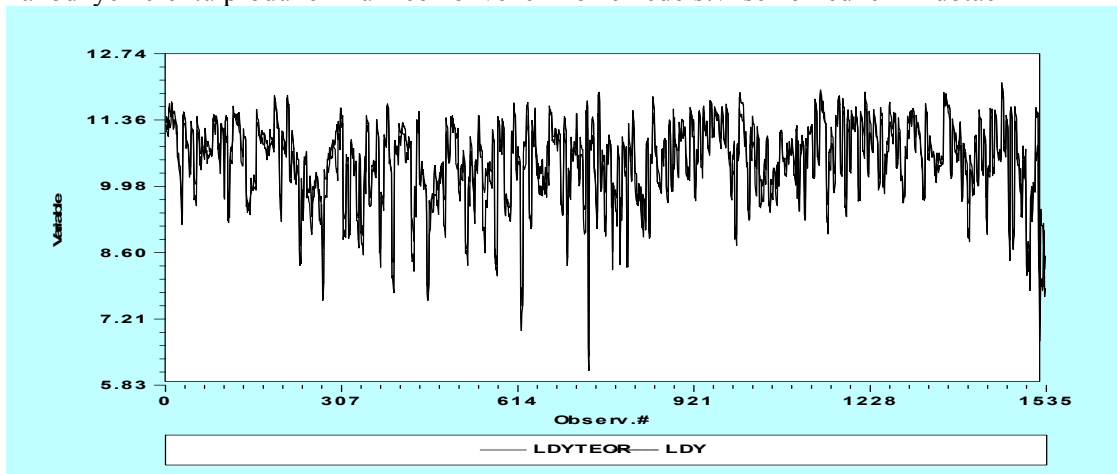
Zdroj: vlastní výpočty

**Tab. 17.2** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy produkční funkce konvenčního zemědělství se zohledněním dotací po odstranění autokorelace a skupinové heteroskedasticity

	Cobb-Douglasova funkce							
	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,3860	0,0400	9,6391	0,0000	0,0494	0,0688	0,7186	0,4724
LWU	0,6662	0,0239	27,8244	0,0000	0,5327	0,0366	14,5681	0,0000
LHANM	0,1137	0,0163	6,9837	0,0000	0,0261	0,0207	1,2584	0,2083
LPP	-0,1357	0,0264	-5,1431	0,0000	-0,1964	0,0285	-6,8904	0,0000
LODOT	-0,0209	0,0038	-5,4577	0,0000	-0,0130	0,0046	-2,8308	0,0046
ONE	5,4347	0,1621	33,5257	0,0000				
ρ	-0,0729							
Var [e]*(1-ρ) <sup>2</sup>	0,0130							
Var [u]*(1-ρ) <sup>2</sup>	0,0829							
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,8643							
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	706,15			0,0000				
Hausman [5]	0,0100			1,0000				
Součet čtverců	424,84				10,09			
R <sup>2</sup>	0,8733				0,9899			
F-hodnota <sub>[5,1148]</sub>	1582,98			0,0000				
F-hodnota <sub>[378,775]</sub>					201,26			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,8728				0,9850			

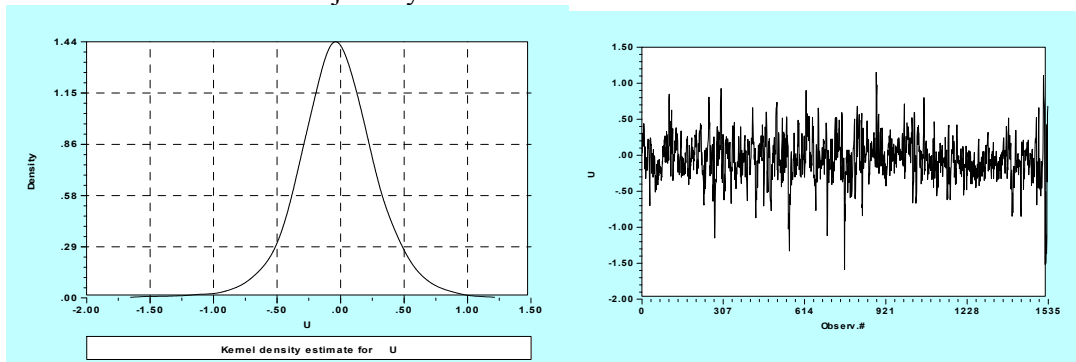
Zdroj: vlastní výpočty

**Graf 17.1** - Shoda teoretických a skutečných hodnot vysvětlované proměnné modelu náhodných efektů produkční funkce konvenčního zemědělství se zohledněním dotací



Zdroj: vlastní zpracování

**Graf 17.2** – Kernelova funkce rezidua modelu náhodných efektů produkční funkce konvenčního zemědělství a jeho výše



Zdroj: vlastní zpracování

## Příloha č. 18 - Odhad produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dopadu dotací na podporu ekologického zemědělství, dotační sazba trvalých travních porostů

**Tab. 18.1** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dotační sazby trvalých travních porostů

	Cobb-Douglasova funkce							
	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,3356	0,0501	6,6983	0,0000	0,2846	0,0936	3,0402	0,0025
LWU	0,4960	0,0389	12,7480	0,0000	0,3915	0,0522	7,5029	0,0000
LHANM	0,1178	0,0336	3,5113	0,0004	0,0843	0,0480	1,7584	0,0795
LDTTP	-0,0120	0,0197	-0,6073	0,5436	-0,2470	0,0619	-3,9921	0,0001
ONE	0,0132	0,0118	1,1258	0,2603				
Var [e]	0,0817							
Var [u]	0,2170							
Corr [v(i,t),v(i,s)]	0,7264							
LMBL <sub>j</sub>	181,53			0,0000				
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	120,07			0,0000				
AR1 (ρ <sub>t</sub> )	-0,2465			0,0020	-0,12			
LMBP <sub>G</sub>	1002,79			0,0000				
LM					477,25			0,0000
LMBP					0,0002			1,0000
Hausman [4]	19,84			0,0005				
Součet čtverců	123,71				21,01			
R <sup>2</sup>	0,8081				0,9672			
F-hodnota <sub>[4,385]</sub>	405,20			0,0000				
F-hodnota <sub>[132,257]</sub>					57,47			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,8066				0,9504			

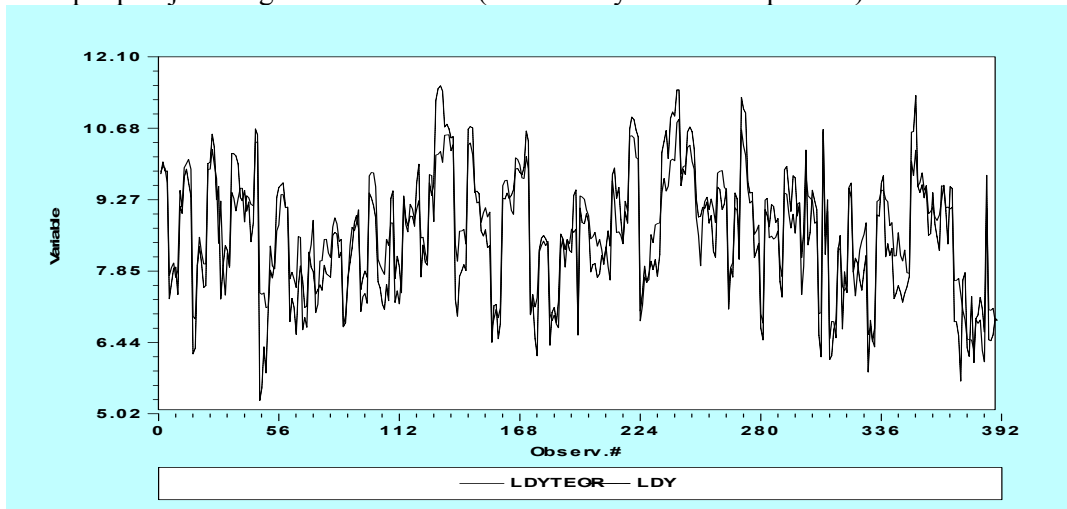
Zdroj: vlastní výpočty

**Tab. 18.2** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dotační sazby trvalých travních porostů a po odstranění autokorelace a skupinové heteroskedasticity

	Cobb-Douglasova funkce							
	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,0924	0,0694	1,3323	0,1828	-0,0401	0,1078	-0,3717	0,7103
LWU	0,5871	0,0548	10,7073	0,0000	0,5183	0,0725	7,1528	0,0000
LHANM	0,1897	0,0451	4,2063	0,0000	0,1419	0,0727	1,9523	0,0516
LDTTP	-0,4385	0,0743	-5,9050	0,0000	-0,4454	0,0814	-5,4693	0,0000
ONE	5,2327	0,4770	10,9709	0,0000				
ρ	0,5015							
Var [e]*(1-ρ) <sup>2</sup>	0,0807							
Var [u]*(1-ρ) <sup>2</sup>	0,0574							
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,4158							
χ <sup>2</sup> [2]	4,20			0,1227	3910,27			0,0000
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	15,66			0,0000				
Hausman [4]	0,0000			1,0000				
Součet čtverců	2686,11				11,8646			
R <sup>2</sup>	0,8133				0,90			
F-hodnota <sub>[4,256]</sub>	278,80			0,0000				
F-hodnota <sub>[113,147]</sub>					12,26			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,8104				0,8303			

