

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

PROVOZNĚ EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA EKONOMIKY

OBOR PODNIKOVÁ A ODVĚTVOVÁ EKONOMIKA



**ANALÝZA PRODUKTIVITY A EFEKTIVNOSTI ČESKÝCH
ZEMĚDĚLSKÝCH PODNIKŮ**

DISERTAČNÍ PRÁCE

Vypracovala:

Ing. Kateřina Matulová

Školitel:

doc. Ing. Lukáš Čechura, Ph.D.

Poděkování

Děkuji panu doc. Ing. Lukáši Čechurovi, Ph.D. nejen za odborné vedení a cenné rady, ale i entusiasmus a morální podporu, bez kterých by tato práce nebyla tím, čím je.

Mé upřímné poděkování pak patří mé rodině a blízkým, kteří mi byli při zpracování disertační práce oporou.

Analýza produktivity a efektivnosti českých zemědělských podniků

Productivity and Efficiency Analysis of Czech Agricultural
Enterprises

Obsah

SEZNAM TABULEK	6
SEZNAM SCHÉMAT	7
SEZNAM GRAFŮ	8
SEZNAM ZKRATEK	9
1 ÚVOD	10
2 CÍL PRÁCE	13
3 PRODUKČNÍ EKONOMIE A PRODUKČNÍ FUNKCE ZEMĚDĚLSTVÍ	15
4 EFEKTIVNOST A PRODUKTIVITA JAKO NÁSTROJE MĚŘENÍ VÝKONNOSTI PODNIKU	20
4.1 TEORETICKÉ VYMEZENÍ PRODUKTIVITY A METODY JEJÍHO MĚŘENÍ	21
4.2 TEORETICKÉ VYMEZENÍ EFEKTIVNOSTI	27
4.2.1 Základní přístupy k měření technické efektivnosti	31
4.2.2 Využití hraniční produkční funkce a srovnání parametrického a neparametrického přístupu k měření technické efektivnosti	34
5 STUDIE RELEVANTNÍ K PROBLEMATICE EFEKTIVNOSTI A PRODUKTIVITY ZEMĚDĚLSTVÍ	40
5.1 ZDROJE NEEFEKTIVNOSTI V ZEMĚDĚLSTVÍ	40
5.1.1 Organizační forma	41
5.1.2 Výrobní typ, resp. stupeň specializace	42
5.1.3 Velikost farmy	43
5.1.4 Lidské zdroje	44
5.1.5 Věk manažerů	45
5.1.6 Vlastnosti managementu	45
5.1.7 Přírodní podmínky, umístění zemědělského podniku	46
5.1.8 Dotační prostředky	47
5.2 HODNOCENÍ PRODUKTIVITY A EFEKTIVNOSTI ZEMĚDĚLSTVÍ V ČESKÉ REPUBLICE	48
6 OBECNÉ PODMÍNKY VÝVOJE ČESKÉHO ZEMĚDĚLSTVÍ	56
6.1 MAKROEKONOMICKÝ VÝVOJ	56
6.1.1 Hrubý domácí produkt	56
6.1.2 Míra inflace	58
6.1.3 Platební bilance a směnný kurz	59
6.1.4 Trh práce	60
6.2 ZÁKLADNÍ DETERMINANTY OVLIVŇUJÍCÍ EKONOMICKOU EFEKTIVNOST ČESKÉHO ZEMĚDĚLSTVÍ	62
6.2.1 Povětrnostní podmínky	63
6.2.2 Zemědělská politika	65
6.2.3 Cenový vývoj	70
6.2.4 Podnikatelská struktura	72
6.2.5 Pracovní síly	73
6.2.6 Zemědělský půdní fond	75
6.2.7 Zemědělská produkce	77
6.3 EKONOMICKÉ VÝSLEDKY SEKTORU ZEMĚDĚLSTVÍ	79

7	METODICKÝ PŘÍSTUP A DATOVÁ ZÁKLADNA	81
7.1	METODICKÝ PŘÍSTUP K ŘEŠENÉ PROBLEMATICE	81
7.1.1	<i>Stochastická hraniční produkční funkce</i>	81
7.1.1.1	Odhad stochastického hraničního modelu.....	84
7.1.1.2	Odhad technické neefektivnosti	87
7.1.2	<i>Výběr a specifikace modelu</i>	88
7.1.2.1	Model náhodných parametrů	90
7.1.3	<i>Testování hypotéz</i>	93
7.2	POUŽITÉ DATABÁZE	97
7.2.1	<i>Databáze Alberta</i>	97
7.2.2	<i>Databáze Státního zemědělského intervenčního fondu</i>	98
7.2.3	<i>Registr ekologických podnikatelů</i>	99
7.3	CHARAKTERISTIKA DATOVÉHO SOUBORU	99
7.3.1	<i>Deklarace proměnných</i>	100
7.3.2	<i>Soubor panelových dat</i>	102
8	VÝSLEDKY A DISKUSE.....	104
8.1	DESKRIPTIVNÍ CHARAKTERISTIKA VÝBĚROVÉHO SOUBORU	104
8.1.1	<i>Diferenciace výběrového souboru</i>	104
8.1.2	<i>Charakteristika základních proměnných vstupujících do modelu</i>	108
8.2	ODHAD PARAMETRŮ ZVOLENÉ MODELOVÉ SPECIFIKACE	116
8.3	TESTOVÁNÍ CHARAKTERISTIK ZVOLENÉ MODELOVÉ SPECIFIKACE	118
8.4	ANALÝZA TECHNOLOGICKÉHO POKROKU	121
8.5	ANALÝZA PRODUKČNÍCH ELASTICIT A VÝNOSŮ Z ROZSAHU	122
8.6	ANALÝZA TECHNICKÉ EFEKTIVNOSTI	134
8.6.1	<i>Analýza průměrné technické efektivnosti a jejího vývoje v letech 2004-2008</i>	134
8.6.2	<i>Analýza technické efektivnosti v jednotlivých odvětvích</i>	143
8.6.2.1	OKEČ 01.1 – Rostlinná výroba; zelinářství, zahradnictví, sadařství	148
8.6.2.2	OKEČ 01.2 – Živočišná výroba	151
8.6.2.3	OKEČ 01.3 – Rostlinná výroba kombinovaná se živočišnou výrobou	153
8.6.2.4	OKEČ 01.4 – Činnosti v rostlinné a živočišné výrobě kromě veterinárních činností, terénní úprava zahrad, parků, sadů a jiných zelených ploch.....	156
8.6.3	<i>Vliv vybraných proměnných na technickou efektivnost</i>	158
9	ZÁVĚR.....	163
10	LITERATURA	171
11	PŘÍLOHY	189
	PŘÍLOHA 1 – VÝSLEDNÝ ODHAD MODELU RPM S HETEROGENITOU A HETEROSKEDASTICITOU.....	189
	PŘÍLOHA 2 – VÝVOJ PRODUKČNÍCH ELASTICIT A VÝNOSŮ Z ROZSAHU V JEDNOTLIVÝCH SEKTORECH (2004 – 2008)	190
	PŘÍLOHA 3 – PRŮMĚRNÁ TECHNICKÁ EFEKTIVNOST DLE VELIKOSTI ZEMĚDĚLSKÝCH PODNIKŮ (ROZLOHA, HA)	191
	PŘÍLOHA 4 – VÝVOJ TECHNICKÉ EFEKTIVNOSTI DLE ROZLOHY ZP V JEDNOTLIVÝCH SEKTORECH (2004 – 2008).....	192
	PŘÍLOHA 5 – KERNELOVA HUSTOTA ROZDĚLENÍ FUNKCE TECHNICKÉ EFEKTIVNOSTI: ROSTLINNÁ VÝROBA 2004 – 2008.....	194
	PŘÍLOHA 6 – KERNELOVA HUSTOTA ROZDĚLENÍ FUNKCE TECHNICKÉ EFEKTIVNOSTI: ŽIVOČIŠNÁ VÝROBA 2004 – 2008	195
	PŘÍLOHA 7 – KERNELOVA HUSTOTA ROZDĚLENÍ FUNKCE TECHNICKÉ EFEKTIVNOSTI: KOMBINOVANÁ VÝROBA 2004 – 2008	196
	PŘÍLOHA 8 – KERNELOVA HUSTOTA ROZDĚLENÍ FUNKCE TECHNICKÉ EFEKTIVNOSTI: OSTATNÍ VÝROBA 2004 – 2008	197

Seznam tabulek

Tabulka 1: Základní rozdíly metod SFA a DEA.....	38
Tabulka 2: Využití přístupů k měření technické efektivnosti zemědělských podniků.....	39
Tabulka 3: Výčet empirických studií zaměřených na technickou efektivnost a souhrnnou produktivitu faktorů zemědělských podniků České republiky.....	52
Tabulka 4: HDP (2002 – 2010).....	57
Tabulka 5: Přímé zahraniční investice (2002 – 2010).....	58
Tabulka 6: Míra inflace (2002 – 2010).....	59
Tabulka 7: Platební bilance (2002 – 2010).....	60
Tabulka 8: Směnný kurz (2002 – 2010).....	60
Tabulka 9: Základní charakteristiky trhu práce (2002 – 2010).....	61
Tabulka 10: Vybrané makroekonomické ukazatele a postavení agrárního sektoru v národním hospodářství (2001 – 2009).....	63
Tabulka 11: Vývoj základních dotačních titulů v České republice (2004 – 2010).....	70
Tabulka 12: Vývoj meziročních indexů cen (2002-2010).....	71
Tabulka 13: Vývoj podnikatelské struktury zemědělských podniků v ČR (2004 – 2010).....	72
Tabulka 14: Podíl jednotlivých skupin pracovníků v zemědělství (2000, 2010).....	73
Tabulka 15: Vývoj hrubých měsíčních mezd zaměstnanců v národním hospodářství a sektoru zemědělství (2004 – 2010).....	74
Tabulka 16: Vývoj počtu pracujících osob v národním hospodářství a sektoru zemědělství (2004 – 2010).....	74
Tabulka 17: Struktura využití zemědělské půdy po vstupu do Evropské unie 2003-2010, ha).....	75
Tabulka 18: Vývoj stavu oblastí LFA (2004 – 2010).....	76
Tabulka 19: Zemědělská produkce ČR (2001-2010, b.c., mil. Kč).....	78
Tabulka 20: Přehled základních ukazatelů SZÚ (mil. Kč).....	79
Tabulka 21: Srovnání modelových specifikací na základě omezujících podmínek odhadu.....	89
Tabulka 22: Rozdělení a charakteristika sektorů dle převládající činnosti OKEČ.....	105
Tabulka 23: Vývoj četnosti pozorování v jednotlivých sektorech.....	106
Tabulka 24: Četnost zemědělských podniků dle právní formy.....	107
Tabulka 25: Deskriptivní statistiky proměnných vstupujících do modelu (tis. Kč).....	108
Tabulka 26: Vývoj proměnných odhadované produkční funkce (tis. Kč, ha).....	109
Tabulka 27: Meziroční změny proměnných odhadované produkční funkce (%).....	109
Tabulka 28: Vývoj vybraných ukazatelů proměnných odhadované produkční funkce.....	110
Tabulka 29: Srovnání počtu podniků v oblastech LFA a mimo LFA dle jednotlivých specializací.....	111
Tabulka 30: Srovnání modelových specifikací.....	116
Tabulka 31: Odhadnuté parametry modelu RPM.....	117
Tabulka 32: Ověření předpokladů monotonicity a kvazikonkávity.....	118
Tabulka 33: Produkční elasticity a výnosy z rozsahu.....	123
Tabulka 34: Produkční elasticity – časové hledisko.....	124
Tabulka 35: Produkční elasticity – odvětvové hledisko.....	126
Tabulka 36: Deskriptivní statistiky výnosů z rozsahu dle jednotlivých odvětví.....	127
Tabulka 37: Srovnání technické efektivnosti a produkčních charakteristik u zemědělských podniků s klesajícími a rostoucími výnosy z rozsahu.....	133
Tabulka 38: Deskriptivní statistika průměrné technické efektivnosti ZP.....	134
Tabulka 39: Srovnání produkčních elasticit a výnosů z rozsahu 10 % nejméně a nejvíce technicky efektivních zemědělských podniků.....	135
Tabulka 40: Deskriptivní statistiky odhadnuté technické efektivnosti – časové hledisko.....	137
Tabulka 41: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v závislosti na právní formě ZP.....	141
Tabulka 42: Deskriptivní statistiky odhadnuté technické efektivnosti – odvětvové hledisko.....	144

Tabulka 43: Spearmanův koeficient korelace pořadí technické efektivnosti	148
Tabulka 44: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v rostlinné výrobě – časové hledisko	149
Tabulka 45: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v závislosti na právní formě ZP – rostlinná výroba	150
Tabulka 46: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v živočišné výrobě – časové hledisko	152
Tabulka 47: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v závislosti na právní formě ZP – živočišná výroba	153
Tabulka 48: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v kombinované výrobě – časové hledisko	155
Tabulka 49: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v závislosti na právní formě ZP – kombinovaná výroba	155
Tabulka 50: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v ostatní výrobě – časové hledisko	157
Tabulka 51: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v závislosti na právní formě ZP – ostatní výroba	157
Tabulka 52: Determinanty odhadnuté technické neefektivnosti	159
Tabulka 53: Vybrané ukazatele hospodaření zemědělských podniků v LFA a mimo LFA (v průměru na podnik)	161
Tabulka 54: Vybrané ukazatele hospodaření konvenčních a ekologicky hospodařících zemědělských podniků (v průměru na podnik)	162

Seznam schémat

Schéma 1: Možnosti měření produktivity dle metodiky OECD	21
Schéma 2: Přístupy k měření TFP	25
Schéma 3: Dělení metod hodnocení míry efektivnosti dle počtu hodnocených proměnných	32
Schéma 4: Faktory ovlivňující technickou efektivnost zemědělských podniků	41
Schéma 5: Model stochastické produkční funkce	83

Seznam grafů

Graf 1: Alokační a technická efektivnost (inputově orientovaný model)	30
Graf 2: Rozdílné přístupy sloužící ke stanovení hranice efektivnosti	33
Graf 3: Vývoj ročního úhrnu srážek a průměrné roční teploty (2002 – 2010).....	64
Graf 4: Vývoj meziročních změn základních ukazatelů SZÚ (%).....	80
Graf 5: Vývoj počtu pozorování v jednotlivých letech (2004 – 2008)	103
Graf 6: Četnost zemědělských podniků dle územně-správního členění.....	106
Graf 7: Četnost pozorování v jednotlivých odvětvích dle průměrné výměry obhospodařované půdy	108
Graf 8: Vývoj průměrné hodnoty vyplacených dotací SAPS, TOP UP v jednotlivých odvětvích (Kč)	110
Graf 9: Vývoj průměrné výměry obhospodařovaných ploch v jednotlivých odvětvích (ha).....	111
Graf 10: Vývoj průměrné struktury aktiv sledovaného souboru zemědělských podniků (tis. Kč, %)	112
Graf 11: Vývoj průměrné struktury aktiv z hlediska právní formy ZP (tis. Kč).....	113
Graf 12: Vývoj průměrné struktury pasiv (tis. Kč, %).....	113
Graf 13: Vývoj celkové zadluženosti a podílu vlastních zdrojů na dlouhodobém majetku a pasivech celkem (%)	114
Graf 14: Vývoj ukazatelů výsledku hospodaření za jednotlivé sektory zemědělství (tis. Kč)	115
Graf 15: Vývoj produkčních elasticit a výnosů z rozsahu	124
Graf 16: Vývoj produkčních elasticit pro jednotlivá odvětví.....	127
Graf 17: Průměrné výnosy z rozsahu	129
Graf 18: Výnosy z rozsahu pro jednotlivá odvětví - RV, ŽV, KV, OV	130
Graf 19: Vývoj výnosů z rozsahu v jednotlivých odvětvích (%)	132
Graf 20: Vztah velikosti ZP a průměrných výnosů z rozsahu.....	133
Graf 21: Kernelova hustota rozdělení technické efektivnosti	135
Graf 22: Box plot průměrné technické efektivnosti ZP	136
Graf 23: Vývoj průměrné technické efektivnosti 2004-2008.....	137
Graf 24: Kernelova hustota rozdělení technické efektivnosti v letech 2004-2008.....	138
Graf 25: Technická efektivnost dle velikosti ZP (rozloha, ha)	139
Graf 26: Velikost technické efektivnosti v závislosti na velikosti ZP	140
Graf 27: Velikost technické efektivnosti vzhledem k právní formě ZP	141
Graf 28: Vývoj průměrné technické efektivnosti dle právní formy ZP	143
Graf 29: Vývoj technické efektivnosti v jednotlivých odvětvích za období let 2004-2008.....	145
Graf 30: Vývoj průměrné, minimální a maximální technické efektivnosti v jednotlivých odvětvích za období let 2004-2008	147
Graf 31: Velikost technické efektivnosti v závislosti na velikosti ZP – rostlinná výroba.....	150
Graf 32: Velikost technické efektivnosti v závislosti na velikosti ZP – živočišná výroba	153
Graf 33: Vývoj technické efektivnosti v odvětví RV, ŽV, KV a zemědělství jako celku (2004-2008).....	154
Graf 34: Velikost technické efektivnosti v závislosti na velikosti ZP – kombinovaná výroba	156
Graf 35: Velikost technické efektivnosti v závislosti na velikosti ZP – ostatní výroba.....	157

Seznam zkratk

AE	Alokační efektivnost
AEO	Agroenvironmentální opatření
AWU	Roční pracovní jednotka
SZP	Společná zemědělská politika Evropské unie
CEE	Země Střední a Východní Evropy
CNDP	Národní doplňkové platby
COLS	Upravená běžná metoda nejmenších čtverců
ČR	Česká republika
ČSÚ	Český statistický úřad
DEA	Analýza obalových dat
DPH	Daň z přidané hodnoty
EAFRD	Evropský fond pro rozvoj venkova
EAGGF	Evropský zemědělský podpůrný a záruční fond
EE	Ekonomická efektivnost
EFF	Evropský rybářský fond
EU	Evropská unie
EUR	Euro
FDI	Přímé zahraniční investice
FIFG	Finanční nástroj na podporu rybolovu
HDP	Hrubý domácí produkt
HRDP	Horizontální plán rozvoje venkova
LFA	Méně příznivé oblasti
MF ČR	Ministerstvo financí České republiky
ML	Metoda maximální věrohodnosti
MSL	Metoda simulované maximální věrohodnosti
MZE ČR	Ministerstvo zemědělství České republiky
NUTS	Nomenklatura územních statistických jednotek
OECD	Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj
OKEČ	Odvětvová klasifikace ekonomických činností
PGRLF	Podpůrný garanční rolnický a lesnický fond
PRV	Program rozvoje venkova
RV	Rostlinná výroba
SAPARD	Speciální vstupní program pro rozvoj zemědělství a venkova
SAPS	Jednotná platba na plochu
SE, ScE	Efektivnost z rozsahu
SFA	Analýza stochastické hranice
SPS	jednotná platba na farmu
SZIF	Státní zemědělský intervenční fond
SZP	Společná zemědělská politika Evropské unie
SZÚ	Společný zemědělský účet
TE	Technická efektivnost
TFP	Celková produktivita faktorů
TOP UP	Národní doplňková platba
ÚZEI	Ústav zemědělské ekonomiky a informací
VDJ	Velká dobytčí jednotka
VzR	Výnosy z rozsahu
ZP	zemědělský podnik
ŽV	Živočišná výroba

1 Úvod

Český agrární sektor zaznamenal v posledních letech mnoho změn, které ovlivnily a stále ovlivňují jeho další vývoj. Tento vývoj lze v rámci novodobé historie charakterizovat dvěma základními milníky. Prvním z nich je přechod z centrálně plánované ekonomiky na tržní systém po roce 1989, druhým pak vstup České republiky do Evropské unie v roce 2004.

Přechod na tržní ekonomiku znamenal pro české zemědělce především přizpůsobení se jiným mechanismům fungování trhu – po zrušení centrálně plánovaného hospodářství a otevření trhu se zemědělci museli vyrovnat především se skutečností, že cena začala být tvořena trhem – došlo k výraznému nárůstu cen vstupů, který se však neprojevil v růstu cen jednotlivých komodit. Celková zemědělská výroba byla výrazně utlumena – tento útlum je možný charakterizovat poklesem stavů hospodářských zvířat, snížením produkce rostlinné výroby, odchodem části pracovní síly do jiných sektorů národního hospodářství. V méně příznivých oblastech byl tento proces výraznější, jelikož zemědělská činnost byla stále více koncentrována do úrodnějších oblastí.

Vstup do Evropské unie přinesl českým zemědělcům pozitiva i negativa. Mezi pozitivy lze jmenovat především otevření trhu či příliv finančních prostředků z Evropské unie ve formě nových dotačních prostředků, z negativ pak s otevřením trhu související větší konkurence ze strany ostatních členských států či vyšší náklady na zabezpečení standardů a norem vyžadovaných Evropskou unií. Zde jmenované jsou jen příklady změn souvisejících s členstvím České republiky v Evropské unii.

Zásadní vliv na vývoj českého zemědělství po vstupu do Evropské unie měla Společná zemědělská politika (SZP) EU. Přijetí závazků SZP vedlo k významným změnám v celém sektoru zemědělství. Zavedení dotačních politik bylo jednou z nejvýraznějších změn tohoto období. Zatímco do roku 2004 byly ekonomické výsledky českých zemědělců spíše podprůměrné, od tohoto roku dále je tomu naopak, jednou z hlavních příčin je přitom právě čerpání nově získaných dotačních titulů.

S tím jak se český agrární sektor postupně vyrovnává s výše uvedenými změnami, je mezi odbornou veřejností diskutováno hodnocení ekonomické výkonnosti zemědělských

podniků a s tím související budoucí vývoj celého sektoru zemědělství. Na zemědělce jsou kladeny vysoké nároky nejen z hlediska dosahování vysoké produktivity a efektivnosti, ale také kvality zemědělských komodit, zaměření se na ochranu a welfare zvířat, snahu o větší energetickou samostatnost, aj. Je patrné, že zemědělské podniky se často musí potýkat s protichůdně působícími požadavky, kterým musí přizpůsobovat svou činnost. V souvislosti s uvedeným vyvstává otázka, jak jsou jednotlivé zemědělské podniky efektivní (v porovnání k nejvíce efektivnímu z nich) a jak jejich konkrétní aktivity, činnosti či zaměření na tuto efektivnost působí, resp. které faktory mají na jejich efektivnost vliv?

Problematice efektivnosti a produktivity českého zemědělství byla věnována značná pozornost především v devadesátých letech v souvislosti s probíhajícími transformačními změnami. Po vstupu České republiky do Evropské unie je danému tématu věnována pozornost relativně menší. Tato disertační práce tak navazuje na dosud uskutečněné výzkumy v oblasti analýzy technické efektivnosti sektoru zemědělství s konkrétní aplikací na výběrový soubor zemědělských podniků právnických osob. Míru technické efektivnosti lze považovat za ukazatel efektivnosti podniku jako takové (produkční jednotka obecně může být považována za technicky efektivní pouze za podmínek, kdy spotřebovává právě tolik vstupů kolik je pro daný výstup nutné). Dané téma bylo primárně zvoleno na základě jeho aktuálnosti vzhledem k měnícím se tržním podmínkám (nejen) agrárního sektoru po vstupu ČR do EU a s tím souvisejícím tlakem na zvyšování konkurenceschopnosti a tedy i ekonomické výkonnosti zemědělských podniků ČR. Současně je smyslem identifikovat dopady Společné zemědělské politiky, konkrétně pak vliv přímých plateb na produkci českého zemědělství. Vzhledem k odlišnému působení výše diskutovaných změn souvisejících se vstupem ČR do EU jsou výstupy hodnoceny jak na obecné úrovni pro zemědělství jako celek, tak i zvláště pro rostlinnou výrobu, živočišnou výrobu, kombinovanou výrobu a ostatní výrobu, což umožní vzájemnou komparaci probíhajících strukturálních změn mezi těmito odvětvími.

Disertační práce je členěna celkem do devíti kapitol. Cíl práce společně s vymezeným souborem výzkumných otázek je uveden ve druhé kapitole. Třetí kapitola se věnuje tématu produkční ekonomie a produkční funkci zemědělství. Obsahem čtvrté kapitoly je teoretické vymezení konceptu produktivity a efektivnosti. Pozornost je věnována především identifikaci základních přístupů k měření technické efektivnosti. Pátá kapitola uvádí

literární přehled studií uskutečněných v rámci analýzy produktivity a efektivnosti v zemědělství v České republice i v zahraničí. Zřetel je zde přitom brán na identifikaci zdrojů neefektivnosti. Šestá kapitola sumarizuje dosavadní vývoj sektoru zemědělství společně se zaměřením na determinanty mající vliv na jeho ekonomickou efektivnost. Metodický aparát použitý pro dosažení stanoveného cíle, resp. hledání odpovědi na výzkumné otázky, je detailně uveden v sedmé kapitole. Dosaženým výsledkům je věnována osmá kapitola, která se podrobněji věnuje analýze technologického pokroku, produkčních elasticit a výnosů z rozsahu a analýze efektivnosti. Vzhledem k odlišnosti jednotlivých specializací sektoru zemědělství je analýza technické efektivnosti dále dekomponována na odvětví rostlinné výroby (OKEČ 01.1), živočišné výroby (OKEČ 01.2), kombinované výroby (OKEČ 01.3) a ostatní výroby (OKEČ 01.4). Součástí této kapitoly je rovněž zhodnocení vlivu vybraných determinant technické efektivnosti českého zemědělství. Závěry disertační práce vyplývající z uskutečněného výzkumu jsou součástí poslední – deváté kapitoly.

2 Cíl práce

Cílem disertační práce je na základě reprezentativního souboru zemědělských podniků právnických osob identifikovat, kvantifikovat a komplexně zhodnotit technickou efektivnost zemědělské výroby v České republice v letech 2004 – 2008 a vymezit její hlavní determinanty. Disertační práce hledá odpověď zejména na tyto výzkumné otázky:

- V1: Lze mezi zemědělskými podniky identifikovat intersektorovou i intrasektorovou heterogenitu?
- V2: Směřují zemědělské podniky k optimálnímu rozsahu výroby?
- V3: Dosahuje rostlinná výroba oproti ostatním specializacím vyšší úrovně technické efektivnosti?
- V4: Je v živočišné výrobě oproti ostatním specializacím do procesu výroby zapojováno méně produkčního faktoru práce?
- V5: Mají zvolené determinanty signifikantní vliv na technickou efektivnost zemědělských podniků?
- V6: Ovlivňují přímé platby úroveň technické efektivnosti zemědělských podniků pozitivně či negativně?
- V7: Převládá v méně příznivých oblastech extenzivní způsob hospodaření s vyšším zapojením produkčního faktoru půda?
- V8: Vede stimulace kvality pracovní síly, vyjádřená vyšší sociálních nákladů, ke zvýšení úrovně technické efektivnosti zemědělských podniků?

Hlavní cíl práce, resp. odpověď na výzkumné otázky je hledána postupnou realizací následujících kroků:

- Specifikace a odhad modelu produkční funkce zemědělských podniků.
- Identifikace míry vlivu základních výrobních faktorů na produkci zemědělských podniků.
- Kvantifikace míry technické efektivnosti zemědělských podniků.
- Intersektorová komparace míry technické efektivnosti zemědělských podniků.
- Zhodnocení vztahu velikosti a organizační formy a míry technické efektivnosti zemědělských podniků.

- Identifikace vlivu výrobní specializace na technickou efektivnost zemědělských podniků.
- Identifikace vlivu dopadu působení dotační politiky (přímých plateb SAPS, TOP UP) na technickou efektivnost zemědělských podniků.
- Identifikace vlivu klimatických podmínek na technickou efektivnost zemědělských podniků.
- Vymezení vlivu způsobu hospodaření na technickou efektivnost zemědělských podniků.
- Identifikace vlivu výše sociálních nákladů na technickou efektivnost zemědělských podniků.

Z výsledků empirické analýzy jsou vyvozeny závěry o charakteru jednotlivých výše uvedených determinant technické efektivnosti zemědělských podniků.

3 Produkční ekonomie a produkční funkce zemědělství

Frisch (1965) definuje produkci v technickém smyslu jako jakýkoliv proces transformace řízený lidmi spojený se ztrátou identity jednotlivých produkčních faktorů a v ekonomickém smyslu pak jako snahu o vytvoření produktu s vyšší přidanou hodnotou než měly původní vstupy do výroby.

Jako hlavní důvody pro využití produkčních funkcí Tvrdoň (2005) spatřuje v stanovení úrovně výrobních faktorů vedoucích k odpovídající úrovni produkce, stanovení optimálního rozsahu a míry produkce, objektivní klasifikaci mezipodnikových výsledků či k marketingovým účelům. Hackman (2008) uvádí, že produkční funkce je ekonomy využívána jednak v rámci citlivostní analýzy a dále také pro výpočet různých typů technické efektivnosti, jíž je věnována i tato práce.

Mikroekonomická produkční funkce je nejčastěji definována jako vztah mezi množstvím vstupů zapojených do výrobního procesu a maximálním objemem výstupu, jež byl danými vstupy v daném období vytvořen (Hackman, 2008; Soukupová a kol., 1999). Každá produkční funkce přitom může mít jeden i více vstupů i výstupů.

S využitím výše uvedené definice neoklasické produkční funkce v reálném světě však někteří autoři nesouhlasí. Např. Klacek a Vošvrda (2007) upozorňují, že takto definovaná produkční funkce je pouze teoretickým předpokladem, jelikož produkční proces je (na nabídkové straně) ve skutečnosti ovlivňován, resp. limitován mnoha faktory, které výše uvedená definice nebere v potaz (např. omezené možnosti záměny výrobních faktorů, fluktuace poptávky, či jiné cyklické faktory). Teoreticky vymezenou definici produkční funkce proto přirovnávají k tzv. potenciálnímu výstupu.

Obecně lze produkční funkci matematicky zapsat ve tvaru:

$$y = f(x_1, \dots, x_j) \quad (1)$$

kde: y ... objem produkce,

x_j ... objem j -tého výrobního faktoru,

$j = 1, 2, \dots, J$.

Konstrukce této deterministické produkční funkce však předpokládá, že do modelu byly zahrnuty všechny relevantní proměnné, v průběhu získávání dat nedošlo k žádným chybám v měření a funkční forma byla zvolena správně. Kombinace těchto negativních efektů majících vliv na výsledný odhad produkční funkce je nazýván statistickým šumem (Coelli a kol., 2005).

Protože tyto požadavky není vždy možné s jistotou zaručit, byla zkonstruována stochastická produkční funkce, jež v sobě zahrnuje náhodnou složku (Coelli a kol., 2005). Právě náhodná složka dle Huška (1999) reprezentuje výše uvedená omezení deterministické produkční funkce.

Obecně lze stochastickou produkční funkci matematicky zapsat následovně:

$$y = f(x_1, \dots, x_j) + u_i \quad (2)$$

kde u_i reprezentuje náhodnou složku.

Vlastnostmi produkčních funkcí se podrobně zabýval Chambers (1988). Kumbhakar a Lovell (2000) shrnují základní vlastnosti produkčních funkcí, mezi které lze zařadit zejména následující:

- nezáporný objem vstupů a z nich vyrobený nezáporný objem výstupu,
- konečný objem vstupů nemůže vytvořit nekonečný objem výstupu,
- existence technicky efektivních vstupů a výstupů,
- monotónnost neboli podmínku, že větší objem vstupů je vždy schopen vyprodukovat minimálně stejný objem výstupu jako menší objem vstupů,
- konvexnost (zakřivení produkční funkce) znamenající, že vážený průměr množství dvou vstupů dokáže vyprodukovat stejný objem výstupu jako každé z kombinovaných množství vstupů¹.

Jehle a Reny (2000) diskutují ještě další podmínky:

- kvazikonkavita, jež předpokládá vzájemnou doplňkovost jednotlivých vstupů,
- spojitost, jež předpokládá, že jakákoliv změna objemu vstupů vždy vyvolá změnu v objemu výstupu,

¹ Tato vlastnost není vždy vyžadována a např. Varian (1992) upozorňuje, že produkční funkce je konvexní pouze za předpokladu, je-li funkcí kvazikonkávní.

- monotónnost, kdy zapojení většího objemu vstupů předpokládá růst objemu výstupů.

Z konkrétního tvaru produkční funkce je možné odvodit základní produkční charakteristiky, jako např. produkční pružnost² či jednotkovou³ a mezní⁴ produkci, neboli je tímto způsobem možné analyzovat základní vztahy mezi vstupy a výstupy.

Jak však ve své disertační práci uvádí Jelínek (2006), kromě výše uvedených produkčních charakteristik je nutné sledovat i vzájemné vztahy mezi výkonností produkce, náklady podniku a rozsahem výroby. V tomto případě se jedná o sledování úspor z rozsahu (*economies of scale*, resp. *economies of scope*⁵) a úspor z velikosti (*economies of size*).

Zatímco úspory z velikosti vznikají v případě, že dojde ke zvýšení výroby a jednotkové náklady produkce poklesnou, úspory z rozsahu se týkají očekávaných dopadů na produkci za předpokladu, že dojde k proporcionalnímu zvýšení všech vstupů (což je v praxi prakticky nereálným případem). Jak Jelínek (2006) dále zmiňuje, právě úspory z velikosti, resp. vztah mezi jednotkovými náklady a produkcí, byly často diskutovány v rámci analýz dopadů transformace zemědělství České republiky po roce 1989.⁶

Produkční funkci je možné vyjádřit různými funkčními formami, přičemž mezi nejčastěji využívanými se řadí Cobb-Douglasova funkce či transcendentní logaritmická funkce. Méně často ekonomové využívají i produkční funkci s konstantní elasticitou substituce (*CES*, *Constant Elasticity-of-Substitution function*) či zobecněnou kvadratickou produkční funkci (*Generalized quadratic*)⁷ (Hackman, 2008).

Cobb-Douglasova produkční funkce je ve své původní verzi definována jako dvoufaktorová produkční funkce, jež byla navržena a poprvé použita ve Spojených státech amerických P. Douglasem a R. Cobbem v roce 1928. Jedná se o produkční funkci s konstantními výnosy z rozsahu a konstantní elasticitou substituce výrobních faktorů

² Produkční pružnost je definována jako procentuální změna výstupu vyvolaná jednocentní změnou vstupu.

³ Jednotková produkce je definována jako velikost výstupu připadající na průměrnou jednotku vstupu

⁴ Mezní produkce je definována jako změna výstupu vyvolaná změnou vstupu

⁵ Zatímco „*economies of scale*“ směřují primárně k redukci průměrných nákladů (resp. nákladů na jednotku) spojených se zvýšením rozsahu produkce jednoho produktu, „*economies of scope*“ jsou zaměřeny na produkci dvou či více produktů.

⁶ Vzhledem k transformaci velkých státních statků a družstev byla hledána optimální velikost zemědělského podniku jako výrobní jednotky.

⁷ Jedná se o zobecněnou translog produkční funkci.

rovné jedné, resp. -1 (tj. tato funkční forma předpokládá fixní úroveň záměny všech vstupů).

Matematicky je možné Cobb-Douglasovu produkční funkci zapsat následovně:

$$y = \alpha \prod_j x_j^{\beta_j} \quad (3)$$

kde: y ... výstup,
 α ... parametr produkční funkce,
 x_j ... množství použitých vstupů,
 u ... náhodná složka.

Zatímco v dřívější literatuře je možné se setkat s upřednostňováním Cobb-Douglasovy produkční funkce (s charakterem konstantních výnosů z rozsahu a akceptací Hicksova neutrálního technologického pokroku⁸), v současnosti je využívána zejména transcendentní logaritmická („translog“) produkční funkce. Oproti Cobb-Douglasově produkční funkci je translog produkční funkce flexibilnější.

Translog produkční funkci lze zapsat ve tvaru (Kumbhakar, 2012):

$$\ln y = \alpha_0 + \sum_j \beta_j \ln x_j + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \beta_{jk} \ln x_j \ln x_k + u \quad (4)$$

kde: y ... výstup,
 x_{jk} ... vektor vstupů obsahující produkční faktory,
 α_0 ... konstanta funkce,
 β ... vektor parametrů funkce určující produkční funkci,

Mundlak (2000) ve své práci shrnuje téma modelování zemědělské produkční funkce, kde mezi prvními zabývajícími se touto tematikou uvádí práce Tinter, Tinter a Brownlee či Heady z roku 1944, jejichž práce byly ovlivněny zejména prací Cobba a Douglase z roku 1928.

Tvrdoň (2005) zdůrazňuje, že při konstrukci zemědělské produkční funkce je nutné do modelu zahrnout vliv působení klimatických podmínek (resp. počasí). Navrženou produkční funkci proto definuje takto:

$$y = f(C, L, K) + u \quad (5)$$

⁸ Technologický pokrok zvyšuje produktivitu všech vstupů proporcionálně.

kde: y ... hrubý domácí produkt vytvořený v zemědělství,
 C ... kapitálové vybavení zemědělství,
 L ... práce,
 K ... klimatické podmínky,
 u ... náhodná složka.

Studie zaměřené na produkční funkci českého zemědělství jako celého sektoru či na jeho jednotlivých komoditních úrovních využívají vždy jeden z výše popsaných typů produkční funkce (Cobb-Douglasova či translog produkční funkce), přičemž nelze jednoznačně konstatovat, který typ produkční funkce je v aplikaci na české zemědělství upřednostňován. V některých studiích je možné setkat se i s aplikací obou typů produkční funkce s jejich vzájemným porovnáváním z hlediska dosažených výstupů a vhodnosti aplikace na konkrétní model.

4 Efektivnost a produktivita jako nástroje měření výkonnosti podniku

Coelli a kol. (2005) uvádí, že ekonomickou výkonnost lze měřit mírou efektivnosti a produktivity. Efektivnost, produktivita či ziskovost jsou všeobecně známé ukazatele, které jsou velmi často využívány pro hodnocení výkonnosti podniku, a to zejména ve vztahu k využívání jeho jednotlivých výrobních faktorů.

Efektivnost a produktivita jsou dva vzájemně související pojmy, které však mohou být špatně interpretovány, či dokonce vzájemně zaměňovány, a to, jak uvádí např. Coelli a kol. (2005), i přes odlišnou metodologii či způsob měření daných ukazatelů.

Analýza ziskovosti se zabývá vztahem mezi příjmy a výdaji podniku a dále hodnocením vztahů mezi úrovní zisku a objemu kapitálu (aktiv), nákladů, či obratu (Synek, 2007; Stavárek, 2005). Efektivnost a produktivita oproti ziskovosti zkoumají vztah mezi použitými vstupy a vyprodukovanými výstupy (Stavárek, 2005).

Podnik (resp. odvětví) může být považován za neefektivní, pokud se stávajícími vstupy produkuje méně, než by ve skutečnosti mohl, tj. podnik se nepohybuje po křivce produkčních možností, ale pod ní. Produktivita oproti tomu vztahuje množství vyprodukovaného výstupu k jednomu či více vstupům při produkci tohoto výstupu použitých bez ohledu na efektivnost jejich využití (Schreyer, 2004).

Stavárek (2005) ve své studii nabízí ještě jiný pohled na srovnání produktivity a efektivnosti: *„Z nejjednoduššího pohledu je efektivnost indexem produktivity. Pokud budeme zjišťovat produktivitu souboru podniků s úmyslem identifikovat nejvíce, popř. nejméně produktivní jednotku, můžeme efektivnost charakterizovat jako index, s jehož pomocí lze hodnotit a srovnávat aktivity jasně definující míru výkonnosti každé jednotky v relaci k výkonnosti ostatních analyzovaných jednotek.“*

Z výše uvedených definic vyplývá nejednotnost názorů na pojetí efektivnosti a produktivity. Následující kapitola si proto klade za cíl teoreticky vymezit pojetí efektivnosti a produktivity jako dvou odlišných konceptů, které budou v této práci využity.

4.1 Teoretické vymezení produktivity a metody jejího měření

Produktivita a její měření je významným fenoménem posledních desetiletí, a to jak na podnikové, tak národní či mezinárodní úrovni. Zatímco hlavním problémem na podnikové úrovni může být pouze částečné využívání výstupů ukazatele produktivity, tj. využívání jeho pouze dílčích ukazatelů (diskutováno níže, viz např. produktivita práce) a tedy logické opomíjení komplexních či skrytých souvislostí, sledování tohoto ukazatele na mezinárodní úrovni je problematické zejména z hlediska rozdílnosti účetních dat, cen vstupních výrobních faktorů, aj.

Coelli et al. (2005) definuje produktivitu obecně jako poměr výstupu a vstupu, který je při výrobě využit.

Během posledních desetiletí bylo vyvinuto mnoho konceptů měření produktivity. Hannula (2000) shrnuje problematiku měření produktivity do tří hlavních okruhů:

1. ukazatel celkové produktivity,
2. dílčí ukazatele produktivity,
3. ukazatel celkové produktivity faktorů (TFP).⁹

OECD (2001) ve svém manuálu taktéž souhrnně definuje různé způsoby měření produktivity (viz Schéma 1).

Schéma 1: Možnosti měření produktivity dle metodiky OECD

Ukazatel výstupu	Ukazatel vstupu			
	Práce	Kapitál	Kapitál a práce	Kapitál, práce a mezispotřeba (energie, materiál, služby)
Produkce	Produktivita práce (založená na produkci)	Produktivita kapitálu (založená na produkci)	Multifaktorová produktivita (založená na produkci)	KLEMS multifaktorová produktivita
Přidaná hodnota	Produktivita práce (založená na přidané hodnotě)	Produktivita kapitálu (založená na přidané hodnotě)	Multifaktorová produktivita (založená na přidané hodnotě)	-
	Jednofaktorové miry produktivity		Multifaktorové miry produktivity	

Zdroj: OECD (2001)

⁹ Těž označována jako souhrnná produktivita faktorů.

Porter (1994) ve své knize *Kompetitivní výhoda národů* zmiňuje, že ukazatel celkové produktivity je považován za komplexní koncept, v rámci kterého je tento ukazatel definován jako podíl celkového výstupu ku celkovému vstupu nutnému k dosažení tohoto výstupu. Tento názor sdílejí i další autoři, např. i Enghlander and Gurney (1994) či Sink (1983).

Klečka (2008) dodává, že celkovou produktivitu lze definovat pro každou výrobní jednotku jako poměr vyprodukovaného výstupu k objemu použitého vstupu. Na úrovni výrobních jednotek je pro eliminaci efektu inflace k měření úrovně celkové produktivity využíváno monetárních ekvivalentů (tj. jednotkové ceny jsou fixovány k cenám základního období) (Hannula, 2002 cit. Kendrick, 1961). Tak mohou být zachyceny pouze změny v celkové produktivitě v průběhu sledovaného období.

Schreyer (2004) poukazuje na skutečnost, že i přes relativně jednoduchou definici tohoto indikátoru se lze v reálném světě setkat s mnoha problémy při jeho následné aplikaci, resp. výpočtu.

Produktivita (i ziskovost) může být analyzována dvěma způsoby (Bernolak, 1997): buď jako prosté porovnávání např. jednotlivých výrobních jednotek (podniků) v jednom časovém okamžiku, či jako produktivitu (nebo ziskovost) v časové řadě (resp. v průběhu času), tj. v podobě indexů produktivity. Cíl obou přístupů je však stejný – analýza produktivity za účelem jejího zlepšení (nárůstu), což zahrnuje kombinaci dvou faktorů – nárůstu efektivnosti a lepšího využívání dostupných zdrojů.

Hlavním problémem při výpočtu ukazatele celkové produktivity je skutečnost, že za celek se vždy považuje každá jednotlivá (samostatná) jednotka. Ukazatel celkové produktivity lze tedy používat jako indikátor, který sice poukazuje na míru využití vstupů při produkci výstupů, nicméně bez jakéhokoliv vztahu k okolí či produktivitě jiných (konkurenčních) výrobních jednotek. V konečném důsledku tak při srovnání produktivity (a ziskovosti) výrobních jednotek dochází k pouhému seřazení výsledných hodnot (v určitém pořadí), nicméně bez přímé vazby na situaci v okolním prostředí, jako např. konkurenční podniky či vývoj daného odvětví nebo používané technologie, aj. (Stavárek, 2005).

Dílní ukazatele produktivity lze definovat jako podíl výstupu ke vstupu jednoho z výrobních faktorů, tj. produktivita práce, produktivita kapitálu, materiálová produktivita či produktivita energií (Hannula, 2002 navazuje na Sumantha a Einsprucha, 1980).

Hannula (2002) ve své práci však diskutuje nedostatky dílních ukazatelů produktivity, jelikož tyto neberou v potaz problematiku záměny jednotlivých výrobních faktorů s cílem zvyšování produkce podniku. Čechura (2009) jako další nevýhodu těchto ukazatelů spatřuje v opomíjení realizace výstupu s více než jedním vstupem tak, jak je v reálné ekonomice běžné. Špičková a Myšková (2010) cituje Vebera (2005), Kislíngerovou (2008) a Klečku (2008), kteří diskutují možnost zkreslení výsledků dílních ukazatelů produktivity a zdůrazňují význam výpočtu celkové produktivity faktorů (viz níže). Nedostatky dílních ukazatelů produktivity při hodnocení celkové produktivity potvrzují i Coelli a kol. (2005), a to zejména za předpokladu, že jsou tyto dílní ukazatele hodnoceny samostatně.

Navzdory výše uvedeným nedostatkům jsou však právě dílní ukazatele produktivity v praxi často využívány, a to zejména pro svou jednoduchou konstrukci a interpretaci.

Zatímco dílní ukazatele produktivity jsou využívány především na mikroekonomické úrovni, ukazatel celkové produktivity faktorů se používá zejména na úrovni makroekonomické. Ukazatel celkové produktivity faktorů (*Total Factor Productivity*, TFP)¹⁰ se též využívá pro odstranění výše zmiňovaných nedostatků při výpočtu celkové produktivity více vstupů a výstupů (Stavárek, 2005).

Coelli a kol. (2005) definují TFP jako nástroj měření produktivity zahrnující všechny vstupy (i výstupy za předpokladu vícenásobného výstupu) produkčního procesu.

TFP přisuzuje jednotlivým faktorům relativní význam s využitím vah, čím je vytvářena „hypotetická“ kombinace výstupu a vstupu. V tomto případě již výpočet slouží jako ukazatel měření výkonnosti jednotlivých podniků, tj. míry využití jejich vstupů při produkci výstupů, přičemž umožňuje jejich srovnání v čase, nicméně stále bez jakékoliv vazby na okolí či produktivitu konkurenčních výrobních jednotek (Stavárek, 2005).

¹⁰ Kromě konceptu celkové produktivity faktorů je v současnosti využíván i koncept multifaktorové produktivity. Smyslem tohoto ukazatele je poukázat na to, jak jsou vstupy využívané k tvorbě hrubého výstupu produktivně kombinovány, neboli ukazuje na změny v efektivitě, ekonomickou vzácnost, změny ve využití kapacity a chyby v měření (Novotná a Volek, 2009 cit. OECD, 2001). Coelli et al. (2005) připouští vzájemnou záměnu těchto dvou přístupů.

Koncept TFP je částí vědecké veřejnosti přisuzován empirické práci Solowa, který v roce 1957 publikoval článek zabývající se problematikou technologické změny a agregátní produkční funkce. Solow v této práci jako jeden z prvních kromě jiného upozorňuje na skutečnost, že ekonomický růst je sice ovlivňován i prací a kapitálem, nicméně hlavní význam pro něj má technologický pokrok.

Dle jeho pojetí je možné TFP charakterizovat jako koncept, který měří efekt technologických změn v produktivitě. TFP je tak považován za hnací motor ekonomického růstu (Novotná a Volek, 2009 cit. Praag a Versloot, 2008).

Koncept dekompozice zdrojů růstu produktivity na jednotlivé příspěvky výrobních vstupů a výstupu na jednotku celkového vstupu byl představen již v roce 1942, a to J. Tinbergenem¹¹. Mezi dalšími pracovníky zabývající se konceptem TFP již před uveřejněním Solowova článku lze jmenovat např. Johnsona (1950), Schmooklera (1952) či Kendricka (1956).

Jak R. Solow (1957), tak J. Tinbergen (1942) formulovali produktivitu ve vztahu k produkční funkci a propojili ji s analýzou ekonomického růstu. Od té doby došlo k velkému rozvoji v této oblasti, OECD (2001) ve své studii *Measuring productivity* jmenuje např. práce D. Jorgensona, Z. Grilichese či E. Diewerta.

Dle Yasser a Joutze (2005) TFP měří výstup vázaný na každou jednotku produkce a kapitálu, resp. všech faktorů produkce, jež jsou do modelu zahrnuty.

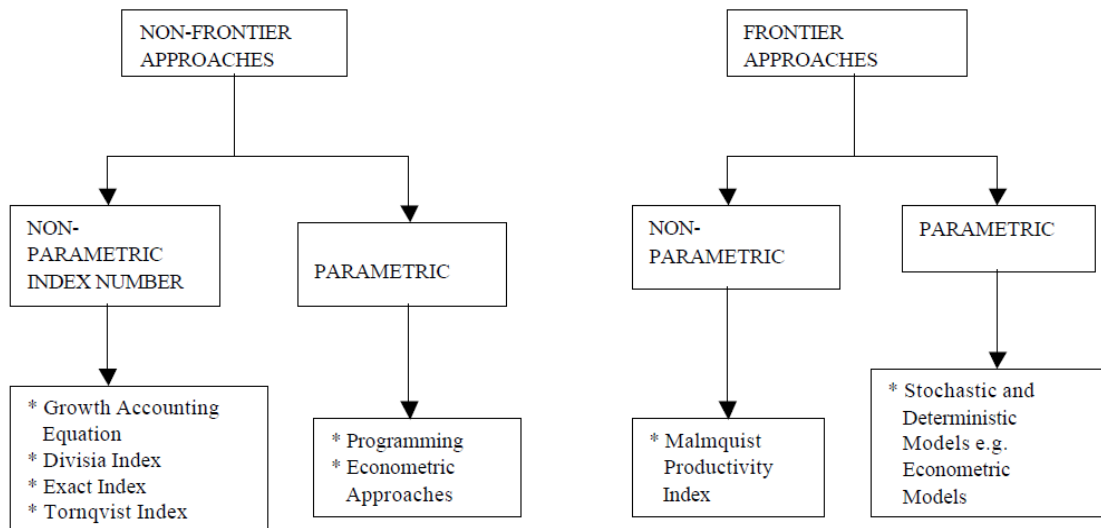
Mezi kritické body správného stanovení (měření) TFP patří specifikace vztahů mezi vstupy a výstupy, kvalita měření použitých výrobních faktorů jako vstupů do modelu a konečně váhy přidělené jednotlivým kategoriím vstupů (Chen, 2002).

Oyearanti (2003) poukazuje na význam práce Grosskopfa (1993), který rozšířil problematiku metodiky měření TFP o zjištění, že dosavadní tradiční přístupy předpokládaly rovnost skutečného a hraničního výstupu. Grosskopf dále rozdělil přístupy k měření TFP na ty, jež ignorují neefektivnost (nehraniční přístupy) a ty, jež umožňují zahrnutí neefektivnosti (hraniční přístupy). Stejně jako jiní i Grosskopf (1993) dále dělí přístupy k výpočtu TFP na neparametrické (indexní čísla) a parametrické (ekonometrické

¹¹ Tinbergen, J. (1942): Zur Theorie der Langfristigen Wirtschaftsentwicklung. Weltwirts. Archiv. 1: 511-549. Článek byl vydán pouze v německém jazyce, v anglickém jazyce byl publikován až v roce 1959.

přístupy) modely. Schéma 2 prezentuje klasifikaci rozdílných přístupů k měření TFP, jež sestavil Oyearanti (2003) právě dle empirického výzkumu Grosskopfa (1993).

Schéma 2: Přístupy k měření TFP



Zdroj: Oyearanti (2003) dle Grosskopf (1993)

V současné době lze vymezit dva hlavní okruhy výpočtu TFP:

1. v rámci růstového účetnictví,
2. v rámci teorie produkce.

Ad 1. Růstové účetnictví (*The Growth Accounting Approach*):

Tento přístup měření TFP hledá rozdíl mezi růstem výstupu a růstem jeho všech vážených vstupů. Obecně růstové účetnictví pracuje se třemi základními faktory ekonomického růstu, jimiž jsou kapitál, práce, technicko-technologické změny. Rozdíl mezi tempem růstu reálného národního produktu a váženým součtem temp růstu faktorů kapitálu a práce je přisuzován třetímu zmiňovanému faktoru, tj. technicko-technologické změně, pro kterou je volen název TFP (Klacek, 2006). Oyearanti (2003) ve své práci připodobňuje tento výstup (resp. růst výstupu) k technologické změně Solowa (1957) – tzv. Solowovu reziduálu.¹²

¹² TFP a čistý technologický pokrok je možné vypočítat jako tu část růstu, která zůstane po započtení příspěvku změn objemu výrobních faktorů a popř. i jejich kvality. Dle Hobzy (2009) naznačuje míru potíží, s jakými se empirická analýza technologického pokroku potýká – TFP se v tomto případě vypočítává jako reziduál a tudíž zahrnuje všechny neidentifikované vlivy (tj. zlepšení produkčních procesů, předpoklady analýzy růstu, kvalitu použitých dat, vliv externalit spojených s jednotlivými výrobními faktory).

Pro využití modelu růstového účetnictví je nutné vytvořit detailní účty vstupů i výstupů, a poté je agregovat do vstupních a výstupních indexů. Právě tyto agregované indexy umožňují vypočítat TFP index.

Měření růstu produktivity za pomoci indexních čísel je možné realizovat třemi způsoby – jedná se o statický, dynamický a náhradní způsob měření. Statické ukazatele produktivity zjišťují úroveň produktivity v čase t , dynamické ukazatele pak srovnávají statické ukazatele v období $t+1$ ku období t , čímž lze sledovat postupné změny v produktivitě. O náhradních ukazatelích měření produktivity Oyearanti (2003) hovoří jako o ukazatelích, jež měří hodnoty významné pro produktivitu jako takovou – např. spokojenost zákazníka, zisky, kvalitu, aj.

Nevýhodou tohoto přístupu je obtížné rozlišení vlivu technologických změn, efektů úspor z rozsahu a substituce vstupů na úroveň změny celkové produktivity faktorů.

Pro výpočet růstu produktivity jsou využívány různé cenové a množství indexy. Zatímco cenové indexy mají svůj význam především ve vztahu ke konečnému spotřebiteli, množství indexy umožňují měřit výkonnost podniku. Cenový index je nástroj měřící změnu v cenách vstupů mezi jednotlivými obdobími. Množství index v sobě zahrnuje změnu vyprodukovaného výstupu či použitých vstupů. Podíl růstu agregovaného výstupu ku agregovanému vstupu pak může být použit pro stanovení meziročního nárůstu / poklesu produktivity podniku. Cenové indexy je možné použít pro konstrukci množství indexů (Hackman, 2008) – např. Laspeyres, Paasche, Fischer ideal či Tornquist index.

Ad 2. Teorie produkce (The Production Function Theory Approach):

V rámci ekonometrického přístupu k měření TFP je základním předpokladem specifikace produkční funkce (popř. duální funkce – ziskové či nákladové) s cílem stanovení přímé vazby růstu produktivity na klíčové charakteristiky či parametry dané funkce (Oyerant, 2003). Výhodou tohoto přístupu oproti prvnímu uvedenému je zahrnutí parametru produkční technologie do procesu měření růstu produktivity. Jako vhodné se jeví použití Cobb-Douglasovy produkční funkce či translog produkční funkce.

Jak upozorňuje Hobza (2009) TFP je možné dále rozložit na tyto komponenty: příspěvek změn v kvalitě výrobních faktorů a čistý technologický pokrok. Navíc, při zvyšování další kvality výrobních faktorů dochází logicky k růstu produktivity, neboli lze mluvit o tzv.

ztělesněném technologickém pokroku (*embodied technological progress*). Po jeho započtení zůstane čistý technologický pokrok (*disembodied technological progress*), který odráží nové a efektivnější postupy organizace celého produkčního procesu, dopady institucionálních změn, vliv realokace výrobních faktorů mezi jednotlivými odvětvími a realizaci nových technologií ve výrobě (Hobza, 2009 cit. Hájka, 2005).¹³

4.2 Teoretické vymezení efektivnosti

Ekonomická teorie definuje efektivnost jako stav, kdy není možné při využití daných zdrojů vyrobit další jednotku jednoho statku, aniž by bylo nutné omezit výrobu statku jiného, tj. neexistuje plýtvání zdroji a výrobní jednotka operuje na hranici výrobních možností. Ve skutečnosti tomu ale často tak není, existuje mnoho firem (odvětví), které jsou ve své výrobě neefektivní. Proto je nutné při výpočtech zohledňovat i neefektivnost dané jednotky, tj. efektivnost nižší než 100 % (Jablonský a Dlouhý, 2004).

Oproti tomu při výpočtu efektivnosti se za celek považuje soubor zkoumaných jednotek (Stavárek, 2005). Cílem při zkoumání efektivnosti jednotlivých jednotek je přitom identifikovat nejvíce, popř. nejméně efektivní jednotku ve vztahu k ostatním jednotkám zahrnutých ve zkoumaném souboru. Proto je vždy nutné sledovat ty výrobní jednotky, které mají podobné vlastnosti a charakteristiky, tj. lze je aproximovat společným souborem vstupů a výstupů. V opačném případě analýza efektivnosti nebude poskytovat relevantní výsledky.

Efektivnost lze také definovat jako schopnost podniku produkovat při daném množství a struktuře vstupů určité množství a strukturu výstupů, jež bude maximalizovat zisk nebo minimalizovat jednotkové náklady. Jinými slovy, jde o optimální využití daných vstupů pro produkci daného množství výstupů – nutné je však zohlednění cen použitých vstupů a vytvořených výstupů stejně tak jako dané technologie produkce (Stavárek, 2005). Problémem však může být stanovení optimální úrovně (vstupů i výstupů). Tímto se zabývá celá řada vědních disciplín – ekonomická analýza, matematické programování či ekonometrické a jiné simulační metody (Jablonský a Dlouhý, 2004).

¹³ Jak dále Hobza (2009) upozorňuje, právě na národní úrovni některé analýzy vědomě opomíjejí (resp. ignorují) rozdíl mezi čistým technologickým pokrokem a vlivem změn kvality výrobních faktorů, což je dle jeho názoru především z důvodů obtížné interpretace změn kvality.

Přístupy zabývající se analýzou efektivnosti je možné členit na:

1. makroekonomické,
2. mikroekonomické.

Zatímco makroekonomické přístupy pracují s agregovanými údaji zaměřenými na porovnání skupin podniků (odvětví, aj.) zejména v průběhu času – tj. vývojem dané skupiny podniků (jedná se tedy o dynamické posouzení), mikroekonomické přístupy jsou směřovány na porovnání jednotlivých podniků mezi sebou (např. v rámci jednoho odvětví).

Farrel (1957) dělí celkovou efektivnost na dvě složky (technickou a alokační efektivnost), nicméně toto pojetí předpokládá konstantní výnosy z rozsahu, což je v reálném světě omezující předpoklad pro většinu výrobních jednotek, proto je v rámci produkčních funkcí zahrnut předpoklad o variabilních výnosech z rozsahu, na jejichž základě např. Kumbhakar (2000) dále dekomponuje technickou efektivnost na čistou technickou efektivnost a efektivnost z rozsahu.

Chavas a Aliber (1993) ve své práci diskutují teoretické přístupy týkající se ekonomické efektivnosti v zemědělství. Mimo jiné zde taktéž shrnují definice jednotlivých komponent ekonomické efektivnosti (EE) – tj. technickou efektivnost (*technical efficiency, TE*), alokační efektivnost (*allocative efficiency, AE*), efektivnost z rozsahu ve smyslu tzv. *scale efficiency (SE)* a tzv. *scope efficiency (ScE)*:

$$EE = TE + AE + SE + ScE \quad (6)$$

Příčemž:

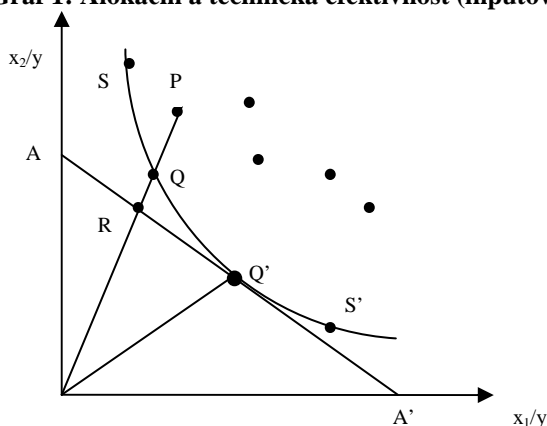
- Koncept technické efektivnosti hledá odpověď na otázku, zda firma v rámci svého produkčního procesu při dané technologii dosahuje s daným množstvím vstupů maximální možný výstup, či naopak zda na daný výstup používá minimální množství vstupů. Jak uvádí Chavas a Aliber (1993), teoreticky se tímto konceptem zabývali Debreu, Farrell, Farrel a Fieldhouse či Färe, Grosskopf a Lovell. Technická efektivnost je definována jako schopnost firmy produkovat maximální objem výstupů při využití daného množství vstupů (Čechura, 2009).

- Alokační efektivnost (někdy také nazývána cenová efektivnost) souvisí se schopností firmy kombinovat své vstupy vzhledem k jejich cenám tak, aby minimalizovala své náklady. Daný typ efektivnosti odráží skutečnost, zda technicky efektivní firma produkuje za předpokladu nejnižších možných nákladů. Tímto konceptem se zabývali Farrel, Farrel a Fieldhouse (Chavas a Aliber, 1993).
- Efektivnosti z rozsahu ve smyslu „scale efficiency“ dosahuje firma ve chvíli, kdy je rozsah produkce optimální. Dle Boudného a kol. (2011) se jedná o takový stav, kdy „pokud dojde ke snížení či zvýšení produkce (v relaci k optimu), dojde k poklesu efektivnosti“. Zatímco koncept „scale efficiency“ se zaměřuje na efektivnost firmy ve vztahu k rozsahu její produkce (resp. velikosti), „scope efficiency“ se zabývá otázkou, proč některé firmy produkují více než jeden výstup.

Pojem technické efektivnosti poprvé definoval v roce 1953 Debreu a později Farrel v roce 1957. Dle jejich pojetí lze technickou efektivnost vymežit dvěma způsoby – inputově (maximální redukce, resp. minimální množství vstupů pro danou úroveň výstupu) či outputově (maximální výstup produkovaný danými vstupy) orientovaná technická efektivnost. Färe a Lovell (1978) uvádějí, že za předpokladu konstantních výnosů z rozsahu si jsou tyto dva definované typy technické efektivnosti rovné.

Technická a alokační efektivnost jsou v literatuře souhrnně nazývány jako relativní efektivnost (X-efektivnost). Tento pojem poprvé definoval Leibenstein (1966). Relativní efektivnost měří schopnost výrobních jednotek maximalizovat zisky, popř. minimalizovat náklady při optimálním využití a alokaci zdrojů. Pomocí identifikace maximálně efektivních jednotek je nejprve definována hranice efektivnosti a poté jsou měřeny stupně neefektivnosti ostatních jednotek dle vzdálenosti od hranice efektivnosti (Stavárek, 2005).

Pouze ten podnik, jež bude technicky i alokačně efektivní, bude schopen dosáhnout maximální úrovně výstupu s danými vstupy, přičemž bude tyto vstupy využívat pouze v optimální kombinaci vzhledem k jejich cenám. Níže uvedený Graf 1 reprezentuje nalezení maximálně efektivní (tj. technicky i alokačně) výrobní jednotky.

Graf 1: Alokační a technická efektivnost (inputově orientovaný model)

Zdroj: Farrel (1957)

Izokvanta SS' představuje hranici produkčních možností pro výrobní jednotky využívající dvou vstupů k výrobě jednoho výstupu za předpokladu konstantních výnosů z rozsahu. V grafu je technicky efektivní jednotkou výstup v bodě Q (pohybuje se na hranici produkčních možností), zatímco výstup v podobě bodu P lze považovat za výstup technicky neefektivní jednotky, která v tomto případě spotřebovává více vstupů, než je pro danou úroveň výstupu nutné. Technickou efektivnost lze proto definovat vztahem:

$$TE = OQ/OP \quad (7)$$

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

Alokační efektivnost lze graficky vyjádřit s využitím izonákladové funkce AA' , za předpokladu znalosti cen vstupů. Výstup v podobě bodu R lze tedy považovat za alokačně efektivní, zatímco výstup v podobě bodů P a Q za alokačně neefektivní, kdy tyto výrobní jednotky nevyužívají vhodnou kombinaci vstupů. V určitých případech mohou sice vyrábět na hranici svých produkčních možností (bod Q), nicméně neminimalizují své výrobní náklady - míru alokační neefektivnosti v tomto případě znázorňuje vzdálenost QR . Alokační efektivnost výrobní jednotky lze proto definovat tímto vztahem:

$$AE = OR/OQ \quad (8)$$

Z výše uvedeného plyne, že ne každá technicky efektivní výrobní jednotka je zároveň alokačně efektivní a naopak. Podmínku technické i alokační efektivnosti splňuje v Grafu 1

pouze výstup v podobě bodu Q', který tak lze považovat za celkově ekonomicky efektivní (Farrel, 1957).

Shrnutí vlivů jednotlivých složek efektivnosti na ekonomickou efektivnost firmy orientované na maximalizaci zisku uvádí Čechura (2009): „Firma musí vyrábět maximální množství výstupů z daných vstupů, správně kombinovat vstupy a výstupy vzhledem k jejich cenám a rovněž vyrábět optimální rozsah produkce.“

Dle Coelliho (1995) je celková efektivnost definována na základě předcházejících vztahů jako součin technické a alokační efektivnosti:

$$E = OQ/OP * OR/OQ = OR/OP \quad (9)$$

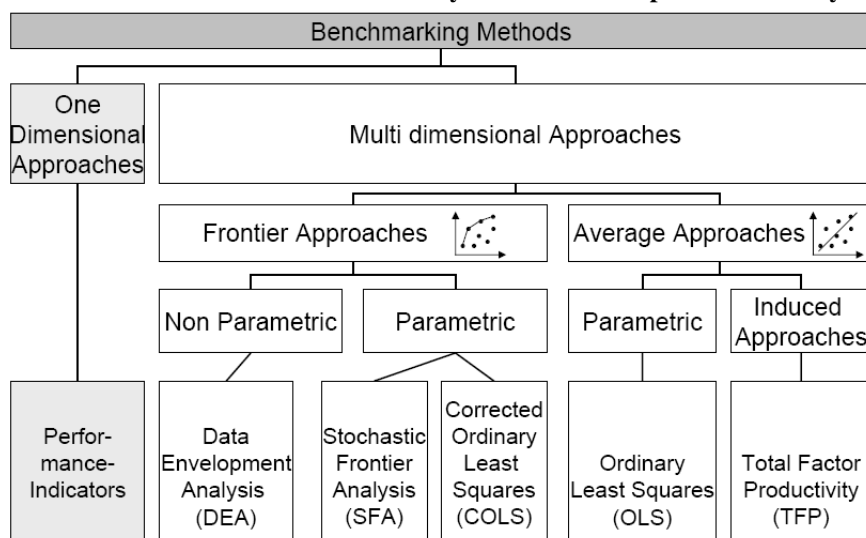
Stavárek (2005) k výše uvedenému vztahu celkové efektivnosti dodává, že vzdálenost RP lze interpretovat jako prostor pro snížení nákladů.

4.2.1 Základní přístupy k měření technické efektivnosti

Na základě výše uvedeného předpokladu o chování firmy je možné konstatovat, že pokud firma není technicky efektivní – tj. produkční jednotka spotřebovává více vstupů než je pro daný výstup nutné, což negativně působí na výši jednotkových nákladů (ve srovnání s technicky efektivnějšími jednotkami), nemůže být ani ekonomicky efektivní (Čechura, 2009). Hodnocení efektivnosti pro účely této disertační práce proto bude vzhledem k této skutečnosti zaměřeno na hodnocení technické efektivnosti českých zemědělských podniků.

Výběr vhodné metody a postupu pro měření míry efektivnosti jednotlivých podniků v rámci sledovaného souboru je jedním z nejdůležitějších kroků v rámci analýzy měření efektivnosti. Výběr metody bude ovlivňovat hned několik faktorů, mezi jinými např. počet hodnocených firem či dostupnost potřebných dat.

Blumenberg (2004) rozděluje metody měření efektivnosti dle počtu hodnocených proměnných (viz Schéma 3). Základní kategorizace spočívá v dělení na analýzy jedné proměnné (*one dimensional approaches*) a více proměnných (*multidimensional approaches*).

Schéma 3: Dělení metod hodnocení míry efektivnosti dle počtu hodnocených proměnných

Zdroj: Blumenberg, S. (2004)

Obecně všechny metody měření efektivnosti mohou být rozděleny do tří hlavních skupin:

1. Poměrové ukazatele:

Tyto metody patří mezi nejjednodušší a nejčastěji využívané, a to především v oblasti finanční analýzy. Jak však uvádí např. Stavárek (2005), tyto ukazatele v sobě skrývají řadu nedostatků.

Mezi hlavními lze zmínit jejich za určitých podmínek možnou špatnou interpretovatelnost. Dalším a v reálném světě velmi častým jevem je, že pokud je v rámci hodnocení podniku vytvářeno více ukazatelů, může se stát, že jednotlivé ukazatele budou mít protichůdnou vypovídací hodnotu. Při hodnocení skupiny podniků může vyvstat problém spojený s otázkou volby ukazatele (ukazatelů) pro zajištění jejich odpovídající vypovídací hodnoty v rámci hodnocení efektivnosti jednotlivých hodnocených podniků.

2. Parametrické metody (ekonometrické):

Jako první tento přístup aplikoval Aigner a kol. v roce 1977. Jedná se o metody stochastické povahy, jejichž cílem je odlišení neefektivnosti od efektů náhodných chyb. Výhodou tohoto přístupu je vyšší věrohodnost konečných výsledků. Naopak Stavárek (2005) poukazuje na problém aplikace tohoto přístupu, kterým je zavedení konkrétní funkční závislosti a stanovení předpokladů o výrobní technologii, které dohromady předem stanovují tvar a průběh hranice efektivnosti. Konečné výsledky jsou tak maximálně závislé

na předpokladu neexistence specifikačních chyb (tj. funkce musí být správně stanovena, předpoklady o vlastnostech výrobní technologie musí odpovídat skutečnosti). V opačném případě může být dosažený odhad zkreslen.

Mezi základní parametrické metody patří analýza stochastické hranice (SFA, Stochastic Frontier Approach), TFA (Thick Frontier Approach), DFA (Distribution Free Approach).

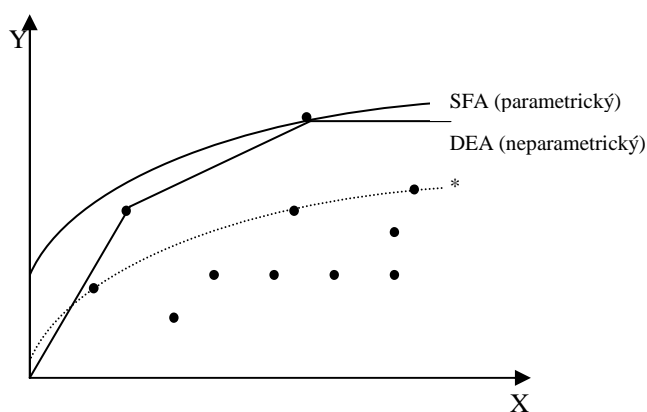
3. Neparametrické metody (lineárně-programovací):

Tyto metody deterministické povahy neumožňují účinně eliminovat negativní dopad náhodných chyb, chyb v měření či nedokonalých dat – vypočtená hranice efektivnosti tak nemusí vždy odpovídat skutečnosti. Na druhou stranu však předpoklady na produkční technologii nejsou tak striktní jako v případě parametrického přístupu, proto jednotlivým výrobním jednotkám přísluší větší míra volnosti (Stavárek, 2005).

Za průkopnické dílo neparametrického přístupu je považována publikace Charnese a kol. (1978). Mezi základní neparametrické metody patří analýza obalových dat (DEA, Data Envelopment Analysis) a FDH (Free Disposal Hull).

Graf 2 ukazuje rozdíl při definování hranice efektivnosti za pomoci parametrického a neparametrického přístupu pomocí metod SFA a DEA (v tomto pořadí).

Graf 2: Rozdílné přístupy sloužící ke stanovení hranice efektivnosti



Zdroj: Stavárek (2005)

4.2.2 Využití hraniční produkční funkce a srovnání parametrického a neparametrického přístupu k měření technické efektivnosti

Debreu-Farrellovské pojetí technické efektivnosti jako rozdílu skutečného a potenciaálního (hraničního) výstupu zásadně změnilo další pohled na modelování produkčních funkcí.

Hraniční produkční funkce dle Greeneho (2008) reprezentuje rozšíření známého regresního modelu založeného na mikroekonomickém předpokladu, že produkční funkce reprezentuje ideální, resp. maximální výstup dosažitelný danou kombinací vstupů. Odhad hraniční produkční funkce předpokládá, že žádná ze sledovaných jednotek nemůže překročit úroveň ideálního výstupu, neboli lze hraniční produkční funkci považovat za regresi uznávající teoretické omezení, že všechna pozorování leží pod její úrovní.

Kumbhakar a Lovell (2000) tak definují funkci¹⁴ vyjadřující maximální objem výstupu získaného z daného objemu vstupů následovně:

$$f(x) = \max \{y : y \in P(x)\} \quad (10)$$

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

Jak uvádí Kumbhakar a Lovell (2000), mezi prvními se modelování hraniční produkční funkce věnují Aigner a Chu ve své práci publikované v roce 1968, kteří zde nově reformulují původní Cobb-Douglasovu produkční funkci, přičemž jejich přístup lze charakterizovat jako deterministický, založený především na technice lineárního programování.

Deterministický přístup k modelování hraniční produkční funkce využívají dle Kumbhakara a Lovella (2000) i např. Afriat (1972) či Richmond (1974). Tento přístup byl populární zejména v 60. a 70. letech minulého století, nicméně ne přímo v oblasti zemědělství.

¹⁴ Kumbhakar a Lovell (2000) vymezují vlastnosti hraniční produkční funkce: nulový objem vstupů implikuje nulový objem produkce, pozitivní sklon, monotónnost, kvazikonkávita, konvexnost, spojitost.

Stochastický přístup k analýze hraniční produkční funkce se mezi odbornou veřejností začal diskutovat o několik let později. Odhad stochastické hraniční produkční funkce přitom nejčastěji pracuje s metodou maximální věrohodnosti, popř. upravenou běžnou metodu nejmenších čtverců (Coelli, 1995).

Z výše uvedeného je patrné, že modelování hraniční produkční funkce má oproti klasickému ekonometrickému přístupu k produkční funkci určité výhody: lze vytvořit model technologického pokroku nejlepší firmy v rámci sledované oblasti a zároveň je umožněno porovnání firem v dané oblasti mezi sebou na základě měření míry jejich technické efektivnosti (Coelli, 1995). Míru technické efektivnosti je pak dle Aigner a kol. (1997) možné definovat jako:

$$TE = \frac{y_{sk}}{\max x\{y : y \in P(x)\}} \quad (11)$$

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

Pro modelování hraniční produkční funkce je nejčastěji využívána Cobb-Douglasova (Coelli a Battese, 1995), popř. translogaritmická funkční forma (Madau, 2007) – využití těchto funkčních forem je tedy obdobné jako u klasického ekonometrického přístupu k produkční funkci. Coelli (1995) provedl výzkum týkající se využití odhadových technik hraniční produkční funkce v zemědělství a dospěl k závěru, že jen velmi malé procento uskutečněných studií využilo k odhadu hranice efektivnosti neparametrického odhadu, malá část sledovaného vzorku pro výpočet použila deterministickou hraniční funkci a zbylá, tedy majoritní část, využila k odhadu stochastickou hraniční produkční funkci.

Jak již bylo zmiňováno v předchozí subkapitole, měření technické efektivnosti je otázkou mnoha metod či rozdílných strategií. Wadud a White (2000) podotýkají, že ve většině empirických studií je výběr vhodného přístupu či metodologie k měření technické efektivnosti značně závislý na cíli studie, dostupnosti dat a konečně na osobní preferenci výzkumníka.

Mezi nejčastěji používané metody patří právě metoda analýzy stochastické hranice (*Stochastic Frontier Analysis*, SFA) a metoda analýzy obalových dat (*Data Envelopment Analysis*, DEA).

Charnes a kol. v roce 1978 vytvořil inputově orientovaný model s předpokladem konstantních výnosů z rozsahu, jenž lze zařadit mezi nejvíce využívané **neparametrické modely sloužící k odhadu hraniční produkční funkce** a tedy k analýze efektivnosti. Smyslem analýzy obalových dat je vytvořit neparametrickou obalovou hranici jednotlivých datových bodů, kdy všechny sledované body leží na či pod touto produkční hranicí, tzv. efektivní hranicí. DEA předpokládá, že pro každý problém existuje množina přípustných možností, jež je tvořena všemi přípustnými kombinacemi vstupů a výstupů (Jablonský a kol., 2004).

Nejjednodušeji se odhad za pomoci metody DEA vytváří na základě poměrových ukazatelů – smyslem je pro každou firmu získat hodnotu podílu všech výstupů ku všem vstupům. Nutnou podmínkou pro stanovení optimálních vah pro každou firmu je specifikace problému lineárního programování (Coelli, 1995):

$$\begin{aligned} & \max_{u,v} (u \hat{y}_i / v \hat{x}_i), \\ & \text{st} \quad u \hat{y}_j / v \hat{x}_j \leq 1, j=1,2,\dots, N, \\ & \quad u, v \geq 0. \end{aligned} \tag{12}$$

kde: u ... vektor vah výstupů o rozměrech $M \times 1$,
 v ... vektor vah vstupů o rozměrech $K \times 1$.

Takto nalezené hodnoty u, v (za předpokladu maximalizace míry efektivnosti i -té firmy) jsou omezeny předpokladem, že všechny míry efektivnosti musí být menší nebo rovny 1. Nevýhodou tohoto postupu je nekonečný počet řešení, proto Coelli (1995) zahrnuje do modelu omezení $v \hat{x}_i = 1$:

$$\begin{aligned} & \max_{\mu,v} (\mu \hat{y}_i), \\ & \text{st} \quad v \hat{x}_i = 1, \\ & \quad \mu \hat{y}_j - v \hat{x}_j \leq 0, j=1,2,\dots, N, \\ & \quad \mu, v \geq 0. \end{aligned} \tag{13}$$

Tato forma je známa jako „násobitel“ problému lineárního programování. Vzhledem k používání duality v lineárním programování, je možné zapsat ekvivalentní obalovou formu tohoto problému:

$$\begin{aligned}
 & \min_{\theta, \lambda} \theta, \\
 \text{st} \quad & -y_i + Y\lambda \geq 0, \\
 & \theta x_i - X\lambda \geq 0, \\
 & \lambda \geq 0.
 \end{aligned} \tag{14}$$

kde: θ ... skalár,

λ ... vektor konstant o rozměrech $N \times 1$.

Neparametrická metoda DEA nevyžaduje žádné restriktivní předpoklady týkající se technologie (s výjimkou konvexity) či předpoklady týkající se efektivnosti. Veškeré rozdíly mezi jednotlivými sledovanými produkčními jednotkami jsou interpretovány jako neefektivnost (Hjalmarsson a kol., 1996). Jednu z hlavních výhod této metody lze spatřovat v možnosti modelování více vstupů i výstupů (Chavas a Aliber, 1993).

Stochastický parametrický přístup jako první zveřejnili nezávisle na sobě Aigner, Lovell a Schmidt (1977) a Meeusen a van de Broeck (1977), kteří navrhnou rozložit náhodnou složku produkční funkce na dvě složky:

1. technickou neefektivnost (u_i),
2. statistický šum (v_i).

Stochastický hraniční model je proto obecně možné zapsat následovně (Kumbhakar a Lovell, 2000):

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \sum \beta_n \ln(x_i) + v_i - u_i \tag{15}$$

pro $i=1,2,\dots, N$ a za předpokladu, že v_i má normální rozdělení a u_i polonormální či exponenciální rozdělení.

Míru technické efektivnosti definuje Aigner a kol. (1977) jako poměr mezi skutečně dosaženým objemem produkce a potenciálním objemem výstupu zjištěným z kvantifikace hraniční produkční funkce.

Výhodou parametrického přístupu SFA je dle Hjalmarssona a kol. (1996) možnost větší specifikace (a to zejména v případě využití panelových dat). Tato metoda umožňuje statisticky testovat stanovené hypotézy stejně tak jako zkonstruovat intervaly spolehlivosti. Jak uvádí Cordeiro, J. a kol. (2008), metoda SFA umožňuje separovat vliv statistického šumu od technické neefektivnosti.

Základní rozdíly mezi jednotlivými přístupy k měření technické efektivnosti (SFA, DEA) lze nalézt v mnoha vědeckých pracích, mezi jinými např. Chavas a Aliber (1993), Coelli (1995), Hjalmarsson a kol. (1996), Kudaligama a Yanagida (2000), Bravo-Ureta a kol. (2007) či Cordeiro, J. a kol. (2008). Chavas a Aliber (1993), Kudaligama a Yanagida (2000) a Bravo-Ureta a kol. (2007) se navíc této problematice věnují z pohledu zemědělství. Shrnutí odlišností těchto dvou metod je uvedeno v Tabulce 1.

Tabulka 1: Základní rozdíly metod SFA a DEA

SFA	DEA
Parametrická metoda umožňující testovat jednotlivé hypotézy	Neparametrická metoda neumožňující testovat hypotézy
Využívá ekonometrické metody maximální věrohodnosti pro odhad	Využívá matematické programování pro odhad
Specifikace šumu – odděluje statistický šum od technické neefektivnosti	Neumožňuje separovat vliv statistického šumu od technické neefektivnosti, resp. statistický šum je součástí technické neefektivnosti
Umožňuje modelovat pouze jeden výstup s mnoha vstupy	Umožňuje modelování kombinace více vstupů i výstupů
Funkční forma musí být specifikována	Funkční forma není specifikována

Zdroj: Cordeiro, J. a kol. (2008)

Resti (2000) na základě simulační analýzy srovnávající výstupy odlišných metod parametrického a neparametrického přístupu shrnuje, že neexistuje jasná výhoda některé z těchto metod. V rámci výzkumu agrárního sektoru však bylo prokázáno, že výběr specifické metody významně ovlivňuje úroveň odhadované technické efektivnosti (Kalaitzandonakes a Dunn, 1995; Sharma a kol., 1999; Wadud a White, 2000, Solís, 2005, Bravo-Ureta a kol., 2007).

Bravo-Ureta a kol. (2007) se ve své empirické studii věnovali sběru dat týkajících se uskutečněných analýz měření technické efektivnosti zemědělských podniků, přičemž tak navázali na práci Thiam a kol. (2001), kteří se věnovali stejné problematice avšak se zaměřením pouze na rozvojové země. Bravo-Ureta (2007) studovali celkem 167 publikovaných vědeckých článků (s celkem 569 pozorováními) za období let 1979 – 2005 (viz Tabulka 2).

Tabulka 2: Využití přístupů k měření technické efektivnosti zemědělských podniků

Category	No. of cases	Deterministic			Stochastic			AMTE
		Avg.	Max.	Min.	Avg.	Max.	Min.	
<i>Approach</i>								
Parametric	482	70.2	95.5	26.0	77.3	100.0	17.0	76.3
Non-parametric	87	78.3	100.0	35.0	–	–	–	78.3
<i>Data</i>								
Panel	340	77.5	96.0	35.0	78.4	96.0	43.0	78.2
Cross sectional	229	72.8	100.0	26.0	75.2	100.0	17.0	74.2
<i>Functional form^a</i>								
Cobb–Douglas	308	72.6	95.5	41.0	76.3	100.0	17.0	75.7
Translog	146	68.1	77.6	49.0	79.7	99.8	24.0	78.9
Others	28	64.6	79.7	26.0	73.2	86.4	66.2	68.3
<i>Technology representation</i>								
Primal	478	75.5	100.0	26.0	77.0	100.0	33.0	76.5
Dual	91	67.7	86.7	49.0	79.0	96.0	17.0	76.9
AMTE			74.6			77.3		76.6
Number of cases			159			410		569
Number of studies ^b			68			117		167

^a Valid for parametric approach studies

^b Several studies report various measures of TE stemming from the application of different methods

Zdroj: Bravo-Ureta a kol. (2007)

Asi 70 % všech studií využívá pro odhad technické efektivnosti stochastický přístup, zatímco zbylých cca 30 % pracuje s deterministickými metodami. Pouze 18 z celkového počtu 167 empirických studií pracuje v rámci výzkumu s oběma přístupy.

Hlavní závěry této komparační analýzy lze shrnout následovně: nejvíce empirických studií pracuje se stochastickým přístupem pro odhad technické efektivnosti, a to s využitím panelových dat a volbou Cobb-Douglasovy funkční formy.

5 Studie relevantní k problematice efektivnosti a produktivity zemědělství

Hledání a porozumění zdrojům efektivnosti, resp. neefektivnosti v sektoru zemědělství je častým tématem prací zaměřených na analýzu výkonnosti zemědělských podniků, resp. na rozbor jejich technické efektivnosti. Většina studií se zabývá základními výrobními faktory (práce, půda, kapitál), nicméně v posledních letech jsou – kromě těchto uvedených – hledány příčiny podnikové neefektivnosti i jinde.

Velká pozornost je věnována zemím v oblasti střední a východní Evropy (region CEE), jejichž ekonomiky prošly v minulosti procesem transformace z centrálně plánované na tržní ekonomiku a které se staly (či v budoucnu plánují se stát) součástí Evropské unie.

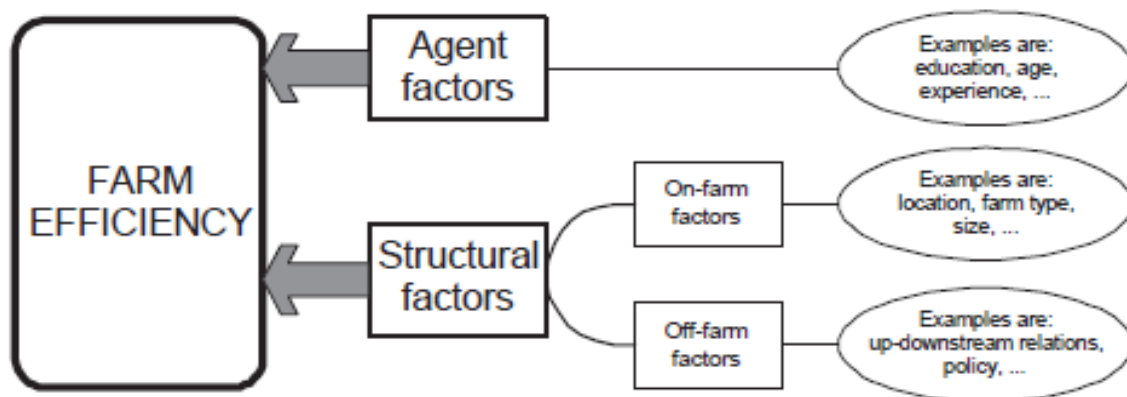
Studie orientované na problematiku komparace zemědělství ve více zemích (resp. studie zaměřené na sledování vývoje produktivity či technické efektivnosti v těchto zemích) jsou často zaměřeny pouze na jeden významný prvek mající vliv na produktivitu či efektivnost. Jako příklad lze uvést práce např. Mathijs a Swinnen (1998) zabývající se strukturálními změnami po r. 1989, Hughes (2000) řešící úroveň reakce nabídky a její spojitost s velikostí farmy, či Gorton a Davidova (2001), kteří analyzovali cenovou konkurenceschopnost zemědělských podniků.

5.1 Zdroje neefektivnosti v zemědělství

Van Passel a kol. (2007) shrnují vliv jak zprostředkujících (*agent factors*), tak i strukturálních (*structural factors*) faktorů na technickou efektivnost zemědělských podniků (viz Schéma 4). Za zprostředkující faktory lze považovat manažerské charakteristiky ovlivňující chod podniku, jako např. vzdělání či věk manažera (vedoucího). Strukturální faktory Van Passel a kol. (2007) dále dělí na podnikové (*on-farm*) a mimopodnikové (*off-farm*). Velikost či typ zemědělského podniku, stejně tak jako jeho organizační uspořádání či umístění mohou být považovány za podnikové strukturální faktory, zatímco vládní

zásahy či vztahy v rámci vertikály jsou hodnoceny jako strukturální faktory mimopodnikové.

Schéma 4: Faktory ovlivňující technickou efektivnost zemědělských podniků



Zdroj: Van Passel a kol. (2007)

Následující text se proto věnuje vybraným výše zmiňovaným faktorům, přičemž jsou zde diskutovány dosažené výsledky v rámci studia jejich vlivu na technickou efektivnost zemědělských podniků.

5.1.1 Organizační forma

Vliv organizační (resp. právní) formy na efektivnost zemědělského podniku je důležitou otázkou především v tranzitivních ekonomikách. Jak uvádí Csaki a Lerman (1996), nejčastějším předpokladem v období po r. 1989 bylo, že po rozpadu centrálně plánovaného hospodářství dojde k samovolnému návratu faremních struktur na jejich původní úroveň, tj. menší individuální či rodinné farmy. Tento předpoklad byl založen na názoru, že rodinné farmy jsou více efektivní než družstva či jiné typy podnikového hospodářství (Schmitt, 1991). Jedním z hlavních argumentů pro tento závěr byla převaha rodinných farem v západních ekonomikách. Hagerdon (1994) však namítá, že rodinné farmy vznikající v tranzitivních ekonomikách mohou mít jinou strukturu než tytéž v západní Evropě (a to zejména ve smyslu vyššího podílu větších farem zaměstnávajících pracovní síly mimo rodinu).

Podmínkami, na základě kterých lze stanovit, která organizační forma se jeví jako vhodnější, se zabývala již řada odborníků – mezi jinými např. Allen a Lueck (1998), Mathijs a Swinnen (2001), Brada a King (1993) či Mathijs a Vranken (2001).

Mathijs a Swinnen (2001) s využitím dat bývalého východního Německa došli k závěru, že partnerství mezi velkými družstvy a státními podniky vyústilo v jejich nižší technickou efektivnost ve srovnání s rodinnými farmami. Brada a King (1993) zkoumali státní a rodinné zemědělské podniky v Polsku – výsledkem jejich zkoumání bylo zjištění, že interní organizace zemědělského podniku nevysvětluje rozdíly v efektivnosti. K podobnému závěru dochází i Thiele a Brodersen (1999), kteří zjistili, že rozdíly ve vlastnictví a výrobním zaměření nejsou významnými faktory vysvětlující neefektivnost německých farem. Rozdíly v neefektivnosti jsou dle jejich názoru spíše výsledkem suboptimální alokace výrobních vstupů. Mathijs a kol. (1999) uvádějí, že rodinné farmy ve většině specializací dosahují lepších výsledků ve vztahu k celkové technické efektivnosti. Mathijs a Vranken (2001) s využitím dat bulharských a maďarských farem podotýkají, že rodinné farmy zaměřené na rostlinnou výrobu dosahují lepších výsledků než obchodní společnosti, přičemž u farem orientovaných na produkci mléka tento závěr potvrzen nebyl.

5.1.2 Výrobní typ, resp. stupeň specializace

I přesto, že dochází k vývoji zemědělských podniků směrem k vyšší specializaci, mnoho farem stále produkuje kombinovanou výrobu. Výhody diverzifikace jsou v zemědělství významné, což potvrzuje skutečnost, že ve většině případů se jedná o farmy produkující více produktů (Van Passel a kol., 2007). Jako příklad takových výhod je možné uvést úspory z rozsahu, které reflektují snížené náklady spojené s produkcí více výstupů a redukcí rizika plynoucí z diverzifikace (Chavas, 2001).

Efektivnost využívání vstupů (zdrojů) se mezi jednotlivými výrobními typy liší. V rámci dostupné literatury bylo zjištěno, že existují tři zcela rozdílné a naprosto protichůdné závěry ve vztahu efektivnosti a úrovně specializace zemědělských podniků.

Brümmer (2001) zjišťuje, že slovinské farmy orientované na skot jsou méně efektivní než ostatní typy soukromých farem, zatímco Thirle a Holding (2003) dokazují, že ve Velké Británii jsou více efektivní méně specializované farmy. Tento názor vyvrací Santarossa (2003), jehož výsledky prokazují, že specializované farmy ve Skotsku jsou více efektivní.

Hallam a Machado (1996) oproti tomu upozorňují, že v rámci výzkumu portugalských farem orientovaných na produkci mléka bylo zjištěno, že efektivnost je zcela nezávislá na stupni (úrovni) specializace.

5.1.3 Velikost farmy

Hledání optimální velikosti zemědělského podniku je jednou ze zásadních otázek většiny studií orientovaných na problematiku technické efektivnosti. Toto téma je o to více aktuální v tranzitivních ekonomikách, které po r. 1989 prošly procesem pozemkové reformy a restrukturalizací farem. Dosažené výsledky skutečně potvrzují vliv velikosti farmy na její technickou efektivnost (Seckler a Young, 1978; Rezitis a kol., 2002), otázkou však je, co je pod pojmem optimální velikost farmy chápáno.

Dle některých studií orientovaných na zemědělství v západních ekonomikách je základním předpokladem skutečnost, že zemědělské podniky v konkurenčním prostředí jsou nuceny produkovat v nejnižším bodě křivky dlouhodobých průměrných nákladů (*long-run average cost, LAC*) a že rozdělení četností farem dle jejich velikosti právě tento bod nejnižších dlouhodobých průměrných nákladů odhalí (Gorton a Davidova, 2004). Dle Secklera a Younga (1978) lze na základě této úvahy předpokládat, že nárůst středních hodnot může indikovat přítomnost úspor z velikosti. Zatímco dříve bylo předpokládáno, že křivka LAC má podobu ve tvaru „U“, zejména na základě uskutečněných studií orientovaných na zemědělství v západních ekonomikách bylo potvrzeno, že převládajícím tvarem této křivky je „L“. Jak ve své studii britských zemědělských podniků uvádí např. Dawson a Hubbard (1987), zatímco nárůst malých farem ve farmy rodinného typu indikuje ostře klesající křivku LAC, růst nákladů u velkých farem nebyl tak zřetelný. Tyto závěry potvrzují, že nárůst průměrné velikosti farmy ne vždy implikuje přítomnost úspor z rozsahu (Seckler a Young, 1978, Dawson a Hubbard, 1978).

Oproti tomu základní hypotézou studií tranzitivních ekonomik je předpoklad, že malé farmy jsou více produktivní, jelikož půda je využívána intenzivním způsobem (Gorton a Davidova cit. Bharadwaj, 1974, Johnson a Ruttan, 1994 či Cornia, 1985), přičemž tento přístup využívá dílčí ukazatele produktivity jako nástroje měření výkonnosti podniku (např. hektarové výnosy).

Gorton a Davidova (2004) shrnují, že zatímco někteří autoři podotýkají, že menší farmy jsou méně efektivní (např. Kanchev, 2000), jiní oponují, že velké farmy trpí ztrátami plynoucími z velikosti (např. Koester and Striewe, 1999). Jednoznačně pozitivní či negativní vliv velikosti farmy na technickou efektivnost tedy nelze stanovit.

Pozornost je nutné věnovat i problematice způsobu měření (či lépe stanovení velikosti) zemědělského podniku. Nejčastěji se v tomto případě využívá velikosti obhospodařované půdy, nicméně Gorton a Davidova (2004) namítají, že takovýmto způsobem nelze zohlednit či zachytit rozdíly mezi jednotlivými farmářskými systémy (např. velikost intenzivní živočišné produkce). Evropská velikostní jednotka¹⁵ založená na standardních příspěvcích na úhradu je ve studiích zaměřených na technickou efektivnost využívána jen velmi málo (Gorton a Davidova, 2004), nicméně v některých případech může být akceptovatelným řešením.