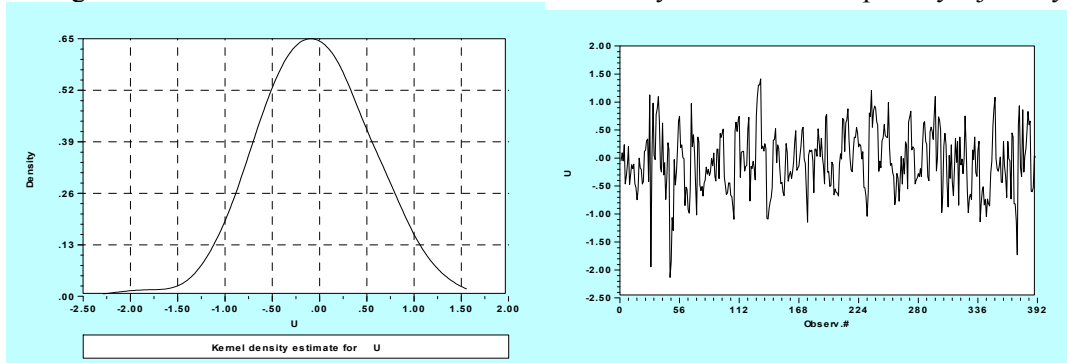
Zdroj: vlastní výpočty

**Graf 18.1** - Shoda teoretických a skutečných hodnot vysvětlované proměnné modelu náhodných efektů produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dotací, které podporují ekologické zemědělství (sazba trvalých travních porostů)



Zdroj: vlastní zpracování

**Graf 18.2** – Kernelova funkce rezidua modelu náhodných efektů produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dotační sazby na trvalé travní porosty a jeho výše



Zdroj: vlastní zpracování



## Příloha č. 19 - Odhad produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dopadu dotací na podporu ekologického zemědělství, dotační sazba orné půdy

**Tab. 19.1** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dotační sazby orné půdy

	Cobb-Douglasova funkce							
	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,3224	0,0488	6,6017	0,0000	0,2847	0,0936	3,0409	0,0025
LWU	0,4948	0,0378	13,1023	0,0000	0,3915	0,0522	7,5038	0,0000
LHANM	0,1480	0,0335	4,4237	0,0000	0,0844	0,0480	1,7600	0,0792
LDOP	-0,9570	0,1743	-5,4899	0,0000	-0,7407	0,1855	-3,9937	0,0001
ONE	5,4550	0,3828	14,2504	0,0000				
Var [e]	0,0817							
Var [u]	0,2170							
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,7264							
LMBL <sub>J</sub>	181,46			0,0000				
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	120,08			0,0000				
AR1 (ρ <sub>1</sub> )	-0,2330			0,0037	-0,12			
LMBP <sub>G</sub>	1002,81			0,0000				
LM					477,29			0,0000
LMBP					0,0002			1,0000
Hausman [4]	19,83			0,0005				
Součet čtverců	123,70				21,01			
R <sup>2</sup>	0,8081				0,9672			
F-hodnota <sub>[4,385]</sub>	405,23			0,0000				
F-hodnota <sub>[132,257]</sub>					57,48			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,8066				0,9504			

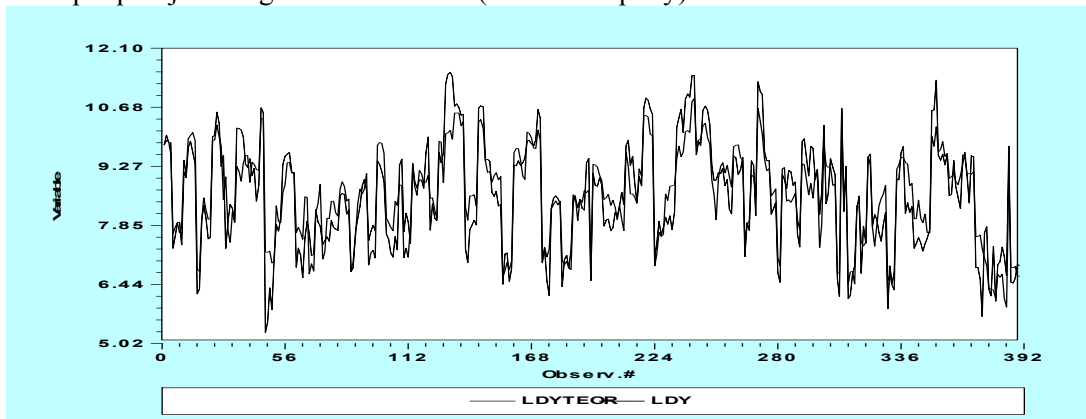
Zdroj: vlastní výpočty

**Tab. 19.2** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dotační sazby orné půdy a po odstranění autokorelace a skupinové heteroskedasticity

	Cobb-Douglasova funkce							
	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,1940	0,0571	3,3967	0,0007	0,1538	0,1007	1,5276	0,1274
LWU	0,5688	0,0467	12,1698	0,0000	0,4898	0,0659	7,4278	0,0000
LHANM	0,1653	0,0400	4,1344	0,0000	0,0540	0,0654	0,8246	0,4101
LDOP	-1,2727	0,1962	-6,4865	0,0000	-1,0897	0,2135	-5,1030	0,0000
ONE	6,3649	0,4587	13,8764	0,0000				
ρ	-0,1191							
Var [e]*(1-ρ) <sup>2</sup>	0,0736							
Var [u]*(1-ρ) <sup>2</sup>	0,2770							
Corr [v(k,t),v(k,s)]	0,7901							
χ <sup>2</sup> [2]	0,41			0,8154	4753,34			0,0000
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	64,45			0,0000				
Hausman [4]	0,0100			0,9999				
Součet čtverců	357,25				10,8176			
R <sup>2</sup>	0,8164				0,98			
F-hodnota <sub>[4,256]</sub>	284,58			0,0000				
F-hodnota <sub>[113,147]</sub>					64,00			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,8135				0,9648			

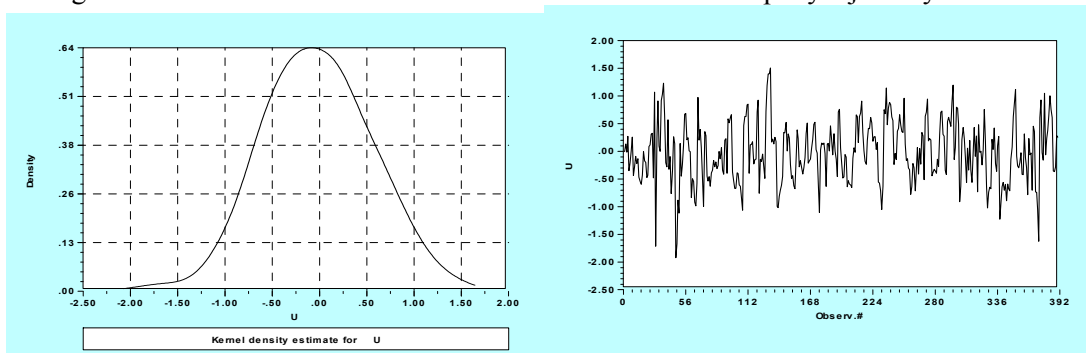
Zdroj: vlastní výpočty

**Graf 19.1** - Shoda teoretických a skutečných hodnot vysvětlované proměnné modelu náhodných efektů produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dotací, které podporují ekologické zemědělství (sazba orné půdy)



Zdroj: vlastní zpracování

**Graf 19.2** – Kernelova funkce rezidua modelu náhodných efektů produkční funkce ekologického zemědělství se zohledněním dotačních sazeb orné půdy a jeho výše



Zdroj: vlastní zpracování

## Příloha č. 20 - Odhad poptávkové funkce po výrobním faktoru půda

Analýza vlivu dotačních sazeb na výměru obhospodařované půdy byla založena na odhadu následujícího regresního modelu poptávkové funkce po výrobním faktoru půda:

$$L_{kt} = \alpha y_{k,t-1}^{\beta_y} w_{L,t}^{\beta_L} DS_t^{\beta_{DS}} e^{v_{kt}}, \quad (20.1)$$

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  $t$ ,

$\alpha$ .....konstanta,

$\beta_{y,L,DS}$ ..parametry vysvětlujících proměnných,

$v_{kt}$ .....náhodná složka k-tého subjektu v čase  $t$ ,

$k = 1, 2, \dots, K, t = 1, 2, \dots, T$ .

Vysvětlující proměnná uvedeného modelu byla podrobena analýze variance za účelem vymezení vhodného způsobu specifikace poptávkové funkce, viz tabulky č. 20.1 a 20.2.

**Tab. 20.1** – Test průřezové heterogenity výběrového souboru ekofarem s vysvětlovanou proměnnou půda

Počet pozorování	390		
Počet farem	129		
<b>Heterogenita</b>	<b>Reziduální součet čtverců</b>	<b>Počet stupňů volnosti</b>	<b>Průměr čtverců</b>
mezifaremní	382,1539	128	2,9856
faremní	9,6934	261	0,0371
celková	391,8473	389	1,0073
$\eta^2$	0,9753		
F-hodnota	80,3884	p-hodnota	0,0000

Zdroj: vlastní výpočet

**Tab. 20.2** – Test časové heterogenity výběrového souboru ekofarem s vysvětlovanou proměnnou půda

Počet pozorování	390		
Počet období	5		
<b>Heterogenita</b>	<b>Reziduální součet čtverců</b>	<b>Počet stupňů volnosti</b>	<b>Průměr čtverců</b>
mezi obdobími	1,7258	4	0,4315
v rámci období	390,2182	385	1,0136
celková	391,9440	389	1,0076
$\eta^2$	0,0044		
F-hodnota	0,4268	p-hodnota	0,8300

Zdroj: vlastní výpočet

Analýza variance prokázala existenci mezifaremní heterogenity, která byla v odhadu poptávkové funkce zohledněna jak v podobě odlišných konstant pro jednotlivé subjekty, tak zahrnutím faremních specifík do náhodné složky modelu.

Testovány byly rovněž vzájemné závislosti vysvětlujících proměnných, viz tabulka č. 20.3. VIF test prokázal, že sazby dotací (*LDTTP*, odpovídající sazbě na trvalé travní porosty v logaritmickém vyjádření, a *LDOP*, reprezentující sazbu na ornou půdu v logaritmickém vyjádření) vyvolávají kolinearitu. Párový korelační koeficient mezi sledovanými dotačními sazbami byl roven jedné (sazba orné půdy představuje určitý násobek sazby trvalých travních porostů, viz tabulka č. 20.4). Z důvodu existence perfektní kolinearit byly specifikovány dva modely, popisující působení vždy jen jedné ze sledovaných dotačních sazeb.

**Tab. 20.3** – Výsledky testování multikolinarit - VIF

	VIF
$LY_{t-1}$	1,0058
<i>LDTTP</i>	0,1097D+13
<i>LDOP</i>	0,1097D+14
<i>LP</i>	1,0615
Konstanta	0,0000

Zdroj: vlastní výpočty

**Tab. 20.4** – Výše dotačních sazeb na podporu ekologického zemědělství

	2004-2006	2007	2008
Dotační sazba trvale travních porostů [Kč/ha]	1100	1959	1872
Dotační sazba orné půdy [Kč/ha]	3520	4266	4086

Zdroj: MZE ČR

Odhad poptávkové funkce, zahrnující vliv dotační sazby trvalých travních porostů, je uveden v tabulce č. 20.5.

**Tab. 20.5** – Výsledky odhadu mocninné poptávkové funkce po výrobním faktoru půda (sazba dotace na trvalé travní porosty)

	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
$LY_{t-1}$	0,2814	0,0286	9,8236	0,0000	0,1141	0,0352	3,2378	0,0013
$LW_L$	-0,0946	0,0685	-1,3804	0,1675	-0,0393	0,0693	-0,5666	0,5714
<i>LDTTP</i>	0,0985	0,0378	2,6079	0,0091	0,0711	0,0380	1,8712	0,0622
ONE	4,4501	0,4178	10,6503	0,0000				
Var [e]	0,0242							
Var [u]	0,4405							
Corr [v(i,t),v(i,s)]	0,9479							
$LMBL_j$	0,7D+18			0,0000				
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	170,58			0,0000				
$LMBP_G$	2494,37			0,0000				
LM					14878,41			0,0000
Hausman [3]	68,12			0,0000				
Součet čtverců	205,39				4,89			
$R^2$	0,4046				0,9858			
F-hodnota <sub>[3,330]</sub>	74,76			0,0000				
F-hodnota <sub>[131,202]</sub>					107,00			0,0000
kor. $R^2$	0,3992				0,9766			

Zdroj: vlastní výpočty

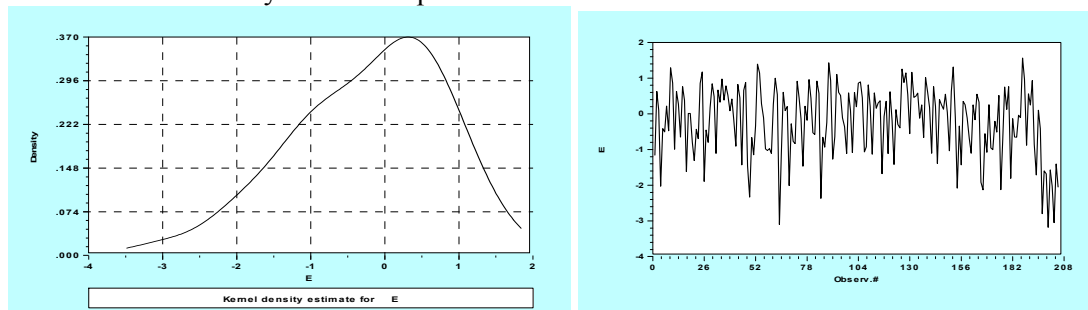
Statistická verifikace výše uvedeného odhadu detekovala existenci skupinové heterogenity a autokorelace. Zmíněné porušení předpokladů bylo zohledněno transformací vstupujících proměnných. Očištěný odhad zobrazuje tabulka č. 20.6.

**Tab. 20.6** – Výsledky odhadu mocninné poptávkové funkce po výrobním faktoru půda po odstranění autokorelace a skupinové heteroskedasticity (sazba dotace na trvalé travní porosty)

	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
$LY_{t-1}$	0,3827	0,0374	10,2312	0,0000	0,1727	0,0533	3,2402	0,0013
$LW_L$	-0,4331	0,1331	-3,2533	0,0011	-0,2505	0,1374	-1,8232	0,0692
LDTTP	0,2959	0,1001	2,9552	0,0031	0,1822	0,1022	1,7831	0,0755
ONE	5,3476	0,7109	7,5227	0,0000				
$\rho$	0,9730							
$\text{Var}[e]*(1-\rho)^2$	0,0385							
$\text{Var}[u]*(1-\rho)^2$	1,7238							
$\text{Corr}[v(i,t),v(i,s)]$	0,9716							
$\chi^2 [2]$	14,63			0,0007	76,68			0,0000
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	71,08			0,0000				
Hausman [3]	0,0000			1,0000				
Součet čtverců	9266,04				3,6170			
$R^2$	0,4853				0,9957			
F-hodnota <sub>[3,201]</sub>	63,16			0,0000				
F-hodnota <sub>[110,94]</sub>					198,54			0,0000
kor. $R^2$	0,4776				0,9907			

Zdroj: vlastní výpočty

**Graf 20.1** – Kernelova funkce rezidua modelu náhodných efektů poptávkové funkce po půdě s dotační sazbou trvalých travních porostů



Zdroj: vlastní zpracování

Statistické výsledky odhadu v modelu specifikovaném v podobě náhodných efektů sice vykazují statistickou průkaznost odhadnutých parametrů, ale za velice nízké shody odhadnutého modelu s daty. Navíc náhodná složka modelu nevykazuje normální rozdělení (viz graf č. 20.1), což neumožňuje považovat závěry t-testu a F-testu za průkazné vzhledem k nižšímu rozsahu výběrového souboru (205 pozorování). K uvedenému omezení počtu pozorování došlo nejen v důsledku zahrnutí zpožděné proměnné do modelu, ale rovněž následnou transformací, odstraňující autokorelaci.

Obdobné platí pro model fixních efektů, kde je sice dosažena vysoká hodnota koeficientu vícenásobné determinace, ale zmíněný koeficient i získané parametry nelze považovat za statisticky průkazné vzhledem k odlišnému rozdělení pravděpodobnosti náhodné složky od předpokládaného normálního rozdělení.

Zmíněné statistické vlastnosti vykazuje také odhad modelu, který zohledňuje vliv sazby dotace na ornou půdu na poptávané množství zemědělské půdy. Uvedený odhad znázorňuje tabulka č. 20.7 a v upravené verzi, po odstranění autokorelace a skupinové heteroskedasticity, tabulka č. 20.8.