Verma a Bromley (1987) debatu ohledně velikosti farmy uzavírají tím, že velikost je dle jejich názoru relativní koncept. Jednotlivé farmářské systémy jsou značně heterogenní, využívání výrobních faktorů odlišné a proto je hledání jediné optimální velikosti farmy dle jejich názoru složité.

5.1.4 Lidské zdroje

Mezi základní zprostředkující vlivy působící na efektivnost zemědělských podniků patří lidský kapitál. Stefanou a Saxena (1988) prokázali signifikantní pozitivní efekt vzdělání a zkušeností na efektivnost farem. Kromě jiného taktéž potvrdili, že tyto dva faktory jsou vzájemnými substituty.

Vzdělání lze dle mnoha autorů považovat za pozitivní faktor ve vztahu k efektivnosti farem, jelikož se dá předpokládat, že vzdělanější zemědělci budou disponovat více dovednostmi pro to, aby vedli svůj podnik efektivněji v porovnání s ostatními (Batesse a Coelli, 1995; O'Neill a kol., 1999; Liu a Zhuang, 2000; Mathijs a Vranken, 2001; Iglioni, 2005).

¹⁵ 1 EVJ = 1200 EUR standardizovaného ekonomického přínosu rostlinné a živočišné výroby. Výpočet se zakládá na výměře obhospodařované půdy a/nebo počtu chovaných zvířat a na příslušném regionálním koeficientu.

O'Neill a kol. (2001) měřili participaci irských farmářů na vzdělávacích kurzech a prokázali jejich pozitivní efekt na efektivnost. Stejně tak bylo prokázáno, že farmáři, které často navštěvují poradenské firmy, pracují efektivněji (O'Neill, 1999, 2001). Wilson a kol. (2001) navíc potvrzují, že farmáři častěji hledající nové informace vykazují vyšší úroveň technické efektivnosti.

Summer a Leiby (1987) či Evans (1987) taktéž zdůrazňují význam zkušeností v sektoru zemědělství – zemědělci s většími zkušenostmi mají nižší průměrné mezní náklady na produkci a jsou tak schopni řídit větší zemědělské podniky.

Lockheed a kol. (1980) doplňují, že pozitivní efekt vzdělání je prokazatelný v moderním zemědělství spíše než v tradičním, čili je možné dovozovat, že efektivita vzdělání je zvyšována v moderním prostředí.

5.1.5 Věk manažerů

Van Passel a kol. (2007) konstatují, že věk manažera zemědělského podniku může být indikátorem úrovně dosažených zkušeností. To potvrzuje i Wilson a kol. (2001), kteří dosáhli lepších výsledků technické efektivnosti u starších farmářů, kteří jsou dle jejich názoru zkušenější a využívají svých znalostí pro efektivnější využívání jednotlivých vstupů.

Dle některých studií však bylo prokázáno, že starší farmáři vykazují oproti mladším vyšší úroveň technické neefektivnosti (Battese a Coelli, 1995, Thirtle a Holding, 2003). Např. Herdt a Mandac (1981) tento fakt vysvětlují tím, že starší farmáři nejsou ochotní či schopní adoptovat nové technologické postupy.

Výzkum v Číně potvrdil, že s rostoucím věkem se farmáři stávají schopnějšími, avšak v rámci nabývání znalostí praxí (tzv. learning by doing effect) dochází ve středním věku k útlumu (Liu a Zhuang, 2000).

5.1.6 Vlastnosti managementu

Rougoor a kol. (1998) mezi další významné faktory ovlivňující efektivnost zařazují aspekty rozhodovacího procesu v rámci zemědělského podniku. Trip a kol. (2002) svým výzkumem potvrzují statisticky významný vztah mezi vysokou intenzitou záznamu dat,

vysokou úrovní hodnocení výsledků a efektivností. Wilson a kol. (2001) na příkladu britských farmářů, zabývajících se produkcí pšenice, dodávají, že je možné prokázat pozitivní korelaci mezi technickou efektivností zemědělských podniků a jejich cíli spojenými s maximalizací zisku a ochranou životního prostředí.

5.1.7 Přírodní podmínky, umístění zemědělského podniku

Umístění zemědělského podniku může být dalším ukazatelem pro vysvětlení rozdílů v technické neefektivnosti souboru zemědělských podniků. Hodnocení lokalizace farmy se v podstatě rovná hodnocení jejích agroenvironmentálních charakteristik. V rámci dostupné literatury jsou v rámci tohoto faktoru vysvětlujícího neefektivnost zahrnuty následující ukazatele – kvalita půdy, nadmořská výška, úhrn srážek či přístup k vodním zdrojům (Gorton a Davidova, 2004).

Vliv agroenvironmentálních faktorů na technickou efektivnost byl potvrzen řadou studií – mezi jinými např. Rezitis a kol. (2002), Davidova a kol. (2002), Iglioni (2005); Zhu a kol. (2008), Latruffe a kol. (2008) či Madau (2010).

Jako nejjednodušší detekce vlivu umístění farmy v určitých přírodních a klimatických podmínkách se jeví rozdělení oblastí na příznivé a méně příznivé oblasti (tzv. LFA – Less Favoured Area) – zejména v Evropské unii je toto rozdělení smysluplné, a to především z důvodů možnosti snazšího získání informací o umístění těchto farem v oblasti LFA.¹⁶

Majoritní část studií hodnotících technickou efektivnost komparuje dosažené výsledky právě dvou výše zmiňovaných skupin agroenvironmentálních oblastí. Většina autorů se přitom shoduje, že zemědělské podniky lokalizované v méně příznivých oblastech vykazují oproti druhé skupině podniků horší výsledky – tj. vykazují vyšší míru technické neefektivnosti (např. v Řecku – Zhu a kol., 2008; ve Španělsku – Lambarra a Kallas, 2009; v Itálii – Madau, 2010). Hlavní důvody tohoto rozdílu lze spatřovat v předem stanovených omezeních farem působících v méně příznivých oblastech (zejména environmentální omezení mající vliv na způsob výroby, množství produkce, apod.), jež mohou zásadním způsobem působit na úroveň efektivnosti veškerých operací v procesu výroby a produkce.

¹⁶ Zemědělské podniky umístěné v méně příznivých oblastech mají možnost žádat o dotační titul na tyto účely určený.

5.1.8 Dotační prostředky

Poskytování dotačních prostředků do zemědělství je dlouhodobě diskutovaným tématem. Základní otázkou je, zda jsou tyto dotační prostředky využívány efektivně, tj. zda jsou naplňovány základní myšlenky poskytování přímých plateb sledující zvyšování konkurence schopnosti farem na základě zvyšování jejich výkonnosti, resp. efektivnosti (jež může být dosažena skrze technologický rozvoj a nárůst velikosti – resp. využití úspor z rozsahu – jednotlivých farem).

V rámci dostupné literatury se názory ohledně vlivu přímých plateb na technickou efektivnost zemědělských podniků různí, v mnoha případech byl však potvrzen spíše negativní vliv dotací na technickou efektivnost (např. v Maďarsku – Bakucs et al., 2006; Španělsku – Gaspar et al., 2009; Řecku – Rezitis et al., 2003, Francii – Guyomard, 2006; Irsku – O'Neill et al., 1999).

Chau a de Gorter (2005) i Väre (2007) se shodují, že poskytnutí přímých plateb může v některých případech ovlivnit rozhodnutí jednotlivých farmářů o setrvání v sektoru zemědělství. Fixní náklady spojené s produkcí mohou být díky dodatečným finančním prostředkům pokryty, což umožní farmářům setrvat v odvětví déle, než by činili v opačné situaci – bez poskytnutých dotačních prostředků by nebyli schopni své fixní náklady pokrýt, proto by svou činnost v sektoru zemědělství ukončili dříve.

Zemědělské podniky, jež byly poskytnutím dotačních prostředků ochráněny před bankrotem, nemusejí mít takovou snahu (resp. nejsou ničím nuceni) o reorganizaci svých činností s cílem zlepšení celkové výkonnosti jako ty podniky, které finanční prostředky nedostaly (viz např. Ferjani, 2008). Navíc se dá předpokládat, že pokud v sektoru setrvají zemědělci, jejichž činnost by za jiných podmínek byla považována za ekonomicky neefektivní, může toto zpomalit celkovou technologickou změnu odvětví jako takového (Sipiläinen and Kumbhakar, 2010).

5.2 Hodnocení produktivity a efektivnosti zemědělství v České republice

Popularita hodnocení produktivity v rámci sektoru zemědělství je v posledních letech více než zřejmá. Většina uskutečněných studií¹⁷ v aplikaci na české prostředí se zabývá analýzou produktivity a efektivnosti na úrovni sektoru zemědělství, jako příklad lze uvést práce Mathijs a kol. (1999, 2000), Hughes (1999), Davidova a kol. (2001), Dybczak a kol. (2006), Froněk a kol. (2007), Bah a Brada (2008), Swinnen a Vranken (2010), Čechura (2009, 2010) či Boudný a kol. (2011).

Výstupy uskutečněných empirických studií jsou uvedeny dále v této kapitole. Závěrem je uvedena tabulka poskytující stručný přehled zde citovaných empirických studií (v chronologickém pořadí) a jejich hlavních výsledků.

Výchozím bodem většiny těchto prací je studium vlivu transformačního období na výkonnost zemědělských podniků. Velmi často jednotliví autoři vzájemně srovnávají tranzitivní ekonomiky (resp. jejich sektor zemědělství) – nejčastěji Českou republiku, Slovensko, Maďarsko a Polsko, a dále další země bývalého Sovětského svazu.

Studie orientované na měření produktivity a efektivnosti v České republice i v jiných zemích bývalého Sovětského svazu nejčastěji analyzují různé aspekty ovlivňující produktivitu a technickou efektivnost zemědělského podniku. Jedná se zejména o velikost, specializaci, organizační uspořádání podniku či využívání dotačních prostředků.

Jen velmi málo prací se zabývá technickou efektivností či produktivitou s využitím TFP na komoditní úrovni – např. Curtiss (2000) studovala vztah technické efektivnosti a konkurenceschopnosti sektoru obilnin; Jelínek (2006) hodnotil technickou efektivnost v sektoru mléka; Čechura a kol. (2011) se zaměřil na studium technické efektivnosti českých cukrovarů.

V rámci hodnocení celkové produktivity faktorů autoři hodnotí vývoj ve třech základních rovinách – na úrovni jednotlivých zemědělských podniků ve vztahu k vybraným

¹⁷ Pro účely této práce jsou zde uváděny a citovány pouze ty studie, jež zkoumají analýzu efektivnosti a produktivity ze stejného pohledu – tj. analýza efektivnosti na základě technické efektivnosti a analýza produktivity na základě celkové produktivity faktorů.

indikátorům (Hughes, 1999; Davidova a kol., 2001; Mathijs a kol., 2001), postavení sektoru zemědělství v národní ekonomice (Bah a Brada, 2008) či porovnání sektoru zemědělství mezi jednotlivými tranzitivními ekonomikami a/či západními zeměmi (Bah a Brada, 2008; Swinnen a Vranken, 2010).

Pro hodnocení technické efektivnosti, resp. neefektivnosti, zemědělských podniků jsou všeobecně využívány dvě základní a výše popsané metody – neparametrická metoda DEA (Data Envelopment Analysis, např. Mathijs a kol., 1999; Medonos, 2006), parametrická metodu SFA (Stochastic Frontier Analysis, např. Curtiss, 2000; Jelínek et al., 2009; Čechura, 2009). Jak uvádí Čechura (2010), v rámci studií provedených v České republice byla technická efektivnost identifikována jako prvek významný v sektoru zemědělství, problémem je však rozdílnost stanovení její úrovně (což může být dáno např. odlišnou specifikací modelu či charakterem výběrových dat).

Velmi často je analýza produktivity a efektivnosti předmětem jedné studie (z důvodu jejich vzájemné propojenosti) – jako příklad lze opět uvést již výše citované práce Hughes (1999), Swinnen a Vranken (2010) či Čechura (2009).

Produktivita a efektivnost českého zemědělství (a ostatních tranzitivních ekonomik) byla předmětem zájmu především v potransformačním období, a poté opět až po vstupu České republiky do Evropské unie.

V rámci transformačního období autoři hodnotí především velikost podniku a vliv organizační formy na jeho výkonnost, resp. efektivnost, jelikož právě tyto zaznamenaly významné změny po roce 1989.

V rámci analýzy vlivu velikosti podniku se autoři shodují, že podniky s velikostí menší než 150 ha jsou výrazně méně efektivní oproti podnikům s větší výměrou obhospodařované půdy (Hughes, 1999; Davidova a kol., 2001 či Curtiss, 2002). Jelínek (2006, cit. Hughes, 1998 a Davidová a kol., 2001) doplňuje, že v rámci bývalého Československa nebylo prostředí pro malovýrobní charakter farem vhodné, chyběla dostupnost externích služeb v rostlinné výrobě, jež mohou být důležitým nástrojem k překonání nevýhod plynoucích z rozsahu. Boudný a kol. (2011) později potvrzují výše popsaný trend ohledně pozitivního vztahu velikosti podniku a efektivnosti z rozsahu výroby. Oproti tomu Jelínek (2006)

upozorňuje, že na komoditní úrovni (v tomto případě u sektoru mléka) nemusejí největší podniky být těmi nejefektivnějšími.

Mathijs a kol. (1999a, 1999b) se ve svých empirických studiích zabývají efektivností různých organizačních forem, individuálních farem, družstev a společností, a to v různých výrobních zaměřeních – rostlinná výroba, živočišná výroba a výroba kombinovaná. Jejich výsledky (1999a) ukazují, že individuální farmy jsou více technicky efektivní než družstva v rostlinné a kombinované výrobě, zatímco společnosti jsou výkonnější než družstva pouze v rostlinné výrobě.

Autoři také porovnávají české a slovenské zemědělství (Mathijs a kol., 1999b) – zde docházejí k závěru, že rodinné farmy dosahují lepších výsledků ve specializovaných výroбах, zatímco družstva a společnosti jsou silnější v kombinované výrobě. Curtiss (2000) však upozorňuje, že v rámci sektoru obilnin dosahují družstva lepších výsledků (tj. jsou technicky efektivnější) než individuální farmy (s výjimkou cukrové řepy, která je pracovně náročnější). Obecně tak nelze vyvodit závěr, která z organizačních forem je více efektivní.

Mathijs a kol. (2001a, 2001b), stejně tak jako později Boudný a kol. (2011) poukazují na významný vztah dodavatelsko-odběratelských vztahů a jeho pozitivní vliv na technickou efektivnost zemědělských podniků.

Čechura (2009) studuje vliv specializace po vstupu České republiky do Evropské unie – jeho empirické výsledky ukazují, že podniky se specializací v rostlinné výrobě se lépe vyrovnaly se vstupem do EU, přičemž jejich technická efektivnost ve sledovaném období spíše stagnovala, zatímco podniky zaměřené na živočišnou výrobu zaznamenaly pokles technické efektivnosti (důvodem byla zejména silnější konkurence a s ní související pokles produkce a následné nedostatečné využívání kapacit). Dále dodává, že diverzifikace výroby může být řešením pro utlumení některých negativních tendencí ovlivňujících technickou efektivnost.

Vstup České republiky do Evropské unie znamenal pro české zemědělce – kromě jiného – také příliv finančních prostředků. Jednotliví autoři se proto začínají zabývat právě vztahem dotací a jejich vlivu na efektivnost zemědělských podniků (např. Čechura, 2009), přičemž v podmínkách českého zemědělství byl prozatím prokázán spíše jejich negativní vliv.

Umístění podniku je dalším faktorem, jenž je oblastí zájmu empirických prací (např. Jelínek, 2006 či Kroupová, 2010). Autoři se shodují, že umístění v méně příznivých oblastech (LFA) významně pozitivně ovlivňuje (resp. zvyšuje) neefektivnost podniku jako takového, a to i přes vyšší úroveň (finanční) podpory podniků ve znevýhodněných oblastech.

Pozdější studie se taktéž zabývají kvalitou managementu výrobního procesu a jeho vlivem na technickou efektivnost (Čechura, 2009; Boudný a kol., 2011; Čechura a kol., 2011). V rámci studia technické efektivnosti Čechura (2009, 2010) upozorňuje na významnost mezipodnikové heterogenity, která významným způsobem ovlivňuje celkovou úroveň technické efektivnosti zemědělských podniků. Pouze ty modely, které umožňují mezipodnikovou heterogenitu oddělit od technické neefektivnosti, poskytují konzistentní odhady. Nejčastěji je v této souvislosti zmiňován Fixed Management Model, jež je aplikován při využití parametrické metody odhadu stochastické hranice (SFA).

Vzhledem k limitujícímu počtu empirických studií aplikovaných na české zemědělství (viz Tabulka 3) a zajímavých se o výše uvedené faktory mající vliv na technickou efektivnost, (resp. o ty faktory, jež lze považovat za zdroje neefektivnosti, a to v rámci studia výkonnosti zemědělských podniků v České republice), byly tyto již diskutovány v předchozí kapitole z pohledu mezinárodního. Zhodnocení těchto faktorů umožní aplikovat poznatky z jiných zemí na podmínky České republiky, a zároveň tak vybrat model, resp. identifikovat proměnné primárně ovlivňující výkonnost českých zemědělských podniků.

Tabulka 3: Výčet empirických studií zaměřených na technickou efektivnost a souhrnnou produktivitu faktorů zemědělských podniků České republiky

Studie	Sledované období	Cíl / předmět studie	Metodika	Hlavní výsledky
Mathijs, E., Dries, L., Doucha, T., Swinnen, J.F.M. (1999)	1996	Vliv organizační formy a specializace na efektivnost produkce zemědělských podniků	DEA, technická efektivnost a efektivnost z rozsahu, DEA	Individuální farmy jsou více technicky efektivní než družstva v RV a kombinované výrobě, obchodní společnosti jsou výkonnější než družstva v RV, vyšší efektivnost z rozsahu je individuálními farmami dosahována v ŽV.
Mathijs, E., Blaas, G., Doucha, T. (1999)	1996	Vliv organizační formy zemědělských podniků na efektivnost produkce	DEA, celková technická efektivnost a její dekompozice na čistou technickou efektivnost a efektivnost z rozsahu	Rodinné farmy vykazují ve všech specializacích (kromě specializace RV+mléko) vyšší úroveň celkové technické efektivnosti.
Hughes, G. (1999)	1996	Vliv organizační formy a velikosti podniku na produktivitu jednotlivých forem specializací v zemědělství	Tornquist-Theil index TFP	Velikost podniku je významným faktorem produktivity RV.
Curtiss, J. (2000)	1996-1998	Vztah technické efektivnosti a konkurenceschopnosti sektoru obilnin	SFA, PAM (matice politické analýzy)	V rámci produkce pšenice a řepky podniky větší než 150 ha mají v průměru lepší výsledky než menší farmy. S výjimkou cukrové řepy dosahují družstva lepších výsledků než samostatní rolníci a obchodní společnosti. U cukrové řepy dosahují nejlepších výsledků soukromé farmy. Velká družstva mají všeobecně tendenci využívat své silnější vyjednávací pozice.
Davidova, S., Gorton, M., Iraizoz, B., Ratering, T. (2001)	1998-1999	Vliv organizační formy, velikost a umístění podniku na jeho výkonnost	Tornquist-Theil index TFP, indexy ziskovosti, shluková analýza	Nejlepších výsledků dosahují soukromé farmy s vlastní obhospodařovanou půdou a pracovními silami s průměrnou výměrou 164 ha. Významnými determinanty TE jsou umístění, specializace podniku spolu s využitým kapitálem spíše než velikost farmy.

Studie	Sledované období	Cíl / předmět studie	Metodika	Hlavní výsledky
Mathijs, E., Vranken, L. (2001)	2000	Vliv restrukturalizace zemědělských podniků v období transformace na jejich efektivnost produkce	DEA, Tobit regression	Velikost farmy a vertikální koordinace mají pozitivní efekt na TE, specializace a investice mají spíše diskutabilní efekt ve vztahu k TE.
Mathijs, E., Tollens, E., Vranken, L. (2001)	2000	Vertikální koordinace, velikost farmy, externí faktory a jejich vliv na efektivnost produkce zemědělských podniků zaměřených na RV	DEA, Tobit regression	Odběratelé si vybírají větší farmy, se kterými uzavírají dohody. Pozitivní efekt na TE byl prokázán u vertikální koordinace, oproti tomu vzdělání či úroveň specializace nemají významný (pozitivní) vliv na úroveň TE u podniků RV.
Jelínek, L. (2006)	2000-2004, 2003	Analýza sektoru výroby mléka, identifikace faktorů majících vliv na efektivnost produkce v daném sektoru	SFA	Sektor mléka již prošel restrukturalizací, pohybuje se na úrovni produkčních možností - největší vliv na produkci z hlediska nákladů má počet kusů dojnic. Největší podniky nepatří mezi nejefektivnější, významným ukazatelem neefektivnosti je roční užitkovost dojnic. Podniky hospodařící mimo LFA vykazují vyšší úroveň efektivnosti.
Dybczak, K., Flek, V., Hájková, D., Hurník, J. (2006)	1995-2005	Vývoj produktivity jednotlivých sektorů národní ekonomiky	Růstové účetnictví, TFP, produkční funkce	Růst přidané hodnoty v sektoru zemědělství je dán zejména nárůstem TFP, přičemž právě tento sektor je jedním z těch, u kterých analýza prokázala rozhodující vliv TFP na růst přidané hodnoty. Vliv na rozvoj má exklusivně lepší využívání zdrojů (ne realokace zdrojů do těchto odvětví), což mělo za následek stagnaci ekonomiky (potenciální ekonomický růst z důvodu realokace zdrojů nebyl dosažen)

Studie	Sledované období	Cíl / předmět studie	Metodika	Hlavní výsledky
Froněk, P., Jelínek, L., Medonos, T. (2007)	1998-2003	Metodika hodnocení finančních a nefinančních charakteristik zemědělských podniků	Diskriminační a shluková analýza	Diskriminační analýza se jeví jako vhodnější pro hodnocení finančních charakteristik zemědělských podniků, a to se zahrnutím následujících proměnných: oběžná aktiva, dlouhodobé bankovní půjčky, přidaná hodnota, příjmy z prodeje zboží a služeb, odpisy, čistý zisk, investice (se zahrnutím dotací). Pro další hodnocení je nutné jednotlivým ukazatelům přiřadit jejich váhy. Shlukovou analýzu je možné použít pro nefinanční ukazatele.
Bah, E., Brada, J. (2008)	1995-2005	Odhad TFP na úrovni jednotlivých sektorů - porovnání tranzitivních ekonomik EU	TFP	Transitivní ekonomiky mají nižší úroveň TFP než Rakousko, nicméně růst jejich TFP převyšuje tentýž v Rakousku. Mezisektorové přesuny pracovní síly nemají významný vliv na růst agregovaného TFP.
Swinnen, J.F.M., Vranken, L. (2010)	1989-2001; 1997-2000	Změny výkonnosti sektoru zemědělství v tranzitivních ekonomikách	TFP, DEA	"U" křivka růstu produktivity, rozdíly v technické efektivnosti mezi jednotlivými zeměmi značné. V ČR nárůst produktivity práce vlivem privatizace farem (propouštění), více kapitálově náročné a náročné na půdu zemědělství, pozitivní mírný růst TFP (1,4 %).
Čechura, L. (2009)	2004-2007	Analýza efektivnosti produkce a celkové produktivity faktorů zemědělských a potravinářských podniků	TFP, SFA	Podniky se specializací v rostlinné výrobě se lépe vyrovnaly se vstupem do EU, přičemž jejich TE ve sledovaném období spíše stagnovala, zatímco podniky zaměřené na živočišnou výrobu zaznamenaly pokles TE. Diverzifikace výroby může být řešením pro utlumení některých negativních tendencí ovlivňujících TE. Prokázán negativní vliv dotací na TE a nedostatečné využití půdy.

Studie	Sledované období	Cíl / předmět studie	Metodika	Hlavní výsledky
Kroupová, Z. (2010)	2004-2008	Kvantifikace produkčních charakteristik ekologického zemědělství České republiky a hodnocení efektivnosti českých ekologických farem oproti konvenčnímu zemědělství	SFA	Ekologické zemědělství je technicky méně efektivní než zemědělství konvenční. Neefektivnost ekofarem ovlivňují zejména neefektivní využití výrobních faktorů kapitál a práce a dále umístění v oblastech LFA.
Čechura, L. (2010)	2004-2007	Hledání specifikace, která umožňuje rozlišit mezi technickou neefektivností a firemní heterogenitou	SFA	Modely, které umožňují oddělit firemní heterogenitu od technické neefektivnosti, poskytují konsistentní odhad technické efektivnosti (nejlépe Fixed Management Model). Průměrná úroveň TE je 90 %, tj. technická neefektivnost je významným fenoménem českého zemědělství (dochází k plýtvání zdroji vlivem špatného využívání jednotlivých výrobních faktorů).
Boudný, J., Janotová, B., Medonos, T. (2011)	2007	Analýza efektivních a méně efektivních českých zemědělských podniků	DEA, analýza rozptylu	Technická neefektivnost je podstatně více ovlivněna kvalitou managementu výrobního procesu spíše než suboptimálním rozsahem výroby. S růstem velikosti podniku nejprve roste efektivnost z rozsahu výroby. Úroveň TE je pozitivně ovlivněna kapitálovým propojením podniků jak na úrovni horizontální (s ostatními zemědělskými podniky) tak i vertikální (s odběratelským či dodavatelským článkem).
Čechura, L., Malý, M., Peterová, J. (2011)	1998-2007	Analýza českých cukrovarů, identifikace faktorů majících vliv na efektivnost v daném sektoru	SFA	Vývoj TE cukrovarů nemá stabilní trend (výrazný pokles v r. 2007 - Reforma cukru a následný odchod významného producenta). Mezi faktory ovlivňující rozdílnou úroveň TE cukrovarů patří využití výrobní kapacity, rozdílná kvalita výrobních faktorů a úroveň managementu.

Zdroj: Vlastní zpracování

6 Obecné podmínky vývoje českého zemědělství

Kapitola je věnována vývojovým tendencím sektoru zemědělství České republiky za období let 2002 – 2010. Toto časové období přesahuje sledované období datové základny v empirické části práce, a to z důvodu zachycení skutečností z předchozích let, které mají vliv na vývoj ve sledovaném období. Stejně tak, aby bylo možné potvrdit či vyvrátit závěry této práce, je vhodné sledovat další vývoj odvětví zemědělství a obecně makroekonomické situace České republiky.

Kapitola je členěna na tři části. První z nich je zaměřena na zhodnocení makroekonomické situace České republiky, druhá pak konkrétně na sektor zemědělství s využitím základních činitelů majících vliv na jeho vývoj. Třetí kapitola ve stručnosti rozebírá ekonomickou situaci agrárního sektoru České republiky.

6.1 Makroekonomický vývoj

Zatímco po vstupu ČR do EU reálná ekonomika rostla, v roce 2008 došlo k jejímu zpomalení a v následujícím roce dokonce k poklesu. Státní rozpočet České republiky je v celém sledovaném období deficitní, dochází k dalším rozpočtovým omezením.

6.1.1 Hrubý domácí produkt

V letech 2000-2007 došlo ke zrychlení růstové výkonnosti české ekonomiky hned z několika důvodů: příliv přímých zahraničních investic (*Foreign Direct Investments*, FDI), růst domácích investic a exportu, privatizace a restrukturalizace bankovního sektoru, klesající úrokové míry, expanzivní fiskální politika a v neposlední řadě i větší význam podniků ovládaných ze zahraničí a růst jejich výkonnosti (Kadeřábková a kol., 2007). Jak je vidět v Tabulce 4, růst výkonnosti se ještě zvýšil se vstupem ČR do EU.

Ke zpomalení výrazného tempa růstu předešlých let došlo v průběhu roku 2008, v následujícím roce poté došlo k poklesu HDP. Za hlavní příčinu tohoto záporného tempa růstu je nástup celosvětové hospodářské recese v ČR, přičemž rok 2009 je považován za nejhorší období z pohledu ekonomického vývoje v rámci novodobé historie samostatné České republiky (i přesto však dochází k oživení výkonu již od 3. čtvrtletí stejného roku).

Tabulka 4: HDP (2002 – 2010)

Jednotka	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
CZK mld, b.c.	2 567,5	2 688,1	2 929,2	3 116,1	3 352,6	3 662,6	3 848,4	3 759,0	3 799,5
%, r/r, reálný	2,1	3,8	4,7	6,8	7,0	5,7	3,1	-4,5	2,5

Zdroj: ČSÚ, MF ČR

Zpráva Českého statistického úřadu (2012) udává, že v roce 2010 došlo poprvé od roku 2001 k poklesu ukazatele HDP na obyvatele v paritě kupní síly (tento ukazatel udává komplexní pohled na výkonnost hospodářství z hlediska socio-ekonomického) z hlediska pozice České republiky vůči ostatním zemím EU 27. Zajímavým faktem zůstává, že i v krizovém roce 2009 se dle ČSÚ (2012) česká ekonomika přibližovala k průměrné hospodářské úrovni Evropské unie a k jejímu relativnímu poklesu došlo až v roce 2010 (z 81 % v roce 2008, 82,2 % v roce 2009 na 79,6 % v roce 2010).

Vývoj domácí poptávky byl ovlivněn zejména výdaji domácností na soukromou spotřebu. Domácí poptávka meziročně rostla až do roku 2008, přičemž nejvyšší hodnoty dosáhla v roce 2007 (meziroční růst 5,8 %). Poté – opět v souvislosti s celosvětovou ekonomickou krizí dochází k útlumu domácí poptávky, což má vliv i na vývoj zahraničního obchodu.

Vliv čistého exportu na růst HDP byl ovlivněn jak objemem exportu a importu, tak i změnami cen. V období let 2005 – 2008 došlo v průměru k meziročnímu poklesu cen exportu i importu. Rok 2008 byl přitom prvním rokem od roku 2002, kdy došlo k meziročnímu poklesu exportních trhů – celosvětová recese způsobila významný pokles poptávky i snížení celkového objemu obchodovaného zboží.

Pro českou ekonomiku jako výrazně proexportně orientovanou byl kritickým rokem rok 2009 (meziroční změna 2009/2008 – export: -13,8 %, import: -17,7 %), od tohoto roku dále je čistý export značně rozkolísaný. V daném roce byl příspěvek zahraničního obchodu k růstu HDP poprvé záporný. Pozitivní saldo obchodní bilance je od roku 2004 ovlivňováno zejména výsledky automobilového průmyslu, který nahradil hutnictví jako dominantní průmysl před vstupem ČR do EU.

Přímé zahraniční investice mají významný vliv na českou ekonomiku, zejména po jejím vstupu do EU. Jsou významným zdrojem tvorby pracovních míst, a to jak u zahraničních

firem obchodujících v České republice, tak i u českých firem, jež získávají od příchozích investorů zakázky.

Zatímco v 1. polovině 90. let k nám proudily FDI především z důvodů vstupu zahraničních investorů na náš trh a získání tržního podílu (horizontální investice), v 2. polovině 90. let značně zesílil příliv investic do zpracovatelského sektoru (vertikální investice). Ve stejné době nastal i příliv investic do sféry finančních služeb a sféry komerční (Ernst & Young, 2010).

V posledních letech se zájem zahraničních investorů přesunul do oblasti energetiky. Ze zpráv společnosti Ernst & Young vyplývá, že investoři vyhledávali ČR především z důvodu dobré kvality infrastruktury a vysoké kvalifikaci pracovní síly. Zároveň však dochází k výraznému oslabení přílivu přímých zahraničních investic (vývoj viz Tabulka 5) a přesunu pozornosti zahraničních investorů směrem na východ, zejména do nových členských států EU – Bulharska a Rumunska, ale i do Maďarska. V letech 2008 a 2009 se objem přímých zahraničních investic snížil oproti roku 2004 trojnásobně, resp. osminásobně oproti roku 2005.

Tabulka 5: Přímé zahraniční investice (2002 – 2010)

Jednotka	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
CZK mld	271	54	102	280	90	179	36	38	97

Zdroj: ČSÚ, MF ČR

6.1.2 Míra inflace

Míra inflace uvedená v Tabulce 6 (měřena indexem spotřebitelských cen) je dlouhodobě ovlivňována především cenami elektřiny a plynu pro domácnosti či (na konci sledovaného období) cenou nájemného po uvolnění regulace, což se projevuje v růstech nákladů na bydlení. ČSÚ (2012) uvádí, že mezi další faktory dlouhodobě ovlivňující inflaci v České republice patří především ceny alkoholu a tabákových výrobků, dále ceny potravin a nealkoholických nápojů či ceny pohonných hmot. V neposlední řadě tento ukazatel ovlivňují administrativní opatření vlády (v roce 2010 došlo ke zvýšení sazeb DPH, spotřebních daní z pohonných hmot, lihu a piva. Slabá domácí poptávka od roku 2008

působí protiinflačně (tento fakt je možné pozorovat zejména u vývoje poptávky za nepotravinářské zboží).

Tabulka 6: Míra inflace (2002 – 2010)

	Jednotka	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Index spotřebitelských cen	%, r/r, průměr	1,8	0,1	2,8	1,9	2,5	2,8	6,3	1,0	1,5
Index průmyslových výrobců	%, r/r, průměr	-0,6	-0,4	5,5	3,1	1,5	4,1	4,5	-3,1	1,2

Zdroj: ČSÚ

6.1.3 Platební bilance a směnný kurz

Dekompozice platební bilance je uvedena v Tabulce 7. Nejhoršího výsledku deficitu běžného účtu bylo dosaženo v roce 2003, a to -6,2 %. Naopak nejlepší úroveň dosáhl v roce 2005, a to -1,6 % HDP. Od tohoto roku postupně docházelo k opětovnému zhoršování tohoto výsledku, a ve 2. čtvrtletí 2007 nabyl hodnoty -3,4 % HDP. Dle MF ČR toto souviselo především s nárůstem schodku bilance výnosů a od roku 2006 i běžných převodů.

Obrat zahraničního obchodu se neustále zvyšuje (i když tempo růstu dovozu dostihuje tempo růstu vývozu), a proto dochází k růstu přebytku obchodní bilance. Významným faktorem, který tuto hodnotu ovlivňuje, je růst cen nafty. Po vstupu České republiky do Evropské unie pozitivní vývoj obchodní bilance plynul především z působení volného pohybu zboží v rámci Evropské unie a z rozvoje nových exportních kapacit v odvětví zpracovatelského průmyslu, především pak toho automobilového. Dalším významným faktorem byl příznivý ekonomický vývoj ostatních zemí Eurozóny a hlavních obchodních partnerů. V průběhu roku 2007 však dochází k nástupu celosvětové recese, v České republice je tento vliv patrný od roku 2009.

Saldo bilance služeb se od roku 2003 pozvolna zvyšuje a od roku 2005 je v průměru stabilní na úrovni 0,7 – 1,2 % HDP. Opět, rok 2009 je prvním rokem ve sledovaném období, kdy se přebytek bilance služeb začal snižovat, což má souvislost i s prozatím v tomto roce pouze pozvolným ožíváním zahraničního obchodu se zbožím.

Schodek bilance výnosů se neustále prohlubuje. Dle MF ČR je nárůst v roce 2007 zapříčiněn rostoucím odlivem zisků z přímých zahraničních investic i s plynulým nárůstem

deficitu náhrad zaměstnancům vlivem rostoucí zaměstnanosti cizinců v České republice. V dalších letech pak snížení náhrad zahraničním zaměstnancům naopak působilo na saldo bilance výnosů pozitivně. Negativně působil pokles odhadu reinvestovaných zisků v zahraničí a nižší úrokové výnosy, přičemž obojí je opět možné přisoudit hospodářské recesi ve světě.

Kurz české koruny vůči americkému dolaru od roku 2000 neustále posiloval (viz Tabulka 8). Totéž platí pro kurz české koruny vůči euru, s výjimkou let 2003 a 2004, kdy došlo k jeho oslabení. V roce 2007 česká koruna výrazně posílila vůči americkému dolaru – to je způsobeno především krizí amerického trhu hypoték a zvyšováním mezinárodních cen za ropu. Významné oslabení kurzu české koruny vůči euru v roce 2009 pozitivně působilo na snížení problémů s exportem v důsledku snížení zahraniční poptávky.

Tabulka 7: Platební bilance (2002 – 2010)

	Jednotka	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Obchodní bilance	mld. Kč	-71	-70	-13	49	59	47	26	87	54
Bilance služeb	mld. Kč	22	13	17	38	49	59	74	74	75
Bilance výnosů	mld. Kč	-116	-120	-157	-128	-165	-255	-175	-250	-255
Bilance převodů	mld. Kč	29	16	6	11	-11	-8	-6	-1	9
Obchodní bilance / HDP	%	-2,9	-2,7	-0,5	2,0	2,0	3,4	2,8	5,0	X
Běžný účet / HDP	%	-5,5	-6,2	-5,2	-1,0	-2,1	-4,4	-2,2	-2,5	-3,2

Zdroj: MF ČR

Tabulka 8: Směnný kurz (2002 – 2010)

Jednotka	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
CZK/EUR	30,81	31,84	31,90	29,78	28,34	27,76	24,94	26,45	25,29
CZK/USD	32,74	28,23	25,70	23,95	22,61	20,31	17,03	19,06	19,11

Zdroj: MF ČR

6.1.4 Trh práce

Minulé desetiletí lze z demografického hlediska charakterizovat nízkou porodností a nárůstem počtu osob v poproduktivním věku. Po vstupu České republiky do Evropské unie

nedošlo k výraznějším změnám na trhu práce, a to i přes otevření trhu práce českým pracovníkům ve vybraných zemích Evropské unie.

Míra nezaměstnanosti lehce klesala (základní charakteristiky trhu práce uvádí Tabulka 9), což lze – mezi jinými - přisuzovat přílivu přímých zahraničních investic. Výraznější změny na trhu práce ve sledovaném období se projeví až v souvislosti s ekonomickou recesí. Dle České národní banky (2011) trh práce výrazně reagoval na celkový propad ekonomiky, a to nárůstem zaměstnanosti v jiném než zaměstnaneckém poměru.

Zatímco v odvětví průmyslu a odvětví tržních služeb přepočtený počet zaměstnanců kopíroval vývoj ekonomické aktivity, u odvětví zemědělství, stavebnictví či netržních služeb nelze cyklický vývoj identifikovat.

Vývoj hrubých měsíčních mezd je rozdílný v závislosti na jednotlivých odvětvích. Ze zpráv ČSÚ plyne, že nejvyšších mezd dosahují pracovníci v odvětví finančního zprostředkování, naopak velmi nízké mzdy jsou v primární sféře či ubytování a stravování.

Tabulka 9: Základní charakteristiky trhu práce (2002 – 2010)

	Jednotka	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Obecná míra nezaměstnanosti	%, průměr	7,3	7,8	8,3	7,9	7,1	5,3	4,4	6,7	7,3
Míra dlouhodobé nezaměstnanosti	%, průměr	3,7	3,9	4,3	4,2	3,9	2,8	2,2	2,0	3,0
Míra registrované nezaměstnanosti	%, průměr	-	9,03	9,19	8,96	8,13	6,62	5,44	7,98	9,01
Průměrná hrubá měsíční mzda	tis. Kč	15,55	16,46	17,57	18,28	19,45	20,93	22,65	23,43	23,90

Zdroj: MF ČR

6.2 Základní determinanty ovlivňující ekonomickou efektivnost českého zemědělství

Vývoj českého zemědělství je ovlivňován několika faktory – vnitřním ekonomickým vývojem, jednotným trhem EU, světovým trhem, ale i klimatickými podmínkami, strukturou poptávky či probíhající celosvětovou ekonomickou krizí. České zemědělství lze charakterizovat následovně:

- Po vstupu ČR do EU se podíl sektoru zemědělství na celkové tvorbě HDP i nadále snižuje, i přesto se však Česká republika řadí mezi země, jejichž podíl zemědělství na HDP je vyšší než v původní EU 15.
- Roste podíl sektoru zemědělství na výdajích státního rozpočtu.
- Klesá počet pracovníků v zemědělství, podíl zemědělství na celkové zaměstnanosti se stále více přibližuje průměru EU 15.
- Dochází k dalšímu rozevírání cenových nůžek mezi cenami vstupů do zemědělství a cenami zemědělských výrobců.
- Od vstupu ČR do EU většina zemědělských podniků vykazuje kladný výsledek hospodaření, což je ale dáno zahrnutím vyplacených přímých plateb do provozních výnosů podniků.
- Do roku 2008 česká koruna neustále posiluje jak vůči euru, tak i americkému dolaru. To má – kromě jiného – vliv i na saldo agrárního zahraničního obchodu a výši podpor získaných z fondů EU, které jsou vypláceny v eurech.

Tabulka 10 navazuje a shrnuje výstupy předchozí kapitoly pojednávající o makroekonomickém vývoji České republiky, přičemž do kontextu zavádí postavení agrárního sektoru v národním hospodářství. Časová osa sledovaných ukazatelů je rozdělena do tří po sobě jdoucích etap – předvstupní (2001 – 2003), vstupní (2004 – 2006) a etapa přizpůsobení (2007 – 2009), tedy tak, jak se česká agrární politika postupně zapojovala do Společné zemědělské politiky Evropské unie.

Tabulka 10: Vybrané makroekonomické ukazatele a postavení agrárního sektoru v národním hospodářství (2001 – 2009)

	Jednotka	2001-2003	2004-2006	2007-2009
HDP (s.c. 2000)	r/r, %	102,7	105,9	101,5
HDP na obyvatele	EU 27 = 100	71,0	76,0	80,0
míra inflace	průměr, %	2,2	2,4	3,4
CZV	r/r, %	98,7	99,9	100,2
CPV	r/r, %	101,3	101,3	102,5
SC potravin a nealkoh. Nápojů	r/r, %	100,3	101,3	103,0
CV	r/r, %	100,5	103,4	103,0
Obchodní bilance	mld. Kč	-85,9	37,1	134,6
Saldo státního rozpočtu	mld. Kč	-74,2	-82,5	-92,7
Konsolidovaný hrubý dluh sektoru vládních institucí	mld. Kč	682,7	893,8	1 137,0
Obecná míra nezaměstnanosti	%	7,7	7,8	5,5
Nominální devizový kurz CZK/EUR	Kč	32,25	30,01	26,38
Podíl zemědělství, lesnictví a rybolovu na HDP v s.c. 2000	%	3,47	2,98	2,43
Produkce zemědělského odvětví v s.c. 2000	mil. Kč	101 432	106 867	107 253
Produkce zemědělského odvětví v s.c. 2000 včetně ostatních dotací na výrobu (dle SZÚ)	mil. Kč	107 858	122 635	132 827
Podíl AO na celkovém vývozu	%	3,69	3,81	4,39
Podíl AO na celkovém dovozu	%	5,12	5,45	5,85
Saldo agrárního zahraničního obchodu	mld. Kč	-23,05	-30,50	-27,09
Podíl vydání za potraviny, nápoje a tabákové výrobky na celkových spotřebních vydáních domácností	%	25,2	23,6	22,6
Podíl zemědělství, lesnictví a rybolovu na celkovém počtu zaměstnanců v NH	%	4,17	3,61	3,07
Podíl zemědělství na celkových výdajích SR	%	2,48	4,36	4,61
Podíl MZE na celkových výdajích SR	%	2,35	4,59	5,01
Podíl výdajů SR pro zemědělství na HDP v b.c.	%	0,77	1,37	1,42

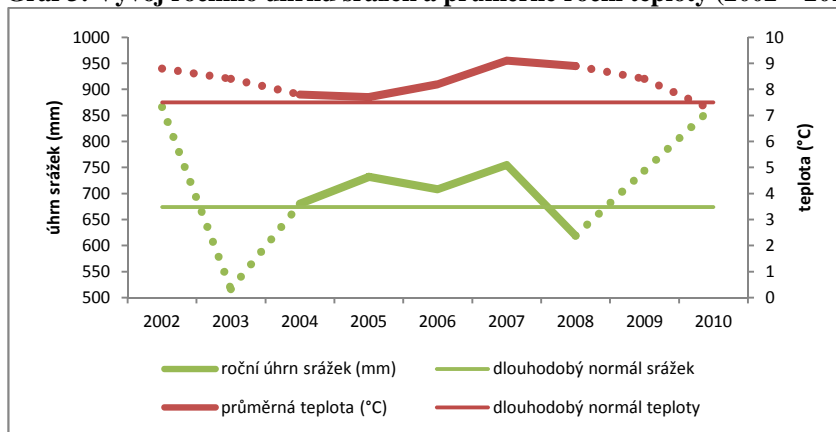
Zdroj: ÚZEI (2010)

6.2.1 Povětrnostní podmínky

I přesto, že v následujícím textu je popsán charakter vývoje počasí za sledované období let 2004 – 2008, je nutné připomenout, že předešlá dvě období markantně ovlivnily celkový vývoj dalších let, a to zejména u rostlinné produkce. Níže uvedený Graf 3 ilustruje vývoj

srážek a teploty ve sledovaném období se zahrnutím dvou období jemu předcházejících a následujících.

Graf 3: Vývoj ročního úhrnu srážek a průměrné roční teploty (2002 – 2010)



Zdroj: ÚZEI (2010)

Zatímco rok 2002 byl poznamenán rozsáhlými povodněmi, během vegetačního období roku 2003 farmáři bojovali s nadprůměrnými teplotami (a tudíž suchem).

I přes tyto komplikace však rok 2004 přinesl vysoké výnosy rostlinné produkce navíc spojené s dobrou kvalitou většiny pěstovaných plodin. I přes tato pozitiva však většina zemědělských podniků měla následně vzhledem k převisu nabídky nad poptávkou problémy s odbytem a poklesem cen.

V následujícím roce 2005 byly povětrnostní podmínky značně rozkolísané, v zimním období se teploty pohybovaly nad dlouhodobým normálem a souvislá sněhová pokrývka spojená s nízkými mrazivými teplotami napadla až na přelomu ledna a února. Všechny tyto faktory měly za následek zhoršení kvality sklizně zemědělské produkce v roce 2005, i přes vyšší výnosy u většiny polních plodin.

Nepříznivý vývoj pokračoval i v roce 2006, avšak k horší kvalitě sklizených plodin se přidal i jejich celkově nižší výnos a pokles realizačních cen rostlinné produkce. Jedním z hlavních důvodů byla dlouhá zima s bohatou sněhovou pokrývkou, která následně odtála v krátkém časovém úseku – to způsobilo nejen lokální záplavy, ale i odplavení povrchových vrstev zeminy. Celkově tak došlo ke zpoždění všech jarních prací u polních plodin, vše bylo umocněno nejprve chladným a vlhkým počasím na jaře, v červenci naopak teplotně nadprůměrným počasím téměř beze srážek. Období sklizně pak bylo neustále

přerušováno, či dokonce odkládáno, z důvodu vytrvalých dešťů, což zvyšovalo sklizňové ztráty a znehodnocovalo produkci. Vyšší náklady byly spojeny i s posklizňovou úpravou a následným dosoušením. Teplotně nadprůměrný zbytek roku umožnil dokončit nezbytné práce a připravit půdu na další období.

Ani rok 2007 nelze charakterizovat jako typický pro jednotlivé pěstitelské oblasti v České republice. Na konci ledna se přes území ČR přehnal orkán Kyrill. Většina měsíců před sklizní byla mimořádně teplá a srážkově podprůměrná, což mělo negativní dopad na výnosy a celkovou kvalitu rostlinné produkce.

V průběhu roku 2008 došlo k mnoha výkyvům. Mírná zima na počátku roku umožnila dřívější nástup setí některých jařin, přispěla však také k většímu nárůstu výskytu plevelů, škůdců a chorob (zejména houbových a virových). K dalšímu poškození produkce (zejména řepky) chorobami došlo v důsledku velmi deštivého počasí v létě, které navíc zpozdilo přípravu půdy na další období. U obilovin bylo i přesto dosaženo vysokých výnosů s dobrou kvalitou.

V průběhu sledovaného období lze stále častěji sledovat extrémní projevy počasí, které jsou s největší pravděpodobností zapříčiněny globálními klimatickými změnami a které mají vliv zejména na výsledky rostlinné produkce. Dle ÚZEI (2010) mají probíhající klimatické změny různé regionální dopady, v jejichž důsledku dochází k postupné změně regionálních podmínek pro rostlinnou výrobu.