**Tab. 20.7** – Výsledky odhadu mocninné poptávkové funkce po výrobním faktoru půda (sazba dotace na ornou půdu)

	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LDY <sub>t-1</sub>	0,2814	0,0286	9,8236	0,0000	0,1141	0,0352	3,2378	0,0013
LW <sub>L</sub>	-0,0946	0,0685	-1,3804	0,1675	-0,0393	0,0693	-0,5666	0,5714
LDOP	0,2959	0,1134	2,6079	0,0091	0,2134	0,1141	1,8712	0,0622
ONE	4,0872	0,4221	9,6834	0,0000				
Var [e]	0,0242							
Var [u]	0,4405							
Corr [v(i,t),v(i,s)]	0,9479							
LMBL <sub>J</sub>	0,7D+18			0,0000				
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	170,58			0,0000				
LMBP <sub>G</sub>	2494,36			0,0000				
LM					14878,41			0,0000
Hausman [3]	68,12			0,0000				
Součet čtverců	205,39				4,89			
R <sup>2</sup>	0,4046				0,9858			
F-hodnota <sub>[3,330]</sub>	74,76			0,0000				
F-hodnota <sub>[131,202]</sub>					107,00			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,3992				0,9766			

Zdroj: vlastní výpočty

**Tab. 20.8** – Výsledky odhadu mocninné poptávkové funkce po výrobním faktoru půda po odstranění autokorelace a skupinové heteroskedasticity (sazba dotace na ornou půdu)

	Model náhodných efektů				Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LY <sub>t-1</sub>	0,3914	0,0394	9,9260	0,0000	0,1448	2030324,0000	0,0123	0,9902
LW <sub>L</sub>	-0,2717	0,1176	-2,3101	0,0209	-0,1561	1200523,0000	-0,0125	0,9901
LDOP	0,5572	0,1877	2,9695	0,0030	0,3128	9,4936	0,0329	0,9737
ONE	3,7328	0,6470	5,7697	0,0000				
ρ	-0,2679							
Var [e]*(1-ρ) <sup>2</sup>	0,0358							
Var [u]*(1-ρ) <sup>2</sup>	0,7002							
Corr [v(i,t),v(i,s)]	0,9513							
χ <sup>2</sup> [2]	14,63			0,0007	79,36			0,0000
Baltagi-Li LM test versus OLS [1]	68,61			0,0000				
Hausman [3]	0,0000			0,9999				
Součet čtverců	511,29				3,3680			
R <sup>2</sup>	0,4927				0,9903			
F-hodnota <sub>[3,201]</sub>	65,07			0,0000				
F-hodnota <sub>[110,94]</sub>					86,78			0,0000
kor.R <sup>2</sup>	0,4851				0,9788			

Zdroj: vlastní výpočty

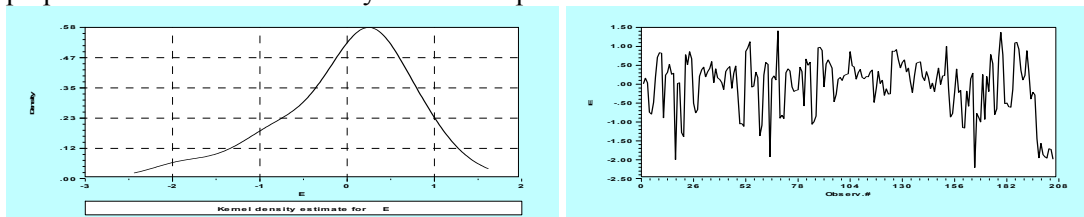
Výše uvedené problematické rozdělení náhodné složky bylo řešeno odhadem modelu metodou maximální věrohodnosti, jehož výsledky uvádí tabulka č. 20.9 a grafy č. 20.2 a č. 20.3.

**Tab. 20.9** – 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 <sub>t-1</sub>	0,3897	0,0492	7,9262	0,0000	0,3897	0,0492	7,9262	0,0000
LW <sub>L</sub>	-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/σ <sub>e</sub> <sup>2</sup>	23,5719	3,7104	6,3529	0,0000	23,5719	3,7104	6,3529	0,0000
σ <sub>u</sub> <sup>2</sup> /σ <sub>e</sub> <sup>2</sup>	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 <sup>2</sup>	0,4041				0,4041			

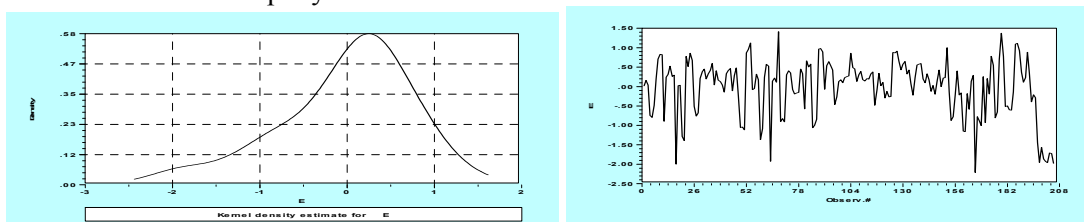
Zdroj: vlastní výpočty

**Graf 20.2** – Kernelova funkce rezidua modelu náhodných efektů poptávkové funkce po půdě s dotační sazbou trvalých travních porostů



Zdroj: vlastní zpracování

**Graf 20.3** – Kernelova funkce rezidua modelu náhodných efektů poptávkové funkce po půdě s dotační sazbou orné půdy



Zdroj: vlastní zpracování

Dle výsledků verifikace výše uvedených odhadů lze s pravděpodobností 95% přijmout závěr, že dotační sazby na podporu ekologického zemědělství zvyšují výměru obhospodařované zemědělské půdy.

Kromě výše uvedených modelů byla odhadována i další specifikace regresní funkce, popisující závislost výměry obhospodařované půdy na ceně a dotační sazbě. Oproti dříve uvedeným modelům byl navíc zohledněn vliv výše dotací na podporu ekologického zemědělství, získané v předchozím období, a hodnoty pachtovného:

$$L_{kt} = \alpha y_{k,t-1}^{\beta_y} DEZ_{k,t-1}^{\beta_{DEZ}} w_{L,t}^{\beta_L} DS_t^{\beta_{DS}} w_{LP,t}^{\beta_{LP}} e^{v_{kt}}, \quad (20.2)$$

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  $(t-1)$ ,  
 $DEZ_{k,t-1}$ ..... hodnota získaných dotací na podporu ekologického zemědělství k-tým subjektem v čase  $t$ ,  
 $w_{L,t}$ ..... průměrná cena zemědělské půdy v čase  $t$ ,  
 $w_{LP,t}$ ..... průměrné nájemné za zemědělskou půdu v čase  $t$ ,  
 $DS_t$ ..... sazba dotace v čase  $t$ ,  
 $\alpha$ ..... konstanta,  
 $\beta_{y,L,DS,DEZ,LP}$ ... parametry vysvětlujících proměnných,  
 $v_{kt}$ ..... náhodná složka k-tého subjektu v čase  $t$ ,  
 $k = 1,2,\dots,K, t = 1,2,\dots,T$ .

Uvedená specifikace však nezlepšila výsledky odhadu, viz tabulka č. 20.10.

**Tab. 20.10** – Výsledky odhadu mocninné poptávkové funkce po výrobním faktoru půda (sazba dotace na trvalé travní porosty)

	Model fixních efektů			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
$LY_{t-1}$	0,0739	2,2913	0,0323	0,9743
$LW_L$	0,2165	1,1779	0,1838	0,8542
$LW_{LP}$	-0,6065	3,9899	-0,1520	0,8793
$LDTTP$	0,1881	0,5096	0,3691	0,7123
$LDEZ_{t-1}$	-0,0031	0,1504	-0,0207	0,9835
Součet čtverců	7,0218			
$R^2$	0,9732			
F-hodnota <sub>[114,146]</sub>	46,50			0,0000
kor. $R^2$	0,9523			

Zdroj: vlastní výpočty



## Příloha č. 21 - Nákladová funkce ekologického zemědělství se zohledněním dotací

Z produkční funkce, zohledňující dotace do ekologického zemědělství, byla dle metodického postupu uvedeného v kapitole 4.1.5 odvozena nákladová funkce:

$$\begin{aligned}
 C(w, y) &= \min_{L, WU} w_L L + w_{WU} WU, \\
 \text{s.t. } y &= (\alpha + \varphi) L^{\beta_L} WU^{\beta_{WU}} DEZ^{\beta_{DEZ}},
 \end{aligned} \tag{21.1}$$

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

$$La(\lambda, L, WU) = w_L L + w_{WU} WU + \lambda(y - (\alpha + \varphi)L^{\beta_L} WU^{\beta_{WU}} DEZ^{\beta_{DEZ}}) \tag{21.2}$$

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial La}{\partial L} &= w_L - \lambda(\alpha + \varphi)\beta_L L^{\beta_L - 1} WU^{\beta_{WU}} DEZ^{\beta_{DEZ}} = 0 \\
 \frac{\partial La}{\partial WU} &= w_{WU} - \lambda(\alpha + \varphi)\beta_{WU} L^{\beta_L} WU^{\beta_{WU} - 1} DEZ^{\beta_{DEZ}} = 0 \\
 \frac{\partial La}{\partial \lambda} &= y - (\alpha + \varphi)L^{\beta_L} WU^{\beta_{WU}} DEZ^{\beta_{DEZ}} = 0
 \end{aligned} \tag{21.3}$$

Řešením soustavy rovnic jsou podmíněné poptávkové funkce po výrobních faktorech:

$$\begin{aligned}
 L(w_L, w_{WU}, y) &= (\alpha + \varphi)^{\frac{-1}{\beta_L + \beta_{WU}}} \left( \frac{\beta_L}{\beta_{WU}} \right)^{\frac{\beta_{WU}}{\beta_L + \beta_{WU}}} DEZ^{\frac{-\beta_{DEZ}}{\beta_L + \beta_{WU}}} y^{\frac{1}{\beta_L + \beta_{WU}}} w_L^{\frac{-\beta_{WU}}{\beta_L + \beta_{WU}}} w_{WU}^{\frac{\beta_{WU}}{\beta_L + \beta_{WU}}} \\
 WU(w_L, w_{WU}, y) &= (\alpha + \varphi)^{\frac{-1}{\beta_L + \beta_{WU}}} \left( \frac{\beta_{WU}}{\beta_L} \right)^{\frac{\beta_L}{\beta_L + \beta_{WU}}} DEZ^{\frac{-\beta_{DEZ}}{\beta_L + \beta_{WU}}} y^{\frac{1}{\beta_L + \beta_{WU}}} w_L^{\frac{\beta_L}{\beta_L + \beta_{WU}}} w_{WU}^{\frac{-\beta_L}{\beta_L + \beta_{WU}}}
 \end{aligned} \tag{21.4}$$

Dosazením podmíněných poptávkových funkcí do vztahu 21.1 byla získána nákladová funkce:

$$C(w_L, w_{WU}, y) = (\alpha + \varphi)^{\frac{-1}{\beta_L + \beta_{WU}}} DEZ^{\frac{-\beta_{DEZ}}{\beta_L + \beta_{WU}}} \left[ \left( \frac{\beta_L}{\beta_{WU}} \right)^{\frac{\beta_{WU}}{\beta_L + \beta_{WU}}} + \left( \frac{\beta_L}{\beta_{WU}} \right)^{\frac{\beta_L}{\beta_L + \beta_{WU}}} \right] w_L^{\frac{\beta_L}{\beta_L + \beta_{WU}}} w_{WU}^{\frac{\beta_{WU}}{\beta_L + \beta_{WU}}} y^{\frac{1}{\beta_L + \beta_{WU}}}. \tag{21.5}$$

Po dosazení odhadnutých parametrů a zafixovaných proměnných kapitálu, přímých plateb a ostatních dotací, bez podpory ekologického zemědělství, na průměrné úrovni byla odvozena následující nákladová funkce:

$$C(w_L, w_{WU}, y) = 0,0033 DEZ^{0,047} w_L^{0,309} w_{WU}^{0,691} y^{1,151}. \tag{21.6}$$

## Příloha č. 22 - Kalkulace diferencí v hrubém rozpětí vybraných komodit

**Tab. 22.1** – Kalkulace difference v hrubém rozpětí - výkrm skotu (průměr 2001-2004)

	Ekologické zemědělství	Konvenční zemědělství
Krmná a steliva celkem [Kč/ks/rok]	6397,50	7007,50
Léčiva a desinfekce [Kč/ks/rok]	60,00	10,75
Ostatní přímý materiál [Kč/ks/rok]	316,75	513,25
Ostatní přímé náklady a služby [Kč/ks/rok]	595,50	608,50
Pracovní náklady celkem [Kč/ks/rok]	2399,75	2332,75
Přímé odpisy [Kč/ks/rok]	335,00	339,50
Přímé náklady celkem [Kč/ks/rok]	10104,50	10812,25
Náklady pomocných činností [Kč/ks/rok]	853,00	697,25
Režijní náklady [Kč/ks/rok]	1240,75	1279,50
Náklady celkem [Kč/ks/rok]	12198,25	12789,00
Užitkovost [kg/KD]	0,82	0,86
Průměrná realizační cena [Kč/kg]	43,27	38,37
Výnosy [Kč/ha]	12871,00	11972,76
Hrubé rozpětí [Kč/ha]	2766,50	1160,51
Diference [Kč/ha]	1605,99	

Zdroj: vlastní výpočty z dat Poláčkové et al. (2005) a Jánského et al. (2006)

**Tab. 22.2** – Kalkulace difference v hrubém rozpětí - pšenice ozimá (průměr 2001-2003)

	Ekologické zemědělství	Konvenční zemědělství
Osiva celkem [Kč/ha]	1765,33	1535,67
Hnojiva celkem [Kč/ha]	1113,33	2508,67
Prostředky ochrany rostlin [Kč/ha]	86,33	2063,33
Ostatní přímý materiál [Kč/ha]	123,33	132,67
Ostatní přímé náklady a služby [Kč/ha]	2658,33	1577,67
Pracovní náklady celkem [Kč/ha]	1266,00	2292,67
Přímé odpisy [Kč/ha]	96,00	17,67
Přímé náklady celkem [Kč/ha]	7108,67	10128,33
Náklady pomocných činností [Kč/ha]	609,33	2419,67
Režijní náklady [Kč/ha]	2305,33	2275,00
Náklady celkem [Kč/ha]	10023,33	14823,00
Hektarový výnos [t/ha]	2,40	4,74
Průměrná realizační cena [Kč/t]	3468,67	3212,33
Výnosy [Kč/ha]	8313,24	15215,75
Hrubé rozpětí [Kč/ha]	1204,57	5087,42
Diference [Kč/ha]	-3882,85	
Váhový koeficient	0,25	

Zdroj: vlastní výpočty z dat Poláčkové et al. (2005), Jánského et al. (2006) a Darmovzalové a Koutné (2009, 2007)

**Tab. 22.3** – Kalkulace difference v hrubém rozpětí - pšenice špalda (průměr 2001-2004)

	Ekologické zemědělství	Konvenční zemědělství
Osiva celkem [Kč/ha]	1927,75	1516,75
Hnojiva celkem [Kč/ha]	1215,50	2639,50
Prostředky ochrany rostlin [Kč/ha]	14,00	2091,75
Ostatní přímý materiál [Kč/ha]	170,50	141,75
Ostatní přímé náklady a služby [Kč/ha]	3479,75	1586,25
Pracovní náklady celkem [Kč/ha]	1592,75	2368,75
Přímé odpisy [Kč/ha]	82,00	17,67
Přímé náklady celkem [Kč/ha]	8461,75	10358,00
Náklady pomocných činností [Kč/ha]	836,00	2474,50
Režijní náklady [Kč/ha]	1853,25	2276,50
Náklady celkem [Kč/ha]	11151,00	15109,00
Hektarový výnos [t/ha]	3,16	5,03
Průměrná realizační cena [Kč/t]	5266,00	2983,25
Výnosy [Kč/ha]	16627,40	14803,42
Hrubé rozpětí [Kč/ha]	7467,24	4445,42
Diference [Kč/ha]	3021,83	
Váhový koeficient	0,10	

Zdroj: vlastní výpočty z dat Poláčkové et al. (2005), Jánského et al. (2006) a Darmovzalové a Koutné (2009, 2007)

**Tab. 22.4** – Kalkulace difference v hrubém rozpětí - ječmen jarní (průměr 2001-2003)

	Ekologické zemědělství	Konvenční zemědělství
Osiva celkem [Kč/ha]	1799,00	1565,33
Hnojiva celkem [Kč/ha]	1609,00	1418,00
Prostředky ochrany rostlin [Kč/ha]	153,33	1446,33
Ostatní přímý materiál [Kč/ha]	375,00	98,33
Ostatní přímé náklady a služby [Kč/ha]	1651,00	2170,00
Pracovní náklady celkem [Kč/ha]	1412,33	2170,00
Přímé odpisy [Kč/ha]	49,67	9,00
Přímé náklady celkem [Kč/ha]	7049,33	8877,00
Náklady pomocných činností [Kč/ha]	1563,00	2188,33
Režijní náklady [Kč/ha]	3168,00	2241,67
Náklady celkem [Kč/ha]	11780,33	13307,00
Hektarový výnos [t/ha]	2,94	4,03
Průměrná realizační cena [Kč/t]	3222,00	3602,33
Výnosy [Kč/ha]	9483,42	14517,40
Hrubé rozpětí [Kč/ha]	2434,09	5640,40
Diference [Kč/ha]	-3206,32	
Váhový koeficient	0,17	

Zdroj: vlastní výpočty z dat Poláčkové et al. (2005), Jánského et al. (2006) a Darmovzalové a Koutné (2009, 2007)