6.2.2 Zemědělská politika

Podmínky Společné zemědělské politiky pro Českou republiku vycházejí z přístupové smlouvy mezi ČR a EU z dubna 2003 a z reformy SZP z října stejného roku a vztahují se na produkční limity, distribuci přímých plateb a strukturálních podpor. Většina podmínek platí do doby vyrovnání úrovně přímých plateb v ČR s úrovní EU 15.

Mezi hlavní cíle reformy SZP, která následně ovlivňuje i celkový vývoj českého agrárního sektoru, patří následující:

- Zvýšení konkurenceschopnosti zemědělství posunutím intervenčních systémů na trhu na úroveň skutečné „záchranné sítě“.

- Rozvoj tržně orientovaného a udržitelného zemědělství zavedením sdružené, od produkce oddělené platby na farmu.
- Posílení rozvoje venkova modulací podpor, tj. převedením prostředků z podpory cen a příjmů do strukturálních podpor.
- Zlepšení bezpečnosti a kvality potravin, pohody zvířat a vztahu zemědělství k životnímu prostředí. (MZE ČR, 2004)

Právě kvůli opatřením reformy SZP je agrární politika ČR po vstupu do EU (tj. přijetí SZP a jejích závazků) rozdělena do tří časově navazujících období.

1. Vstupní etapa (2004 – 2006),
2. Etapa přizpůsobení (2007 – 2010),
3. Etapa vyrovnání (2011 – 2013).

I přesto, že období po vstupu ČR do EU je rozděleno do tří celků, celým obdobím se prolínají tyto základní cíle agrární politiky ČR:

- Zvyšování konkurenceschopnosti zemědělství a potravinářského průmyslu ČR vůči zemím EU a třetím zemím.
- Zachování přiměřené zaměstnanosti v zemědělství a zlepšení životní úrovně zemědělské populace.
- Snižování rizik opouštění zemědělské půdy (s preferencí konzervace dočasně nadbytečné zemědělské půdy pro možné budoucí zemědělské využití).
- Zvyšování schopnosti zemědělsky užívaných ploch zadržovat vodu stimulováním přeměny orné půdy na trvalé travní porosty.
- Zlepšení kvality a čistoty povrchových a podzemních vod.
- Soustavné zvyšování biologické rozmanitosti, kvality a biotopické hodnoty zemědělského půdního fondu ČR.
- Zvyšování podílu obnovitelných zdrojů energie ze zemědělství na celkové spotřebě energie v ČR. (MZE ČR, 2004)

V průběhu vstupní etapy bylo snahou v České republice zavádět Zásady správné zemědělské praxe, jejichž dodržování a uplatňování je nutnou podmínkou pro poskytování přímých plateb, které právě v tomto období zemědělští výrobci mohli začít čerpat. V rámci vstupní etapy uplatňovala Česká republika následující agrárně-politické nástroje:

1. Přímé platby:

- Zjednodušený systém přímých plateb plně oddělených od produkce (*Single Area Payment Scheme, SAPS*). Tato platba je poskytována všem zemědělským subjektům, které o ni požádají a kteří obhospodařují zemědělskou půdu (podmínkou je, že tato musí být vedena v systému LPIS a její výměra je větší než 1 ha), přičemž jsou hrazeny z fondů Evropské unie a zdrojů České republiky. Jedná se o nárokové platby.
- Národní doplňkové přímé platby (*Complementary National Direct Payments, CNDP*, v ČR označováno jako tzv. TOP-UP platby). Národní doplňkové platby jsou poskytovány k přímým podporám SAPS a jsou plně hrazeny z rozpočtu České republiky. Tento typ podpory je určen pro komodity, které byly v systému SAPS znevýhodněny oproti systému plných přímých podpor v původních zemích Evropské unie.¹⁸ Výplata platby TOP-UP je podmíněna přiznáním platby SAPS.

2. Horizontální plán rozvoje venkova (*Horizontal Rural Development Plan, HRDP*) byl kofinancován skrze Evropský zemědělský podpůrný a záruční fond (*European Agricultural Guidance and Guarantee Fund, EAGGF*) – sekce záruční a národní zdroje (podmínkou je 20 % podíl na kofinancování z národních zdrojů) a platby zemědělcům byly nárokové (v oblasti LFA, AEO). HRDP byl zaměřen na neinvestiční charakter činností, jejichž společným hlavním cílem je „Trvale udržitelný rozvoj zemědělství, venkova a jeho přírodních zdrojů“. Daný cíl byl dosahován skrze tato opatření – předčasné ukončení zemědělské činnosti, méně příznivé oblasti a oblasti s environmentálními omezeními (LFA), agroenvironmentální opatření (AEO), lesnictví, zakládání skupin výrobců a technická pomoc (toto opatření však bylo realizováno pouze na národní úrovni a z národních zdrojů).

3. Operační program Rozvoj venkova a multifunkční zemědělství navazoval na předvstupní program SAPARD (*Special Accession Programm for Agricultural and Rural Development*), byl kofinancován z EAGGF – sekce orientační a Finančního nástroje na podporu rybolovu (*Financial Instrument for Fisheries Guidance, FIFG*). Smyslem tohoto programu byla podpora zemědělské prvovýroby a zpracování zemědělských produktů, podpora lesního a vodního hospodářství a zajištění trvale

¹⁸ V rámci vstupní etapy se jednalo o následující komodity: chmel, len na vlákno, některé plodiny na orné půdě, přežvýkavci, bramborový škrob, orná půda, chmelnice, bahnice a kozy, krávy bez tržní produkce mléka, osivo pícnin a lnu.

udržitelného rozvoje venkova, přičemž pokrýval celé území ČR mimo hlavního města Prahy. Oproti předchozímu programu se jednalo o program nenárokový, zaměřený na investiční aktivity.

4. Národní podpory (*State Aid*) – jedná se např. o „zelenou naftu“, podpory Podpůrného garančního rolnického a lesnického fondu (PGRLF, dotace úroků z úvěrů, podpora nákupu nestátní zemědělské půdy), komoditní podpory, podpory tzv. obecných služeb. Každý druh podpor podléhá schválení Evropskou komisí a je poté zařazen do registru národních podpor EU.
5. Tržní opatření – jedná se především o vývozní subvence a podpory soukromého skladování zásob. Veškeré podpory tržních cen jsou hrazeny ze zdrojů EU.

Etapa přizpůsobení měla být zaměřena na transformaci systému výplaty přímých plateb na nový reformní systém SPS (*Single Payment Scheme*), který je založen na regionální implementaci (tj. rozdělní národní obálky mezi jednotlivé regiony ČR). Povinností zemědělců je přitom dodržovat zásady správné zemědělské praxe, resp. dobrovolně přijaté zásady *cross compliance*. Právě přijetí *cross compliance* pro poskytování přímých plateb směřuje české zemědělství k větší orientaci na životní prostředí, pohodu zvířat a bezpečnost potravin. Zároveň byla respektována dohodnutá přechodná období pro povinné části *acquis*. V rámci etapy přizpůsobení ČR uplatňovala tyto agrárně-politické nástroje:

1. Přímé platby:
 - Zjednodušený systém přímých plateb plně oddělených od produkce (SAPS).
 - Národní doplňkové přímé platby (CNDP, resp. TOP-UP).
2. Program rozvoje venkova (PRV) navazuje na operační program Rozvoj venkova a multifunkční zemědělství a Horizontální plán rozvoje venkova. Tento program je určený pro programovací období 2007 – 2013 a je plně financován z rozpočtu Evropské unie – z Evropského fondu pro rozvoj venkova (*European Fund for Rural Development*, EAFRD, nejedná se o strukturální fond). V rámci tohoto programu existují dvě skupiny opatření – nenároková investiční (dotaci je možné získat na základě předložení projektu, po jehož realizaci žadatel obdrží finanční příspěvek), či nároková neinvestiční (pokud žadatel podá žádost a splní stanovené podmínky, získá dotaci).

3. Operační program Rybářství je novým programem pro programovací období let 2007 – 2013, který se vztahuje na celé území ČR s výjimkou hlavního města Prahy a na základě kterého je čerpána podpora z Evropského rybářského fondu (*European Fisheries Fund*, EFF). Smyslem je posílení konkurenceschopnosti rybářství, zachování stávající produkce ryb společně se zachováním stávající úrovně zaměstnanosti v daném odvětví.
4. Národní podpory
5. Tržní opatření

Etapa vyrovnání předpokládá, že po roce 2011 bude agrární politika České republiky plně podřízena reformované Společné zemědělské politice EU a přímé podpory budou plně hrazeny ze zdrojů EU při uplatnění modulace (tj. převod části podpor větších podniků do strukturálních podpor) a povinném respektování podmínek *cross compliance*.

Zpráva ÚZEI (2010) udává, že průměrné roční rozpočtové výdaje na podporu agrárního sektoru se v období 2004 – 2009 zvýšily reálně o přibližně 55 % oproti předvstupnímu období (tj. téměř o 15 mld. Kč), roční podpory zemědělství pak zhruba o 80 %. Od roku 2007 převyšují výdaje z rozpočtu EU výdaje z národních zdrojů.

Z hlediska Společné zemědělské politiky se po vstupu ČR do EU zvýšily podpory v rámci obou Pilířů, markantní nárůst byl zaznamenán především u Pilíře II (více než 105 %, zatímco v Pilíři I dosahovaná výše podpor vzrostla „pouze“ o 75 %). Oba Pilíře i nadále zůstávají dominantou z hlediska podílu na celkových podporách (cca 60 %).

Většina poskytnutých podpor je dlouhodobě alokována především do zlepšení ekonomické výkonnosti zemědělských podniků, druhý největší objem podpor souvisí se zlepšováním vztahu zemědělství k životnímu prostředí a venkovským oblastem (nicméně velká část těchto podpor se týká plateb LFA, jejichž smyslem je kombinace účinků obou Pilířů). Zatímco v předvstupním období byla velká část podpor zaměřena na investiční charakter činností – tj. modernizaci a restrukturalizaci, po vstupu do EU roste podíl výdajů na zlepšení vztahu zemědělství a životního prostředí. Přehled základních dotačních titulů vyplácených zemědělským podnikům v České republice uvádí následující Tabulka 11.

Tabulka 11: Vývoj základních dotačních titulů v České republice (2004 – 2010)

	Jednotka	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
SAPS								
výše sazby	Kč/ha ZP	1 830,4	2 110,7	2 517,8	2 791,5	3 072,7	3 710,0	4 060,8
počet žadajících subjektů		5 544	20 228	21 128	21 990	23 655	24 756	25 889
velikost ZP	Tis. ha	2,98	3,42	387,36	3 500,2	3 511,5	3 514,7	3 517,2
celkový objem	Mil. Kč	3 524,5	7 348,7	8 768,9	9 768,5	10 777,3	13 012,9	14 278,0
TOP-UP								
počet žadajících subjektů		0,0	16 837	17 178	18 202	23 390	24 624	25 889
celkový objem	Mil. Kč	0,0	6 790,7	7 278,3	7 181,5	6 929,8	6 228,8	3 561,4
LFA								
počet žadajících subjektů		1 379	8 684	8 853	9 876	10 333	11 003	11 589
celkový objem	Mil. Kč	658,2	2 796,6	2 861,5	2 774,3	2 687,9	2 814,7	38 132,1
AEO								
počet žadajících subjektů		8 182	10 549	11 899	3 290	15 257	13 896	15 649
celkový objem	Mil. Kč	3 008,6	3 188,3	3 488,7	1 347,3	4 638,8	6 360,0	4 434 180,8

Pozn.: Jednotlivá období jsou vždy součtem financování v řádném období a dofinancováním během následujících let. Nejnovější údaje jsou brány z ročenky MZE ČR – Zemědělství 2011, lze proto předpokládat, že část finančních prostředků v jednotlivých letech období let 2004-2010 bude vyplacena i v následujících letech, tudíž tento stav není konečným výsledkem vyplacených finančních prostředků za sledované období.

Zdroj: vlastní zpracování dle MZE ČR

6.2.3 Cenový vývoj

Charakteristika povětrnostních podmínek napovídá, že ani jeden rok v průběhu sledovaného období nelze charakterizovat jako průměrný či stabilní. Veškeré výše uvedené faktory společně s otevřením evropského trhu českým farmářům a s tím spojeným zesílením konkurenčních tlaků či přílivem dotačních prostředků, měly zásadní vliv na cenový vývoj a postavení zemědělského sektoru v rámci ostatních odvětví národního hospodářství jako takového (viz vývoj meziročních indexů cen v Tabulce 12).

Tabulka 12: Vývoj meziročních indexů cen (2002-2010)

Meziroční růst (%)	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
CZV – z toho:	90,5	97,1	108,1	90,8	102,2	116,8	108,8	75,2	105,4
• RV	X	99,0	111,6	75,0	113,3	132,8	111,8	67,8	106,3
• ŽV	X	96,0	106,1	100,4	97,1	101,7	105,1	84,9	104,4
CV	X	98,4	106,8	103,0	100,4	105,9	110,8	92,6	98,2
CPV	X	100,1	100,6	100,0	100,2	100,4	100,0	99,9	100,3
SC	101,8	100,1	102,8	101,9	102,5	102,8	106,3	101,0	101,5

Zdroj: ČSÚ

Zpráva ÚZEI (2010) udává, že zatímco v předvstupním období klesaly meziročně ceny zemědělských výrobců v průměru o 1,3 %, ceny vstupů do zemědělství rostly o 0,5 %. To ve svém důsledku vedlo ke zhoršování cenových relací o 1,8 % ročně.

Ve sledovaném období byl rozdíl mezi růstem cen vstupů a cen zemědělských výrobců vyrovnaný, zatímco vstupy rostly přibližně o 0,38 %, ceny zemědělských výrobců rostly o 0,34 %. I přesto lze konstatovat rozevírání cenových nůžek, které bylo umocněno v roce 2009, kdy došlo k výraznému propadu cen zemědělských výrobců o 25 % oproti předchozímu roku. Významným byl také rok 2007, kdy v důsledku silné poptávky na světových trzích došlo v druhé polovině roku k velkému nárůstu odbytových cen u téměř všech tržních rostlinných komodit. Růst cen v tomto roce byl dále vyvolán spekulacemi, které se odvíjely od volných finančních prostředků na burzách cenných papírů a jejich přelivu do burz komoditních.

Vývoj spotřebitelských cen potravin je od vstupu do EU poznamenán neustále rostoucím konkurenčním bojem mezi jednotlivými maloobchodními dodavateli – zejména mezinárodními řetězci, jejichž vyjednávací síla působí jak vertikálně na jejich menší konkurenty, kteří nemohou o zákazníky bojovat se stejnou cenou, tak i horizontálně, kdy většina rizik spojená s obchodem je přenášena na dodavatele. Konečná cena pro spotřebitele je kromě jiného snižována i v důsledku tlaku na snížení dodavatelských cen. Na druhou stranu však právě díky těmto nadnárodním korporacím došlo k výraznému rozšíření sortimentu a celkovému zvýšení kvality nabízených služeb (především ve městech, na venkově tento trend není tak výrazný). V poslední době však zároveň roste počet případů deklarujících sníženou kvalitu některých potravin.

Domácí poptávka po potravinách se po vstupu ČR do EU prakticky nezměnila, případné změny v poptávce jsou spíše než vstupu do EU přisuzovány vnitřnímu ekonomickému vývoji majícímu vliv na poptávku po potravinách (vývoj cen potravin vs. celkové příjmy obyvatel).

Po vstupu do EU došlo ke zvýšení spotřeby ovoce a zeleniny, snížení spotřeby cukru, dalšímu snížení spotřeby hovězího masa, zvýšení spotřeby kuřecího masa a vepřového masa (rozdíl oproti předvstupnímu období, kdy spotřeba vepřového masa klesala), roste poptávka po zemědělské biomase pro energetické využití, pomalu stoupá i význam ekologického zemědělství a biopotravin.

6.2.4 Podnikatelská struktura

Obecně lze organizační strukturu českých zemědělských podniků charakterizovat jako dosti odlišnou od původních členských států EU 15. Z tohoto pohledu mají i po vstupu ČR do EU hlavní váhu podniky právnických osob (zejména v živočišné výrobě – v roce 2004 připadalo na tyto podniky 78 % z celkového počtu stavů skotu v ČR) – oproti tomu v zemích EU 15 se jedná o rodinné farmy malé a střední velikosti. V roce přistoupení ČR do EU došlo z hlediska právní formy k mírnému poklesu počtu družstev a mírnému nárůstu podniků fyzických osob a obchodních společností. K markantnímu téměř dvounásobnému nárůstu podniků fyzických osob došlo v roce 2005, od té doby se jejich počet zvyšuje jen mírně (blíže viz Tabulka 13).

Tabulka 13: Vývoj podnikatelské struktury zemědělských podniků v ČR (2004 – 2010)

	Počet podniků				Velikost obhospodařované zp (%)			
	2000	2004	2008	2010	2000	2004	2008	2010
Fyzické osoby:	24 053	23 363	41 440	42 929	25,8	27	29,9	29,6
- SHR	20 115	20 099	28 968	27 979	23,5	24,6	28,2	27,8
Právnické osoby:	2 587	2 716	3 393	3 548	74,2	73	70,1	70,4
- obchodní společnosti:	1 726	1 936	2 609	2 755	43,7	45,2	45,9	46,1
o s.r.o.	1 171	1 339	1 920	2 076	21,7	22	22,8	23,2
o a.s.	519	564	646	639	21,6	22,7	22,8	22,6
- družstva	723	654	588	575	29,3	25,5	23,3	23,4

Zdroj: vlastní zpracování dle MZE ČR

Velikostní struktura českého zemědělství má dlouhodobě výrazně duální charakter – na velký počet malých podniků připadá pouze malé procento výměry obhospodařované zemědělské půdy a naopak. Dle MZE ČR (2004) 70 % podniků (malých, s výměrou do 50 ha) obhospodařuje 2,3 % zemědělské půdy, 2,1 % podniků (velkých, s výměrou nad 50 ha) obhospodařuje 60 % zemědělské půdy. Průměrná výměra zemědělské půdy přitom činí 71 ha, při zohlednění vah velikostních skupin podniků pak 1 507 ha.

6.2.5 Pracovní síly

Mezi hlavní strukturální problémy odvětví zemědělství patří stárnutí zemědělské populace. Zatímco podíl pracovníků v předdůchodovém a důchodovém věku se neustále zvyšuje (viz Tabulka 14), podíl mladých pracovníků na celkovém počtu pravidelně zaměstnaných klesá, a to zejména z důvodů neatraktivnosti a slabé perspektivy odvětví zemědělství z pohledu mladých lidí. Z tohoto důvodu lze usuzovat na neefektivnost podpor plynoucích ze strukturálních fondů pro mladé zemědělce.¹⁹

Tabulka 14: Podíl jednotlivých skupin pracovníků v zemědělství (2000, 2010)

	Jednotka	2000	2010
Mladí lidé	%	22,9	20,1
Střední produktivní generace	%	63,6	49,0
Lidé v předdůchodovém a důchodovém věku	%	13,5	30,9

Zdroj: ČSÚ – Agrocenzus (2010)

Neochota mladých lidí pracovat v sektoru zemědělství je podporována i dlouhodobou mzdovou disparitou odvětví zemědělství oproti ostatním odvětvím národního hospodářství. I přesto, že hrubá měsíční mzda neustále roste a zvyšuje se i její podíl na průměrné mzdě za celé národní hospodářství, stále tento rozdíl činí v průměru přibližně 25 % (viz Tabulka 15).

¹⁹ Další nevýhodu podpor ze strukturálních fondů EU lze spatřovat v jejich účelu – tyto jsou cíleny pouze na mladé zemědělce – fyzické osoby, nikoliv právnické.

Tabulka 15: Vývoj hrubých měsíčních mezd zaměstnanců v národním hospodářství a sektoru zemědělství (2004 – 2010)

	Jednotka	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Národní hospodářství	Kč	17 490	17 761	18 889	20 333	21 931	22 663	23 123
Zemědělství, lesnictví a rybnářství	Kč	12 930	13 580	14 368	15 782	17 477	17 321	17 693
Relace mezd zemědělství / NH	%	73,9	76,5	76,1	77,6	79,7	76,4	76,5

Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

V průběhu období let 2000 – 2010 došlo ke snížení počtu pracujících v zemědělství o 16,4 % (36 593 osob) – viz Tabulka 16, a to především z důvodů útlumu chovů hlavních druhů hospodářských zvířat v odvětví živočišné výroby a tlakem na vyšší efektivnost výroby. Současně se ukazuje, že některé politiky Evropské unie působí protichůdně – v tomto případě lze poukázat na platby LFA podporující extenzivní způsob hospodaření s cílem údržby krajiny, díky čemuž ale zároveň dochází k redukci pracovních míst.

Tabulka 16: Vývoj počtu pracujících osob v národním hospodářství a sektoru zemědělství (2004 – 2010)

	Jednotka	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Národní hospodářství	tis., fyzické osoby	X	4 030,2	4 069,1	4 132,5	4 172,0	3 955,2	3 920,2
Zemědělství, lesnictví a rybnářství	tis., fyzické osoby	X	144,3	141,0	132,0	122,2	112,9	107,8
Zemědělství, lesnictví a rybnářství	tis., přepočtené počty	x	140,5	136,9	128,7	119,3	110,1	105,4

Zdroj: ČSÚ

Podniky fyzických osob častěji upřednostňují výpomoc ze strany rodinných příslušníků před zaměstnanci či pracovníky najatými na základě dohod vykonávaných mimo pracovní poměr (zaměstnávají registrované nezaměstnané). Zatímco pokles podílu zaměstnanců v průběhu výše uvedené periody činil 4,7 % z původních 16,2 %, výpomoc ze strany rodinných příslušníků vzrostla o 7,9 % na 40,3 % v roce 2010.

U podniků právnických osob došlo ke snížení celkového počtu pracujících o téměř 20 % na 128,5 tis. v roce 2010, resp. o 35,7 % na 83,1 tis. pravidelně zaměstnaných jedinců. Vzhledem k sezónnosti některých zemědělských prací dávají podniky často přednost najímání pracovní síly (na krátkodobé činnosti s vysokým podílem ruční práce – jedná se o krátkodobé brigády či najímání agenturních pracovníků). I přes výše uvedený výrazný

pokles pracovníků v klasickém zaměstnaneckém poměru zaujímá stále tento typ hlavní postavení v rámci struktury pracovníků u podniků právnických osob (62,7 % v roce 2010).

6.2.6 Zemědělský půdní fond

Zájem o zemědělskou půdu ve sledovaném období po vstupu České republiky do EU i nadále rostl – zatímco zemědělská půda vedená v registru LPIS vzrostla proti předvstupnímu období o 20 tis. ha, neobhospodařovaná půda klesla o 149 tis. ha, což je dáno především stimulací ze strany Evropské unie a státu – vyšší podpor vázaných na velikost obhospodařované půdy²⁰ a částečným otevřením trhu s půdou pro cizince. Kromě toho je dále podporován nákup nestátní zemědělské půdy skrze finanční podpory z fondu PGRLF (do roku 2012). Na druhou stranu však tempo úbytku půdy roste (jedná se především o převod na nezemědělské využití půdy).

Po vstupu ČR do EU dochází k celkovému poklesu výměry orné půdy a chmelnic, naopak významně roste podíl trvalých travních porostů a vinic (blíže viz Tabulka 17).

Tabulka 17: Struktura využití zemědělské půdy po vstupu do Evropské unie 2003-2010, ha)

	2003	2004	2008	2010	Index 2010/2003	Index 2010/2004
Zemědělská půda						
- z toho:	4 269 218	4 264 573	4 244 081	4 233 501	99,2	99,3
orná půda	3 062 009	3 054 654	3 025 597	3 008 090	98,2	98,5
chmelnice	11 063	11 045	10 762	10 552	95,4	95,5
zahrady	161 186	161 548	162 642	163 010	101,1	100,9
vinice	16 740	18 278	19 131	19 434	116,1	106,3
ovocné sady	47 593	47 300	46 231	46 556	97,8	98,4
TTP	970 627	971 748	979 718	985 859	101,6	101,5

Zdroj: vlastní zpracování dle MZE ČR

Dalším fenoménem ve vztahu k půdě po vstupu do Evropské unie je měnící se struktura z hlediska vlastnictví. Rozprodej státní půdy (do konce roku 2009 stát zprivatizoval 82 % zemědělské půdy vlastněné státem, převážně fyzickým osobám) má za následek nárůst podílu půdy, která je vlastněna a obhospodařována zemědělskými podnikateli. Většina zemědělské půdy je přitom pronajímána – v roce 2004 činil podíl najaté půdy 89,3 %.

²⁰ Dá se však předpokládat, že se zavedením *cross compliance* již nebude docházet k dalšímu nárůstu evidované výměry obhospodařované zemědělské půdy.

Vzhledem k limitované nabídce zemědělské půdy, nárůstu plateb vázaných na velikost obhospodařované půdy a konkurenci o využití půdy dochází k nárůstu pachtovného. Původní rozdíly mezi podniky právnických a fyzických osob se postupně stírají – dle informací ÚZEI (2010) vzrostl od roku 2004 průměrný pacht o více než 60 % u podniků právnických osob, resp. 36 % u podniků fyzických osob. Průměrné nájemné bylo v roce 2010 ve výši 57 EUR/ha zemědělské půdy, což je srovnatelné s ostatními novými členskými státy Evropské unie, avšak stále nižší než v zemích EU 15.

Krom cen nájemného docházelo ve sledovaném období ke změnám i v cenách tržních – kupní ceny pozemků rostly v průměru o 5 – 10 %, přičemž vyšší kupní ceny byly realizovány u pozemků o výměře do 1 ha. I přesto, že jednotlivé zdroje se liší v uváděných kupních cenách půdy, lze konstatovat, že průměrná kupní cena půdy vzrostla od vstupu České republiky do EU do roku 2010 přibližně o 74 % (s meziročním nárůstem o 8 %) (MZE ČR, 2010).

Zemědělský půdní fond lze kategorizovat i z pohledu rozdělení na příznivé a méně příznivé oblasti (LFA) – viz Tabulka 18. V tomto případě došlo však společně se vstupem ČR do EU k zásadní změně – zatímco do roku 2003 byla převážná část zemědělské půdy (více než 60 %) zařazena do méně příznivých oblastí, v roce 2004 došlo ke zpřesnění metodiky vymezení těchto oblastí, čímž se podíl LFA oblastí na celkové výměře zemědělského půdního fondu snížil meziročně o 10 %.

Tabulka 18: Vývoj stavu oblastí LFA (2004 – 2010)

	Jednotka	2003	2004	2008	2010
Podíl LFA na ZP ČR	%	60,21	50,15	49,93	50,4
- z toho TPP	%	x	x	85,7	86,7

Zdroj: vlastní zpracování dle MZE ČR

Oblasti LFA jsou podporovány z agroenvironmentálních programů (HRDP, PRV) i z fondu PGRLF²¹. Obecně v průběhu sledovaného období dochází k postupné diferenciaci ekonomické situace podniků hospodařících v LFA od ostatních podniků, což je dáno různou úrovní podpor. Dle MZE ČR (2010) z dosažených výsledků vyplývá, že v posledních letech je za daných agrárně-politických podmínek výhodné provozovat

²¹ Jedná se o dotace úroků z překlennovacích úvěrů pro subjekty hospodařící v LFA.

v méně příznivých oblastech extenzivní způsob hospodaření se zaměřením na chov přežvýkavců (s intenzitou cca 0,5 DJ/ha krmných plodin) při současném zapojení do aktuálních agroenvironmentálních programů, naopak nevýhodné je v oblastech LFA provozovat smíšenou zemědělskou výrobu v malých farmách (pro tyto podniky je charakteristická vyšší pracovní náročnost).

I význam ekologického zemědělství postupně roste – zatímco v roce 2004 ekologické zemědělství obhospodařovalo 6,16 % celkové výměry zemědělské půdy, v roce 2010 to bylo již o 4,43 % více. V režimu ekologického zemědělství dlouhodobě dominují plochy trvalých travních porostů, i přesto, že došlo k mírnému snížení jejich podílu na celkové výměře ekologicky obhospodařované půdy (90 % v roce 2007 ku 86,4 % v roce 2010). Od roku 2007 je ekologické zemědělství (kromě jiného) podporováno taktéž bodovým zvýhodněním při hodnocení investičních projektů v rámci PRV (Osa I a III).

6.2.7 Zemědělská produkce

Produkční rozměr českého zemědělství je ovlivňován nejen ekonomickými, ale i klimatickými podmínkami. Jelikož méně příznivé oblasti představují přibližně 50 % podíl na celkové výměře zemědělské půdy a větší část zemědělských podniků v těchto oblastech se zaměřuje na extenzivní způsob hospodaření, dochází tak k významnému ovlivňování intenzity výroby, která je tak v České republice nižší než ve většině ostatních členských států.

Zemědělská produkce po vstupu ČR do EU dosahovala v období let 2004 – 2010 ročního průměru 103,5 mld. Kč v běžných cenách a oproti předvstupnímu období let 2001 – 2003 vzrostla v průměru o 3,97 % (viz Tabulka 19).

Zatímco v předvstupním období byl podíl rostlinné a živočišné produkce prakticky vyrovnaný, po vstupu ČR do EU se podíl rostlinné produkce zvýšil na 54,6 %, živočišná produkce naopak klesla na 45,4 % podílu na celkové zemědělské produkci. Tento vývoj je zapříčiněn dlouhodobým poklesem objemu živočišné výroby, zejména pak vepřového masa (ÚZEI, 2010). Změna výrobní struktury je však částečně cíleně podporována i poskytovanými dotačními prostředky ze strany EU.

Nejvyšších hodnot zemědělské produkce bylo dosaženo v roce 2007 vlivem již dříve diskutovaného nárůstu cen zemědělských výrobců (především obilovin, olejnin, brambor a mléka). Naopak silný pokles cen zemědělských výrobců v roce 2009 zapříčinil, že tento rok celková hodnota zemědělské produkce dosáhla nejhorších výsledků po vstupu České republiky do Evropské unie.

Tabulka 19: Zemědělská produkce ČR (2001-2010, b.c., mil. Kč)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Zemědělská produkce (RV+ŽV)	111 879	97 661	97 279	115 552	114 926	93 298	93 990
Rostlinná produkce	63 010	49 962	49 484	66 401	62 509	51 051	53 477
Živočišná produkce	48 869	47 699	47 795	49 151	52 417	42 247	40 513

	Průměr 2001-2003	Průměr 2004-2010	Index
	(mil. Kč)	(mil. Kč)	(%)
Zemědělská produkce (RV+ŽV)	99 560	103 512	103,97
Rostlinná produkce	50 057	56 556	112,98
Živočišná produkce	49 503	46 956	94,85

Zdroj: vlastní zpracování dle MZE ČR

Rostlinná výroba po vstupu České republiky do Evropské unie je založena zejména na produkci obilovin (podíl na RV přibližně 42 %) a dále olejnin (podíl na RV přibližně 16 %). U těchto komodit byl ve sledovaném období zaznamenán jak růst cen zemědělských výrobců, tak i nárůst objemu produkce. Mezi komodity, u kterých došlo k výraznému útlumu, patří cukrová řepa, jejíž produkce v důsledku cukerní reformy EU po roce 2004 klesla o více než polovinu oproti předvstupnímu období.

Živočišná výroba je od roku 2004 založena na produkci mléka, jehož podíl vzrostl na téměř 43 % za sledované období, došlo tak k téměř 4 % nárůstu oproti předvstupnímu období, což je dáno zejména podporou státu formou přímých plateb na VDJ (velká dobytčí jednotka) a zároveň subvencí exportu mlékárenských výrobků (ÚZEI, 2010). Chov prasat se v předvstupním období podílel na celkové zemědělské produkci 32 %, od roku 2004 se hodnota produkce v chovu prasat snížila v průměru o 26 %.

6.3 Ekonomické výsledky sektoru zemědělství

Vlivem produkčních podpor plynoucích do sektoru zemědělství po roce 2004 došlo k výraznému zlepšení celkových ekonomických výsledků. Bez zahrnutí provozních dotací by však většina podniků generovala záporný důchod ze zemědělské činnosti. Na celkovém zlepšení hospodaření zemědělských podniků se dále podílely i investiční dotace, jejich vliv je patrný zejména v předvstupním a vstupním období. Přehled základních ukazatelů Společného zemědělského účtu (SZÚ) ukazuje Tabulka 20.

Poprvé od roku 2004 došlo v letech 2009 a 2010 ke snížení cen vstupů a zároveň poklesu mezispotřeby – zemědělské podniky reagovaly na ekonomickou krizi úsporou materiálových vstupů, čímž přispěly k tvorbě pozitivního podnikatelského důchodu celého sektoru (MZE ČR, 2010).

Tabulka 20: Přehled základních ukazatelů SZÚ (mil. Kč)

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Rostlinná produkce	43 927	63 011	49 962	49 484	66 401	62 509	51 515	56 951
Živočišná produkce	46 376	48 868	47 698	47 795	49 151	52 417	42 402	40 958
Zemědělská produkce CELKEM	91 638	113 330	99 825	99 626	117 878	117 582	96 119	100 617
Nezemědělské vedlejší činnosti	2 033	2 422	3 068	2 640	2 304	2 194	1 697	2 057
Produkce zemědělského odvětví	93 671	115 752	102 893	102 265	120 182	119 776	97 816	102 674
Mezispotřeba	66 082	75 897	75 600	76 519	86 633	88 908	78 684	77 184
HPH v základních cenách	27 589	39 855	27 293	25 747	33 550	30 869	19 132	25 489
Spotřeba fixního kapitálu	10 804	11 813	12 992	13 501	14 181	14 610	14 211	14 255
ČPH v základních cenách	16 785	28 042	14 300	12 246	19 369	16 269	4 921	11 235
Náhrady zaměstnancům	18 840	19 160	20 153	20 559	24 362	26 056	24 636	23 984
Ostatní daně na výrobu	3 932	4 215	1 564	1 464	1 397	1 192	1 265	1 364
Ostatní dotace na výrobu	7 271	7 158	19 025	21 123	20 647	25 576	28 674	26 845
Důchod z faktorů	20 123	30 985	31 762	31 905	38 618	40 642	32 330	36 715
Čistý provozní přebytek	1 284	11 825	11 608	11 346	14 256	14 586	7 695	12 731
Podnikatelský důchod	-2 463	8 558	7 609	7 178	10 009	10 143	2 840	7 713
Důchod z faktorů / 1 AWU	133,6	189,4	209,1	215,7	279,6	300,4	282,1	337,5
Počet AWU	150,6	163,6	151,9	147,9	138,1	135,3	144,6	108,8

Zdroj: vlastní zpracování dle MZE ČR

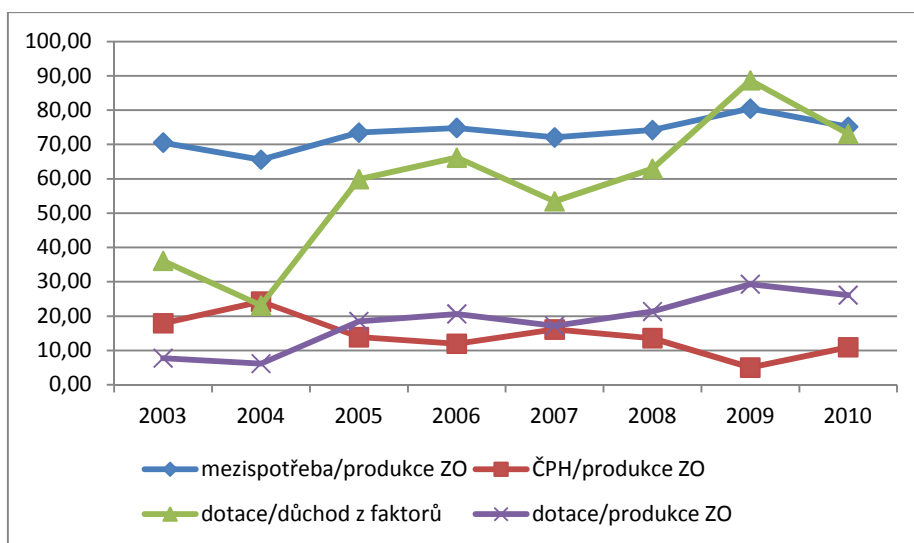
Důchod z faktorů v roce 2004 meziročně vzrostl o téměř 60 %, v přepočtu na 1 pracovníka AWU (*Annual Working Unit*, roční pracovní jednotka) o 67 %. Na tomto výsledku se podílel především nárůstu zemědělské produkce (zejména rostlinné – o více než 40 %) a zároveň výše zmiňované provozní dotace zahrnuté v položce SZÚ - Ostatní dotace (a daně) na výrobu.

Produkční podpory tak významně ovlivnily i celkový výsledek SZÚ – Podnikatelský důchod. Zatímco v předvstupním období dosahoval podnikatelský důchod sektoru zemědělství převážně záporných hodnot, po přistoupení do EU došlo k meziročnímu nárůstu o téměř 350 %. Všeobecně tak dochází ke zvyšování závislosti důchodu z faktorů na produkčních podporách. Podíl ostatních dotací na výrobu se na důchodu z faktorů v roce 2010 podílel více než 73 % oproti 36 % v roce 2003.

Z hlediska čisté přidané hodnoty na jednoho pracovníka AWU došlo ve sledovaném období k poklesu, na který všeobecně negativním způsobem působil rok 2009 (nástup ekonomické krize spojený s poklesem hodnoty rostlinných i živočišných komodit). Příčinou poklesu tohoto ukazatele obecně pak byl nárůst nákladových položek v rámci Společného zemědělského účtu – mezispotřeby a spotřeby fixního kapitálu. Negativně působila taktéž dlouhodobě klesající hodnota živočišné produkce.

Graf 4 představuje meziroční změny základních ukazatelů SZÚ v letech 2003 – 2010.

Graf 4: Vývoj meziročních změn základních ukazatelů SZÚ (%)



Zdroj: vlastní zpracování dle MZE ČR

7 Metodický přístup a datová základna

Analýza produktivity a efektivnosti vybraných zemědělských podniků právnických osob v České republice je provedena s využitím metodického aparátu charakterizovaného v kapitole 7.1. Vytvořená databáze nutná pro uskutečnění této analýzy vychází z kompozice dat vybraných z databází identifikovaných v kapitole 7.2, na kterou navazuje kapitola 7.3 zahrnující deklaraci proměnných vstupujících do modelu, popis tvorby finální databáze a charakteristiku vytvořeného datového souboru.

7.1 Metodický přístup k řešení problematice

Pro modelování odhadu technické efektivnosti byl na základě komparační analýzy v subkapitole 4.2.2. zvolen stochastický hraniční přístup (SFA) s využitím panelových dat vybrané skupiny zemědělských podniků České republiky.

7.1.1 Stochastická hraniční produkční funkce

Konceptem hraniční funkce se v produkční teorii zabývají – jak již bylo řečeno – dvě metody. Jedná se o analýzu obalových dat (DEA, Data Envelopment Analysis) a analýzu stochastické hraniční funkce (SFA, Stochastic Frontier Analysis). Jak v relaci k českému tak i zahraničním agrárním sektorům jsou pro produkční modely operující s hraniční funkcí využívány oba přístupy. Pro účely této práce je v další části představen jakožto metodický nástroj koncept SFA.

Analýza stochastické hranice je parametrická metoda pro odhad neznámé produkční hranice, která byla nezávisle na sobě představena v odborných publikacích dvěma skupinami autorů v roce 1977 (Aigner, Lovell, Schmidt, resp. Meeusen a van den Broeck, blíže viz Kapitola 4.2.1 – Základní přístupy k měření technické efektivnosti). Metoda od svého prvního představení prošla velkým rozvojem, který významně ztraktivnil její další využití (např. první modely neumožňovaly definovat míru neefektivnosti konkrétního podniku ve výběrovém souboru, blíže viz Jelínek, 2006).

Podstatou SFA je odhad stochastické hraniční produkční funkce v následujícím tvaru:

$$y_{it} = f(x_{it}, \beta) * \exp(v_{it}) * \exp(-u_{it}) \quad (16)$$

kde: y_{it} ... objem výstupu (produkce),
 x_{it} ... vektor vstupů použitých pro výrobu výstupu jednotlivými podniky,
 β ... vektor odhadovaných technologických parametrů,
 $f(x_{it}, \beta)$... deterministická část modelu, tj. produkční hranice,
 v_{it} ... symetrická náhodná chyba (statistický šum),
 u_{it} ... nezáporná náhodná složka modelu reprezentující technickou neefektivnost.

Protože náhodná složka u_{it} je ve skutečnosti nepozorovatelná, nelze ji přímo odhadnout. Při matematickém odvození parametru technické neefektivnosti se proto využívá složená proměnná ε_{it} reprezentující náhodnou složku celého modelu. Zmíněnou náhodnou složku modelu stochastické produkční hranice, sloužící k odhadu technické efektivnosti konkrétního zemědělského podniku, lze pak zapsat následovně:

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} \quad (17)$$

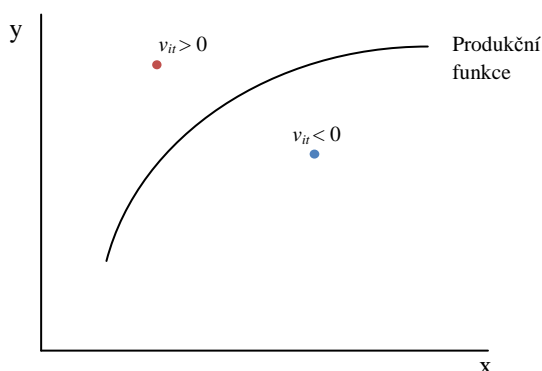
kde: ε_{it} ... asymetrická náhodná složka modelu.²²

Jak uvádí Čechura (2009) právě složení náhodné složky odlišuje stochastický přístup k analýze produkční hranice od deterministického (kde je produkční hranice považována za deterministickou, tudíž $v_{it} = 0$) i od klasického ekonometrického přístupu (kde je primárním předpokladem technická efektivnost všech analyzovaných podniků ve výběrovém souboru, tj. $u_{it} = 0$).

Zatímco předpokladem náhodné složky modelu reprezentující technickou neefektivnost je její nezápornost, tj. $u_{it} \geq 0$, statistický šum může nabývat jak pozitivních ($v_{it} > 0$, tj. hraniční bod konkrétního podniku leží nad deterministickou hranicí – produkční funkcí), tak negativních hodnot ($v_{it} < 0$, tj. hraniční bod konkrétního podniku leží pod křivkou produkční funkce) – viz Schéma 5. Dále je nutné vzít v úvahu, že náhodná složka reprezentující technickou neefektivnost u_{it} v sobě může při špatné specifikaci modelu zahrnovat i vlivy dalších faktorů nezahrnutých do modelu.

²² Právě kvůli skutečnosti, že náhodná složka obsahuje jak statistický šum, tak i technickou neefektivnost, jsou modely stochastické produkční funkce také nazývány jako „composed error“ modely (Čechura, 2009 na základě Kumbhakar, Lovell, 2000).

Schéma 5: Model stochastické produkční funkce



Zdroj: vlastní zpracování dle Coelli et al. (2005)

Míru technické efektivnosti (v tomto případě outputově orientovanou) konkrétního podniku lze pak zapsat jako:

$$TE_{it} = \frac{y_{it}}{f(x_{it}, \beta) * \exp(v_{it})} = \exp(-u_{it}) \quad (18)$$

přičemž $TE_{it} \in (0, 1)$.

Takto definovaná míra technické efektivnosti vyjadřuje poměr výstupu konkrétního podniku k maximálnímu možnému (potencionálnímu) výstupu daného podniku ovlivňovanému statistickým šumem. Hranice produkce $f(x_{it}, \beta) * \exp(v_{it})$ je dosaženo pouze za podmínky $TE_{it} = 1$, v ostatních případech lze dosažený výsledek definovat jako rozdíl naměřeného výstupu konkrétního podniku od maximálního možného výstupu za podmínek existence individuální náhodné složky jednotlivých podniků – jinými slovy se jedná, o kolik je konkrétní podnik méně efektivní (resp. neefektivní) ve srovnání s nejlepším podnikem, který je považován za maximálně efektivní.

Pro odhad modelu je nutné nejprve zvolit správnou funkční formu produkční hranice. V této práci je zvolena translog produkční funkce, která na rozdíl od druhé nejčastěji využívané funkční formy v agrárním sektoru – tj. Cobb-Douglasovy produkční funkce – neklade tolik restrikcí na výrobní faktory a parametry, resp. je flexibilnější.

Translog produkční funkci lze pak zapsat ve tvaru:

$$\ln f(t, \mathbf{x}_{it}, \boldsymbol{\beta}) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j \ln x_{ijt} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^K \sum_{k=1}^K \beta_{jk} \ln x_{ijt} \ln x_{ikt} + \beta_{tt} + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \sum_{j=1}^K \beta_{jt} \ln x_{ijt} \quad (19)$$

kde: x_{ijt} ... vektor vstupů obsahující produkční faktory práce (A_{it}), půda (L_{it}), kapitál (K_{it}), materiál (M_{it}),
 α_0 ... konstanta funkce,
 β ... vektor parametrů funkce určující produkční funkci,
 t ... proměnná modelující vlivy technické změny v produkční funkci,
indexy i, t kde $i = 1, 2, \dots, N$, resp. $t \in \tau(i)$ reprezentují konkrétní zemědělský podnik a období, a $\tau(i)$ reprezentuje podmnožinu let T_i z celkového počtu let T ($1, 2, \dots, T$), pro která jsou data týkající se jednotlivých podniků k dispozici.

7.1.1.1 Odhad stochastického hraničního modelu

Pro odhad parametrů je nutné nejprve odvodit spojitou funkci pro náhodnou složku vyjadřující technickou neefektivnost u_{it} a statistický šum v_{it} , a v následujícím kroku logaritmickou věrohodnostní funkci pro vlastní odhad parametrů.

Jak uvádí Ulmanová (1999), neexistence přesné informace o formě statistického rozdělení náhodné složky u_{it} je největší slabinou aplikace modelu hraniční produkční funkce. Stanovení předpokladu o rozdělení náhodné složky je proto důležitým momentem při specifikaci modelu. Při aplikaci SFA se dle Coelliho et al. (2005) nejčastěji využívají čtyři základní typy rozdělení náhodné složky – polonormální (half-normal, střední hodnota μ je rovna 0), uříznuté normální (truncated normal), exponenciální a gamma rozdělení.²³ V dalším textu je blíže popsáno polonormální rozdělení společně s věrohodnostní funkcí použitou pro odhad jednotlivých parametrů modelu.

Distribuční funkce obecně přiřazuje každému reálnému číslu x pravděpodobnost, že náhodná proměnná X nabude hodnoty menší nebo rovné tomuto číslu. Z chování této funkce je možné usuzovat na chování náhodné proměnné. Pro každou spojitou náhodnou proměnnou je možné definovat hustotu rozdělení náhodné proměnné udávající pravděpodobnost rozdělení náhodné veličiny, že nabude hodnot z určitého intervalu rovnajícího se ploše pod hustotou nad tímto intervalem. Níže uvedený vztah definuje základní vlastnosti distribuční funkce a hustoty rozdělení náhodné proměnné:

²³ Mezi jednotlivými autory nepanuje shoda v preferenci konkrétního typu rozdělení náhodné složky vyjadřující technickou neefektivnost oproti ostatním – polonormální (Battese a Coelli, 1995), uříznuté normální (Stevenson, 1980), exponenciální (Ritter a Simar, 1997) či gamma rozdělení (Greene, 1990).

$$F(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt \quad (20)$$

Náhodná proměnná má normální rozdělení $N(\mu, \sigma^2)$ tehdy a jen tehdy, pokud hustota rozdělení pravděpodobnosti má tvar:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} * e^{-\frac{1}{2} * \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} \quad (21)$$

pro $x \in (-\infty, \infty)$, kde $e = 2,718$ a $\pi = 3,1415$.

Speciální a nejčastěji využívaný typ normálního rozdělení je tzv. normované normální rozdělení $N(0,1)$, u kterého je hodnota hustoty rozdělení pravděpodobnosti $f(x)$ rovna:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} * e^{-\frac{1}{2}x^2} \quad (22)$$

a distribuční funkce $\Phi(x)$ poté:

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} * \int_{-\infty}^x e^{-\frac{1}{2}t^2} dt \quad \text{pro } x \in (-\infty, \infty). \quad (23)$$

Pro další práci je nutné stanovit distribuční předpoklady jednotlivých složek náhodné složky modelu ε_{it} . V případě normálního (resp. polonormálního) rozdělení se jedná o tyto vlastnosti:

1. $v_{it} \sim iid N(0, \sigma_v^2)$,
2. $u_{it} \sim iid N^+(0, \sigma_u^2)$,
3. v_{it} a u_{it} jsou rozděleny nezávisle na sobě a na vysvětlujících proměnných.

Splnění prvního předpokladu je běžné – náhodné proměnné v_{it} jsou na základě tohoto předpokladu nezávisle a identicky rozdělené, s nulovým průměrem a konstantním a konečným rozptylem σ_v^2 .

Druhý předpoklad vyžaduje, aby náhodné proměnné u_{it} byly nezávisle a identicky napůl normálně rozdělené s parametrem σ_u^2 , neboli funkce hustoty pravděpodobnosti u_{it} je v tomto případě uříznutá normální náhodná proměnná u_{it} s nulovým průměrem a konstantním a konečným rozptylem σ_u^2 .

Na základě splnění třetího předpokladu o nezávislém rozdělení v_{it} a u_{it} je možné definovat složenou funkci pro rozdělení obou proměnných na základě výše diskutované složené veličiny $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$. Jelínek (2006) předpokládá, že $f(v, u) = f(v) * f(u)$, tudíž lze následně obecně hustotu rozdělení náhodné složky celého modelu $g(\varepsilon_{it})$ definovat jako:

$$g(\varepsilon) = \int_{-\infty}^{\infty} f_1(\varepsilon - u) * f_2(v) dv \quad (24)$$

Pokud je $\varepsilon_{it} > 0$, existuje velká pravděpodobnost, že úroveň technické neefektivnosti je nízká (jelikož střední hodnota v_{it} je rovna nule). Z toho vyplývá, že efektivnost konkrétního zemědělského podniku je relativně vysoká (Jelínek, 2006).

Posledním krokem SFA je vlastní odhad parametrů zjištěné distribuční funkce. V případě stochastických modelů se nejčastěji využívají dvě metody.

- Upravená běžná metoda nejmenších čtverců (*Corrected Ordinary Least Squares Method*, COLS),
- Metoda maximální věrohodnosti (*Maximum Likelihood Method*, ML).

Dříve se uplatňoval spíše odhad s použitím metody COLS, jelikož tato není výpočetně tak náročná jako metoda ML – metoda COLS je založena na předpokladu zvětšení konstanty o maximální reziduální rozptyl náhodné složky u_{it} . V současnosti je však tento rozdíl v náročnosti výpočtu vyrovnán, jelikož metoda ML pro odhad parametrů stochastického hraničního modelu je zde automatizována (Ulmanová, 1999).

Coelli (1995) upřednostňuje využití metody maximální věrohodnosti z důvodu poskytnutí vyšší asymptotické vydatnosti získaných odhadů a zohlednění vyššího vlivu úspěšných podniků na hodnoty regresních parametrů ve srovnání s různými formami odhadu metody nejmenších čtverců.

Metoda maximální věrohodnosti je založena na odhadu parametrů, které maximalizují funkci hustoty pravděpodobnosti vysvětlované proměnné (Gujarati, 2003). Čechura (2009) na základě funkcí hustoty pravděpodobnosti pro u_{it} a v_{it} definovaných Kumbhakarem a Lovellem (2000) vytváří sdruženou funkci hustoty pravděpodobnosti ε_{it} , z které následnou

reparametrizací²⁴ vytváří funkci marginální hustoty pravděpodobnosti ε_{it} . Z ní je pak odvozena – za předpokladu polonormálního rozdělení technické neefektivnosti – logaritmická věrohodnostní funkce (*log-likelihood function*):

$$\ln L(y|\beta, \sigma, \lambda) = c - I \ln \sigma + \sum_{i=1}^I \ln \Phi \left(-\frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma} \right) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^I \varepsilon_i^2 \quad (25)$$

kde: c ... konstanta ($c = \frac{1}{2I \ln(\frac{2}{\pi})}$),

y ... vektor logaritmicky transformovaných výstupů,

β ... vektor parametrů vysvětlujících proměnných,

$\Phi(\cdot)$... distribuční funkce,

$\phi(\cdot)$... funkce hustoty pravděpodobnosti.

Ostatní proměnné a parametry již byly definovány výše. Hledané parametry maximalizující uvedenou logaritmickou věrohodnostní funkci lze dle Gujaratiho (2003) získat řešením soustavy parciálních derivací dané funkce podle β , σ , λ .²⁵

7.1.1.2 Odhad technické neefektivnosti

Jakmile jsou odhadnuty parametry log-věrohodnostní funkce, je možné přistoupit k odhadu technické neefektivnosti jednotlivých podniků (pozorování). Protože v původním odhadu jsou za pomoci maximalizace vyjádřeny odhady ε_{it} , je nutné nejprve vyjádřit u_{it} . Odhad lze provést dvěma způsoby – s využitím očekávaného průměru podmíněného rozdělení (tj. $E(u_{it} | \varepsilon_{it})$), popř. modusu $M(u_{it} | \varepsilon_{it})$ (Kumbhakar a Lovell, 2000).

Odhad technické neefektivnosti jednotlivých podniků na základě logaritmicované funkce je potom dosažen výpočtem:

$$TE_{it} = \exp(-u_{it}) \quad (26)$$

²⁴ Reparametrizace byla provedena dle Aigner, Lovell, Schmidt (1977): $\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$, $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$. Výhodou tohoto nahrazení je zjištění informace, kterou v sobě nese λ - v tomto případě informuje o relativním zastoupení u_{it} a v_{it} v náhodné složce modelu ε_{it} .

²⁵ V použitém softwaru NLOGIT/LIMDEP je pro maximalizaci věrohodnostní funkce využívána tzv. Olsenova transformace (blíže viz Greene, 2007).

$$\text{resp.} \quad TE_{it} = E(\exp\{-u_{it}\}|\varepsilon_{it}) \quad (27)$$

Battese a Coelli (1988) navrhují odhad, ve kterém:

$$TE_{it} = E(\exp\{-u_{it}\}|\varepsilon_{it}) = \left[\frac{1 - \Phi(\sigma_* \frac{\mu_{*i}}{\sigma_*})}{1 - \Phi(-\frac{\mu_{*i}}{\sigma_*})} \right] * \exp\left\{-\mu_{*i} + \frac{1}{2}\sigma_*^2\right\} \quad (28)$$

kde: $\Phi(\cdot)$... distribuční funkce s normálním rozdělením náhodné složky u_{it} .

7.1.2 Výběr a specifikace modelu

V předešlé kapitole byl představen koncept analýzy stochastické hranice a byly představeny kroky nutné pro odhad jednotlivých parametrů modelu. Výběr konkrétní specifikace je závislý na charakteru dat výběrového souboru – zda se jedná o časovou řadu, průřezová data či panelová data. Protože v této práci je využit soubor panelových dat vybraných zemědělských podniků, je v dalším textu uvažován pouze výběr ze skupiny modelů týkajících se právě panelových dat.

Kumbhakar a Lovell (2000) třídí modely podle následujících kritérií:

- splnění, resp. nesplnění předpokladu homoskedasticity náhodné proměnné ε_{it} , resp. statistického šumu v_{it} a technické neefektivnosti u_{it} ²⁶,
- rozdělení náhodné složky ε_{it} (poloviční normální, uříznuté normální, exponenciální, gamma),
- časová variantnost, resp. invariantnost technické neefektivnosti u_{it}

²⁶ Při splnění předpokladu homoskedasticity má náhodná složka ε_{it} konstantní rozptyl. V opačném případě dle Kumbhakara a Lovella (2000) výsledné odhady parametrů nejsou sice vychýlené, zároveň však ani vydatné. Modelování SFA ztěžuje fakt, že heteroskedastické mohou být jak náhodná složka statistického šumu v_{it} , tak i technická neefektivnost u_{it} .

V případě korelace pouze statistického šumu dojde k nadhodnocení, resp. podhodnocení technické efektivnosti u relativně malých, resp. velkých podniků, což je nutné vzít v úvahu při vyhodnocování odhadnutých charakteristik.

V případě korelace technické neefektivnosti jsou odhady parametrů β_{it} (tj. technologických parametrů) vychýlené, čímž dojde i k vychýlení odhadované technické efektivnosti, a to opačným směrem než u samostatné korelace statistického šumu.

Konečně poslední případ, kdy mohou být korelovány obě náhodné složky (tj. statistický šum i technická neefektivnost), dochází ke kombinaci předchozích dvou závěrů ohledně vychýlení technické efektivnosti. Jelikož tyto působí současně protichůdnými směry, velikost výsledného vychýlení technické efektivnosti není tak velká jako u vychýlení jednotlivých. Blíže viz Kumbhakar a Lovell (2000).

Identifikaci heteroskedasticity je tedy vždy nutné testovat, nejčastěji se využívá testů s nulovou hypotézou o homoskedasticitě náhodné složky a alternativní hypotézou o heteroskedasticitě (např. Whiteův test, Breusch-Pagan test, či Goldfeld-Quandtův test). Výběr konkrétního testu je odvislý od specifikace modelu. Blíže viz Greene (2003).

- technická neefektivnosti u_{it} je považována za fixní nebo náhodnou.²⁷

Greene (2003) dále doplňuje kritérium zahrnutí neměřené heterogenity do modelu.

Heterogenitu je možné posuzovat ze dvou hledisek – je možné sledovat vliv individuálních efektů – v tomto případě lze hovořit o tzv. mezipodnikové heterogenitě, či je sledován vliv efektů času – pak se jedná o heterogenitu mezi sledovanými obdobími. Kroupová (2010) analyzuje heterogenitu panelových dat na základě variance hodnot vysvětlovaných proměnných jednotlivých odhadovaných modelů.

Mezipodniková heterogenita je v panelových datech fenoménem, který v případě nepodchycení vede ke zkreslení odhadů parametrů modelu a technické neefektivnosti. Proto byly v minulosti vytvořeny modely, které dokáží heterogenitu různým způsobem a v různé míře z asymetrické složky modelu odfiltrovat (Čechura, 2009). Jedním ze způsobů, jak lze heterogenitu kategorizovat, je dělení na měřenou a neměřenou heterogenitu. Analýzou měřené heterogenity se zabývají např. Battese a Coelli (1995), Wooldridge (2011) se zabývá neměřenou heterogenitou, Greene (2003, 2005) zkoumá jak měřenou, tak i neměřenou heterogenitu, přičemž pozornost věnuje i možnostem rozlišení mezi neefektivnostmi a heterogenitou. Greene (2005) dále navrhuje několik modelů se zahrnutím neměřené heterogenity (model fixních efektů, model náhodných efektů, model náhodných parametrů či tzv. Latent Class model) – z výsledků přitom vyplývá, že mezi jednotlivými modely existují značně rozdílné výsledky. Výběr vhodné specifikace je proto zásadní pro další interpretaci dosažených výstupů. Tabulka 21 analyzuje jednotlivé modelové specifikace, které je možné použít pro účely disertační práce.

Tabulka 21: Srovnání modelových specifikací na základě omezujících podmínek odhadu

Omezení specifikace odhadu	FEM	REM	TFEM	TREM	RPM
Invariantní u_{it}	Ano	Ano	Ne	Ne	Ne
u_{it} nekorelovaná s regresory	Ne	Ano	Ne	Ano	Ano
Časově invariantní heterogenita součástí u_{it}	Ano	Ano	Ne	Ne	Ne
Předpoklad o rozdělení u_{it}	Ne	Ano	Ne	Ne	Ne
Nenáhodné parametry	Ano	Ne	Ano	Ne	Ne
Metoda odhadu	OLS	ML	ML	MSL	MSL

Zdroj: vlastní zpracování dle Greene (1998)

²⁷ Detailní syntézu třídění modelů dle Kumbhakara a Lovella (2000) nabízí studie Jelínka (2006).

7.1.2.1 Model náhodných parametrů

Jak je patrné, výše uvedená kritéria, resp. jejich kombinace nabízejí širokou škálu možností týkající se specifikací jednotlivých modelů. Na základě variability produkce a vysvětlujících proměnných sledovaného souboru podniků lze usuzovat na značnou heterogenitu mezi sledovanými podniky (viz rozbor kapitola 7.3 – Charakteristika datového souboru).

Bližší je představen model vybraný pro empirickou aplikaci – model náhodných parametrů (*Random Parameters Model*, RPM) s heterogenitou a heteroskedasticitou.

Specifikace modelu umožňuje modelovat mezipodnikovou heterogenitu²⁸, resp. oddělit mezipodnikovou heterogenitu od technické neefektivnosti, a to v podobě neměřené heterogenity. V tomto modelu mohou být náhodné kromě konstanty i ostatní parametry, které mezi sebou nemohou být korelovány.

Složka technické neefektivnosti u_{it} může mít jak polonormální, tak i uříznuté normální rozdělení, přičemž daná specifikace modelu umožňuje modelovat, resp. kontrolovat heteroskedasticitu v u_{it} (mezipodnikovou a/nebo časovou). Specifikace modelu nedovoluje zároveň modelovat heteroskedasticitu ve složce technické neefektivnosti společně s použitím uříznutého normálního rozdělení u_{it} .

Greene (2005b) definuje obecnou podobu modelu náhodných parametrů takto:

1. Odhad stochastické hraniční produkční funkce:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x'_{it} + v_{it} - u_{it}$$

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (29)$$

2. Rozdělení technické neefektivnosti:

$$u_{it} \sim N^+(\mu_{it}, \sigma_{ui}^2),$$

$$\mu_{it} = \mu_i z_i$$

$$\sigma_{ui} = \sigma_u + \exp(\theta_i' h_i) \quad (30)$$

²⁸ Tato možnost je volitelná, není podmínkou. Odhad lze založit taktéž na předpokladu, že některé z parametrů jsou nenáhodné (viz Green, 2003).

3. Heterogenita parametrů:

$$\begin{pmatrix} \alpha_i \\ \beta_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{\alpha} \\ \bar{\beta} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Delta_\alpha \\ \Delta_\beta \end{pmatrix} q_i + \begin{pmatrix} \Gamma_\alpha \\ \Gamma_\beta \end{pmatrix} \begin{pmatrix} w_\alpha \\ w_\beta \end{pmatrix}$$

$$\mu_i = \bar{\mu} + \Delta_\mu q_i + \Gamma_\mu w_{\mu i}$$

$$\theta_i = \bar{\theta} + \Delta_\theta q_i + \Gamma_\theta w_{\theta i} \quad (31)$$

kde: α ... konstanta produkční funkce vyjadřující neměřenou (mezipodnikovou) heterogenitu,

β ... vektor parametrů odhadované produkční funkce,

Δ_j ... matice odhadovaných parametrů,

q_i ... soubor proměnných vstupujících do rozdělení náhodných parametrů,

w_{ji} ... náhodný vektor s normálním rozdělením, pro $j = (\alpha, \beta), \mu, \theta$.

Parametry stochastické hraniční funkce modelu náhodných parametrů je nutné odhadnout modifikovanou metodou maximální věrohodnosti – tzv. metodou simulované maximální věrohodnosti (*Maximum Simulated Likelihood, MSL*). Postup je stejný jako u odhadů parametrů stochastické hraniční funkce metodou maximální věrohodnosti, namísto přesných pravděpodobností jsou využity simulované pravděpodobnosti (blíže viz Greene, 2007, či Train, 2002).²⁹

Greene (2005b) definuje následující postup odhadu maximální simulované věrohodnostní funkce $\log L_S$.

Logaritmovanou funkci hustoty pravděpodobnosti lze obecně zapsat jako:

$$\log L_{it} = \log f(\odot_i | x_{it}, z_i, h_i, q_i, w_i) \quad (32)$$

kde: \odot_i ... matice odhadovaných parametrů $\alpha_i, \beta_i, \mu_i, \theta_i, \sigma_u, \sigma_v$.

Vzhledem k předpokladu firemních specifík w_i jsou jednotlivá pozorování nezávislá. Z podmíněné log věrohodnostní funkce ve tvaru:

²⁹ Jak uvádí Train (2002), mezi prvními metodou maximální simulované věrohodnosti a její vlastnosti definují např. Gourieroux a Monfort (1993), Hajivassiliou a Ruud (1994) či Lee (1995).

$$\log L | \mathbf{w}_i, \dots, \mathbf{w}_N = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \log f(\odot_i | y_{it}, \mathbf{x}_{it}, \mathbf{z}_i, \mathbf{h}_i, \mathbf{q}_i, \mathbf{w}_i) \quad (33)$$

je nutné odfiltrovat heterogenitu. Nepodmíněná log věrohodnostní funkce pak má formu:

$$\log L = \sum_{i=1}^N \int_{\mathbf{w}_i} \sum_{t=1}^T \log f(\odot_i | y_{it}, \mathbf{x}_{it}, \mathbf{z}_i, \mathbf{h}_i, \mathbf{q}_i, \mathbf{w}_i) g(\mathbf{w}_i) d\mathbf{w}_i \quad (34)$$

kde: $g(\mathbf{w}_i)$... funkce hustoty pravděpodobnosti náhodného vektoru \mathbf{w}_i .

Tato log věrohodnostní funkce je dále maximalizována – problém uzavřeného tvaru integrálu je řešen jeho aproximací za simulaci. Pokud je možné simulovat jednoduché výběry z distribuce \mathbf{w}_i , problém lze řešit maximalizací simulované věrohodnostní funkce (odtud název metody):

$$\log L_S = \sum_{i=1}^N \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R [\sum_{t=1}^T \log f(\odot_i | \mathbf{x}_{it}, \mathbf{z}_i, \mathbf{h}_i, \mathbf{q}_i, \mathbf{w}_i)] \quad (35)$$

Pro stochastickou hraniční funkci definuje Greene (2005b) po nutných úpravách konečnou simulovanou věrohodnostní funkci následovně:

$$\begin{aligned} \log L_S = \sum_{i=1}^N \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \left\{ \sum_{t=1}^T \ln \Phi \left(\frac{\left[\frac{\mu_{it}}{(\sigma_{uir}/\sigma_v)} \right] \pm [(y_{it} - \alpha_{ir} - \beta_{ir}' \mathbf{x}_{it}) (\frac{\sigma_{uir}}{\sigma_v})]}{\sqrt{\sigma_{uir}^2 + \sigma_v^2}} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{\mu_i \pm (y_{it} - \alpha_{ir} - \beta_{ir}' \mathbf{x}_{it})}{\sqrt{\sigma_{uir}^2 + \sigma_v^2}} \right)^2 + \right. \\ \left. \ln \frac{1}{\sqrt{2\pi}} - \ln \Phi \left(\frac{\mu_i}{\sigma_{uir}} \right) - \ln \sqrt{\sigma_{uir}^2 + \sigma_v^2} \right\} = \sum_{i=1}^N \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \sum_{t=1}^T \log P_{itr} \quad (36) \end{aligned}$$

kde: α_{ir}, β_{ir} ... vektory parametrů vysvětlujících proměnných.

Simulovaný náhodný výběr w_{ir} nahrazuje skutečný náhodný vektor w_i . Tato spojitá funkce již může být maximalizována za pomoci tradičních technik (Greene, 2007 odkazuje na Gourieroux a Monfort, 1996 či Greene, 2001).

Pro odhad technické neefektivnosti je třeba nejprve získat firemně specifické odhady jednotlivých parametrů. Toho lze dosáhnout na základě odhadu podmíněného průměru, pro který je počítán vážený průměr:

$$\widehat{\odot}_i = \frac{1/R \sum_{r=1}^R \widehat{\odot}_{ir} \exp(\sum_{t=1}^T \log P_{itr})}{1/R \sum_{r=1}^R \exp(\sum_{t=1}^T \log P_{itr})} = \frac{1/R \sum_{r=1}^R P_{itr} \widehat{\odot}_{ir}}{1/R \sum_{r=1}^R P_{itr}} = \sum_{r=1}^R \omega_{ir} \widehat{\odot}_{ir} \quad (37)$$

kde: $0 \leq \omega_{ir} \leq 1$ a $\sum_r \omega_{ir} = 1$ (Greene, 2005b s odkazem na Train, 2002).

Odhad technické neefektivnosti jednotlivých podniků je pak založen na estimátoru $E(\exp\{-u_{it}\}|\varepsilon_{it})$ uvedeném v předchozí kapitole a firemně specifických odhadech náhodných parametrů.

Nevýhodou tohoto modelu je časová náročnost odhadu náhodných parametrů. Sofistikované programy (viz např. využitý software LIMDEP) využívají např. Haltonovy sekvence, které jsou schopny zredukovat počet požadovaných výběrů. Pro účely této práce bylo zvoleno 250 Haltonových sekvencí, které odpovídají náhodným simulacím několika tisícům výběrů.³⁰

7.1.3 Testování hypotéz

Po odhadu parametrů modelu je dalším krokem testování dosažených výstupů. Pro testování níže stanovených hypotéz jsou použity dva základní testy: LR-test a jako doplňující Z-test.³¹

Test věrohodnostního poměru – LR-test (test poměru věrohodnostních funkcí, likelihood ratio test) je založen na poměru:

$$\mu = \frac{f(\theta^H)}{f(\theta^A)} \quad (38)$$

ve kterém je testován model s omezující podmínkou pro danou hodnotu věrohodnostní funkce f a bez omezující podmínky $f(\theta^A)$. Zatímco nulová hypotéza (H) značí uvalení restriktce (omezený odhad), alternativní hypotéza (A) značí opak (neomezený odhad). V dalším kroku se zjišťuje rozdíl v hodnotách logaritmické věrohodnostní funkce dle vztahu:

$$\ln(\theta^H) - \ln(\theta^A), \text{ přičemž platí, že } \ln(\theta^H) - \ln(\theta^A) \geq 0 \quad (39)$$

Jak uvádí např. Jelínek (2006), pokud je uvedený rozdíl logaritmů věrohodnostní funkce s restrikcí a bez restriktce malý, následky uvalení omezující podmínky na model jsou malé, a proto je uvalení daného omezení opodstatněné (a naopak).

³⁰ Blíže problematiku Haltonových sekvencí diskutuje např. Bhat (1999) či Train (2002).

³¹ Dle Coelliho (2005) Z-test vykazuje špatné vlastnosti u menších výběrových souborů.

LR-test statistiku lze pak zapsat jako:

$$LR = -2\ln\mu = -2[\ln(\theta^H) - \ln(\theta^A)]$$

$$LR \sim \chi^2(J) \quad (40)$$

kde: J ... počet stupňů volnosti (resp. uvalených restrikcí/vynechaných parametrů).

Nulová hypotéza je zamítnuta v případě, že LR-test statistika převyší kritickou hodnotu χ^2 na zvolené hladině významnosti α (nejčastěji $\alpha = 0,05$, příp. $\alpha = 0,01$) se zvoleným počtem stupňů volnosti.

Doplňující Z-test statistiku lze zapsat následovně:

$$z = \frac{\gamma}{se(\gamma)}$$

$$z \sim N(0,1) \quad (41)$$

kde: γ ... hodnota odhadnutého parametru,

$se(\gamma)$... standardní chyba odhadnutého parametru.

Testování hypotéz odhadnutého modelu pak probíhá v následujícím sledu:

- Ověření předpokladů modelu,
- Test funkční formy,
- Ověření významnosti technické změny:
 - a) Test časové invariančnosti parametrů,
 - b) Test Hicksovy neutrální technologické změny,
- Ověření statistické významnosti parametrů produkčních faktorů stochastické produkční funkce,
- Ověření významnosti technické neefektivnosti v modelu,
- Test heteroskedasticity,
- Ověření statistické významnosti parametrů technické neefektivnosti.

Prvním krokem v rámci testování stanovených hypotéz odhadovaného modelu je ověření jeho předpokladů, resp. ověření splnění předpokladů o neoklasické produkční funkci –

v tomto případě splnění podmínky monotonicity a konkávitě odhadnuté neoklasické produkční funkce.

Monotonicitu neoklasické produkční funkce je nutné otestovat z důvodu použití translog produkční funkce, jelikož tato automaticky nespĺňuje jeden ze základních předpokladů neoklasické produkční funkce, a to sice podmínku regulárnosti. Splnění podmínky monotonicity je založeno na podmínce, že každý další dodatečný vstup snižuje hodnotu výstupu. Tuto podmínku je možné zjistit vyčíslením jednotlivých elasticit využitých produkčních faktorů (vstupů), u kterých je vyžadováno splnění podmínky nezápornosti. Vzhledem k aplikaci translog produkční funkce jsou všechny proměnné definovány v logaritmickém vyjádření jako odchylky od aritmetického průměru – jednotlivé odhadnuté parametry je proto možné přímo interpretovat jako průměrné produkční elasticity konkrétních vysvětlujících proměnných.

Druhým testovaným předpokladem neoklasické produkční funkce je její zakřivení, tj. konkávitá, resp. kvazikonkávita. Podmínka konkávitě funkce předpokládá neustále se snižující přírůstek výstupu při zapojení další jednotky jednoho vstupů a při zachování ostatních vstupů neměnných. Podmínku konkávitě celého sledovaného souboru lze otestovat na základě vyčíslení Hessovy matice (aby funkce splňovala podmínku konkávitě, musí být její druhá derivace po celé své délce negativní). Tento předpoklad je však příliš silný, a proto pro účely této práce byla zvolena flexibilnější podmínka – splnění předpokladu kvazikonkávitě u všech produkčních faktorů. Kvazikonkávita reprezentuje předpoklad doplňkovosti jednotlivých produkčních faktorů, což lze matematicky ověřit klesající mezní produktivitou všech zkoumaných produkčních faktorů na základě vztahu:

$$\beta_{rr} + \beta_r^2 - \beta_r < 0 \quad (42)$$

kde: r ... produkční faktory A, L, K, M .

Test funkční formy ověřuje vhodnost zvolené modelové specifikace – v tomto případě translog produkční funkce. Jak uvádí Coelli et al. (2005), v případě zvolení flexibilnější formy produkční funkce může při využití restriktivnější parametrické struktury docházet k odhadům s většími rozptyly. Funkční forma je testována s pomocí výše uvedené LR testovací statistiky, kdy nulová hypotéza H_0 předpokládá jednodušší Cobb-Douglasovu specifikaci funkční formy, tj:

$$H_0: \beta_{ij} = 0 \quad (43)$$

kde: $i, j \dots A, L, K, M, T$.

V případě zamítnutí nulové hypotézy je předpokládáno, že specifikace s pomocí jednoduššího tvaru funkce je vhodnější alternativou ke zvolené testované produkční funkci, tj. translog produkční funkce je vhodnou specifikací daného modelu.

Časová invariantnost parametrů společně s Hicksovou neutrální technologickou změnou testují statistickou významnost technické změny v odhadovaném modelu. Test časové invariantnosti parametrů založený na LR testovací statistice je formulován jako:

$$H_0: \beta_T = \beta_{TT} = \beta_{AT} = \beta_{LT} = \beta_{KT} = \beta_{MT} = 0 \quad (44)$$

Zamítnutí nulové hypotézy předpokládá v čase se měnící parametry.

Hicksova neutrální technologická změna implikuje výskyt neutrálního efektu v čase, jinými slovy, v průběhu sledovaného období dochází k posunu izokvant bez změn jejich sklonu. Samostatný předpoklad o neměnnosti sklonu jednotlivých izokvant (neboli neměnnosti proporcí mezi jednotlivými vstupy) pak není nutné vzhledem k jeho zahrnutí v této testovací statistice testovat. Test Hicksovy neutrální technologické změny založený na LR testovací statistice lze formulovat následovně:

$$H_0: \beta_{AT} = \beta_{LT} = \beta_{KT} = \beta_{MT} = 0 \quad (45)$$

Přijetí alternativní hypotézy o nepřítomnosti Hicksovy neutrální technologické změny značí významnost technologického pokroku jako determinantu celkového výstupu.

Statistická významnost parametrů jednotlivých vysvětlujících proměnných je testována na základě Z-testu. V případě, že testovací statistika daného parametru $P[|Z| > z]$ převyšuje hodnotu zvolené hladiny významnosti (nejčastěji $\alpha = 0,01$, resp. $0,05$), lze parametr považovat za statisticky nevýznamný na zvolené hladině významnosti.

Významnost zahrnutí technické neefektivnosti do modelu, resp. vhodnost použití odhadu skrze stochastickou hraniční produkční funkci, je testována na základě parametru λ s pomocí Z-testu. Přijetí nulové hypotézy implikuje nevhodnost použití metody analýzy stochastické hranice, alternativní hypotéza pak značí opak:

$$H_0: \lambda = 0 \quad (46)$$

kde: $\lambda = \frac{s(u)}{s(v)}$.

V případě, že hodnota parametru λ je větší než jedna, lze považovat technickou efektivnost za významný determinant výstupu (produkce), jelikož variabilita výstupu je v takovém případě z větší části způsobena variabilitou neefektivnosti ve srovnání s variabilitou statistického šumu (Čechura, 2009).

Předpoklad homoskedasticity asymetrické složky chyby odhadu, resp. významnost proměnných kontrolujících heteroskedasticitu v technické neefektivnosti lze testovat LR testovací statistikou s nulovou hypotézou ve formě:

$$H_0: \theta_j = \delta_j = 0 \quad (47)$$

Zamítnutí nulové hypotézy o homoskedasticitě asymetrické složky chyby odhadu implikuje signifikantnost modelování heteroskedasticity v odhadovaném modelu.

Na základě Z-testovací statistiky je obdobným způsobem jako statistická významnost proměnných zahrnutých do modelu testována statistická významnost zvolených determinant vysvětlujících technickou efektivnost.

Modely jsou odhadnuty a testovány s využitím ekonometrického softwaru NLOGIT (verze 4.0) – LIMDEP (verze 9.0). Tento software je využit i pro odhad a výpočet technické efektivnosti a jejích komponent.

7.2 Použité databáze

7.2.1 Databáze Albertina

Pro účely této práce je nutné získat data z účetních závěrek jednotlivých zemědělských podniků právnických osob, tj. data mikroekonomického charakteru.³² Proto byla vybrána databáze Albertina (dříve Creditinfo Firemní Monitor). Tato databáze je vytvářena a s každoročními aktualizacemi spravována firmou Soliditet (dříve Creditinfo Česká republika). Tato databáze obsahuje všechny společnosti a organizace registrované v České

³² Z tohoto důvodu bylo upuštěno od využití databáze Zemědělské účetní datové sítě FADN.

republice. Databáze zahrnuje informace týkající se účetní závěrky a jejích příloh a dále finanční analýzy jednotlivých firem, přičemž data jsou shromažďována od roku 1992. Data jsou do této databáze získávána primárně z veřejných registrů – základ tvoří Obchodní rejstřík, vedený Ministerstvem spravedlnosti ČR (dále se jedná především o živnostenský rejstřík, registr ekonomických subjektů a registr plátců DPH).

Mimo výše uvedeného databáze nabízí informace o ekonomické aktivitě firmy typu: sledování platební morálky firem či skóringové hodnocení, informace o dlužnících, informace o vlastnících a statutárních orgánech, informace o počtu zaměstnanců, aj.

Databáze taktéž nabízí identifikační údaje o předmětu činnosti dle NACE/OKEČ, díky čemuž je možné identifikovat zemědělské podniky, resp. ty podniky, jejichž hlavní náplní je zemědělská činnost – s ohledem na odvětvovou klasifikaci ekonomických činností (OKEČ) se jedná o podniky typu OKEČ 01. Takto získané údaje databáze umožňuje dále dekomponovat na jednotlivé sektory z hlediska výrobního zaměření podniku.

V databázi Alberta jsou shromažďovány pouze informace o právnických osobách, tj. obchodních společnostech či družstvech. Ty kapitálové společnosti a družstva, které jsou zahrnuty do souboru panelových dat, tj. ty, jež se zabývají zemědělskou činností, jsou v práci dále jednotně nazývány zemědělskými podniky.

7.2.2 Databáze Státního zemědělského intervenčního fondu

Na základě databáze Státního zemědělského intervenčního fondu (SZIF) je možné identifikovat jednotlivé zemědělské podniky jako příjemce konkrétních dotačních titulů. Databáze Státního zemědělského intervenčního fondu (SZIF) je veřejně přístupná databáze, která obsahuje data o příjemcích hlavních dotačních prostředků vyplácených z veřejných prostředků prostřednictvím fondů Evropské unie a státního rozpočtu České republiky, která jsou administrována SZIF. Seznam těchto příjemců je zveřejňován na základě Zákona č. 106/1999 Sb. o svobodném přístupu k informacím a dále v souladu s nařízením Rady (ES) č. 1290/2005 a s nařízením Komise (ES) č. 259/2008. Jedná se o seznam zemědělských podniků právnických osob za jednotlivá období s uvedením druhu a výše vyplácené dotace (SZIF, 2011).

Databáze sleduje velikost čerpaných dotací podle jednotlivých let a fondů, ze kterých jsou finanční prostředky poskytnuty. Databáze dále odděleně uvádí velikost finančních prostředků poskytnutých z českých a evropských zdrojů. Tato databáze je proto vyžita pro získání dat o jednotlivých typech přímých podpor – SAPS, TOP UP, LFA.

Kromě přímého využití je v analýze těchto údajů využito taktéž pro následný výpočet velikosti obhospodařované zemědělské půdy. Získaná data jsou přiřazena k finančním údajům o zemědělských podnicích právnických osob získaných z databáze Albertina.

7.2.3 Registr ekologických podnikatelů

Další veřejně dostupnou databází je Registr ekologických podnikatelů spravovaný Ministerstvem zemědělství ČR. Registr zveřejňuje údaje o subjektech podnikajících v ekologickém zemědělství, kterým Ministerstvo zemědělství udělilo registraci podle zákona č. 242/2000 Sb., o ekologickém zemědělství. Samotná přítomnost subjektu v registru neznamená, že subjekt může veškeré své produkty uvádět do oběhu s označením „bio“ nebo „PO“. Podmínkou pro takové označování je získaný certifikát na konkrétní produkty, který vydává příslušná kontrolní organizace na základě výsledku každoroční kontroly. Registr zobrazuje, pokud zkoumaný subjekt má platný příslušný certifikát, či nikoliv.

Pro účely zpracování této analýzy jsou vybrány pouze ty zemědělské podniky, které byly k 31. 12. 2008 (poslední rok sledovaného období) registrovány jako podniky výlučně a aktivně hospodařící v ekologickém režimu.

7.3 Charakteristika datového souboru

Následující kapitola se věnuje detailní charakteristice datového souboru, jenž je předmětem výzkumu. V první části je popsána metodika tvorby souboru panelových dat a jeho následná příprava zahrnující třídění a očištění dat. V druhé části je uvedena deklarace proměnných a charakteristika finálního souboru pro empirickou část práce.

7.3.1 Deklarace proměnných

Do modelu jsou v první fázi zařazeny následující proměnné: produkce, práce, půda, kapitál, materiál, dotace SAPS, dotace TOP UP, dummy proměnná LFA, sektorové dummy proměnné a ekologická dummy proměnná:

Produkce (y_{it}) značí produkci i -tého zemědělského podniku v čase t a je reprezentována celkovým prodejem zboží, produktů a služeb, který byl pro účely odstranění vlivu cenových pohybů deflován indexem cen zemědělských výrobců (2005 = 100).

Práce (A_{it}) značí objem použité práce použitý i -tým zemědělským podnikem v čase t a je reprezentována podílem mzdových nákladů podniku a průměrné roční regionální mzdy v zemědělství (region = NUTS 3).

Půda (L_{it}) značí množství půdy využitá ve výrobním procesu i -tým zemědělským podnikem v čase t , přičemž je reprezentována celkovým množstvím půdy používané pro produkci podniku upraveným o kvalitu půdy (index kvality půdy je vyjádřen jako podíl oficiální ceny půdy konkrétního regionu a maximální oficiální regionální ceny půdy).

Kapitál (C_{it}) značí celkové množství kapitálu použitého i -tým zemědělským podnikem v čase t a je reprezentován účetní hodnotou hmotného majetku (netto hodnota) a je deflován indexem cen průmyslových výrobců (2005 = 100).

Materiál (M_{it}) je reprezentován celkovými náklady na spotřebu materiálu a energie i -tým zemědělským podnikem v čase t a je opět deflován indexem cen průmyslových výrobců (2005 = 100).

Do ekonometrického modelu jsou dále zahrnuty proměnné, které jsou vybrány z důvodu zohlednění heteroskedasticity. Zahrnutí, resp. nezahrnutí proměnných modelujících heteroskedasticitu může významně ovlivnit úroveň technické efektivnosti jednotlivých zemědělských podniků ve vztahu k nejefektivnějším z nich. Jedná se o následující proměnné³³:

³³ Důvody zařazení vybraných proměnných modelujících heteroskedasticitu, resp. majících vliv na úroveň dosahované technické efektivnosti je diskutován v kapitole výsledků – viz Kapitola 8.6.3 – Vliv vybraných proměnných na technickou efektivnost.

- **Přímé platby SAPS**, které jsou reprezentovány celkovou výší poskytnuté jednotné platby na plochu (*SAPS*, tis. Kč).
- **Přímé platby TOP-UP**, které jsou reprezentovány celkovou výší poskytnuté národní doplňkové platby (*TOPUP*, tis. Kč).
- **Umístění zemědělského podniku** v méně příznivých oblastech, které je reprezentováno dummy proměnnou (*DI*).
 - 1 – Zemědělské podniky hospodařící v méně příznivých oblastech (LFA),
 - 0 – Zemědělské podniky hospodařící v příznivých oblastech.
- Identifikace zemědělských podniků provozujících **činnost výhradně v režimu ekologického zemědělství**, což je reprezentováno dummy proměnnou (*D2*).
 - 1 – Zemědělské podniky hospodařící v ekologickém režimu,
 - 0 – Zemědělské podniky hospodařící konvenčním způsobem či kombinací konvenčního a ekologického způsobu hospodaření.
- **Sektorové rozdělení zemědělské produkce**, které je zohledněno s využitím následujících dummy proměnných – rostlinná výroba (*S1*), živočišná výroba (*S2*), kombinovaná výroba (*S3*), ostatní výroba (*S4*).
- Vliv **kvality lidské práce**, který je zohledněn s využitím položky Výkazu zisku a ztráty – Sociální náklady (*SOCN*).³⁴

Cenové indexy a regionální mzdy jsou převzaty z Českého statistického úřadu (ČSÚ). Zdrojem oficiálních cen půdy je studie Němce et al. (2006).

³⁴ V rámci účetnictví jsou v položce Sociální náklady zařazeny účty 527 – Zákonné sociální náklady a 528 – Ostatní sociální náklady (nad rámec stanovený zákonem). Jedná se o příspěvek na penzijní, sociální a životní připojištění, povinná lékařská prohlídka, příspěvek na závodní stravování či stravenky, FKSP (vše účet 527) a dále jubilea, dávky v nemocnici, dětské tábory, apod. (vše účet 528).

7.3.2 Soubor panelových dat

Data vygenerovaná databází Albertina obsahují účetní závěrky a další informace ekonomické povahy týkající se zemědělských podniků právnických osob – obchodních společností a družstev, jejichž převažující činností je dle OKEČ zemědělství (OKEČ01).³⁵ Jedná se o nevyrovnaný panel dat pokrývající období let 1997 – 2008.

Pro následnou analýzu jsou odstraněna všechna pozorování před rokem 2004, jelikož přímé platby nebyly dříve vypláceny, stejně tak jako nebyla sledována výměra obhospodařované půdy. Časová řada se tak zúžila na pět pozorování – období let 2004 – 2008.

Uvedený soubor je nutné očistit o nevhodná pozorování a odlehlá pozorování. Za nevhodné (či neúplné) pozorování je považováno takové, které u vybraných proměnných (produkce, práce, půda, kapitál, materiál) indikuje nulové či záporné hodnoty, popř. nevykazuje hodnoty žádné.

Na proces odstranění odlehlých či neúplných pozorování navazuje další krok – odstranění odlehlých pozorování. Odlehlá pozorování byla stanovena na základě histogramu produktivity práce a histogramu inverzního ukazatele intenzity půdy. Odstranění odlehlých pozorování na základě dvou výše uvedených ukazatelů – ze souboru byly odstraněny následující:

- horní percentil produktivity práce: $y/L > 1000$,
- horní percentil inverzní intenzity půdy: $A/L > 1,1$.

Ze souboru byly dále odstraněny ty zemědělské podniky, které vykazovaly produktivitu práce nižší než 10, tj. spadaly do intervalu $0 < y/L < 10$, a to z důvodu předpokladu o neproduktivnosti těchto podniků (tento předpoklad je založen na úvaze o neracionálním chování podniků, které namísto produktivní činnosti pouze vlastní půdu za účelem získání dotačních prostředků z veřejných zdrojů) (Čechura, 2009).

Posledním krokem v procesu čištění databáze o odlehlá pozorování bylo odstranění zemědělských podniků s pouze jedním pozorováním (tj. v databázi Albertina jsou u daného

³⁵ Pro účely této práce je výběrový soubor vybrané skupiny zemědělských podniků právnických osob v České republice dále nazýván jen „zemědělské podniky“, popř. „výběrový soubor zemědělských podniků“.

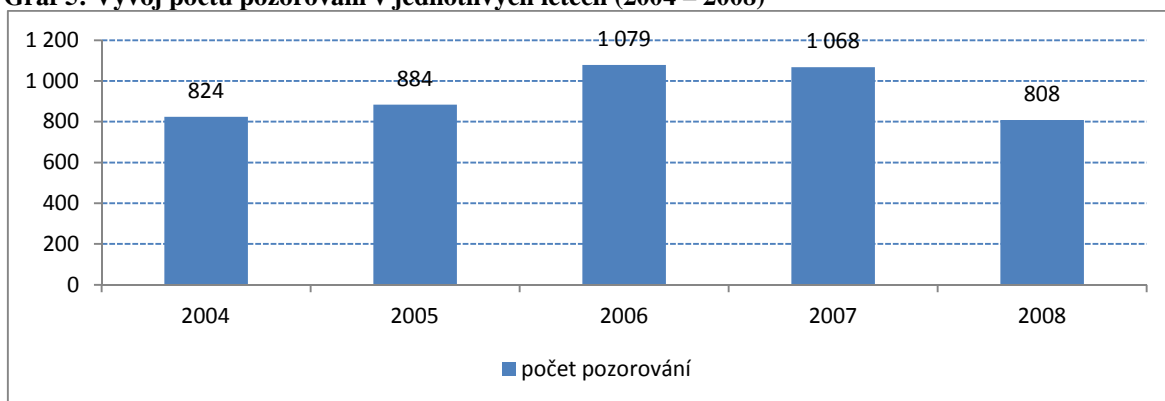
podniku uvedena pouze data za jedno účetní období), jinými slovy, v databázi jsou uvedeny pouze zemědělské podniky s dvěma a více pozorováními za sledované období.

Finální soubor tak byl redukován na 1 228 zemědělských podniků s celkem 4 663 pozorováními, tj. 3,797 pozorování na podnik v panelu za období let 2004 – 2008. I přes redukcí původního souboru o více než dvě třetiny lze finální soubor považovat za reprezentativní vzorek skupiny zemědělských podniků (právnických osob).

Z celkového počtu 1 228 zemědělských podniků má ve vytvořené databázi 212 zemědělských podniků dvě pozorování, 262 zemědělských podniků tři pozorování, 317 zemědělských podniků čtyři pozorování a 437 zemědělských podniků pět pozorování.

Třídění datového souboru dle obdržovaných účetních závěrek ve sledovaném období 2004 – 2008 ukazuje, že počet pozorování lze považovat za vyrovnaný (viz Graf 5), tj. během pětiletého období neexistují výrazné výkyvy.

Graf 5: Vývoj počtu pozorování v jednotlivých letech (2004 – 2008)



Zdroj: vlastní zpracování

8 Výsledky a diskuse

S využitím metodického aparátu (s detailním popisem uvedeným v Kapitole 7) je v této části práce využita databáze vytvořená postupnou konsolidací sekundárních zdrojů – jmenovitě databáze Albertina, veřejně dostupná databáze Státního zemědělského intervenčního fondu a veřejně dostupný Registr ekologických subjektů Ministerstva zemědělství ČR. Skrze takto vytvořenou databázi je výběrový soubor zemědělských podniků analyzován, čímž jsou ověřovány výzkumné otázky stanovené v cíli této práce (viz Kapitola 2).

Výsledky jsou prezentovány v následujícím pořadí. Nejprve je uvedena deskriptivní charakteristika souboru, následuje odhad stochastické hraniční produkční funkce, poté jsou testovány jednotlivé hypotézy o zvolených charakteristikách zvolené modelové specifikace, následuje vlastní rozbor technologického pokroku, produkčních elasticit, výnosů z rozsahu, technické efektivnosti a jejích determinant.

Syntéza dosažených výsledků společně s konkrétními doporučeními je předmětem kapitoly 9 – Závěry a doporučení.

8.1 Deskriptivní charakteristika výběrového souboru

Smyslem následujícího textu je charakterizovat výběrový soubor zemědělských podniků z hlediska diferenciacie, dále pak skrze analýzu základních proměnných vstupujících do modelu, analýzu majetkové a kapitálové struktury a ukazatelů výsledků hospodaření.³⁶

8.1.1 Diferenciace výběrového souboru

Výběrový soubor zemědělských podniků je rozdělen dle výrobního zaměření (převládající činnosti OKEČ):

1. OKEČ 01.1 – Rostlinná výroba, zelinářství, zahradnictví, sadařství (dále jen „Rostlinná výroba/odvětví – RV“);
2. OKEČ 01.2 – Živočišná výroba (dále jen „Živočišná výroba/odvětví – ŽV“);

³⁶ Hodnoceno na průměru výběrového souboru zemědělských podniků právnických osob v ČR.

3. OKEČ 01.3 – Rostlinná výroba kombinovaná se živočišnou výrobou (dále jen „Kombinovaná výroba/odvětví – KV“);
4. OKEČ 01.4 – Činnosti v rostlinné a živočišné výrobě kromě veterinárních činností, terénní úprava zahrad, parků, sadů a jiných zelených ploch (dále jen „Ostatní výroba/odvětví – OV“).

Tabulka 22: Rozdělení a charakteristika sektorů dle převládající činnosti OKEČ

	Počet pozorování	Počet podniků	Četnost podniků dle počtu pozorování			
			2	3	4	5
OKEČ 01 – Zemědělství celkem	4 663	1 228	212	262	317	437
OKEČ 01.1 – Rostlinná výroba (RV)	391	119	39	29	29	22
OKEČ 01.2 – Živočišná výroba (ŽV)	141	39	9	9	11	10
OKEČ 01.3 – Kombinovaná výroba (KV)	4 031	1 042	160	214	271	397
OKEČ 01.4 – Ostatní výroba (OV)	100	28	4	10	6	8

Zdroj: vlastní zpracování

Výše uvedené charakteristiky rozdělení četnosti a členění zkoumaného souboru v Tabulce 22 ukazují, že největší zastoupení mezi zemědělskými podniky má odvětví kombinované výroby (podíl 86,45 % z hlediska počtu pozorování), následuje odvětví rostlinné výroby (8,36 %), odvětví živočišné výroby (2,98 %) a odvětví ostatní výroby (2,19 %). Výsledky posledních dvou diskutovaných odvětví nelze vzhledem k počtu pozorování zobecnit na základní soubor skupiny zemědělských podniků právnických osob. To je problém zejména u odvětví živočišné výroby, u níž je tak možné získané závěry interpretovat pouze pro výběrový soubor. Odvětví ostatní výroby z důvodu ne příliš vysoké významnosti pro sektor zemědělství není z důvodu nereprezentativnosti výběrového souboru věnována taková pozornost jako ostatním třem odvětvím.

Tato intersektorová diferenciací umožní detailnější analýzu vlivu mezipodnikové heterogenity na efektivnost zemědělských podniků. Vzhledem k četnosti pozorování jednotlivých sektorů nemá jejich další dekompozice již význam.

Následující Tabulka 23 shrnuje počet pozorování za jednotlivé sektory ve sledovaném období 2004 – 2008. Nejvyšší četnosti pozorování je dosaženo v letech 2006 a 2007 s nejvyšším zastoupením počtu pozorování v kombinované výrobě.