**Tab. 22.5** – Kalkulace difference v hrubém rozpětí - oves (průměr 2001-2004)

	Ekologické zemědělství	Konvenční zemědělství
Osiva celkem [Kč/ha]	1202,25	1275,50
Hnojiva celkem [Kč/ha]	984,25	1204,50
Prostředky ochrany rostlin [Kč/ha]	6,25	889,25
Ostatní přímý materiál [Kč/ha]	182,00	135,75
Ostatní přímé náklady a služby [Kč/ha]	1791,00	994,50
Pracovní náklady celkem [Kč/ha]	1654,25	1871,25
Přímé odpisy [Kč/ha]	25,67	8,33
Přímé náklady celkem [Kč/ha]	5839,25	6377,00
Náklady pomocných činností [Kč/ha]	1186,25	1762,75
Režijní náklady [Kč/ha]	2576,75	1843,25
Náklady celkem [Kč/ha]	9602,25	9983,00
Hektarový výnos [t/ha]	2,26	3,24
Průměrná realizační cena [Kč/t]	3206,75	3089,50
Výnosy [Kč/ha]	7255,27	10009,98
Hrubé rozpětí [Kč/ha]	1416,02	3632,98
Diference [Kč/ha]	-2216,96	
Váhový koeficient	0,20	

Zdroj: vlastní výpočty z dat Poláčkové et al. (2005), Jánského et al. (2006) a Darmovzalové a Koutné (2009, 2007)

**Tab. 22.6** – Kalkulace difference v hrubém rozpětí - tritikále (průměr 2001-2003)

	Ekologické zemědělství	Konvenční zemědělství
Osiva celkem [Kč/ha]	1689,67	1319,00
Hnojiva celkem [Kč/ha]	1043,67	1755,00
Prostředky ochrany rostlin [Kč/ha]	60,33	1537,33
Ostatní přímý materiál [Kč/ha]	419,67	110,33
Ostatní přímé náklady a služby [Kč/ha]	1758,33	1272,00
Pracovní náklady celkem [Kč/ha]	1020,67	1588,00
Přímé odpisy [Kč/ha]	29,33	3,00
Přímé náklady celkem [Kč/ha]	6021,67	7584,67
Náklady pomocných činností [Kč/ha]	2074,33	1604,33
Režijní náklady [Kč/ha]	1586,33	1918,67
Náklady celkem [Kč/ha]	9682,33	11107,67
Hektarový výnos [t/ha]	2,39	3,79
Průměrná realizační cena [Kč/t]	3752,00	2848,67
Výnosy [Kč/ha]	8979,79	10796,45
Hrubé rozpětí [Kč/ha]	2958,12	3211,78
Diference [Kč/ha]	-253,66	
Váhový koeficient	0,13	

Zdroj: vlastní výpočty z dat Poláčkové et al. (2005), Jánského et al. (2006) a Darmovzalové a Koutné (2009, 2007)

**Tab. 22.7 – Kalkulace diference v hrubém rozpětí - louky (průměr 2001-2003)**

	Ekologické zemědělství	Konvenční zemědělství
Osiva celkem [Kč/ha]	84,00	94,00
Hnojiva celkem [Kč/ha]	136,67	471,00
Prostředky ochrany rostlin [Kč/ha]	0,00	25,00
Ostatní přímý materiál [Kč/ha]	167,00	103,33
Ostatní přímé náklady a služby [Kč/ha]	870,67	374,33
Pracovní náklady celkem [Kč/ha]	547,00	886,00
Přímé odpisy [Kč/ha]	34,33	21,00
Přímé náklady celkem [Kč/ha]	1839,67	1974,67
Náklady pomocných činností [Kč/ha]	837,33	1134,00
Režijní náklady [Kč/ha]	1311,33	953,33
Náklady celkem [Kč/ha]	5828,00	6036,67
Hektarový výnos [t/ha]	11,94	13,61
Průměrná vnitropodniková cena v nákladech hlavního výrobku [Kč/t]	337,67	306,67
Výnosy [Kč/ha]	4032,87	4174,76
Hrubé rozpětí [Kč/ha]	2193,20	2200,09
Diference [Kč/ha]	-6,89	
Váhový koeficient	0,38	

Zdroj: vlastní výpočty z dat Poláčkové et al. (2005), Jánského et al. (2006) a Darmovzalové a Koutné (2009, 2007)

**Tab. 22.8 – Kalkulace diference v hrubém rozpětí - pastviny (průměr 2001-2003)**

	Ekologické zemědělství	Konvenční zemědělství
Osiva celkem [Kč/ha]	25,00	62,33
Hnojiva celkem [Kč/ha]	191,33	270,67
Prostředky ochrany rostlin [Kč/ha]	0,00	12,67
Ostatní přímý materiál [Kč/ha]	220,00	80,33
Ostatní přímé náklady a služby [Kč/ha]	795,00	393,33
Pracovní náklady celkem [Kč/ha]	382,33	524,67
Přímé odpisy [Kč/ha]	69,67	5,33
Přímé náklady celkem [Kč/ha]	1683,33	1349,33
Náklady pomocných činností [Kč/ha]	353,33	622,00
Režijní náklady [Kč/ha]	835,67	856,33
Náklady celkem [Kč/ha]	4555,67	4177,00
Hektarový výnos [t/ha]	9,62	10,20
Průměrná vnitropodniková cena v nákladech hlavního výrobku [Kč/t]	300,00	286,33
Výnosy [Kč/ha]	2885,00	2920,60
Hrubé rozpětí [Kč/ha]	1201,67	1571,27
Diference [Kč/ha]	-369,60	
Váhový koeficient	0,61	

Zdroj: vlastní výpočty z dat Poláčkové et al. (2005), Jánského et al. (2006) a Darmovzalové a Koutné (2009, 2007)

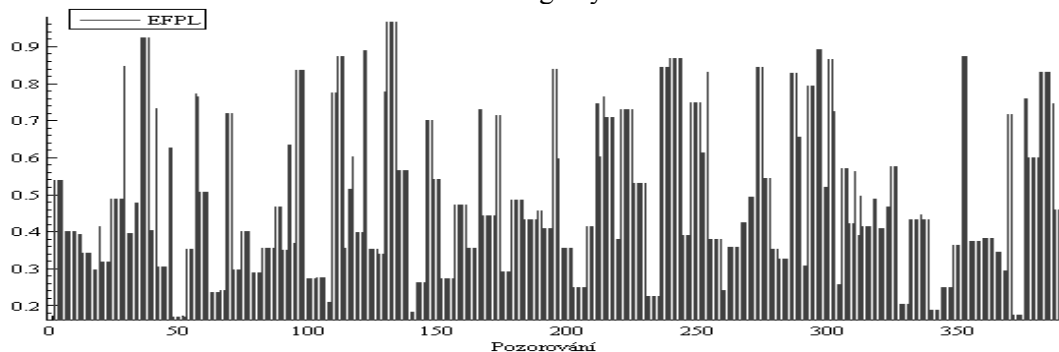
## Příloha č. 23 - Odhad hraniční produkční funkce ekologického zemědělství - Pitt a Lee model

**Tab. 23.1** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy hraniční produkční funkce ekologického zemědělství – Pitt a Lee model

	Pitt a Lee				Pitt a Lee s heteroskedasticitou a heterogenitou			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-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
A	2,8144	0,6876	4,0932	0,0000	1,2224	0,6386	1,9142	0,0556
$\sigma_w$	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			
$\sigma_v^2$	0,1016				0,1066			
$\sigma_w^2$	0,8044				0,1593			
$\sigma_v$	0,3187				0,3265			
$\sigma$	0,9518				0,5157			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,36				0,40			
LR test [1]	167,6730			0,0000	202,1232			0,0000