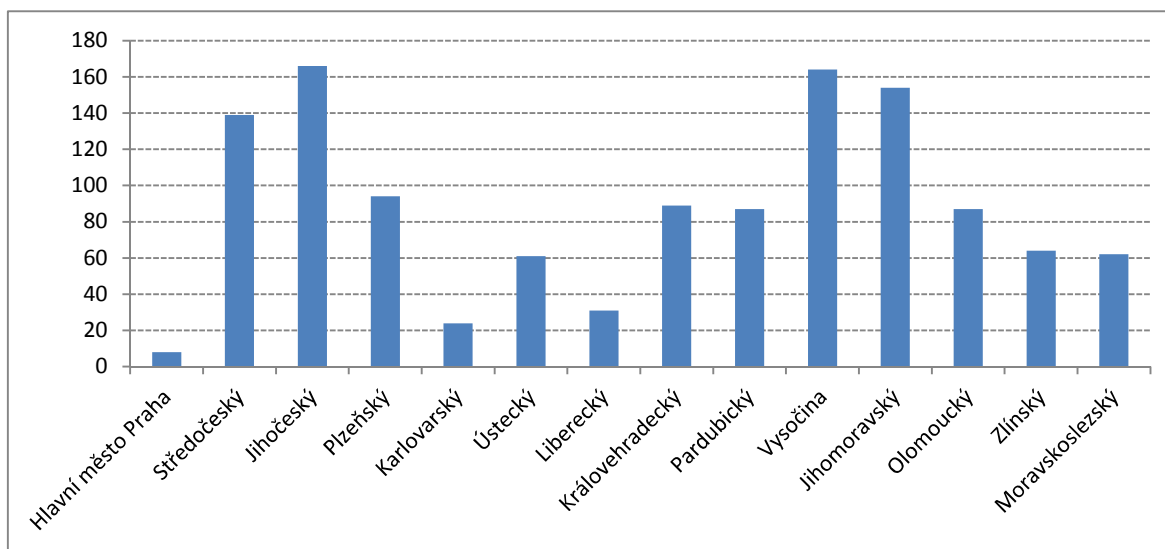
Tabulka 23: Vývoj četnosti pozorování v jednotlivých sektorech

	RV	ŽV	KV	OV	Celkem
2004	62	23	719	20	824
2005	66	20	776	22	884
2006	94	32	930	23	1 079
2007	100	37	909	22	1 068
2008	69	29	697	13	808
Celkem	391	141	4 031	100	4 663

Zdroj: vlastní zpracování

Nejvyšší zastoupení na základě územně-správního členění mají zemědělské podniky v Jihočeském kraji, kraji Vysočina a Jihomoravském kraji. Nejméně jsou naopak zastoupeny kraje hl. m. Praha, dále kraj Karlovarský a Liberecký (viz Graf 6).

Graf 6: Četnost zemědělských podniků dle územně-správního členění



Zdroj: vlastní zpracování

Diferenciace zemědělských podniků zastoupených ve výběrovém souboru dle právní formy v Tabulce 24 ukazuje na rovnoměrné zastoupení hlavních právních forem podniků právnických osob v ČR – akciová společnost a společnost s ručením omezeným, stejně významné zastoupení má i právní forma charakteristická pro odvětví zemědělství –

družstvo. Tyto tři právní formy mají z hlediska počtu podniků vyrovnané zastoupení, z hlediska četností pozorování pak nejvíce dosahuje právní forma akciová společnost (36,9 % z celkového počtu pozorování). Státní podnik je zastoupen dvěma podniky – hřebčínů, přičemž jeden z nich – Národní hřebčín Kladruby nad Labem – je v současné době již v likvidaci. Jako státní podnik, i komanditní společnost (jeden podnik ve výběrovém souboru) a veřejná obchodní společnost (šest podniků ve výběrovém souboru) mají minoritní zastoupení.

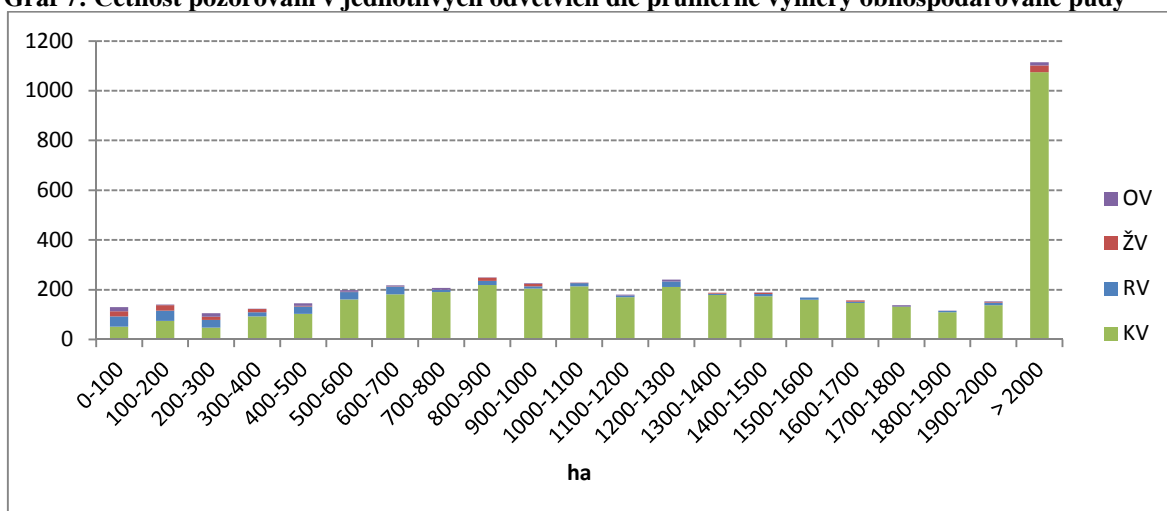
Tabulka 24: Četnost zemědělských podniků dle právní formy

	Počet podniků	Počet pozorování
Družstvo	391	1 488
Společnost s ručením omezeným	403	1 428
Akciová společnost	425	1 719
Státní podnik	2	6
Komanditní společnost	1	3
Veřejná obchodní společnost	6	19
Celkem	1 228	4 663

Zdroj: vlastní zpracování

V průběhu pětiletého sledovaného období došlo u více než třetiny zemědělských podniků ke změně v celkové hektarové výměře. Graf 7 proto informuje o rozložení počtu pozorování (nikoliv zemědělských podniků) z hlediska velikostní struktury. Nejvíce zemědělských podniků obhospodařuje půdu o průměrné výměře větší než 2 000 ha (přibližně čtvrtina všech podniků), přičemž největší zastoupení zde mají podniky z odvětví kombinované výroby.

Komparace právní formy zemědělských podniků společně s jejich rozlohou přináší zajímavé výsledky. Zatímco u právních forem družstvo a akciová společnost převládá počet podniků s obhospodařovanou zemědělskou půdou větší než 1 000 ha, u společnosti s ručením omezeným je tomu naopak.

Graf 7: Četnost pozorování v jednotlivých odvětvích dle průměrné výměry obhospodařované půdy

Zdroj: vlastní zpracování

8.1.2 Charakteristika základních proměnných vstupujících do modelu

Výstupy deskriptivních statistik v Tabulce 25 naznačují, že soubor panelových dat zemědělských podniků je značně heterogenní – směrodatná odchylka je vyšší než průměrná hodnota výstupu, je zde vysoký rozdíl mezi minimální a maximální hodnotou výstupu. Vzhledem k faktu, že podstatné rozdíly mezi zemědělskými podniky potvrzují nejen uvedené hodnoty výstupu (produkce), ale i deskriptivní charakteristiky jednotlivých produkčních faktorů, lze konstatovat, že mezi zemědělskými podniky existují významné diference v používané technologii. Tento fakt je možné zobecnit v tom smyslu, že mezipodniková heterogenita má u výběrového souboru zemědělských podniků signifikantní vliv, tudíž je nutné zvolit vhodnou specifikaci modelu. V opačném případě může dojít ke zkreslení odhadu technické neefektivnosti.

Tabulka 25: Deskriptivní statistiky proměnných vstupujících do modelu (tis. Kč)

	Označení	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum
Produkce	y	49 583,00	54 843,00	5,93	862 087,00
Práce	A	63,75	59,86	0,00	739,12
Půda	I	1 502,09	1 113,64	1,90	9 784,16
Kapitál	K	55 292,30	60 359,90	5,15	871 205,00
Materiál	M	28 322,20	32 929,40	23,00	557 210,00

Zdroj: vlastní zpracování

Vývoj proměnných odhadované produkční funkce je uveden v Tabulce 26. Indexy meziročních změn (viz Tabulka 27) ukazují na zápornou hodnotu míry růstu produkce ve výběrovém souboru zemědělských podniků. Spolu s produkcí je negativní vývoj zaznamenán i u produkčního faktoru práce. Naopak produkční faktor kapitál vykazuje nejmenší úbytky, v posledních dvou letech dokonce přírůstky. U produkčního faktoru materiál dochází ve sledovaném období k postupné stabilizaci. Produkční faktor půda vykazuje rozkolísaný vývoj.

Tabulka 26: Vývoj proměnných odhadované produkční funkce (tis. Kč, ha)

	Označení	2004	2005	2006	2007	2008	Průměr
Produkce	Y	53 672,69	52 308,68	49 857,13	47 693,64	44 561,47	49 582,99
Práce	A	11 614,83	10 921,48	10 534,83	10 643,97	9 581,26	10 659,27
Půda (ha)	L	1 629,03	1 542,85	1 452,95	1 460,09	1 449,18	1 502,09
Kapitál	K	58 471,90	55 164,18	53 951,94	54 210,19	55 410,11	55 292,30
Materiál	M	31 417,29	27 835,70	27 420,05	27 194,59	28 393,30	28 322,20

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 27: Meziroční změny proměnných odhadované produkční funkce (%)

	Označení	2005/2004	2006/2005	2007/2006	2008/2007
Produkce	Y	97,46	95,31	95,66	93,43
Práce	A	94,03	96,46	101,04	90,02
Půda	L	94,71	94,17	100,49	99,25
Kapitál	K	94,34	97,80	100,48	102,21
Materiál	M	88,60	98,51	99,18	104,41

Zdroj: vlastní zpracování

Ukazatel produktivity práce (viz Tabulka 28) vykazuje oproti produkčnímu faktoru práce opačnou tendenci. Ve stejném duchu se vyvíjely i ukazatele intenzity půdy a intenzity kapitálu. Vývoj těchto ukazatelů je dán právě poklesem produkčního faktoru práce. Vývojové tendence všech sledovaných ukazatelů přispívají k domněnce o nárůstu investičních aktivit zemědělských podniků (souvisejícími zejména s požadavky Evropské unie na konkrétní standardy procesu výroby v rámci jednotlivých odvětví – z hlediska kvality a bezpečnosti práce, kvality potravin, welfare zvířat, apod.), které jsou však

zároveň (mimo jiné) příčinou dalšího poklesu počtu pracovníků v tomto sektoru, jelikož se dá předpokládat, že nové technologie jsou na práci úspěšnější.

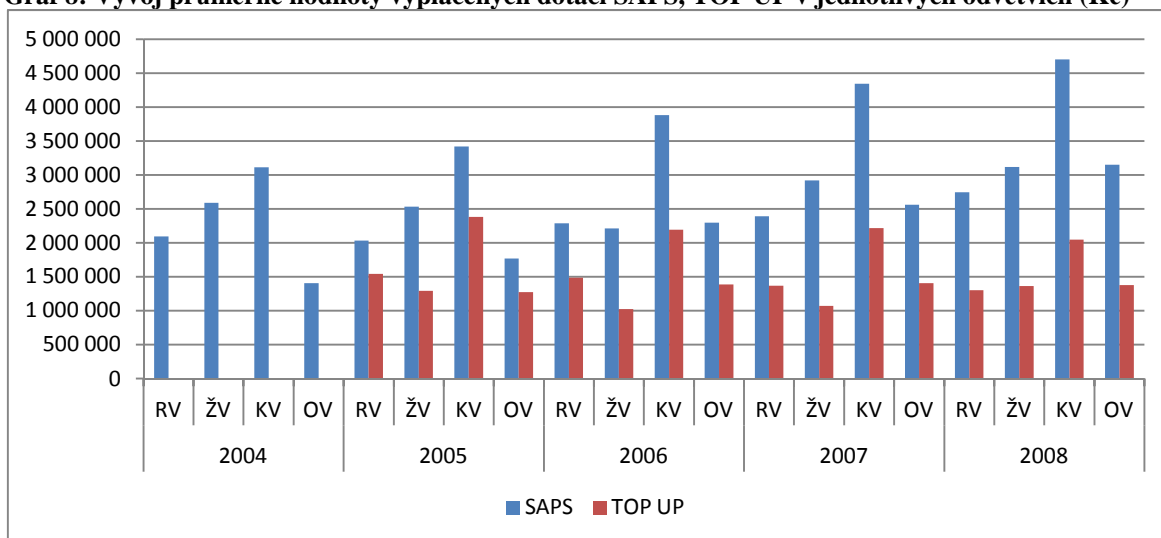
Tabulka 28: Vývoj vybraných ukazatelů proměnných odhadované produkční funkce

	Jednotka	2004	2005	2006	2007	2008	Index 2008/2004
Produktivita práce (Y/A)	tis. Kč	4,62	4,79	4,73	4,48	4,65	100,65
Produktivita kapitálu (Y/K)	tis. Kč	32,95	33,90	34,31	32,66	30,75	93,33
Intenzita půdy (L/A)	ha/tis. Kč	0,14	0,14	0,14	0,14	0,15	107,84
Intenzita kapitálu (K/A)	tis. Kč	5,03	5,05	5,12	5,09	5,78	114,88

Zdroj: vlastní zpracování

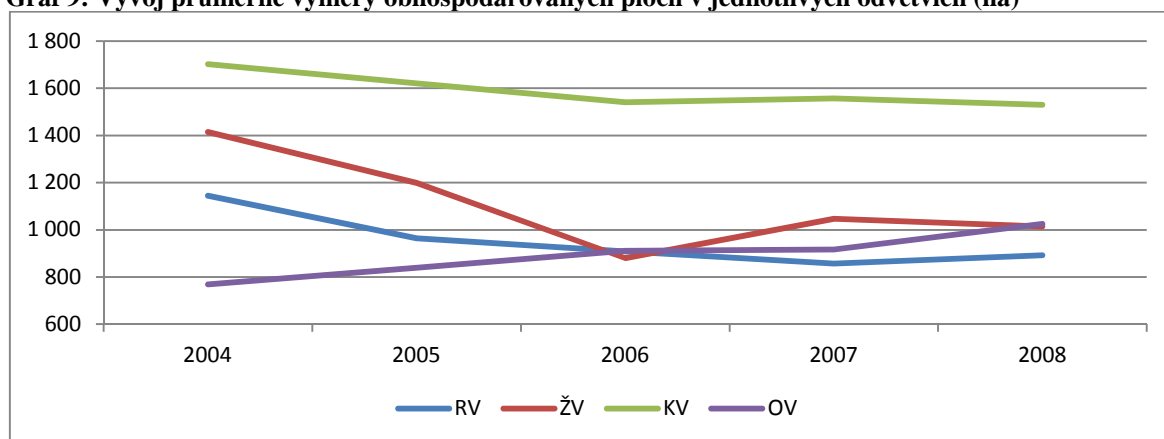
Mezi proměnné vysvětlující technickou efektivnost jsou zařazeny přímé platby SAPS a TOP UP. Průměrná hodnota vyplácených dotací SAPS na jeden zemědělský podnik vzrostla ve sledovaném období z 2,98 mil. Kč v roce 2004 na 4,45 mil. Kč v roce 2008, a to i přes pokles průměrné výměry obhospodařované půdy z 1 629 ha na začátku sledovaného období na 1 502 ha na konci sledovaného období (blíže viz Graf 8).

Graf 8: Vývoj průměrné hodnoty vyplácených dotací SAPS, TOP UP v jednotlivých odvětvích (Kč)



Zdroj: vlastní zpracování

K nejmarkantnějšímu poklesu v průměrné výměře obhospodařované půdy došlo v odvětví živočišné výroby (viz Graf 9), a to v důsledku nestability podniků zapříčiněné zejména již diskutovaným silným konkurenčním tlakem ze strany producentů ostatních členských států EU (uzavírání výroby, pronájem půdy jiným subjektům). Pokles hektarové výměry v odvětví rostlinné produkce je důsledkem nárůstu výnosů významných komodit.

Graf 9: Vývoj průměrné výměry obhospodařovaných ploch v jednotlivých odvětvích (ha)

Zdroj: vlastní zpracování

Další proměnnou vysvětlující technickou efektivnost je členění dle půdně-klimatických podmínek na příznivé a méně příznivé oblasti (LFA) – blíže viz Tabulka 29. V méně příznivých oblastech LFA je lokalizováno přibližně 20 % z celkového počtu zemědělských podniků. Analýza umístění dle LFA dále ukazuje, že z hlediska podílu podniků hospodařících v LFA na celkovém počtu podniků v jednotlivých odvětvích, se jedná především o zemědělské podniky z odvětví kombinované a živočišné výroby, což odpovídá současné zemědělské politice zaměřené na LFA oblasti, která podporuje extenzivní způsob hospodaření (zejména extenzivní chov skotu – krav bez tržní produkce mléka). Absolutně je nejvíce podniků hospodařících v méně příznivých oblastech zastoupeno v odvětví kombinované výroby (což je však kromě jiného ovlivněno celkově větším počtem pozorování v daném odvětví oproti ostatním).

Tabulka 29: Srovnání počtu podniků v oblastech LFA a mimo LFA dle jednotlivých specializací

Ukazatel	Počet ZP celkem	Lokalizace	
		mimo LFA	v LFA
Rostlinná výroba	119	117	2
Živočišná výroba	39	30	9
Kombinovaná výroba	1 042	819	223
Ostatní výroba	28	25	3
Zemědělství celkem	1 228	991	237

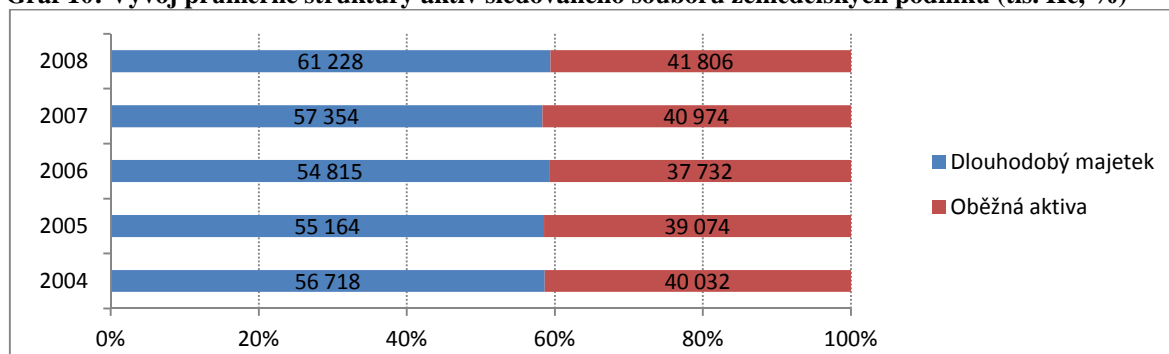
Zdroj: vlastní zpracování

Do modelu je jako proměnná mající vliv na technickou efektivnost zemědělských podniků zařazen i režim, resp. způsob hospodaření – zda se jedná o podniky konvenčně hospodařící či podniky hospodařící v režimu ekologického zemědělství. Podíl podniků hospodařících výhradně v režimu ekologického zemědělství ve výběrovém souboru roste – v roce 2004 se jednalo o 4,73 % podniků, v 2008 to bylo již 6,06 %. Z odvětvového hlediska nejvíce takových zemědělských podniků podniká v odvětví kombinované výroby. Z pohledu podílu na počtu podniků v jednotlivých sektorech je však nejvyšší podíl ekologicky hospodařících podniků zastoupen v odvětví živočišné výroby.

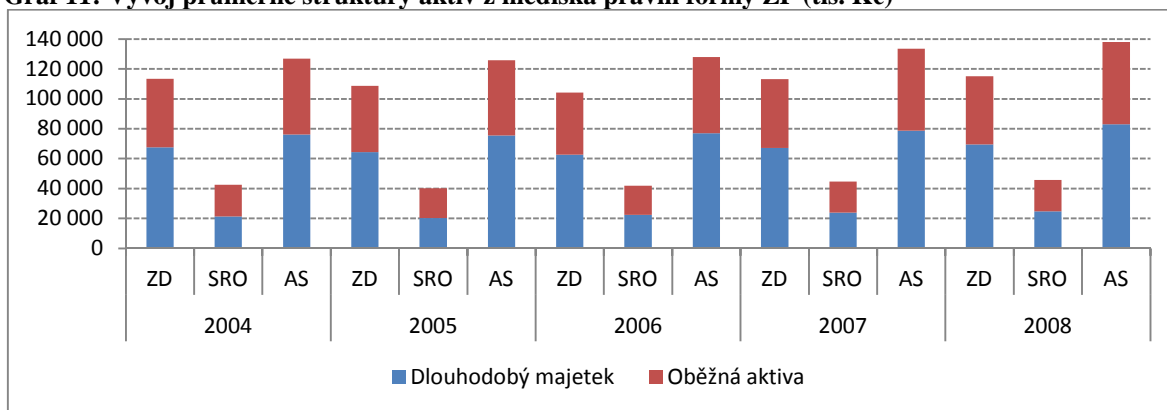
Průměrná hodnota aktiv se ve sledovaném období pohybovala v intervalu 93,3 – 104,0 mil. Kč, hodnota dlouhodobého majetku v intervalu 54,8 – 61,2 mil. Kč. Struktura aktiv souboru zemědělských podniků (hodnoceno na průměru souboru, viz Graf 10) vykazuje v celém sledovaném období vyšší podíl stálých aktiv oproti oběžným aktivům, přičemž se v průměru pohybuje na úrovni přibližně 58 % z celkových aktiv. Doplňujícím zjištěním je diferenciací souboru ZP z hlediska právní formy (viz Graf 11) – ukazuje se, že společnost s ručením omezeným vykazuje výrazně nižší objem prostředků oproti zbývajícím dvěma právními formám – družstvu a akciové společnosti. Nejstabilnější vývoj majetku lze identifikovat u akciové společnosti.

Ve sledovaném období let 2004 – 2008 výše produkčního faktoru kapitál vyjádřeného velikostí dlouhodobého majetku v průměru za sledované podniky kolísá – meziroční změny oscilují kolem hodnoty 1. Zatímco do roku 2006 dochází k poklesu meziroční změny v dlouhodobých aktivech zemědělských podniků, od roku 2007 je tomu naopak. Nárůst hodnoty dlouhodobého majetku je spojen s nárůstem finanční aktivity zemědělských podniků v souvislosti s možností čerpat investiční podpory z fondů EU.

Graf 10: Vývoj průměrné struktury aktiv sledovaného souboru zemědělských podniků (tis. Kč, %)



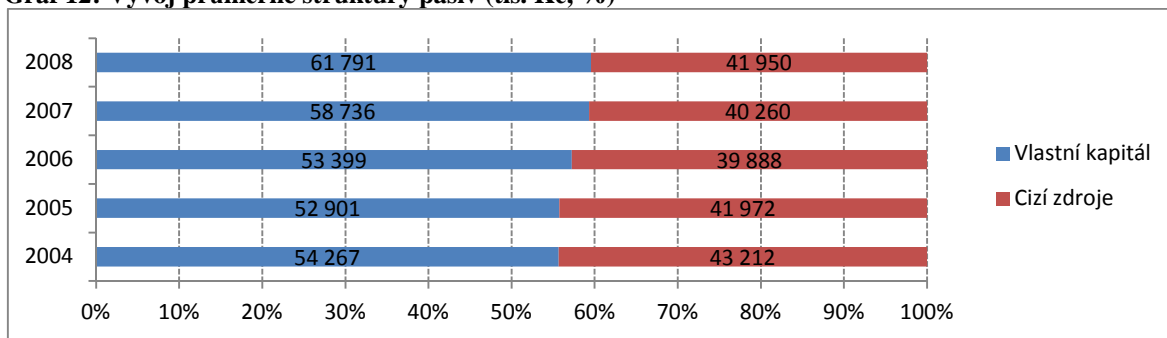
Zdroj: vlastní zpracování

Graf 11: Vývoj průměrné struktury aktiv z hlediska právní formy ZP (tis. Kč)

Zdroj: vlastní zpracování

Uvedné výsledky implikují, že dochází pouze k pozvolnému nárůstu investiční aktivity zemědělských podniků, a to i přesto, že zemědělci mají možnost čerpat investiční podpory pro zemědělské účely (SAPARD do roku 2004, dále OP Zemědělství a PRV – blíže viz Kapitola 6.2.2 – Zemědělská politika) a celkově došlo ke zlepšení přístupu zemědělských podniků k úvěrům poskytovaných komerčními bankami.³⁷

Struktura pasiv průměrného souboru zemědělských podniků ukazuje v průběhu vývoje na vyšší podíl vlastního kapitálu oproti cizím zdrojům (viz Graf 12). Jak je patrné, podíl cizího kapitálu jako zdroje financování se v čase snižuje.

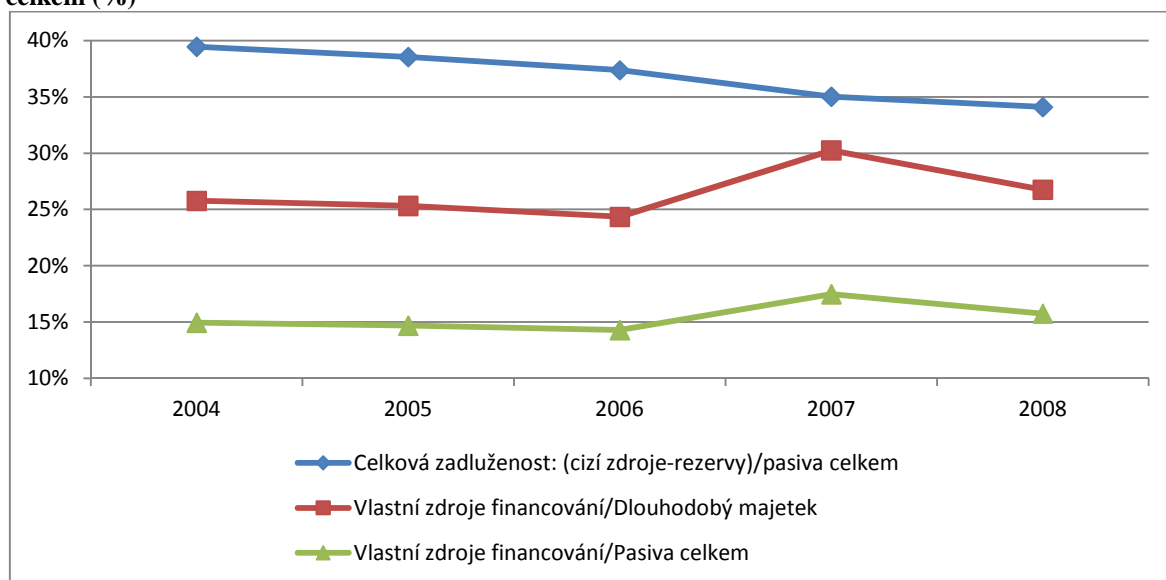
Graf 12: Vývoj průměrné struktury pasiv (tis. Kč, %)

Zdroj: vlastní zpracování

³⁷ Transformační období českého zemědělství lze charakterizovat neochotou bank poskytovat zemědělské úvěry. Proto byl v roce 1994 zřízen Podpůrný garanční a lesnický fond, který poskytuje garanci úvěru a dotaci úroků z úvěrů poskytnutým zemědělským podnikům komerčními bankami. Jak uvádí Janda a Čajka (2007), vývoj úvěrů poskytnutých zemědělským podnikům pak přibližně kopíroval vývoj poskytnutých úvěrů v rámci celé ekonomiky, a to až do roku 1997, resp. 1998, kdy vlivem zpřísnění úvěrových podmínek a nárůstu úrokových sazeb došlo k celkovému poklesu stavu úvěrových prostředků v české ekonomice – oproti ostatním sektorům národního hospodářství však míra poklesu úvěrů do agrárního sektoru byla vyšší. Tento trend trval až do roku 2001, kdy došlo k vyrovnání měr poklesu agrárního a ostatních sektorů národního hospodářství. Počínaje rokem 2002 opět dochází dle výše uvedených autorů k navýšení úvěrových prostředků a tedy i nárůstu objemu úvěrů jak v rámci celé ekonomiky, tak i konkrétně v sektoru zemědělství.

Možnostmi jak financovat své investiční aktivity (resp. dlouhodobý majetek) je buď využití vlastních zdrojů financování (interní zdroje)³⁸ či cizího kapitálu (externí zdroje financování). I přesto, že z cizích zdrojů je stále financována větší část (dlouhodobého) majetku, dochází ve sledovaném období k nárůstu podílu financování z vlastních zdrojů (v průměru za zemědělské podniky). Z hlediska investiční aktivity (tj. investicemi do dlouhodobého majetku) tento kopíruje výše uvedený trend. Celková zadluženost (dle metodiky ÚZEI)³⁹ zemědělských podniků vykazuje ve sledovaném období pozitivní klesající trend, kdy v průběhu pěti let došlo k poklesu z 39,5 % v roce 2004 na 34,1 % v roce 2008 (blíže viz Graf 13). Nárůst podílu financování z vlastních zdrojů, pokles celkové zadluženosti a konečně i vývoj výše dlouhodobého majetku je spojen s růstem úrokových sazeb ve sledovaném období – s výjimkou posledního roku (2008).

Graf 13: Vývoj celkové zadluženosti a podílu vlastních zdrojů na dlouhodobém majetku a pasivech celkem (%)



Zdroj: vlastní zpracování

Následující Graf 14 dokladuje vývoj základních ukazatelů výsledku hospodaření pro jednotlivé sledované sektory zemědělství. Kromě nich je zde uvedena i položka Provozní dotace, ve které jsou společně zahrnuty přímé platby SAPS, TOP UP a LFA (jelikož tyto jsou v účetnictví zachyceny v provozních výnosech podniku, čímž tak ovlivňují provozní

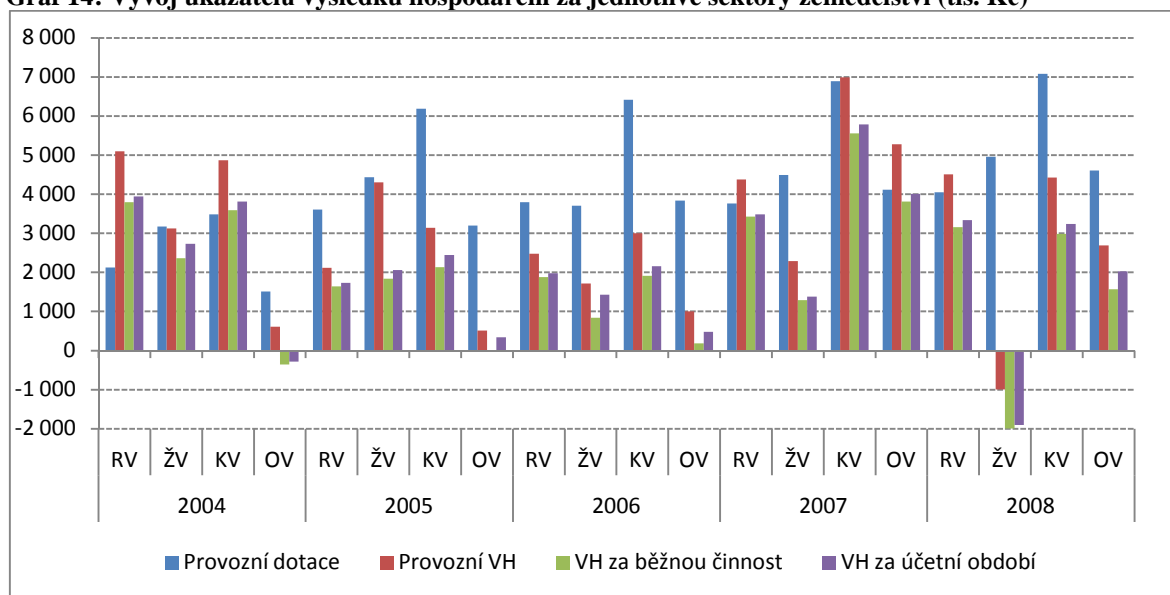
³⁸ Dle metodiky ÚZEI (2010): Vlastní zdroje financování podniku = Výsledek hospodaření za účetní období + Odpisy dlouhodobého hmotného a nehmotného majetku + Rezervy.

³⁹ Dle metodiky ÚZEI (2010): Celková zadluženost = (Cizí zdroje – Rezervy) / Pasiva celkem. Např. MZE ČR využívá pro hodnocení kapitálu ukazatel celkové zadluženosti, kdy v čitateli vystupuje pouze položka Cizí zdroje.

výsledek hospodaření a v konečném důsledku i velikost vlastního kapitálu skze výsledek hospodaření za účetní období). Z hlediska jejich objemu tak přímé platby patří mezi nejdůležitější zdroje financování pro zemědělské podniky.

Z těchto výstupů je patrné, že zemědělské podniky by (s výjimkou roku 2004 u odvětví rostlinné a kombinované výroby) nebyly schopné financovat svůj provoz, resp. generovat kladný výsledek hospodaření (odvětví živočišné výroby dokonce v roce 2008 záporný výsledek hospodaření vykazuje i přes nárůst provozních dotací – to je dáno silnou konkurencí ze strany Evropské unie u komodit vepřové a drůbeží maso). Závislost na vyplácených dotacích tak u českých zemědělských podniků neustále roste (objem provozních dotací je větší než výsledek hospodaření za účetní období). To navozuje otázku, zda jsou tyto efektivně využívány a jsou vůbec naplňovány základní myšlenky Společné zemědělské politiky – zda poskytování přímých plateb přispívá ke zvyšování konkurenceschopnosti či vede k plýtvání zdroji v českém zemědělství.

Graf 14: Vývoj ukazatelů výsledku hospodaření za jednotlivé sektory zemědělství (tis. Kč)



Zdroj: vlastní zpracování

8.2 Odhad parametrů zvolené modelové specifikace

Vzhledem k flexibilitě zvolené modelové specifikace je nejprve testován předpoklad, zda více flexibilní funkční forma lépe aproximuje odhadovanou technologii. Testovány jsou vždy dvě z hlediska flexibility po sobě jdoucí specifikace. Jak je patrné z Tabulky 30, hodnoty log věrohodnostní funkce a výsledky LR testů daný předpoklad potvrzují - čím flexibilněji je produkční funkce českého zemědělství modelována, tím více je heterogenita výstupu vysvětlena danou funkcí, a technická neefektivnost se stává méně významnou, resp. se snižuje.⁴⁰ Modelovou specifikaci uvedenou v Kapitole 7.1.2.1 – Model náhodných parametrů s heterogenitou a heteroskedasticitou lze proto považovat za vhodně zvolenou.

Tabulka 30: Srovnání modelových specifikací

	REM	TRUE REM	RPM	RPM s heterogenitou	RPM s heterogenitou a heteroskedasticitou
Počet parametrů	23	24	29	47	55
Log věrohodnostní funkce	345,65	54,40	938,14	1 016,53	1 763,71
LR test	n/a	-582,51	1 767,48	156,79	1 494,35
Technická neefektivnost (průměr)	0,3254	0,2054	0,1722	0,1321	0,1040

Zdroj: vlastní zpracování

Tabulka 31 představuje dosažené výsledky odhadu stochastické produkční funkce.⁴¹ Jak již bylo řečeno v metodické části, z důvodů předpokladu existence mezifirmní heterogenity vyplývající z deskriptivní analýzy výběrového souboru (viz Kapitola 7.3.2 – Soubor panelových dat), resp. vysokého rozptylu hodnot jednotlivých proměnných modelu, je zvolena specifikace modelu náhodných parametrů (RPM) s heterogenitou. Konečný model je dále založen na předpokladu existence heteroskedasticity u_{it} , což je podchyceno zařazením sektorových dummy proměnných (označení S1-S4), dummy proměnné ekologického zemědělství (D2), dummy proměnné lokalizace v LFA (D1), objemu získaných dotací SAPS (LSAPS) a TOP UP (LTOPUP) a v neposlední řadě výší sociálních nákladů (SOCN). I přesto, že náhodná složka modelu ε_{it} nemá přímý vliv, determinanty heteroskedasticity ovlivňují očekávanou hodnotu složky technické neefektivnosti (blíže viz Hadri, 2003).

⁴⁰ Ke stejným závěrům dochází i Čechura a Hockmann (2011) ve své studii zabývající se potravinářským sektorem v České republice.

⁴¹ Finální výstup ekonomického softwaru LIMDEP je uveden v Příloze 1.

Tabulka 31: Odhadnuté parametry modelu RPM

Proměnná	Parametr	Chyba odhadu	t-hodnota	P[Z>z]	Proměnná	Parametr	Chyba odhadu	t-hodnota	P[Z>z]
parametry prvního řádu					parametry druhého řádu				
Konstanta (C)	0.1302***	0.0043	30.1870	0.0000	TT	-0.0382***	0.0052	-7.3160	0.0000
C - S1	0.1364***	0.0112	12.1550	0.0000	AT	-0.0550***	0.0040	-13.5860	0.0000
C - S2	-0.3849***	0.0204	-18.8780	0.0000	LT	-0.0072	0.0056	-1.2880	0.1977
C - S4	0.0851	124.1045	0.0010	0.9995	KT	0.0076***	0.0027	2.8040	0.0050
C - IH	0.1499***	0.0014	103.9140	0.0000	VT	0.0346***	0.0044	7.8720	0.0000
Práce (A)	0.1070***	0.0050	21.2410	0.0000	AA	0.0418***	0.0042	10.0280	0.0000
A - S1	0.0600***	0.0172	3.4910	0.0005	LL	-0.0271	0.0295	-0.9210	0.3568
A - S2	-0.0362	0.0220	-1.6410	0.1007	KK	0.0470***	0.0040	11.6240	0.0000
A - S4	-0.0881***	0.0147	-5.9930	0.0000	VV	0.0726***	0.0091	7.9420	0.0000
A - IH	0.0288***	0.0015	19.3650	0.0000	AL	0.0324***	0.0103	3.1620	0.0016
Půda (L)	0.0724***	0.0060	12.1310	0.0000	AK	0.0104***	0.0038	2.6980	0.0070
L - S1	-0.1179***	0.0271	-4.3540	0.0000	AV	-0.0572***	0.0060	-9.5340	0.0000
L - S2	-0.4981***	0.0423	-11.7640	0.0000	LK	0.0284***	0.0077	3.6590	0.0003
L - S4	-0.6230***	0.0277	-22.4820	0.0000	LV	-0.1712***	0.0122	-13.9850	0.0000
L - IH	0.1546***	0.0043	35.8210	0.0000	KV	-0.0217***	0.0049	-4.4550	0.0000
Kapitál (K)	0.1157***	0.0032	36.0000	0.0000					
K - S1	0.0151	0.0132	1.1450	0.2522	suONE	6.3844***	0.2906	21.9730	0.0000
K - S2	0.1706***	0.0184	9.2510	0.0000	suS1	0.7845***	0.0439	17.8790	0.0000
K - S4	0.1650***	0.0131	12.5630	0.0000	suS2	-0.0593	0.1048	-0.5660	0.5716
K - IH	0.0133***	0.0015	9.0370	0.0000	suS4	-18.1784	0.46420*10 ⁸	0.0000	1.0000
Materiál (V)	0.7427***	0.0052	143.3700	0.0000	suLSAPS	-0.3576***	0.0306	-11.6690	0.0000
V - S1	-0.0931***	0.0179	-5.2080	0.0000	suLTOPUP	-0.0337	0.0260	-1.3000	0.1937
V - S2	-0.0076	0.0175	-0.4360	0.6628	suD1	0.0363	0.0383	0.9470	0.3435
V - S4	0.1328***	0.0218	6.0960	0.0000	suD2	1.2404***	0.0551	22.4930	0.0000
V - IH	0.1479***	0.0015	99.6580	0.0000	suSOCN	-0.1091***	0.0071	-15.2870	0.0000
Čas (T)	-0.0419***	0.0024	-17.5050	0.0000	Sigma(v)	0.0738***	0.0011	64.6960	0.0000
T - S1	0.0129	0.0091	1.4050	0.1600					
T - S2	0.0039	0.0123	0.3150	0.7526					
T - S4	0.0161**	0.0068	2.3680	0.0179					
T - IH	0.0096***	0.0013	7.3910	0.0000					

Pozn. ***, **, * označují 1%, 5% či 10% hladinu významnosti, IH=intrasektorové heterogenita
Zdroj: vlastní zpracování

8.3 Testování charakteristik zvolené modelové specifikace

V následujícím textu je diskutována teoretická konzistence odhadnutého modelu produkční funkce, a to v následujícím sledu – (i) Ověření předpokladů modelu, (ii) Test funkční formy, (iii) Ověření významnosti technické změny – Test časové invariantnosti parametrů, Test Hicksovy neutrální technologické změny, (iv) Ověření statistické významnosti parametrů produkčních faktorů stochastické produkční funkce, (v) Ověření významnosti technické neefektivnosti v modelu, (vi) Test heteroskedasticity a (vii) Ověření statistické významnosti parametrů technické neefektivnosti.

Ad (i):

Z odhadnutých parametrů plyne, že sklon a zakřivení produkční funkce jsou konzistentní s ekonomickou teorií. Jinými slovy, lze říci, že u všech vstupů je na průměru sledovaného souboru zemědělských podniků splněna podmínka monotonicity (nezápornost pružností jednotlivých produkčních faktorů) a kvazikonkávity neoklasické produkční funkce (klesající mezní produktivita jednotlivých produkčních faktorů). Souhrnné údaje o ověření předpokladů modelu uvádí Tabulka 32.

Tabulka 32: Ověření předpokladů monotonicity a kvazikonkávity

Proměnná	Monotonicita $\beta_r < 0$	Kvazikonkávita $\beta_{rr} + \beta_r^2 - \beta_r < 0$
Práce (A)	0.1070	-0.0537
Půda (L)	0.0724	-0.0943
Kapitál (K)	0.1157	-0.0553
Materiál (V)	0.7427	-0.1185

Zdroj: vlastní zpracování

Ad (ii):

V dalším kroku je testována oprávněnost zvolené analytické formy funkce – translog produkční funkce. Dle výsledku LR-testu ($LR = 1\ 550,0248$) je specifikace modelu v této podobě relevantní – nulová hypotéza o Cobb-Douglasově specifikaci (tj. $H_0: \beta_{ij} = 0$, kde $i, j = A, L, K, M, T$) je na hladině významnosti 5 % zamítnuta ve prospěch alternativní

hypotézy předpokládající, že flexibilnější tvar funkce (tj. translog produkční funkce) je vhodnější alternativou k testované produkční funkci Cobb-Douglasově.⁴²

Ad (iii):

Třetí testovanou hypotézou je předpoklad o časové invariantnosti parametrů. Dle výsledků LR testu (LR = 1 770,885) je nulová hypotéza o časové invariantnosti parametrů zamítnuta hladině významnosti 5 %.⁴³

Předpoklad o Hicksově neutrální technologické změně je opět testován na základě LR-testovací statistiky. Dle jejích výsledků (LR = 639,816) je technologický pokrok významným determinantem celkové produkce (sledováno na průměru souboru), neboli nulová hypotéza o existenci neutrálního efektu v čase neboli Hicksově neutrální technologické změně ($H_0: \beta_{AT} = \beta_{MT} = \beta_{KT} = \beta_{VT} = 0$) je zamítnuta na hladině významnosti 5 %.⁴⁴ Technologická změna a pokrok jsou společně detailněji rozebrány dále v textu – viz Kapitola 8.4 – Analýza technologického pokroku.

Ad (iv):

Statistická významnost parametrů je identifikována v Tabulce 30. Z ní také vyplývá vysoká signifikance většiny sledovaných proměnných – jejich parametry jsou statisticky významné na jednocentní hladině významnosti. Dále je jedna proměnná statisticky významná na pětiprocentní hladině významnosti a 11 proměnných není významných ani na hladině významnosti $\alpha=0,1$. Statistická významnost odhadnutých parametrů je podrobněji diskutována v dalším textu v souvislosti s významností dané proměnné z hlediska hodnocení charakteristik odhadnuté modelové specifikace.

Ad (v):

Důležitost efektu neefektivnosti je hodnocena na základě parametru λ s pomocí Z-testu. V tomto případě je $\lambda = 1,831933$, a tak je možné zamítnout nulovou hypotézu ($H_0: \lambda = 0$) o nevýznamnosti neefektivnosti jako determinanty celkové produkce ve sledovaném souboru na $\alpha=0,01$, neboli na základě výše uvedené hodnoty parametru λ lze dále usuzovat, že variabilita produkce je z větší míry způsobena variabilitou neefektivnosti spíše než variabilitou statistického šumu (viz $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$).

⁴² Kritická hodnota testu: $\chi^2_{1-0,05}(15) = 24,9958$.

⁴³ Kritická hodnota testu: $\chi^2_{1-0,05}(6) = 12,59158$.

⁴⁴ Kritická hodnota testu: $\chi^2_{1-0,05}(4) = 9,487728$.

Ad (vi):

Z výsledků LR testu ($LR = 2\,370,188$) vyplývá významnost modelování heteroskedasticity na $\alpha=0,05$. Nulová hypotéza o homoskedasticitě asymetrické složky chyby odhadu ($H_0: \theta_j = \delta_j = 0$) byla zamítnuta a modelová specifikace kontrolující heteroskedasticitu ve složce technické neefektivnosti tak byla zvolena správně.⁴⁵

Ad (vii):

Na základě Z-testovací statistiky je stejným způsobem jako statistická významnost proměnných zahrnutých do modelu testována statistická významnost zvolených determinant vysvětlujících technickou efektivnost. Na základě výsledků Z-testu jsou s vysokou signifikancí významné proměnné S3, S1 (zohledňující mezisektorovou heterogenitu, v tomto případě se jedná o sektor kombinované a rostlinné výroby, dále proměnná zohledňující vliv dotací SAPS, dummy proměnná D2 reflektující vliv způsobu hospodaření (ekologické vs. konvenční) a jako poslední proměnná SOCN reprezentující vliv kvality práce. Naopak, nelze prokázat statisticky významný vztah mezi technickou efektivností a dotacemi TOP UP, umístěním podniku v LFA či sektory živočišné výroby a ostatní výroby. Všechny výše uvedené výsledky jsou detailně rozebrány v Kapitole 8.6.3 – Vliv vybraných proměnných na technickou efektivnost.

Jak již bylo řečeno výše, většina odhadnutých parametrů (viz Tabulka 30) je statisticky významná – nejen v případě parametrů modelujících vliv jednotlivých produkčních faktorů na výslednou produkci (a zachycujících heterogenitu), ale i v případě parametrů proměnných zachycujících heteroskedasticitu (resp. majících vliv na neefektivnost).

V tuto chvíli tak lze učinit závěr, že jak mezipodniková tak mezisektorová heterogenita významně ovlivňují charakter českého zemědělství, a proto je nutné ji v další analýze (technologie i technické neefektivnosti, resp. efektivnosti) zohlednit. ***Existence intersektorové a intrasektorové heterogenity ve výběrovém souboru zemědělských podniků je prokázána, čímž je zodpovězena výzkumná otázka VI.***

⁴⁵ Kritická hodnota testu: $\chi^2_{1-0,05}(9) = 16,91896$.

8.4 Analýza technologického pokroku

Technologická změna neboli změna vyvolaná v důsledku technologického pokroku, ovlivňuje výslednou produkci sledovaného souboru negativně (průměrná hodnota za všechna odvětví $\beta_T < 0$), neboli působila negativně na posun hranice produkčních možností, a to přibližně 3,4 % za rok, s postupem času akceleruje ($\beta_{TT} = -3,8$ %). Jinými slovy z odhadu plyne, že dochází k technologické regresi, která se prohlubuje.