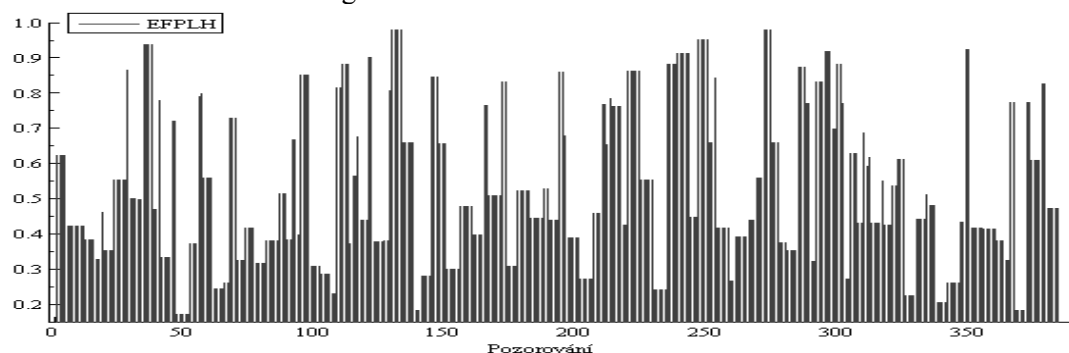
Zdroj: vlastní výpočty

**Graf 23.1** – Míra technické efektivnosti ekologických farem - Pitt a Lee model



Zdroj: vlastní zpracování

**Graf 23.2** – Míra technické efektivnosti ekologických farem - Pitt a Lee model s heteroskedasticitou a heterogenitou



Zdroj: vlastní zpracování

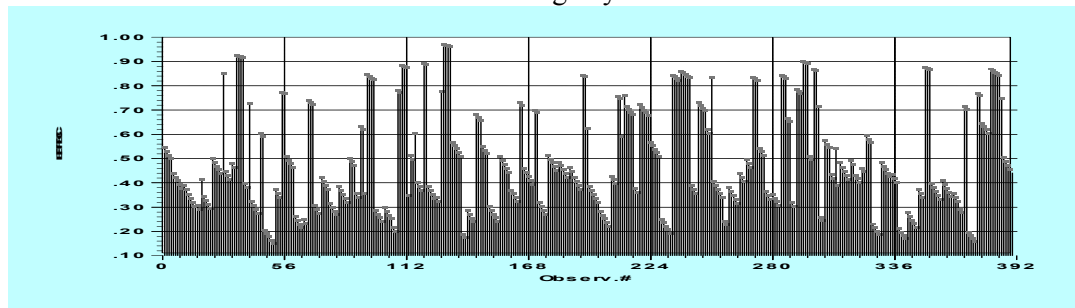
## Příloha č. 24 - Odhad hraniční produkční funkce ekologického zemědělství - Battese a Coelli model

**Tab. 24.1** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy hraniční produkční funkce ekologického zemědělství – Battese a Coelli model

	Battese a Coelli				Battese a Coelli s heterogenitou			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
ONE	5,2006	0,2621	19,8405	0,0000	5,6188	0,1931	29,0994	0,0000
LLAND	0,2563	0,0435	5,8933	0,0000	0,2398	0,0361	6,6355	0,0000
LWU	0,5520	0,0221	24,9701	0,0000	0,5350	0,0246	21,7207	0,0000
LHANM	0,1553	0,0282	5,5051	0,0000	0,1237	0,0321	3,8536	0,0001
$\lambda$	3,0338	0,0418	72,5774	0,0000	2,1204	0,0767	27,6379	0,0000
$\sigma_w$	0,9501	0,1198	7,9291	0,0000	0,6571	0,0622	10,5633	0,0000
$\eta$	-0,0441	0,0108	-4,0945	0,0000				
LFA					0,3755	0,2105	1,7838	0,0745
DEZH					0,1315	0,0435	3,0247	0,0025
SPMH					-0,0038	0,0096	-0,3928	0,6945
ODH					-0,0586	0,0161	-3,6519	0,0003
Log-pravděpodobnostní funkce	-234,8874				-226,5103			
AIC	1,2405				1,2254			
$\sigma_v^2$	0,0981				0,0960			
$\sigma_w^2$	0,9027				0,4318			
$\sigma_v$	0,3132				0,3099			
$\sigma$	1,0004				0,7265			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,37				0,39			
LR test [1]	199,2244			0,0000	192,2038			0,0000

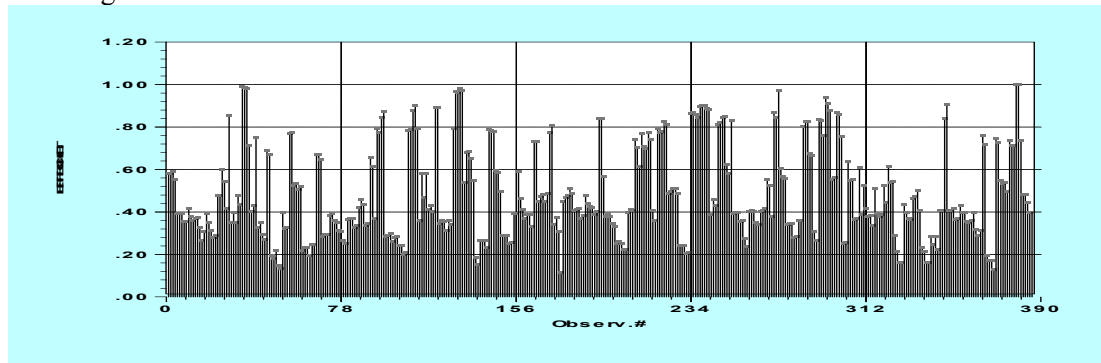
Zdroj: vlastní výpočty

**Graf 24.1** – Míra technické efektivnosti ekologických farem - Battese a Coelli model



Zdroj: vlastní zpracování

**Graf 24.2** – Míra technické efektivnosti ekologických farem - Battese a Coelli model s heterogenitou



Zdroj: vlastní zpracování

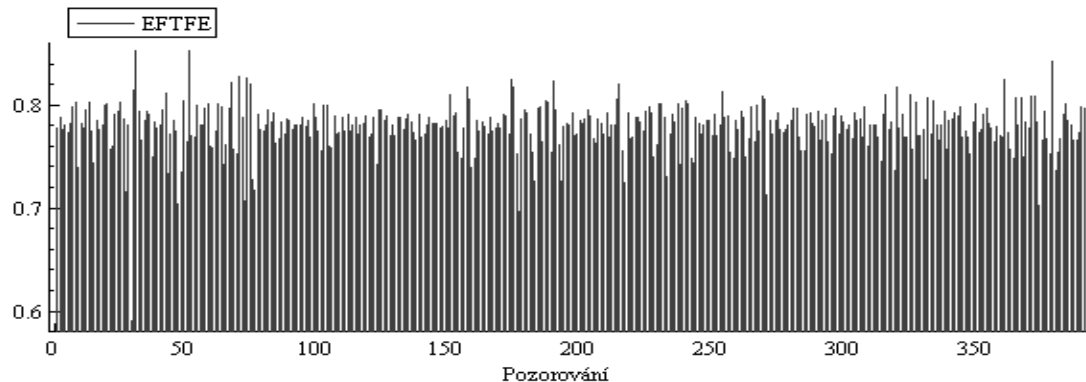
## Příloha č. 25 - Odhad hraniční produkční funkce ekologického zemědělství - True Fixed Effects model

**Tab. 25.1** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy hraniční produkční funkce ekologického zemědělství – True Fixed Effects model

	True Fixed Effects				True Fixed Effects - vliv času			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,1237	0,0223	5,5410	0,0000	0,0040	0,0318	0,1250	0,9006
LWU	0,6464	0,0171	37,8048	0,0000	0,0049	0,0251	0,1938	0,8464
LHANM	0,1830	0,0160	11,4139	0,0000	0,0565	0,0226	2,4981	0,0125
Období 1					0,7642	0,1161	6,5828	0,0000
Období 2					-0,0138	0,1178	-0,1172	0,9067
Období 3					0,0073	0,1173	0,0623	0,9503
Období 4					0,0126	0,1216	0,1034	0,9177
$\sigma$	0,6371	0,0154	41,2969	0,0000	0,8760	0,0305	28,7014	0,0000
$\lambda$	0,5922	0,1968	3,0100	0,0026	0,4938	0,2183	2,2621	0,0237
Log-pravděpodobnostní funkce	-187,7840				-399,6548			
AIC	1,6502				2,7572			
$\sigma_v$	0,5481				0,9767			
$\sigma_w$	0,3246				0,3725			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,49				0,41			
LR test [1]	269,6564			0,0000	358,2376			0,0000

Zdroj: vlastní výpočty

**Graf 25.1** – Míra technické efektivnosti ekologických farem - True Fixed Effects model



Zdroj: vlastní zpracování

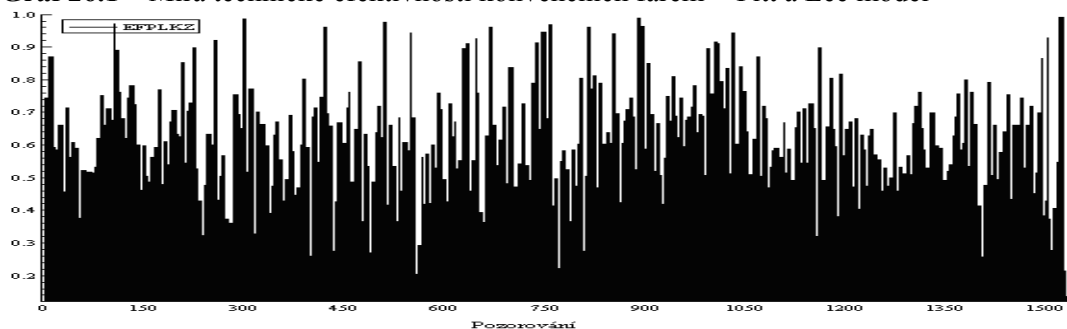
## Příloha č. 26 - Odhad hraniční produkční funkce konvenčního zemědělství - Pitt a Lee model

**Tab. 26.1** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy hraniční produkční funkce konvenčního zemědělství – Pitt a Lee model