Technologická změna je statisticky významná pouze pro odvětví kombinované výroby (na $\alpha=0,01$) a odvětví ostatní výroby (na $\alpha=0,05$). I přes nevýznamnost technologické změny v ostatních sledovaných odvětvích je možné na základě dosažených výsledků konstatovat, že mezi jednotlivými sektory neexistují v průměru významnější rozdíly, co se týče jejího vlivu na výslednou produkci ve sledovaném období.

Na druhou stranu však existují signifikantní rozdíly v technologické změně mezi zemědělskými podniky uvnitř jednotlivých specializací (viz rozptyl faktoru času v Tabulce 31). To implikuje významnost mezipodnikové (intrasektorové) heterogenity z hlediska technické změny.

Výsledky intrasektorových diferencí v technologickém pokroku tak implikují, že přímé platby, zvyšující důchod zemědělských podniků, mohou stimulovat jednotlivé zemědělské podniky různě, co se týče investic do nových technologií.

Proběhnuvší technologická změna je statisticky významná u všech sledovaných produkčních faktorů, s výjimkou produkčního faktoru půda. Technologická změna je v práci úsporná ($\beta_{AT} < 0$) a v kapitálu a materiálu náročná ($\beta_{MT}, \beta_{KT} > 0$). Produkční faktor práce tak má ve sledovaném období klesající úlohu (hodnoceno na průměru souboru), naopak význam kapitálu a nákladů na spotřebovaný materiál roste.

Výše uvedené výsledky jsou rozporupné – i přesto, že technologický pokrok je náročnější na kapitálové a materiálové vstupy a současně úsporný v produkčním faktoru práce (z hlediska jejich vlivu na celkovou produkci), což obecně odpovídá současnému charakteru využití jednotlivých produkčních faktorů v agrárním sektoru – pokles pracovníků je kompenzován využitím kapitálově náročnějších technologií, a tedy teoreticky implikuje zavádění nových technologií do procesu výroby, zároveň však nebylo prokázáno, že by ve

sledovaném období změna vyvolaná technologickým pokrokem pozitivně ovlivňovala velikost produkce (což je předpoklad platný pro zavedení nové technologie). Tyto výsledky tak navozují domněnku o nedostatečném či pouze částečném využívání nových technologií po jejich zavedení do procesu výroby, přičemž lze usuzovat, že tato technologická obnova ještě nebyla ve většině zemědělských podniků dokončena.

Další interpretací negativního vlivu technologické změny na výši produkce je hypotéza zmiňovaná Sipiläinemem a Kumbhakarem (2010), a to sice, že setrvání jinak neefektivních zemědělských podniků v oboru může zpomalit celkovou technologickou změnu odvětví jako celku.

8.5 Analýza produkčních elasticit a výnosů z rozsahu

Jednotlivé produkční pružnosti ve výsledném modelu se značně liší (viz Tabulka 33). Největší intenzitou na velikost produkce (hodnoceno na průměru souboru) působí materiálové vstupy (β_V) – při 1% změně v materiálových vstupech dojde k 0,74% změně v objemu dosažené produkce. Vliv ostatních produkčních faktorů je významně nižší.

Elasticita kapitálu ($\beta_K = 0,126$) a elasticita práce ($\beta_A = 0,109$) dosahují relativně nízkých hodnot. Nízká hodnota elasticity práce je dána substitucí produkčního faktoru práce kapitálem.

Nejméně na celkovou produkci působí produkční faktor půda (β_L – při 1% změně v produkčním faktoru půda dojde k pouze 0,034% změně v objemu dosažené produkce), a to i přes skutečnost, že v množství půdy v odhadovaném modelu je již zohledněna její kvalita, čímž by měl být snížen negativní vliv dotací na využití zemědělské půdy⁴⁶. Pokles využití půdy lze považovat za potvrzení snižující se významnosti půdy jako jednoho ze základních výrobních faktorů v zemědělství obecně. Jedním z možných důvodů se zdá být právě nastavení politiky vyplácení dotačních prostředků zemědělským podnikům. Vzhledem k vazbě výplaty přímých plateb na hektar zemědělské půdy lze usuzovat na negativní působení vyplácených dotačních prostředků ve vztahu k intenzitě využití tohoto výrobního faktoru. Půda je sice držena, avšak využívána spíše extensivním způsobem hospodaření.

⁴⁶ Čechura (2009) ve své práci dochází k závěru, že snižování vlivu produkčního faktoru půda na celkovou produkci je dáno způsobem nastavení dotací a jejich růstem ve sledovaném období.

Součet produkčních elasticit je pro průměrný podnik ve výběrovém souboru roven 1,0063, neboli průměrný zemědělský podnik dosahuje přibližně konstantních výnosů z rozsahu. Vzhledem k tomu, že hodnota výnosů z rozsahu je blízká 1, lze konstatovat, že zemědělské podniky ve výběrovém souboru produkují v optimálním rozsahu.

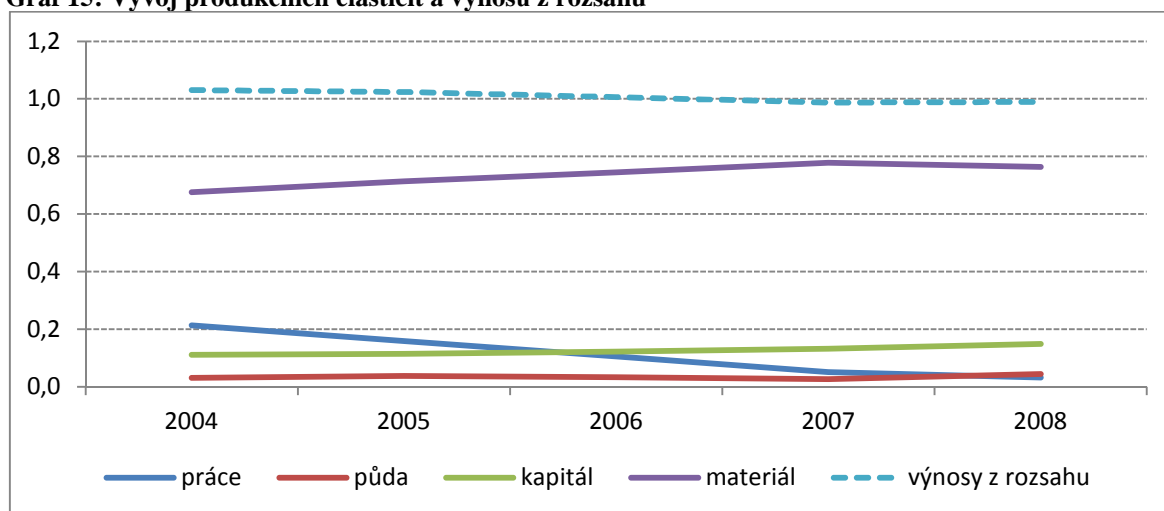
Tabulka 33: Produkční elasticity a výnosy z rozsahu

Proměnná	Parametr
Práce (A)	0,1091
Půda (L)	0,0340
Kapitál (K)	0,1257
Materiál (V)	0,7375
Výnosy z rozsahu	1,0063

Zdroj: vlastní zpracování

Graf 15 zachycuje změnu produkčních elasticit a výnosů z rozsahu za všechny zemědělské podniky. Vývojové tendence naznačují, že v průběhu sledovaného období dochází ke stále větší substituci produkčního faktoru práce kapitálem. Zároveň dochází k větší závislosti hodnoty celkové produkce na nákladech na spotřebu materiálu a energie. To vše v konečném důsledku – mimo jiné – může implikovat již výše diskutovaný trend o nižší ochotě, resp. schopnosti části zemědělských podniků investovat do nových technologií.

Co se týče výnosů z rozsahu (viz Graf 15), jejich hodnota během sledovaného období stále více osciluje kolem jedné, z čehož lze vyvodit závěr o přibližně konstantních výnosech z rozsahu v celém zemědělství. Tento výsledek je možné přisoudit postupné adaptaci zemědělských podniků obecně na podmínky přístupu do Evropské unie a celkovému ustálení trhu se zemědělskými produkty.

Graf 15: Vývoj produkčních elasticit a výnosů z rozsahu

Zdroj: vlastní zpracování

Při bližším pohledu na vývoj jednotlivých produkčních elasticit ve sledovaném období (viz Tabulka 34) je patrné, že zatímco elasticita kapitálu a materiálových vstupů (zde s výjimkou posledního roku – 2008) postupně roste, u elasticity práce je tomu naopak. Charakter vývoje těchto produkčních elasticit odpovídá výše uvedeným předpokladům o snižování počtu zaměstnanců v sektoru zemědělství a zároveň o substituci práce kapitálem, což plyne i ze směru technologické změny.

Tabulka 34: Produkční elasticity – časové hledisko

Rok	Práce	Půda	Kapitál	Materiál
2004	0,2127	0,0307	0,1105	0,6763
2005	0,1586	0,0379	0,1147	0,7131
2006	0,1049	0,0336	0,1226	0,7445
2007	0,0509	0,0263	0,1318	0,7777
2008	0,0318	0,0439	0,1490	0,7642

Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky uskutečněné analýzy produkčních elasticit (a výnosů z rozsahu) pro jednotlivé sektory⁴⁷ jsou jednou z možností jak analyzovat mezipodnikovou heterogenitu (blíže viz Tabulka 35).

⁴⁷ Hodnoty u jednotlivých odvětví jsou vypočteny jako průměr příslušných elasticit zemědělských podniků spadajících do daných odvětví. Produkční elasticity pro jednotlivé zemědělské podniky jsou vypočteny jako parciální derivace produkční funkce pro jednotlivé vstupy.

Produkční elasticity se v jednotlivých odvětvích liší. Nejvyšších hodnot elasticity práce dosahují v průměru podniky v odvětví rostlinné výroby a nejnižších hodnot podniky v odvětví ostatní výroby a živočišné výroby. Hodnota elasticity práce v odvětví kombinované výroby se přibližuje hodnotě za celé zemědělství. ***Výše uvedené skutečnosti implikují nižší zapojení produkčního faktoru práce v živočišné výrobě oproti ostatním specializacím, čímž je zodpovězena výzkumná otázka V4.***

U hodnot produkční elasticity výrobního faktoru půda je možné mezi jednotlivými odvětvími vysledovat značné diference – výrazně vyšší intenzity nabývá elasticita půdy u ostatní výroby a živočišné výroby. Navíc, zatímco odvětví živočišné a ostatní výroby vykazují zápornou hodnotu elasticity půdy, ve zbývajících dvou odvětvích je tomu naopak. Jelikož však v odvětví živočišné výroby nemusí být tento produkční faktor významný pro všechny zemědělské podniky, není třeba hlouběji tento výsledek analyzovat. V odvětví rostlinné a kombinované výroby je však množství půdy (zohledněné o její kvalitu) nutné brát jako faktor významně determinující výslednou úroveň výstupu. I proto je zarážející, že elasticita v těchto dvou odvětvích dosahuje poměrně nízkých hodnot. Nízká intenzita využití půdy jako základního výrobního faktoru v těchto dvou odvětvích může být zapříčiněna kromě jiného i nastavením poskytování dotačních prostředků zemědělským podnikům – dochází k situacím kdy půda je sice držena, nicméně využívána spíše extenzivním způsobem (Matulová, 2011).

Co se týče elasticity kapitálu, průměrnou hodnotu za celé zemědělství převyšují odvětví živočišné a ostatní výroby. Rostlinná a kombinovaná výroba vykazují hodnoty přibližně na stejné úrovni jako celé zemědělství. Avšak oproti dříve provedeným studiím (např. Čechura, 2009) lze vysledovat nárůst intenzity působení kapitálových vstupů na celkovou produkci, z čehož lze usuzovat na již v předchozí kapitole diskutovaný lepší přístup zemědělců k bankovním úvěrům a možnost čerpat investiční dotace.

Nejvyšší intenzity využití u posledního ze sledovaných faktorů – spotřeby materiálu a energie – dosahuje odvětví ostatní výroby. Druhých nejvyšších hodnot dosahuje živočišná výroba, což lze s ohledem na charakter technologického procesu v tomto odvětví považovat za přijatelný závěr. Nejnižší intenzity využití materiálových vstupů dosahuje odvětví rostlinné výroby.

Tabulka 35: Produkční elasticity – odvětvové hledisko

Sektor	Práce	Půda	Kapitál	Materiál
RV	0,1707	0,0163	0,1100	0,6429
ŽV	0,0556	-0,3655	0,2759	0,7924
KV	0,1072	0,0633	0,1187	0,7405
OV	0,0180	-0,5137	0,2546	0,9081

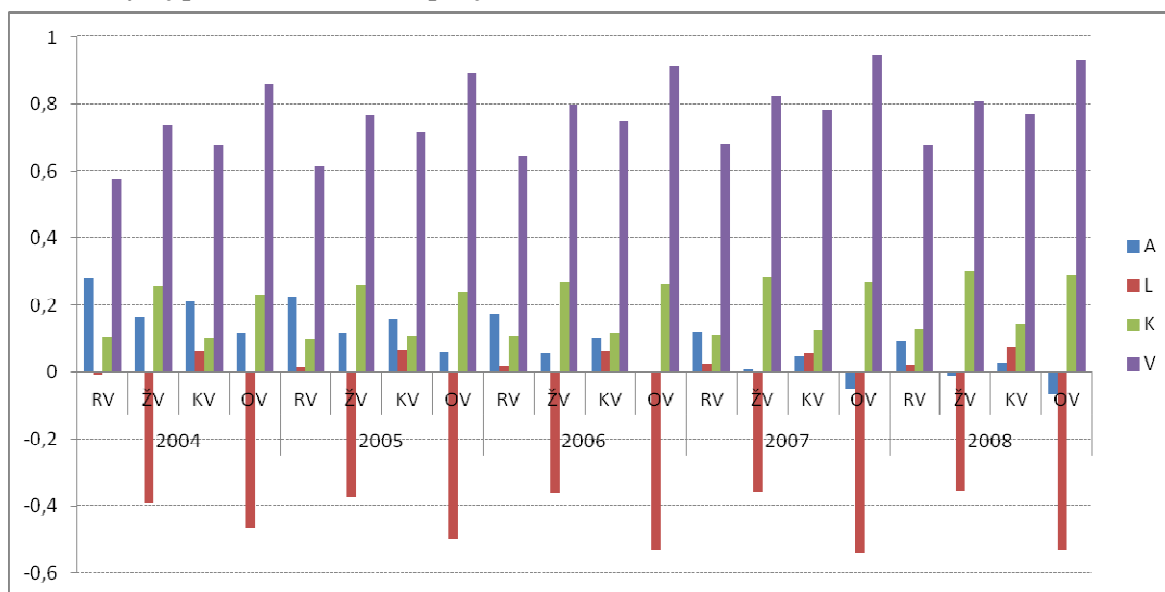
Zdroj: vlastní zpracování

Zajímavých výsledků je dosaženo při sledování vývoje produkčních elasticit pro jednotlivá odvětví ve sledovaném období 2004 – 2008 (viz Graf 16, konkrétní hodnoty pak uvádí Příloha 2). Elasticita práce se ve sledovaném období ve všech odvětvích signifikantně snižuje, přičemž mezi jednotlivými sektory nejsou výraznější rozdíly v hodnotě poklesu. Odvětví živočišné výroby v posledním roce sledování vykazuje negativní hodnotu elasticity práce. Obdobné platí i pro odvětví ostatní výroby, zde je negativní hodnota intenzity využití produkčního faktoru práce naměřena již v roce 2007.

Vývoj intenzity využití půdy se mezi jednotlivými sektory značně liší. Zatímco v rostlinné výrobě vykazuje rostoucí tendence, v živočišné výrobě je tomu naopak. Hodnoty pro kombinovanou výrobu jsou značně rozkolísané. Hodnota pro odvětví ostatní výroby od roku 2006 stagnuje okolo úrovně -0,54. Úroveň produkce v odvětví kombinované výroby a rostlinné výroby (zde až od roku 2005) je produkčním faktorem práce ovlivňováno pozitivně, ve zbývajících dvou sektorech pak negativně.

Elasticita kapitálu stejně tak jako intenzita využití materiálových vstupů pro všechna odvětví rostou. Výše diskutovaný obecný závěr o substituci práce kapitálem a materiálem lze proto aplikovat rovněž na jednotlivé sektory, nejmarkantněji se tato substituce projevuje u živočišné a ostatní výroby. Materiálové vstupy a energie mají mezi jednotlivými produkčními faktory největší vliv na celkovou produkci a jejich význam pro všechna odvětví roste až do roku 2007, v roce 2008 došlo u všech odvětví k poklesu v intenzitě využití tohoto faktoru.

Ve všech sektorech zemědělství došlo v roce 2008 oproti roku 2004 k největší změně v intenzitě využití produkčního faktoru práce – průměrná diference činila 0,19 u rostlinné výroby, 0,18 u ostatní a kombinované výroby a 0,17 u živočišné výroby. Změny v elasticitě ostatních výrobních faktorů nebyly tak zásadního rázu.

Graf 16: Vývoj produkčních elasticit pro jednotlivá odvětví

Zdroj: vlastní zpracování

Následující text se věnuje výnosům z rozsahu pro zemědělství jako celek a následně jejich intersektorové komparaci. Tabulka 36 popisuje základní vlastnosti vypočtených výnosů z rozsahu pro jednotlivá odvětví a zemědělství jako celek (hodnoceno na průměru souboru). Průměrné hodnoty výnosů z rozsahu implikují přibližně konstantní výnosy z rozsahu za zemědělství jako celek.

Mezi jednotlivými sektory existují značné diference. S výjimkou odvětví kombinované výroby ostatní odvětví vykazují variabilní klesající výnosy z rozsahu. Při detailnějším pohledu je vidět, že zatímco odvětví živočišné výroby a ostatní výroby dosahují výrazně klesajících výnosů z rozsahu, odvětví rostlinné výroby se svou velikostí přibližuje bodu optima. Příklad kombinované výroby s variabilními rostoucími výnosy z rozsahu je vzhledem k jejich velikosti možné považovat za přibližně konstantní.

Tabulka 36: Deskriptivní statistiky výnosů z rozsahu dle jednotlivých odvětví

Sektor	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Počet pozorování
RV	0,9475	0,1627	0,5872	1,5640	391
ŽV	0,7691	0,2550	0,3295	1,5303	141
KV	1,0283	0,1443	0,4997	2,0630	4 031
OV	0,6822	0,1688	0,3401	1,2171	100
Zemědělství	1,0063	0,1657	0,3295	2,0630	4 031

Zdroj: vlastní zpracování

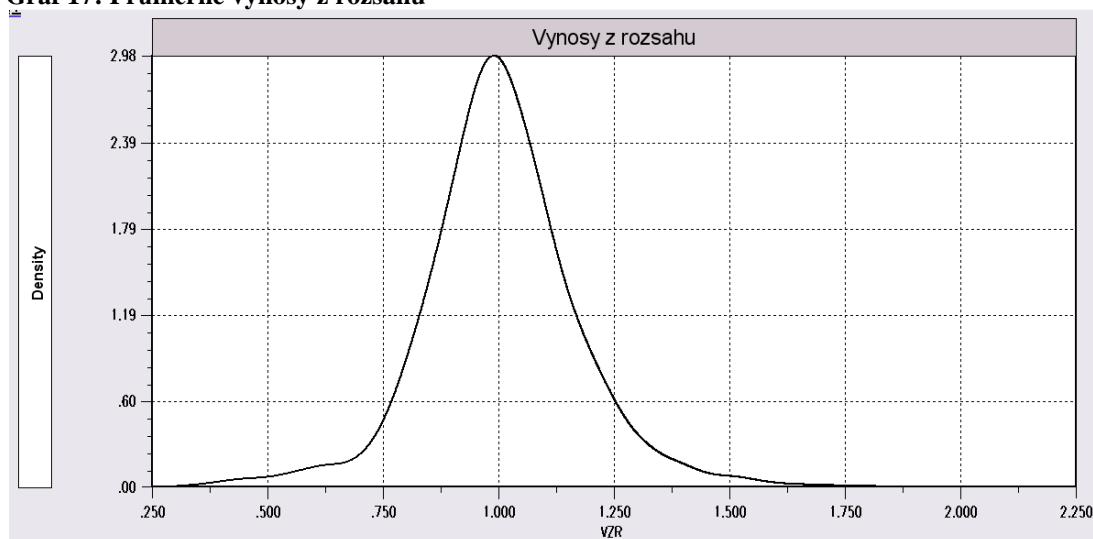
Z analýzy dále plyne, že přibližně polovina zemědělských podniků (49,4 %) dosahuje klesajících výnosů z rozsahu, druhá polovina (50,4 %) zemědělských podniků pak rostoucích výnosů z rozsahu. Přibližně konstantní výnosy z rozsahu jsou zaznamenány u celkem 19 % zemědělských podniků.⁴⁸

Zaměření na výnosy z rozsahu v jednotlivých specializacích ukazuje, že zatímco odvětví kombinované výroby přibližně kopíruje trend celého sektoru zemědělství (45 % podniků vykazuje klesající výnosy z rozsahu), u ostatních specializací je tomu naopak – v rostlinné, živočišné a ostatní výrobě výrazně převládají klesající výnosy z rozsahu – 69 %, 87 %, a 96 %.

Při bližším pohledu na deskriptivní statistiky výnosů z rozsahu je patrné, že mezi jednotlivými sektory i podniky v nich jako takovými existují značné rozdíly – viz jejich směrodatná odchylka ve výši 0,14 u kombinované výroby až po téměř 0,26 u živočišné výroby. Relativní variabilita se mezi jednotlivými sektory liší, od přibližně 14 % u kombinované výroby po 33 % u živočišné výroby. Z minimálních a maximálních hodnot dále plyne, že výnosy z rozsahu se pohybují v intervalu 0,33 – 2,06, tj. ve zkoumaném souboru existují podniky produkující s výrazně klesajícími výnosy z rozsahu a podniky s výrazně rostoucími výnosy z rozsahu. Tyto extrémní hodnoty však vykazuje pouze malé procento podniků. Hodnota výnosů z rozsahu nižší než 0,8 je naměřena u necelých 7 % a hodnota větší než 1,3 u méně než 5 % zemědělských podniků. I tak je ale naměřené procento extrémních hodnot překvapivě vysoké – v součtu převyšuje hranici 10 % všech zemědělských podniků.

Rozdělení výnosů z rozsahu za zemědělství jako celek a pro jednotlivé sektory je prezentováno v Grafu 17 a Grafu 18. Přibližně normální rozdělení má zemědělství jako celek a odvětví kombinované výroby. U ostatních specializací v grafu hustoty rozdělení výnosů z rozsahu nelze identifikovat zvonovitý tvar typický pro tento typ rozdělení (polonormální rozdělení). Z Grafu 17 je patrný dříve vyslovený závěr o přibližně konstantních výnosech z rozsahu za celý sledovaný soubor zemědělských podniků (tj. za zemědělství jako celek).

⁴⁸ Za konstantní či přibližně konstantní výnosy z rozsahu jsou pro účely této práce považovány výnosy z rozsahu o hodnotě $1 \pm 0,03$.

Graf 17: Průměrné výnosy z rozsahu

Zdroj: vlastní zpracování

Většina podniků v odvětví rostlinné výroby produkuje pod optimálním rozsahem výroby (vykazuje klesající výnosy z rozsahu). Analýza hustoty rozdělení výnosů z rozsahu u živočišné výroby taktéž ukazuje na klesající výnosy z rozsahu většiny zemědělských podniků. Stejný závěr lze vyvodit i pro odvětví ostatní výroby. U obou těchto sektorů je však zapotřebí mít na paměti nízký počet pozorování a s tím související nemožnost zobecnění daných výstupů na dané odvětví jako celek.

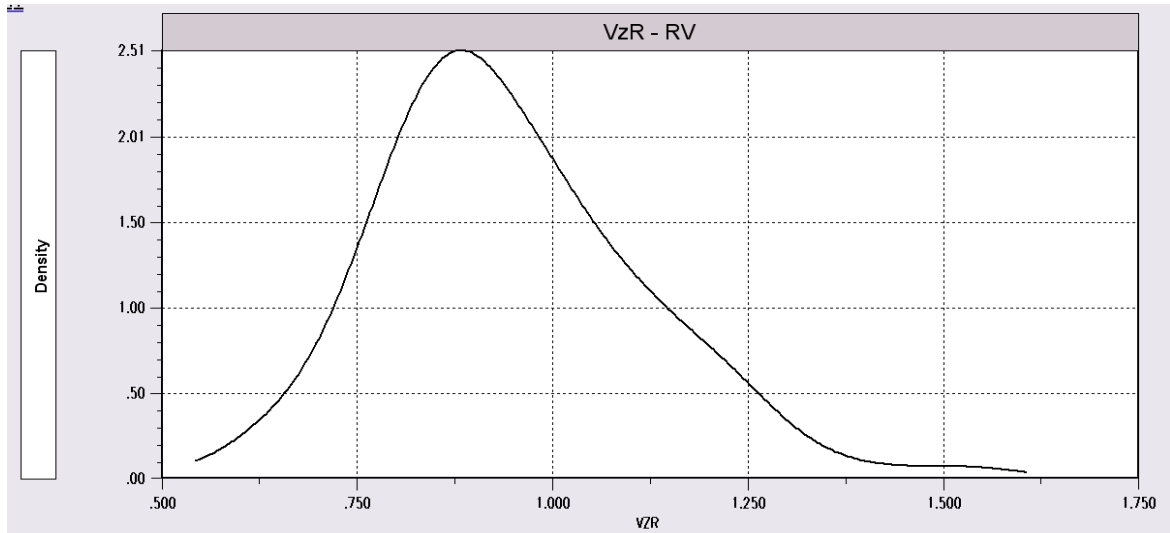
Graf hustoty rozdělení výnosů z rozsahu u kombinované výroby je špičatější, rozdíly mezi podniky uvnitř sektoru jsou z hlediska výnosů z rozsahu největší, nicméně pro toto odvětví platí, že většina podniků produkuje nad bodem optima. Graf hustoty rozdělení společně s výše uvedenými deskriptivními statistikami vypovídá, že odvětví kombinované výroby se nejvíce přibližuje konstantním výnosům z rozsahu a tedy optimálnímu rozsahu produkce (tj. tyto zemědělské podniky jsou efektivní z rozsahu). Vzhledem k tomuto závěru tak není pravděpodobné, že by mohlo dojít k dalším možným úsporám z rozsahu, a lze tak zemědělské podniky sektoru kombinované výroby považovat efektivní z rozsahu, popř. lze usuzovat, že vykazují pouze nízkou neefektivnost z rozsahu.

Závěrem lze tedy zkonstatovat, že většina zemědělských podniků se specializací v rostlinné, živočišné či ostatní výrobě vykazuje v průměru klesající výnosy z rozsahu, neboli při proporcionálním zvýšení všech vstupů stále dochází ke zvýšení celkové

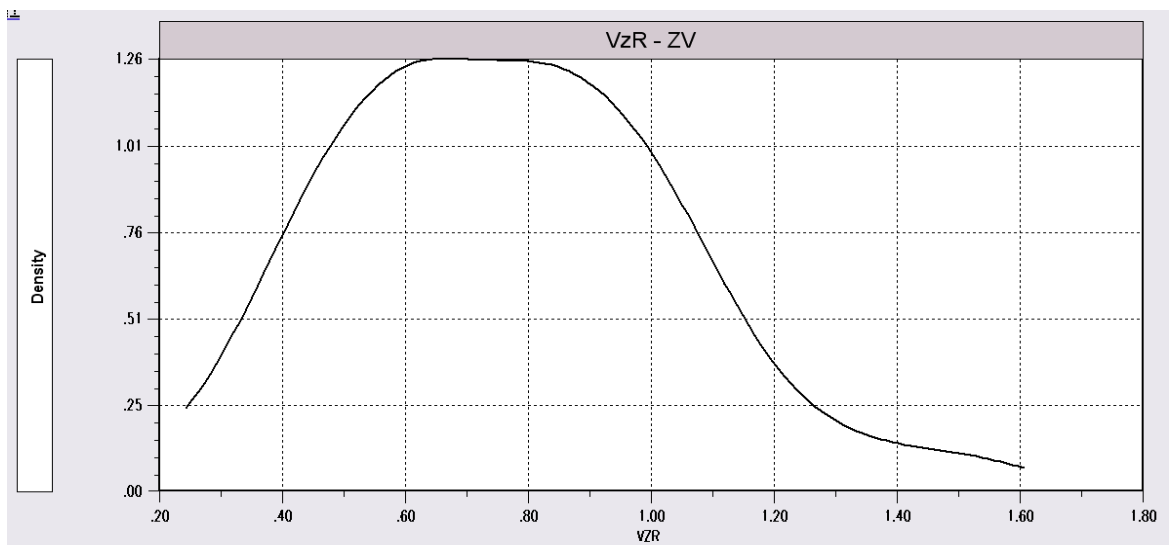
produkce o méně než jednotku a lze tak učinit závěr o neefektivnosti z rozsahu těchto zemědělských podniků.

Graf 18: Výnosy z rozsahu pro jednotlivá odvětví - RV, ŽV, KV, OV

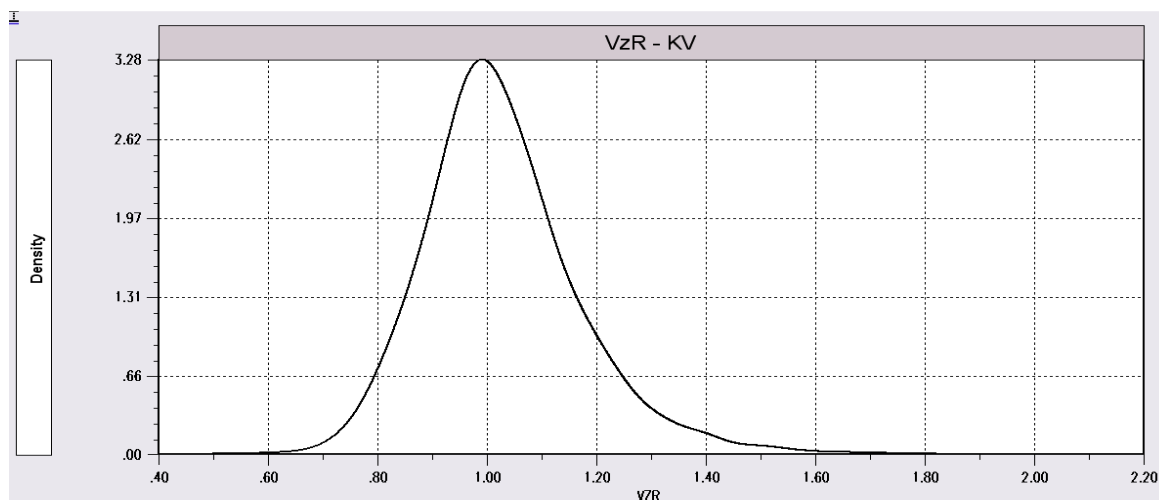
a) Rostlinná výroba



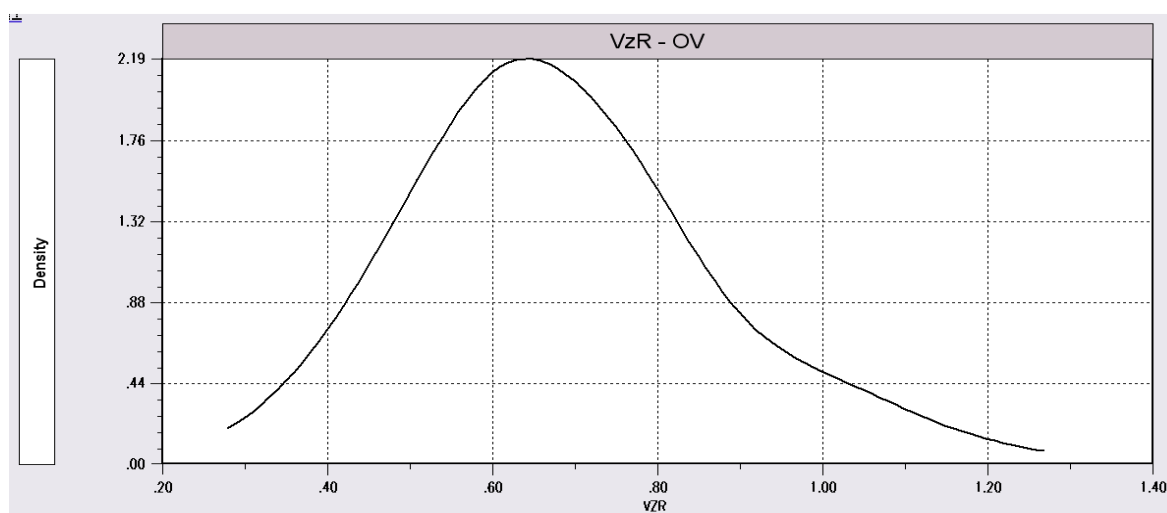
b) Živočišná výroba



c) Kombinovaná výroba

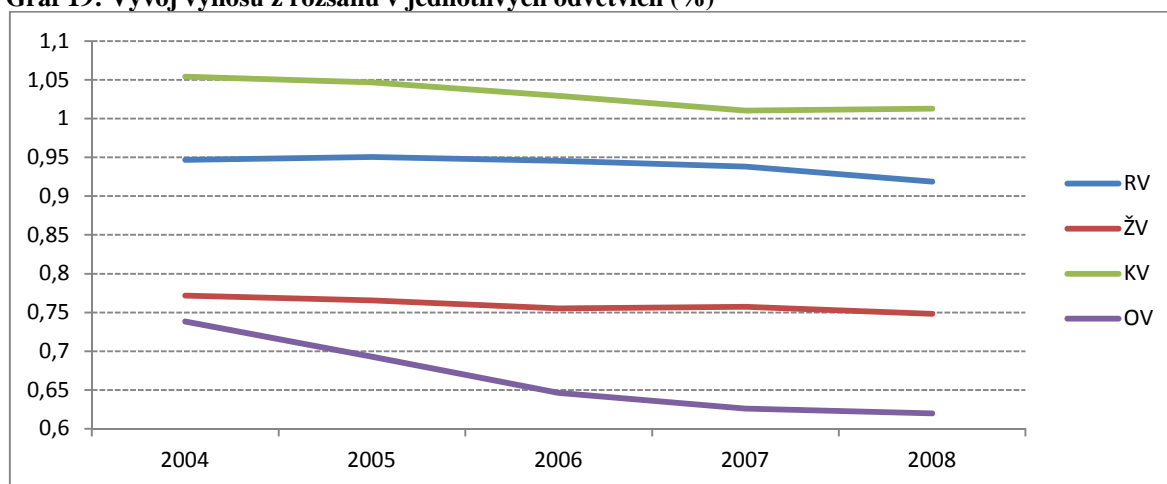


d) Ostatní výroba



Zdroj: vlastní zpracování

Jelikož se jedná o hodnocení průměrných hodnot jednotlivých odvětví, je zajímavé se nyní podívat na vývoj výnosů z rozsahu v čase. Graf 19 zachycuje vývoj výnosů z rozsahu v jednotlivých odvětvích a jsou z něj patrné již dříve vyslovené závěry o variabilních klesajících výnosech z rozsahu jednotlivých odvětví (s výjimkou kombinované výroby). Z grafu je dále patrná tendence kombinované výroby k bodu optima. Totéž bylo již výše potvrzeno i pro zemědělství jako celek (viz Graf 15). ***Na základě těchto skutečností je možné zodpovědět výzkumnou otázku V2 – zemědělské podniky v průměru z hlediska výnosů z rozsahu tendují k bodu optima, konkrétně se však jedná o podniky se zaměřením na kombinovanou výrobu – v rámci specializací v rostlinné a živočišné výrobě tato skutečnost nebyla potvrzena.***

Graf 19: Vývoj výnosů z rozsahu v jednotlivých odvětvích (%)

Zdroj: vlastní zpracování

Posledním krokem v rámci analýzy výnosů z rozsahu je hodnocení jejich výše ve vztahu k dosažené technické efektivnosti zemědělských podniků (detailní výsledky uvádí Tabulka 37). Analýza je založena na výpočtu průměrných hodnot za jeden podnik. Z celkového počtu 4 663 pozorování celkem 2 342 vykazuje klesající výnosy z rozsahu (s průměrnou hodnotou 0,92) a 2 321 rostoucí výnosy z rozsahu (s průměrnou hodnotou 1,13). Při porovnání průměrné hodnoty technické efektivnosti ve vztahu k dosahovaným výnosům z rozsahu je zjištěna zajímavá skutečnost, a to sice, že vyšší technickou efektivnost vykazují právě podniky s klesajícími výnosy z rozsahu – 0,92 oproti 0,90. Dále je možné říci, že podniky s klesajícími výnosy z rozsahu produkují v průměru téměř třikrát tolik, co zemědělské podniky s rostoucími výnosy z rozsahu.⁴⁹

Doplňujícím ukazatelem v rámci analýzy výnosů z rozsahu (hodnoceno na průměru souboru) je zhodnocení vztahu hektarové výměry zemědělského podniku a výnosů z rozsahu. Z Tabulky 36 plyne, že zemědělské podniky s klesajícími výnosy z rozsahu v průměru obhospodařují větší plochu než podniky s rostoucími výnosy z rozsahu. Graf 20 toto potvrzuje. U výběrového souboru zemědělských podniků lze vysledovat, že zemědělské podniky s vyšší hektarovou výměrou dosahují (v průměru) variabilních

⁴⁹ Dosažené výsledky by bylo dále vhodné stáhnout k vybrané naturální veličině. S ohledem na rozdílný charakter jednotlivých odvětví je však od tohoto záměru v tuto chvíli upuštěno.

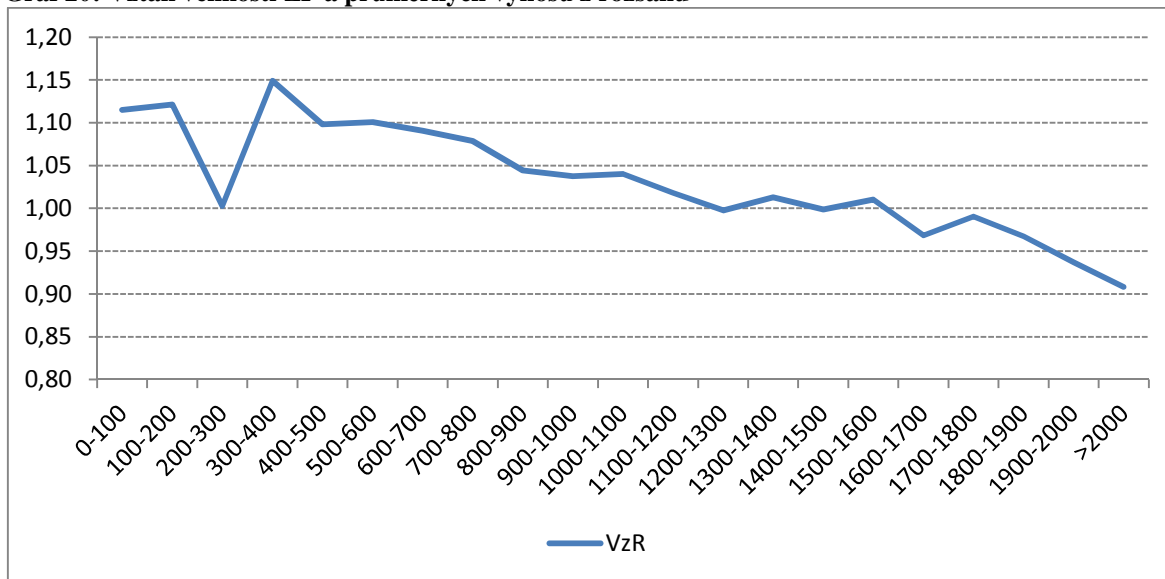
klesajících výnosů z rozsahu. Konstantní výnosy z rozsahu, resp. bod optima lze alokovat na úrovni přibližně 1 655 ha.⁵⁰

Tabulka 37: Srovnání technické efektivity a produkčních charakteristik u zemědělských podniků s klesajícími a rostoucími výnosy z rozsahu

Jednotka		Klesající VzR	Rostoucí VzR
Počet podniků (pozorování)		606 (2 342)	622 (2 321)
TE (průměr)		0,9165	0,8954
VzR (průměr)		0,8880	1,1257
Produkce	Tis. Kč/podnik	73 290,12	25 661,37
Práce	Tis. Kč/podnik	20 224,06	7 555,83
Půda	Ha/podnik	1 938,12	1 062,11
Kapitál	Tis. Kč/podnik	75 203,39	35 201,05
Materiál	Tis. Kč/podnik	42 908,58	13 603,86

Zdroj: vlastní zpracování

Graf 20: Vztah velikosti ZP a průměrných výnosů z rozsahu



Zdroj: vlastní zpracování

⁵⁰ Vypočteno na základě lineární regrese výnosů z rozsahu a hektarové výměry panelových dat výběrového souboru zemědělských podniků.

8.6 Analýza technické efektivnosti

V předchozích kapitolách již bylo diskutováno o významném významu technické neefektivnosti. Úroveň technické neefektivnosti tedy ovlivňuje velikost celkového výstupu. Zároveň bylo potvrzeno, že mezi jednotlivými specializacemi i samotnými zemědělskými podniky uvnitř daných specializací existují rozdíly, jinými slovy, heterogenita daného souboru významně ovlivňuje dosažené výstupy. Tato kapitola se proto věnuje analýze technické efektivnosti jak na úrovni zemědělství jako celku, tak i následné komparaci mezi jednotlivými specializacemi, společně s charakteristikou dosažené úrovně technické efektivnosti uvnitř každé z nich. Rozbor reflektuje jak intersektorovou, tak i intrasektorovou heterogenitu výběrového souboru. Poslední část pak diskutuje význam determinant působících na efektivnost.

8.6.1 Analýza průměrné technické efektivnosti a jejího vývoje v letech

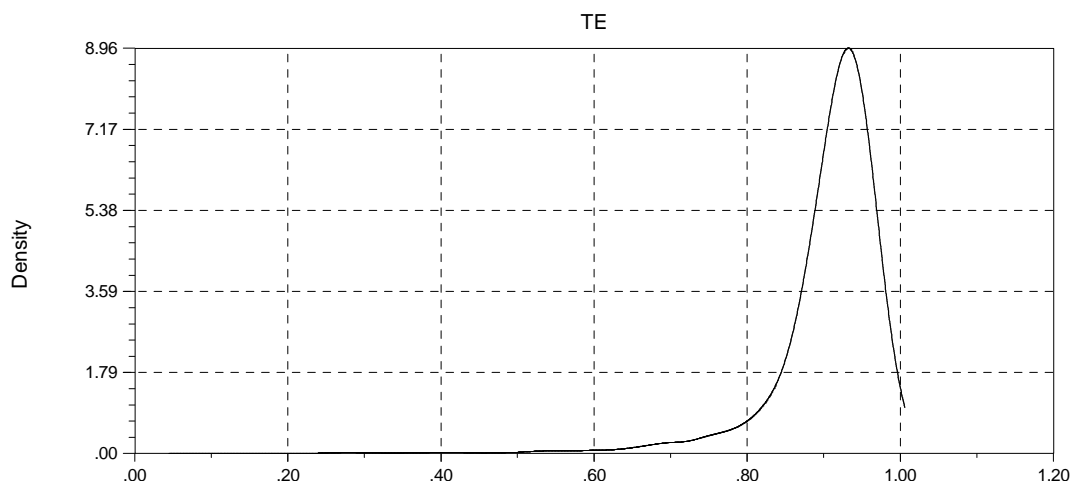
2004-2008

Vypočtené charakteristiky v Tabulce 38 ukazují, že průměrná technická efektivnost výběrového souboru zemědělských podniků je vysoká (90,6 %). Kernelova hustota rozdělení technické efektivnosti ukazuje (viz Graf 21), že většina zemědělských podniků dosahuje efektivnosti vyšší než 80 % (hodnota směrodatné odchylky ukazuje, že více jak dvě třetiny podniků – cca 68 % – dosahuje technické efektivnosti v intervalu přibližně 83 – 98 %). Pouze malé procento podniků dosahuje efektivnosti nižší než 80 % (jedná se o přibližně 6 % z celkového počtu pozorování). Variabilita technické efektivnosti kolem průměru je významnou charakteristikou výběrového souboru zemědělských podniků.

Tabulka 38: Deskriptivní statistika průměrné technické efektivnosti ZP

	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Počet pozorování
TE	0.9060	0.0767	0.0576	0.9933	4 663

Zdroj: vlastní zpracování

Graf 21: Kernelova hustota rozdělení technické efektivnosti

Zdroj: vlastní zpracování

Zajímavé srovnání přináší Tabulka 39 hodnotící rozdíl mezi 10 % nejméně a nejvíce technicky efektivními zemědělskými podniky. Z daného srovnání plyne rozdíl v technické efektivnosti téměř o 24 % v průměru. I přesto jsou vypočtené průměrné produkční elasticity téměř shodné, výjimku tvoří elasticita půdy. Ta je u skupiny nejméně efektivních podniků o téměř 0,11 procentních bodu vyšší oproti skupině nejvíce efektivních podniků. Z toho lze dovozovat, že méně efektivní podniky jsou více závislé na poskytovaných dotačních prostředcích vázaných na jejich hektarovou výměru (jmenovitě přímých platbách SAPS a TOP UP).⁵¹ Průměrné hodnoty výnosů z rozsahu potvrzují, čím je podnik více technicky efektivní, tím více se blíží k bodu optimálního rozsahu produkce. Naopak u méně efektivních podniků jednoprocenní přírůstek ve všech vstupech vyvolá více než jednoprocenní nárůst produkce.

Tabulka 39: Srovnání produkčních elasticit a výnosů z rozsahu 10 % nejméně a nejvíce technicky efektivních zemědělských podniků

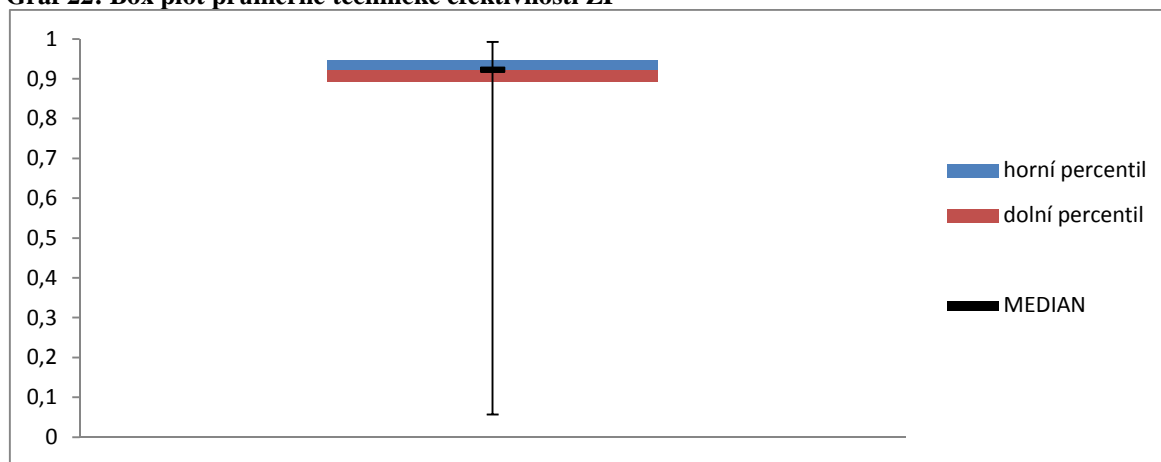
	TE	Práce	Pda	Kapitál	Materiál	Výnosy z rozsahu
Nejméně technicky efektivní ZP	0,7350	0,1106	0,1728	0,0996	0,7623	1,1453
Nejvíce technicky efektivní ZP	0,9706	0,1215	0,0670	0,1095	0,7329	1,0310

Zdroj: vlastní zpracování

⁵¹ Vzhledem k tomuto závěru lze potvrdit správné cílení agrární politiky v dalším programovacím období na aktivní zemědělce a oddělení přímých plateb od rozlohy obhospodařované půdy.