	Pitt a Lee				Pitt a Lee s heteroskedasticitou a heterogenitou			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-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
A	4,9402	0,6054	8,1600	0,0000	6,5675	3,7459	1,7533	0,0796
$\sigma_w$	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			
$\sigma_w^2$	0,0166				0,0176			
$\sigma_w^2$	0,4038				0,7573			
$\sigma_v$	0,1286				0,1325			
$\sigma$	0,6484				0,8802			
$\gamma$	0,9605				0,9773			
LR test [1]	1377,56			0,0000	1475,37			0,0000

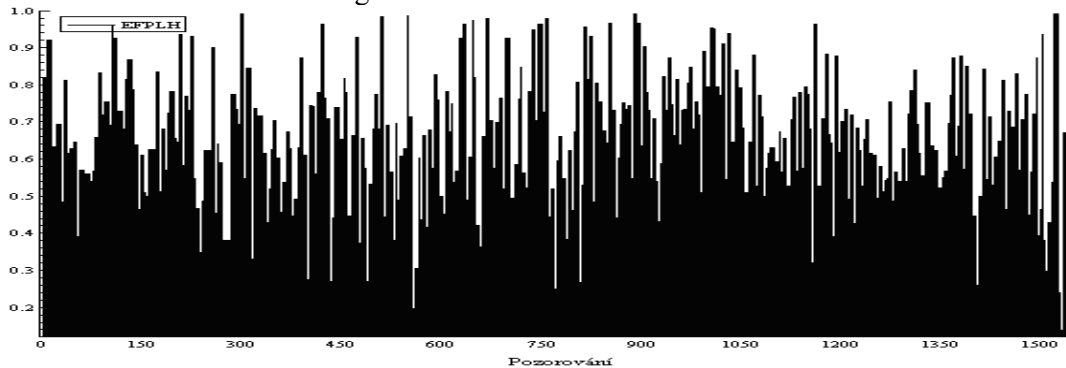
Zdroj: vlastní výpočty

**Graf 26.1** – Míra technické efektivity konvenčních farem - Pitt a Lee model



Zdroj: vlastní zpracování

**Graf 26.2** – Míra technické efektivity konvenčních farem - Pitt a Lee model s heteroskedasticitou a heterogenitou



Zdroj: vlastní zpracování



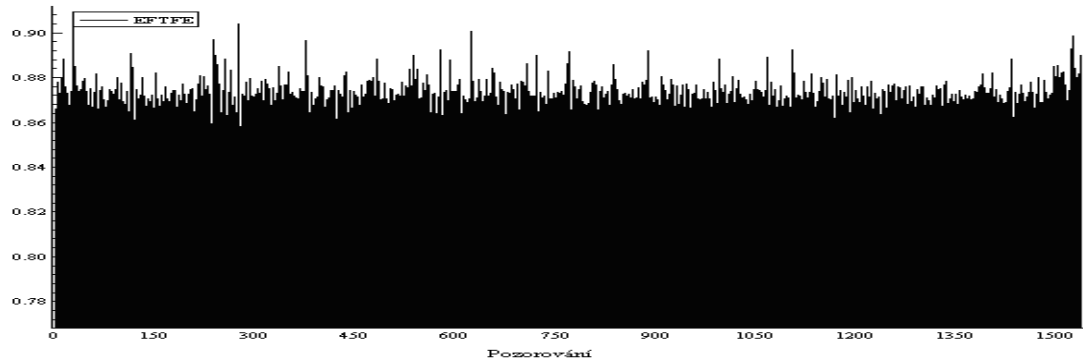
## Příloha č. 27 - Odhad hraniční produkční funkce konvenčního zemědělství - True Fixed Effects model

**Tab. 27.1** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy hraniční produkční funkce konvenčního zemědělství – True Fixed Effects model

	True Fixed Effects			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LLAND	0,1982	0,0113	17,4850	0,0000
LWU	0,6260	0,0091	68,9297	0,0000
LHANM	0,1821	0,0092	19,7533	0,0000
$\sigma$	0,3805	0,0045	83,9251	0,0000
$\lambda$	0,5570	0,1501	3,7108	0,0002
Log-pravděpodobnostní funkce	125,1036			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,6635			
AIC	0,3378			
$\sigma_v$	0,3325			
$\sigma_w$	0,1852			
LR test [1]	941,7878			0,0000

Zdroj: vlastní výpočty

**Graf 27.1** – Míra technické efektivnosti konvenčních farem - True Fixed Effects model



Zdroj: vlastní zpracování

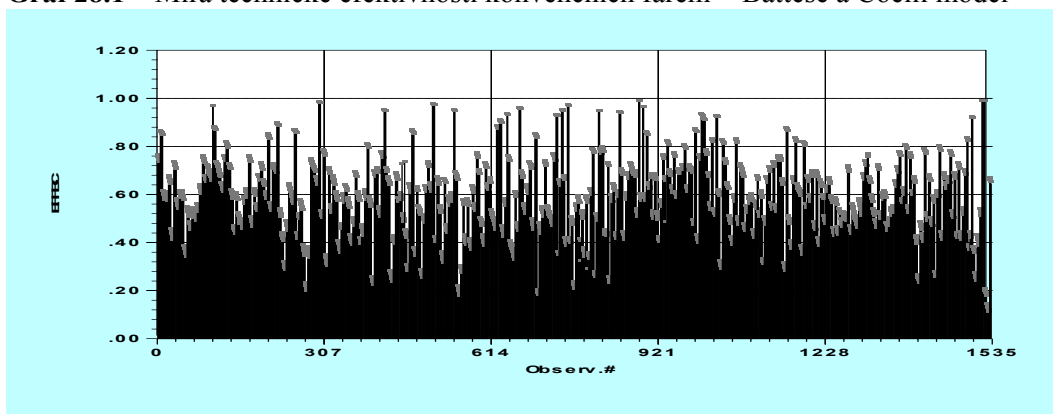
## Příloha č. 28 - Odhad hraniční produkční funkce konvenčního zemědělství - Battese a Coelli model

**Tab. 28.1** – Výsledky odhadu Cobb-Douglasovy hraniční produkční funkce konvenčního zemědělství – Battese a Coelli model

	Battese a Coelli			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
ONE	6,6357	0,1203	55,1666	0,0000
LLAND	0,1570	0,0117	13,4077	0,0000
LWU	0,5491	0,0130	42,0951	0,0000
LHANM	0,1226	0,0078	15,7060	0,0000
$\lambda$	5,3636	0,0103	522,2790	0,0000
$\sigma_w$	0,6750	0,0164	41,0427	0,0000
$\eta$	-0,0309	0,0031	-10,0289	0,0000
Log-pravděpodobnostní funkce	363,8705			
AIC	-0,4656			
$\sigma_v^2$	0,0158			
$\sigma_w^2$	0,4556			
$\sigma_v$	0,1259			
$\sigma$	0,6866			
LR test [1]	18101,58			0,0000

Zdroj: vlastní výpočty

**Graf 28.1** – Míra technické efektivnosti konvenčních farem - Battese a Coelli model



Zdroj: vlastní zpracování

## Příloha č. 29 - Odhad funkce míry technické neefektivnosti ekologických farem

**Tab. 29.1** – Výsledky odhadu funkce míry technické neefektivnosti ekologických farem

	Pitt a Lee				Battese a Coelli			
	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota	Parametr	Chyba odhadu (standard error)	t-hodnota	p-hodnota
LFA	0,0691	0,0738	0,9361	0,3492	0,2031	0,0818	2,4827	0,0130
DEZH	-0,0127	0,0358	-0,3538	0,7235	0,0901	0,0082	10,9895	0,0000
SPMH	-0,0332	0,0052	-6,3968	0,0000	-0,0109	0,0016	-6,8037	0,0000
ODH	0,0504	0,0136	3,7139	0,0002	-0,0013	0,0024	-0,5715	0,5677
ONE	0,4170	0,1429	2,9188	0,0035	0,5438	0,0703	7,7319	0,0000
$1/\sigma_e^2$					139,0780	12,5047	11,1221	0,0000
$\sigma_u^2/\sigma_e^2$					24,28	3,8876	6,2454	0,0000
Log-pravděpodobnostní funkce	-49,5640				130,98			
ACI					0,6724			
Var [e]					0,0072			
Var [u]					0,1746			
Corr [v(i,t),v(i,s)]					0,9504			
R <sup>2</sup>	0,3261							
F-hodnota <sub>[4,123]</sub>	14,88			0,0000				
Pseudo R <sup>2</sup>					0,7374			

Zdroj: vlastní výpočty

**Příloha č. 30 - Odhad modelu binární volby****Tab. 30.1** – Výsledky testování multikolinearity - VIF – model náhodných efektů

	VIF
V	1,3023
DH <sub>t-1</sub>	1,7423
TRH <sub>t-1</sub>	2,0142
NEF <sub>t-1</sub>	1,9146
Konstanta	0,0000

*Zdroj: vlastní výpočty*