Na základě box plotu je možné graficky vyjádřit rozložení průměrné technické efektivnosti do kvartilových pásem (Graf 22). Z grafu lze vyčíst i extrémní hodnoty (horní a spodní horizontální linie). Nejméně efektivní podnik vykázal hodnotu technické efektivnosti na úrovni 5,76 %. Rozdíl mezi nejméně a nejvíce efektivním podnikem činí téměř 94 %. Modrý a červený obdélník box plotu společně značí pozorování ležící uvnitř 25ti – 75ti procentního kvartilu (tj. polovinu z celkového počtu pozorování). Černý obdélník představuje medián technické efektivnosti (0,9236).

Graf 22: Box plot průměrné technické efektivnosti ZP



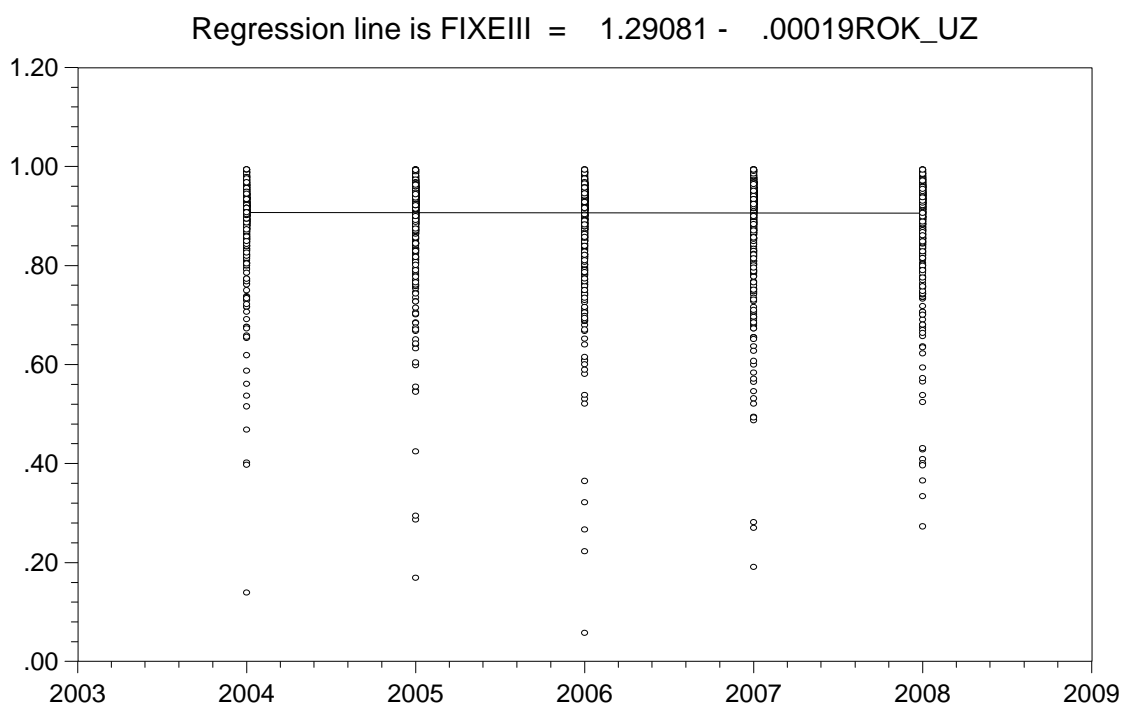
Zdroj: vlastní zpracování

Vývoj průměrné technické efektivnosti je zachycen v Grafu 23 – z něj je patrné, že průměrná hodnota technické efektivnosti se mezi jednotlivými analyzovanými roky 2004 – 2008 výrazně neměnila, což potvrzují i vypočtené deskriptivní statistiky technické efektivnosti pro jednotlivé roky (viz Tabulka 40). Nejvyšší hodnotu dosažené průměrné technické efektivnosti vykazuje rok 2005, a to i přes nepříznivý vývoj počasí v daném roce. Vyšší hodnotu průměrné efektivnosti je možné přisoudit již téměř ukončené adaptaci na nové podmínky většiny zemědělských podniků v rámci jednotného trhu Evropské unie a oživení obchodu s ostatními členskými státy, to vše i přes výraznější rozevírání cenových nůžek mezi cenami vstupů a cenami zemědělských výrobců.

Tabulka 40: Deskriptivní statistiky odhadnuté technické efektivnosti – časové hledisko

Rok	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Počet pozorování
2004	0,9036	0,0690	0,1383	0,9933	824
2005	0,9113	0,0722	0,1687	0,9933	884
2006	0,9020	0,0788	0,0576	0,9933	1079
2007	0,9099	0,0776	0,1905	0,9933	1068
2008	0,9028	0,0840	0,2722	0,9932	808

Zdroj: vlastní zpracování

Graf 23: Vývoj průměrné technické efektivnosti 2004-2008

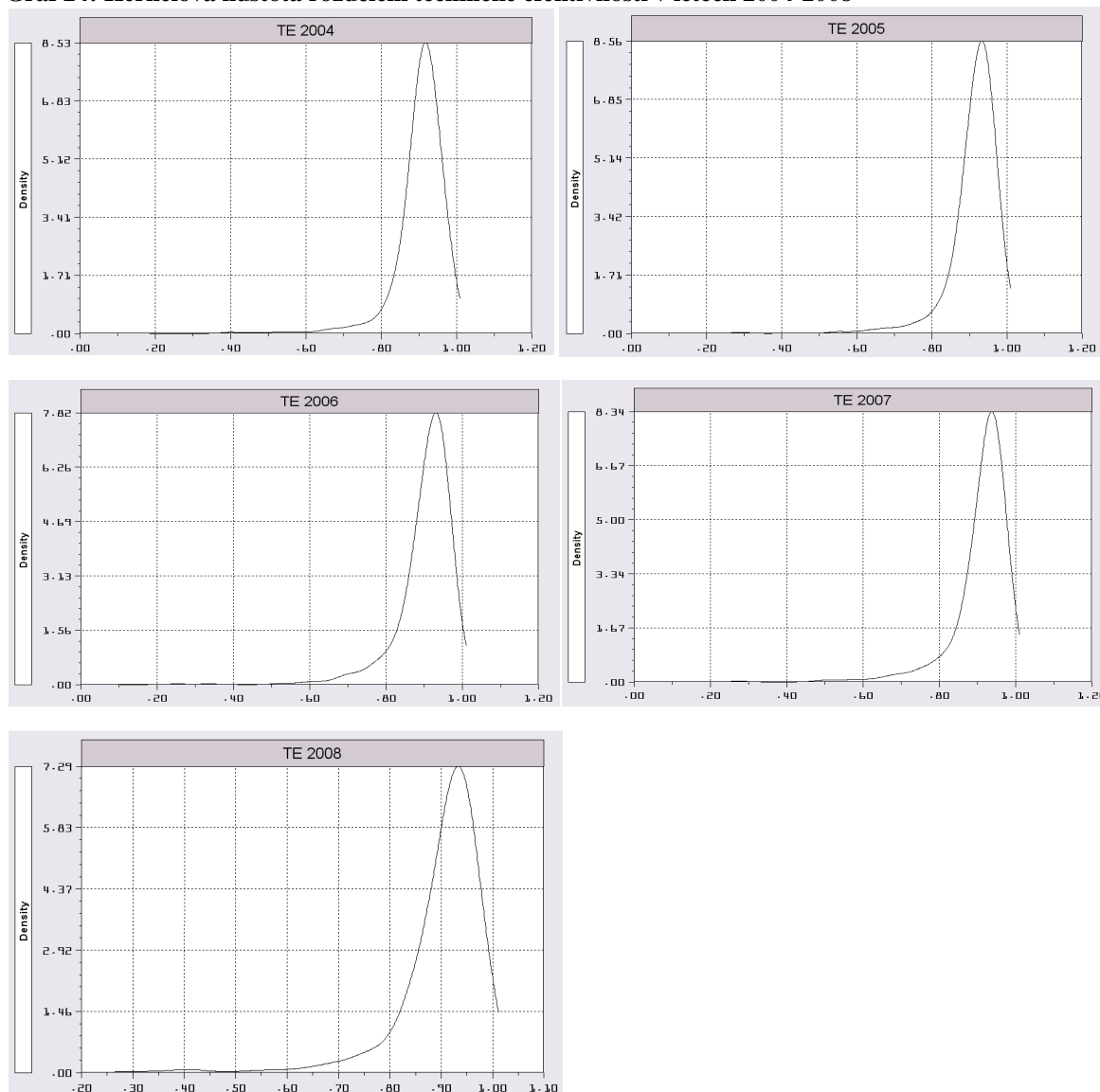
Pozn.: $TE=FIXEIII$

Zdroj: vlastní zpracování

Co se však s časem mění, je rozptyl technické efektivnosti. V průběhu sledovaného období dochází k pozvolnému nárůstu jeho hodnoty. Z deskriptivních statistik lze vyčíst, že roste i průměrná variabilita souboru – zatímco po vstupu ČR do Evropské unie v roce 2004 tato činila 7,64 %, v roce 2008 to je již 9,3 %. Série grafů Kernelovy hustoty funkce ukazuje (Graf 24), že úroveň technické efektivnosti zemědělských podniků je v čase přibližně konstantní a skupina zemědělských podniků posouvajících hraniční funkci směrem nahoru zůstává relativně stálá. Z uvedených výstupů tak lze dovozovat, že kromě hlavní skupiny zemědělských podniků s vysokou úrovní technické efektivnosti, které se vyznačují

relativní stálostí ve sledovaném období, jsou ve výběrovém souboru i takové podniky, které svůj charakter výroby ještě zcela neoptimalizovaly vzhledem k novým podmínkám po vstupu ČR do EU nebo se potýkají s problémy a odvětví v budoucnu opustí (pravděpodobně po ukončení / snížení objemu vyplácených dotačních prostředků).

Graf 24: Kernelova hustota rozdělení technické efektivnosti v letech 2004-2008



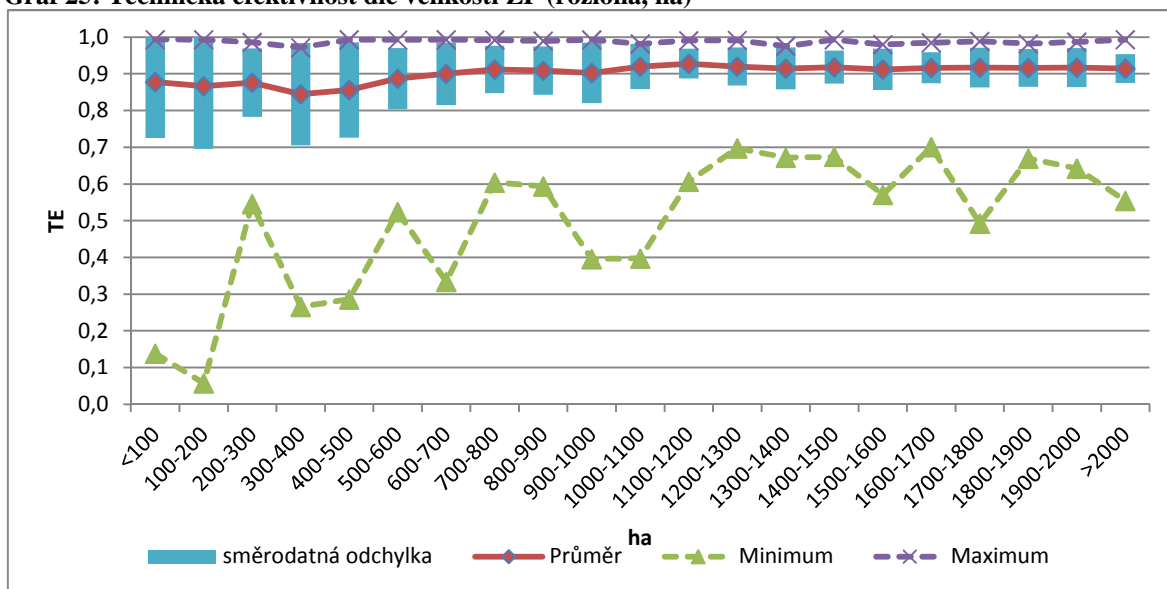
Zdroj: vlastní zpracování

Technická efektivnost je dále analyzována z hlediska velikosti zemědělských podniků ve výběrovém souboru. Vztahu velikosti půdy a technické efektivnosti je věnována pozornost i z toho důvodu, že právě velikost obhospodařované půdy je to, co české zemědělské podniky (s průměrně vyšší hektarovou výměrou na podnik) odlišuje od ostatních unijních zemědělců. Zemědělské podniky byly rozděleny do 21 velikostních kategorií v intervalech

po 100 hektarech. Tento 100 ha interval je zvolen z důvodu velkého počtu podniků ve sledovaném souboru a tedy i předpokládané variability.

Z analýzy (viz Graf 25, Graf 26 a Příloha 3) lze vyvodit obecný závěr, že s růstem velikosti podniku roste jeho technická efektivnost a současně její směrodatná odchylka⁵² klesá. Rovněž relativní variabilita technické efektivnosti s vyšší výměrou obhospodařované půdy v průměru vykazuje klesající trend. Syntéza výsledků ukazuje, že jako efektivnější se jeví podniky s rozlohou větší než 1 000 ha s technickou efektivností v průměru 91,76 % (a nízkou hodnotou variačního koeficientu – 5,47 %). Nejvyšší hodnota efektivnosti je pozorována u podniků o rozloze 1 100 – 1 200 ha (92,75 %), přičemž v této velikostní skupině je zároveň dosaženo nejnižší relativní variability (4,06 %).

Graf 25: Technická efektivnost dle velikosti ZP (rozloha, ha)



Zdroj: vlastní zpracování

Technická efektivnost významně klesá u podniků s výměrou menší než 1 000 ha, přičemž nejméně efektivní jsou zemědělské podniky obhospodařující půdu menší než 500 ha (v průměru 86,26 % s variačním koeficientem 15,89 %).

Taktéž podíl producentů vykazujících extrémní hodnoty technické efektivnosti se s velikostí podniku snižuje, resp. zemědělské podniky se ve své technické efektivnosti

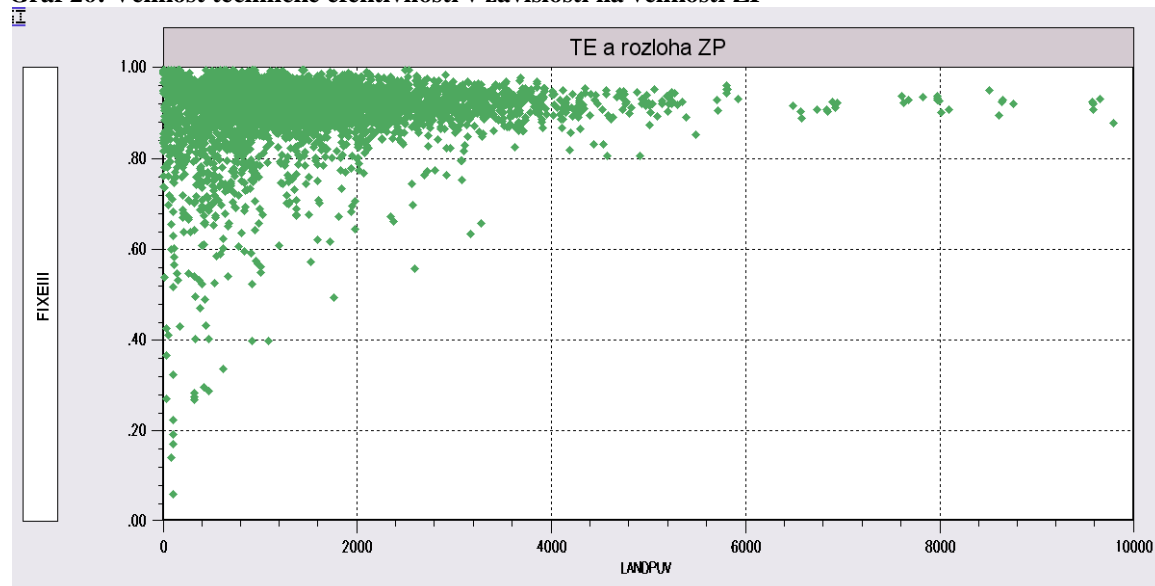
⁵² Vzhledem k rozpětí, resp. fluktuaci směrodatné odchylky (v průměru od 0,039 do 0,17) lze usuzovat na velkou variabilitu sledovaného souboru.

dostávají blíže k sobě a technická efektivnost tak v rámci dané velikostní skupiny přestává být zdrojem konkurenční výhody.

Obecně se výsledek o vyšší technické efektivnosti producentů s větší hektarovou výměrou dá považovat za očekávaný, jelikož podniky obhospodařující větší hektarovou výměru by měly využívat lepších (kapitálově náročnějších) technologií a více automatizovaných procesů a s tím také související menší podíl pracovní síly.

Jelikož mezi jednotlivými specializacemi existují značné rozdíly co do stupně využití zemědělského půdního fondu, výrobních postupů a technologií, je vztah velikosti a technické efektivnosti dále analyzován v následující Kapitole 8.6.2 – Analýza technické efektivnosti v jednotlivých odvětvích.⁵³

Graf 26: Velikost technické efektivnosti v závislosti na velikosti ZP



Pozn.: $TE = \text{FIXEIII}$

Zdroj: vlastní zpracování

Dalším krokem v rámci analýzy průměrné technické efektivnosti je analýza z hlediska právní formy zemědělských podniků. Z vypočtených hodnot průměrné technické efektivnosti plyne (viz Tabulka 41), že nejvyšší efektivnosti dosahují družstva (91,8 %) a akciové společnosti (91,6 %). Společnost s ručením omezeným vykazuje o 3,5 % nižší

⁵³ Souhrnné výstupy vývoje technické efektivnosti dle rozlohy ZP v jednotlivých sektorech zemědělství uvádí Příloha 4.

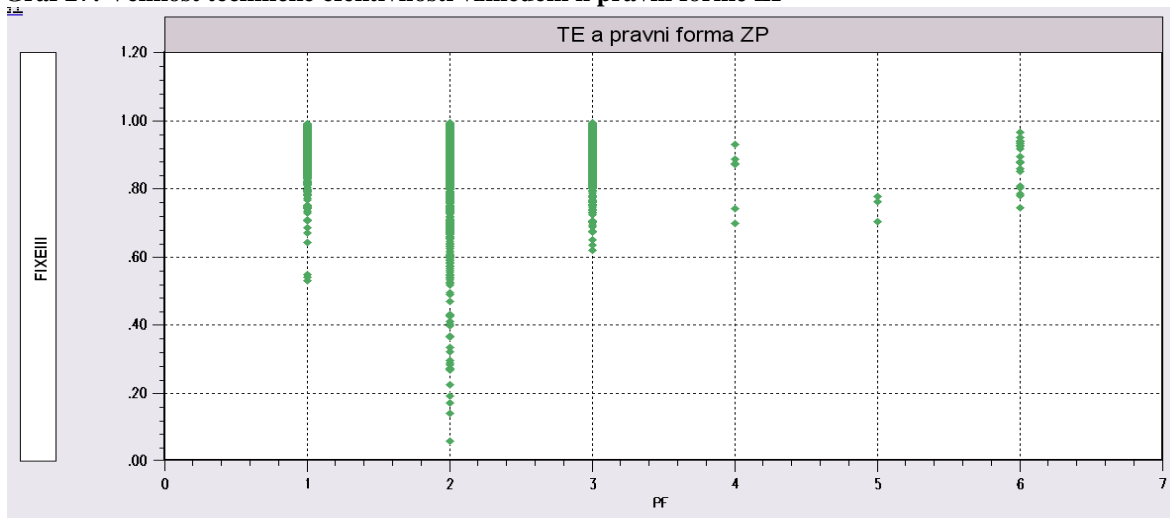
efektivnost oproti nejefektivnější právní formě.⁵⁴ Taktéž relativní variabilita je u družstev a akciových společností vyrovnaná a velmi nízká (na úrovni přibližně 4,7 %, resp. 5 %). Oproti tomu variabilita technické efektivnosti společností s ručením omezeným činí přibližně 13 % a mezi touto skupinou lze identifikovat zemědělské podniky vykazující extrémní hodnoty technické efektivnosti. Blíže je možné tato fakta hodnotit na základě Grafu 27, kde jsou právní formy vzájemně porovnány.

Tabulka 41: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v závislosti na právní formě ZP

Právní forma	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Počet pozorování
Družstvo (ZD)	0,9179	0,0431	0,5299	0,9892	1 488
Společnost s ručením omezeným (SRO)	0,8827	0,1171	0,0576	0,9933	1 428
Akciová společnost (AS)	0,9161	0,0461	0,6180	0,9933	1 719
Státní podnik (SP)	0,8320	0,0922	0,6958	0,9290	6
Komanditní společnost (KS)	0,7464	0,0384	0,7031	0,7759	3
Veřená obchodní společnost (VOS)	0,8710	0,0679	0,7418	0,9638	19

Zdroj: vlastní zpracování

Graf 27: Velikost technické efektivnosti vzhledem k právní formě ZP



Pozn.: TE=FIXEIII, PF=právní forma: 1=ZD, 2=SRO, 3=AS, 4=SP, 5=KS, 6=VOS

Zdroj: vlastní zpracování

Zajímavé výstupy přináší analýza vývoje technické efektivnosti jednotlivých právních forem. Zatímco výkyvy v jednotlivých letech vykazují společný trend, v trendu celkového vývoje se právní forma společnost s ručením omezeným odlišuje – oproti druhým dvěma

⁵⁴ Ostatní právní formy nejsou vzhledem k nízkému zastoupení počtu podniků ve sledovaném souboru hodnoceny.

analyzovaným právním formám vykazuje klesající trend v technické efektivnosti. Počet pozorování všech tří hlavních právních forem je ve výběrovém souboru vyrovnaný (tj. neexistují výraznější odchylky v počtu pozorování).

Podrobnější analýza je proto zaměřena na vztah právní formy a velikosti podniku (sledované průměrnou hektarovou výměrou). Jak se ukazuje, ve výběrovém souboru je společnost s ručením omezeným největším podílem zastoupena u velikostních skupin 0-600 ha, a to více než 50 % (z celkového počtu zemědělských podniků). Nejvíce je tato právní forma zastoupena u velikostní skupiny 100-200 ha, a to téměř 77 %.

V druhém kroku se analýza zaměřuje na hodnocení vztahu elasticity půdy a velikosti zemědělského podniku v čase, tj. ve sledovaném období 2004 - 2008⁵⁵. Prokazuje se, že průměrná elasticita půdy zemědělských podniků se v čase zvyšuje u velikostních skupin 0-300 ha a 400-600 ha, přitom u velikostních skupin 0-300 ha je tento nárůst markantnější (oproti ostatním velikostním skupinám). Stejný závěr je potvrzen i u právní formy společnost s ručením omezeným, přičemž u velikostní skupiny 100-200 ha výrazně převyšuje průměrné hodnoty elasticity půdy ostatních právních forem. Naopak u větších zemědělských podniků (v tomto případě velikostních skupin 600-900 ha) elasticita půdy s postupem času klesá (zde lze usuzovat na pokles pěstování intenzivních kultur). Vývoj elasticity půdy u právní formy společnost s ručením omezením tento průměrný trend nepotvrzuje.

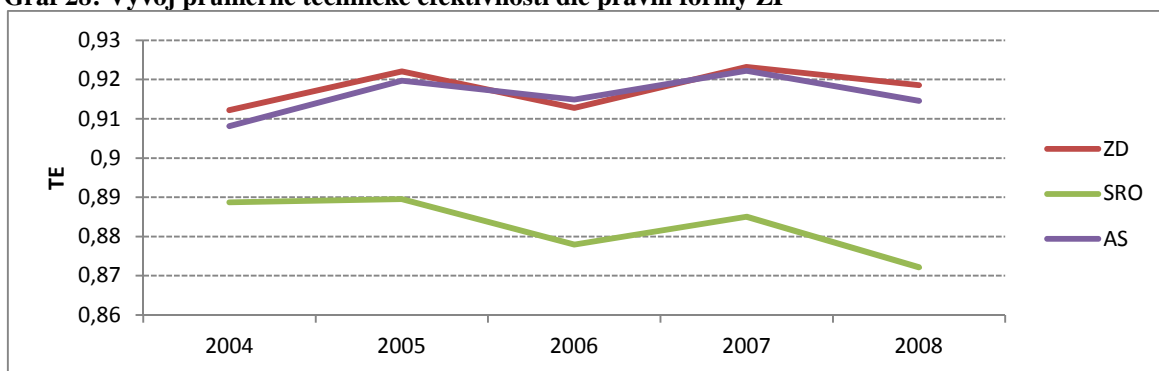
Z výše uvedeného lze dovozovat, že právní forma společnost s ručením omezeným je preferována zejména u zemědělských podniků s menší hektarovou výměrou, přičemž její vázanost na půdu je v tomto případě výrazně vyšší oproti ostatním právním formám. Preference tohoto typu kapitálové společnosti malými až středně velkými podniky je v České republice běžným trendem vyplývajícím především z její povahy slučující prvky osobních a kapitálových společností. Oproti právní formě akciová společnost je upřednostňována především z důvodu nízké finanční náročnosti na základní kapitál. Druhou, neméně významnou výhodou je fakt, že společníci neručí za závazky společnosti celým svým osobním majetkem, což je výhodou oproti právní formě fyzická osoba - podnikatel. Obecně lze dovozovat, že společnost s ručením omezeným byla ve výběrovém

⁵⁵ Vzhledem k tomu, že společnost s ručením omezením je výrazněji zastoupena u menších velikostních skupin, tj. v tomto případě 0-900ha, jsou předmětem této analýzy právě a pouze tyto velikostní skupiny.

souboru vytvářena (ve většině případů v 90. letech minulého století) především z důvodů výše popsaných.

Vzhledem k prokazatelně nižším dosaženým výstupům technické efektivnosti právní formy společnost s ručením omezeným (viz Graf 28) a vzhledem k výše konstatovanému závěru o větším vlivu produkčního faktoru půda lze dovozovat, že větší část zemědělských podniků s právní formou společnost s ručením omezeným a menší hektarovou výměrou setrvává v odvětví zemědělství bez snahy o zlepšení své výkonnosti, a to i z důvodu možnosti čerpání finančních prostředků z veřejných zdrojů (SAPS, TOP UP, LFA), díky kterým jsou schopny pokrýt své běžné provozní potřeby.

Graf 28: Vývoj průměrné technické efektivnosti dle právní formy ZP



Zdroj: vlastní zpracování

8.6.2 Analýza technické efektivnosti v jednotlivých odvětvích

Tato kapitola se věnuje hlubší analýze technické efektivnosti, a to z hlediska jednotlivých specializací, jelikož tyto se od sebe významně odlišují z hlediska objemu a poměru využití jednotlivých vstupů. Smyslem je tedy identifikovat faktory determinující vývoj technické efektivnosti v konkrétním sektoru zemědělství, čímž bude možné zohlednit odvětvová specifika.

Intersektorová komparace (viz Tabulka 42) zřetelně ukazuje na významně nízkou úroveň technické efektivnosti odvětví živočišné výroby oproti ostatním, což je pravděpodobně způsobeno nevyužitím kapacit v daném odvětví vzhledem k jeho pozvolnému útlumu vlivem nárůstu konkurence ze strany producentů z dalších zemí EU.

Z intrasektorového pohledu je možné vyslovit závěr o nevýznamnosti technické efektivnosti jako zdroje zvyšování konkurenceschopnosti v rámci ostatních sledovaných

sektorů (tj. rostlinná, kombinovaná a ostatní výroba) – tento závěr podporují vysoké hodnoty průměrné technické efektivnosti v jednotlivých jmenovaných sektorech společně s jejich nízkou variabilitou.

Tabulka 42: Deskriptivní statistiky odhadnuté technické efektivnosti – odvětvové hledisko

Sektor	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Počet pozorování
Rostlinná výroba	0.9109	0.0874	0.2940	0.9907	391
Živočišná výroba	0.8338	0.1447	0.0576	0.9933	141
Kombinovaná výroba	0.9077	0.0705	0.1383	0.9933	4 031
Ostatní výroba	0.9201	0.0844	0.2809	0.9930	100

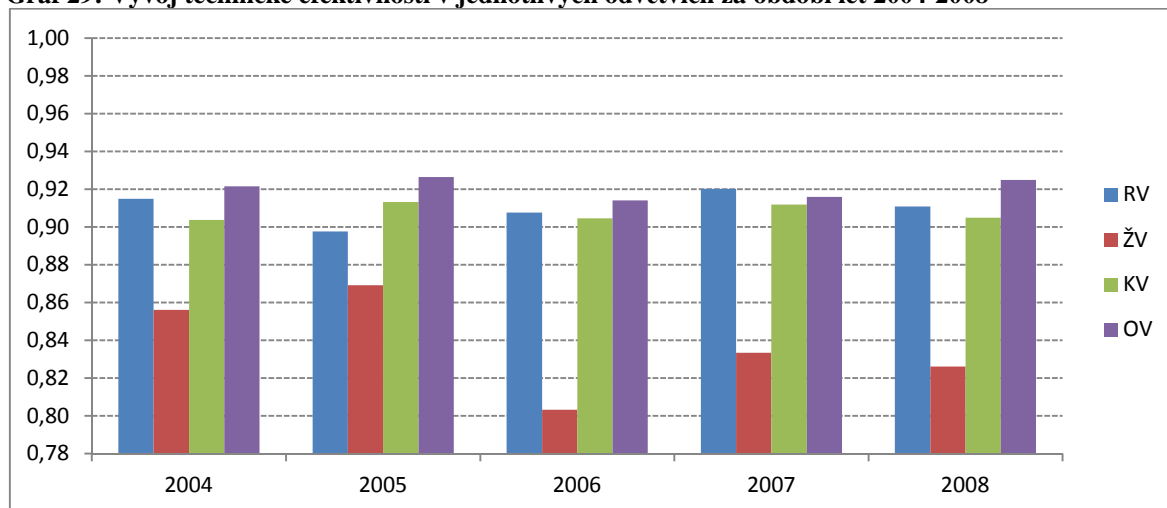
Zdroj: vlastní zpracování

Ještě před konkrétním hodnocením technické efektivnosti je vzájemně porovnán její vývoj v rámci jednotlivých specializací (viz Graf 29 a Graf 30). Smyslem je odpovědět na otázku, zda mezi jednotlivými specializacemi existují významné rozdíly v dosahované technické efektivnosti a jak se tato vyvíjí v čase. Graf 28 vývoj technické efektivnosti v odvětvích sumarizuje. Jak je z něj patrné, technická efektivnost ve sledovaných sektorech tenduje vykazovat v průběhu let 2004 – 2008 stejný směr, přičemž je mezi jednotlivými roky značně rozkolísaná. Tento rozkolísaný vývoj je možné přisoudit vlivu počasí, probíhajícím přizpůsobovacím procesům zemědělských podniků po vstupu ČR do EU, působení obdržných dotačních prostředků či vlivu změny složení konkurence na domácím trhu (a s tím souvisejícími změnami v domácí poptávce po potravinách). Kromě jmenovaných determinant je nutné mít na paměti i vliv zpožděné reakce nabídky na poptávku po zemědělských produktech.

Na základě dosažených výsledků lze usuzovat, že zemědělské podniky zaměřené na rostlinnou výrobu se lépe adaptovaly na nové podmínky související se vstupem ČR do EU. Z intersektorového pohledu tak tento závěr implikuje vyšší konkurenceschopnost zemědělských podniků v rostlinné výrobě oproti ostatním specializacím v českém zemědělství. Naopak odvětví živočišné výroby se vstupem do EU ztrácí svou pozici na domácím trhu. *Výzkumná otázka V3 o „vyšší úrovni technické efektivnosti rostlinné výroby oproti ostatním sektorům zemědělstvím“ tak byla zodpovězena a potvrzena.* Odvětví ostatní výroby sice dosahuje vyšší technické efektivnosti, na druhou stranu však tyto výsledky nelze zobecnit na základní soubor daného odvětví, zatímco u rostlinné

výroby (jako druhé v pořadí co do výše technické efektivnosti v rámci odvětví ve výběrovém souboru) ano.

Graf 29: Vývoj technické efektivnosti v jednotlivých odvětvích za období let 2004-2008



Zdroj: vlastní zpracování

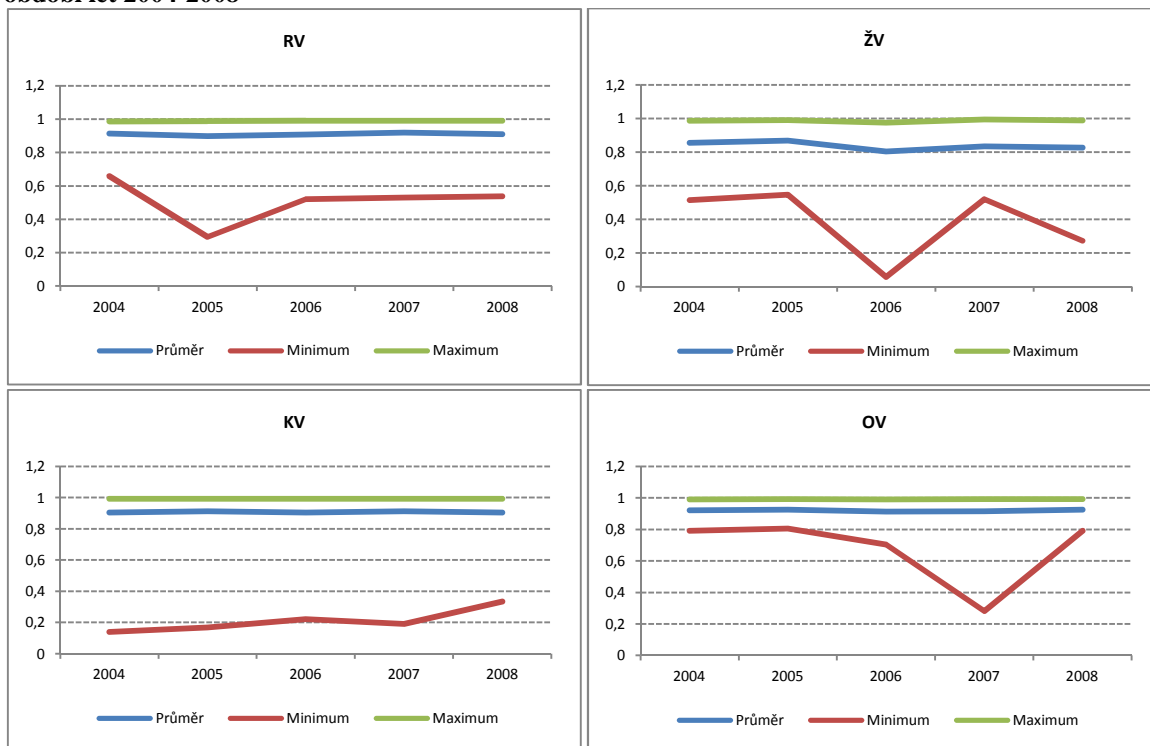
Graf 30 zobrazuje vývoj průměrných hodnot technické efektivnosti v jednotlivých odvětvích společně s jejich extrémy. Ukazuje se tak, že některé aspekty týkající se technické efektivnosti jsou společné pro všechny sektory zemědělství. Nejlepší podniky (tj. podniky s nejvyšší úrovní technické efektivnosti) dosahují vysoké úrovně technické efektivnosti, která se v čase (výrazně) nemění. Totéž platí i pro průměr technické efektivnosti jednotlivých specializací – s výjimkou živočišné výroby. Navíc, z hlediska dosahované vysoké úrovně technické efektivnosti v jednotlivých odvětvích lze konstatovat, že podniky ve sledovaném období dokáží velmi dobře využívat své produkční možnosti (RV – 0,91, ŽV – 0,84, KV- 0,91, OV – 0,92). Rozdílný vývoj minimálních hodnot technické efektivnosti jednotlivých odvětví však implikuje na různou sílu a rychlost probíhajících strukturálních změn (souvisejících převážně s přizpůsobovacími procesy po vstupu do Evropské unie a adaptací na nové tržní podmínky). Jak uvádí Čechura a Hockmann (2011) při hodnocení potravinářského průmyslu, pokles technické efektivnosti může indikovat ztrátu tržní pozice vlivem nárůstu importu po zavedení jednotného trhu, zatímco její růst lze interpretovat jako rostoucí tržní sílu českých podniků. Tento závěr lze aplikovat i na sektor zemědělství a potvrzuje se zejména v odvětví živočišné výroby, u které se ztráta tržní pozice v tomto případě vlivem přílivu importu (zejména) masa projevuje v rámci všech sledovaných sektorů nejvíce.

Vzhledem k vysokým hodnotám průměrné technické efektivnosti ve všech sledovaných sektorech, které jsou velmi blízké jejím maximálním hodnotám lze dále předpokládat, že jakýkoliv pokles v konkurenceschopnosti bude mít za následek celkové zmenšení daného sektoru.

Minimální hodnoty technické efektivnosti se v čase vyvíjejí v jednotlivých odvětvích vzhledem k relativně stabilnímu vývoji jejich průměrných či maximálních hodnot různě. Zatímco v odvětví rostlinné výroby lze tento rozdíl považovat za přibližně konstantní, v odvětví kombinované výroby dochází v čase k jeho snížení, v odvětvích živočišné a ostatní výroby pak k jeho nárůstu.

Z vývoje rozdílu průměrných (nebo maximálních) a minimálních hodnot technické efektivnosti se dá vyvozovat závěr o intrasektorové konkurenceschopnosti. Některé podniky v živočišné výrobě tak zůstávají oproti ostatním podnikům této specializace pozadu, resp. nejsou schopny udržet krok s ostatními podniky na trhu (resp. hlavními konkurenty, za které lze považovat podniky s nejvyšší hodnotou technické efektivnosti). Tento nárůst tak může implikovat ještě nedokončený proces adaptace daného sektoru na nové podmínky trhu. Naopak, postavení zemědělských podniků se specializací v rostlinné výrobě se zdá být stabilní, neboli po vstupu ČR do EU v tomto odvětví nedochází k tak výrazným strukturálním změnám. Kombinovaná výroba vždy do jisté míry „kombinuje“ výsledky dvou zde diskutovaných odvětví, což platí i nyní. Z Grafu 30 je patrné, že odvětví kombinované výroby se stejně jako živočišná výroba (u které se předpokládá pomalejší proces přizpůsobení novým podmínkám ve srovnání s rostlinnou výrobou) potýkalo se změnami tržních podmínek po vstupu ČR do EU, vzhledem k možné snadnější změně ve výrobní specializaci se však zemědělským podnikům v daném odvětví podařilo s těmito změnami lépe vyrovnat.⁵⁶

⁵⁶ Podrobněji se vývoji technické efektivnosti a jejích determinant v jednotlivých specializacích věnují následující kapitoly 8.6.2.1 – 8.6.2.4.

Graf 30: Vývoj průměrné, minimální a maximální technické efektivnosti v jednotlivých odvětvích za období let 2004-2008

Zdroj: vlastní zpracování

Problémem při hledání odpovědi na otázku, které zemědělské podniky v jednotlivých odvětvích jsou skutečně předmětem strukturálních změn je volatilita technické efektivnosti z důvodu „leapfroggingu“⁵⁷ a procesu zaostávání jednotlivých podniků. V daném případě je totiž opuštění odvětví daným podnikem náhodné, čímž je znemožněna predikce budoucího vývoje. Pokud je však pozice, popř. pořadí jednotlivých podniků v daných specializacích stabilní, lze vytvářet závěry týkající se strukturálních změn v nich probíhajících (blíže viz Čechura a Hockmann, 2011).

Stabilitu pořadí podniků během sledovaného období v jednotlivých specializacích je možné hodnotit na základě výpočtu Spearmanova korelačního koeficientu pořadí technické efektivnosti mezi jednotlivými roky sledovaného období, viz Tabulka 43. Všechny

⁵⁷ Koncept leapfroggingu, neboli „přeskočení“ byl původně používán pouze v kontextu teorie ekonomického růstu a studii inovací v průmyslových organizacích se specifickým zaměřením na konkurenceschopnost firem. Koncept je založen na následující hypotéze: podniky mající monopol založený na současných technologiích jsou oproti svým potencionálním konkurentům méně motivovány k inovacím a časem mohou ztratit svou vedoucí technologickou pozici, pokud dojde k zavedení nových radikálních technologických inovací právě novými podniky, které jsou ochotné podstoupit dané riziko. Zároveň, pokud se tato inovace stane novým technologickým paradigmatem, tyto nově přichozí podniky „přeskočí“ původní vedoucí firmy daného odvětví – blíže viz Chen a Li-Hua (2011).

koeficienty se statisticky významně liší od nuly. Výstupy naznačují, že pořadí zemědělských podniků v jednotlivých specializacích lze považovat za relativně stabilní, a proto se otázka „leapfroggingu“ nezdá být v sektoru zemědělství aktuální. Výsledkem probíhajících strukturálních změn v jednotlivých specializacích je tak upevňování tržních pozic nejsilnějších podniků (resp. podniků s nejvyšší dosaženou hodnotou technické efektivnosti) a naopak prohlubující se zaostávání podniků s horší ekonomickou výkonností. Tento závěr je možné velmi dobře vysledovat u živočišné výroby.

Tabulka 43: Spearmanův koeficient korelace pořadí technické efektivnosti

Sektor	2004/2005	2005/2006	2006/2007	2007/2008
RV	0,7626	0,7548	0,7761	0,6508
ŽV	0,6702	0,6789	0,9115	0,8933
KV	0,6793	0,7860	0,7224	0,7268
OV	0,6569	0,7228	0,7874	0,6703

Zdroj: vlastní zpracování

Poslední analýzou technické efektivnosti v rámci jednotlivých odvětví je zkoumání její závislosti na technologiích používaných v jednotlivých podnicích. Pro tyto účely byl kalkulován Pearsonův korelační koeficient mezi technickou efektivností a zvolenými indikátory používané technologie, v tomto případě vyjádřené elasticitami jednotlivých vstupů (práce, půdy, kapitálu a materiálu). Výsledky však neprokázaly žádnou statisticky významnou závislost ani v jednom ze čtyř sledovaných odvětví zemědělství, což implikuje závěr o neprůkazné závislosti výkonnosti podniku na zvolené technologii produkce. Ke stejnému výsledku dochází např. Čechura a Hockmann (2011) v rámci analýzy potravinářského průmyslu. Výkonnost podniku je dle jejich názoru ovlivněna spíše kvalitou managementu celého výrobního procesu.

8.6.2.1 OKEČ 01.1 – Rostlinná výroba; zelinářství, zahradnictví, sadařství

Technická efektivnost v rostlinné výrobě dosahuje v průměru hodnoty 91,1 % s relativní variabilitou 9,6 %. Rozkolísanost vývoje technické efektivnosti lze v případě rostlinné výroby přisoudit především vlivu počasí, od něž se následně odvíjejí další ekonomické charakteristiky mající vliv na výslednou velikost výstupu (v tomto případě zejména ceny zemědělských výrobců). Analýza Kernelovy hustoty rozdělení technické efektivnosti (viz

Příloha 5) ukazuje, že podniky se v technické efektivnosti dostaly blíže k sobě v roce 2006 a od tohoto roku dále jejich rozložení zůstává vyrovnané.

Deskriptivní statistiky technické efektivnosti odvětví rostlinné výroby v jednotlivých letech uvádí Tabulka 44. Výraznější propad technické efektivnosti v roce 2005 souvisí jednak s přebytky v důsledku nadprůměrné sklizně v roce 2004 s následným poklesem realizačních cen a dále s nižší kvalitou sklizně u většiny polních plodin související s negativním vlivem počasí v daném roce. V důsledku nepříznivého vývoje počasí v roce 2006 se celkově nižší úroda většiny plodin projevila růstem cen zemědělských výrobců (i když meziroční růst nevyrovnal pokles v roce 2005) – v tomto roce již tak v rostlinné výrobě nedošlo k dalšímu snížení technické efektivnosti. I další dva roky byly ovlivněny nepříznivým vývojem počasí, vzhledem ke kterému však docházelo k dalšímu nárůstu cen zemědělských výrobců (především u obilovin), což souviselo nejen s celkově nižší úrodou na domácí půdě, ale i s růstem poptávky po produktech rostlinné výroby (opět zejména obilovin) v rozvíjejících se ekonomikách jako je např. Čína.

Vzhledem k současnému růstu cen vstupů do zemědělství (v případě rostlinné výroby se jedná zejména o ceny osiv a sadby, ceny energií a nákladní dopravy) lze konstatovat, že se zemědělské podniky v odvětví rostlinné výroby stávají odolnějšími vůči vnějším podmínkám, resp. dokáží lépe přizpůsobit výrobní proces (či strategii) měnícím se tržním podmínkám.

Tabulka 44: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v rostlinné výrobě – časové hledisko

Rok	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Počet pozorování
2004	0,9148	0,0705	0,6582	0,9876	62
2005	0,8977	0,1162	0,2940	0,9892	66
2006	0,9076	0,0847	0,5204	0,9907	94
2007	0,9202	0,0769	0,5303	0,9901	100
2008	0,9108	0,0877	0,5376	0,9905	69

Zdroj: vlastní zpracování

Doplňující informací je hodnocení technické efektivnosti na základě právní formy zemědělských podniků (viz Tabulka 45), které potvrzuje relativně nižší hodnotu technické

efektivnosti u právní formy společnost s ručením omezeným společně s její vyšší variabilitou.

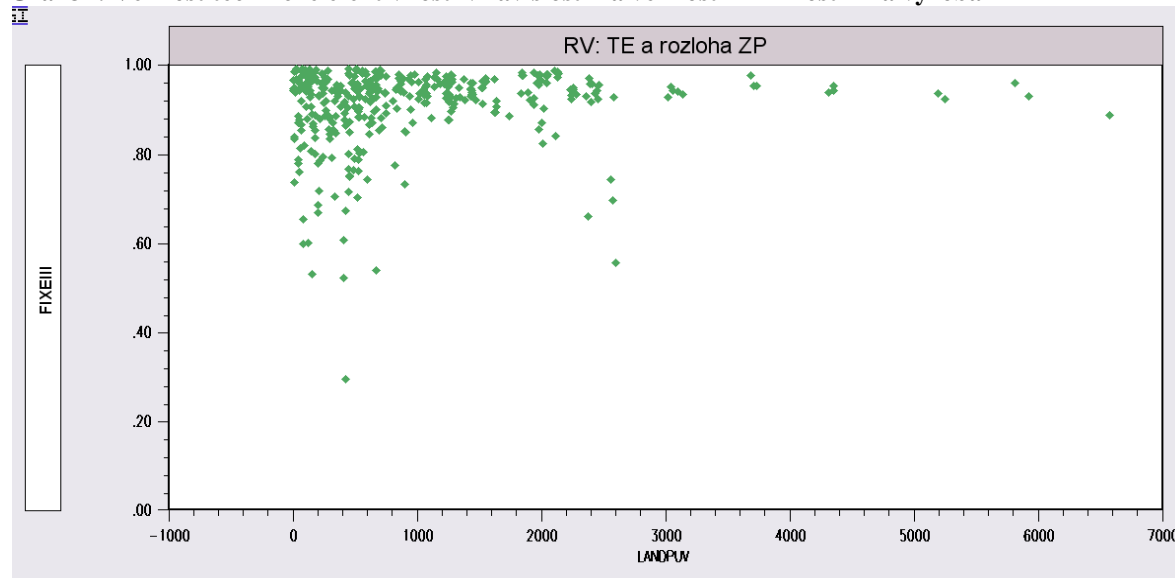
Tabulka 45: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v závislosti na právní formě ZP – rostlinná výroba

Právní forma	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Počet pozorování
Družstvo	0,9131	0,0628	0,5376	0,9842	82
Společnost s ručením omezeným	0,9027	0,1064	0,2940	0,9907	199
Akčiová společnost	0,9256	0,0581	0,7012	0,9905	108

Zdroj: vlastní zpracování

Analýza technické efektivnosti podniků v rostlinné výrobě na základě velikostního vztahu (viz Graf 31) prokázala, že s rostoucí výměrou klesá variabilita technické efektivnosti. Samotný průměr technické efektivnosti vykazuje spíše vyšší hodnoty u podniků obhospodařujících více hektarů zemědělské půdy, nicméně tak výrazný trend v růstu efektivnosti v souvislosti s nárůstem hektarové výměry jako u zemědělství jako celku nebyl prokázán.

Graf 31: Velikost technické efektivnosti v závislosti na velikosti ZP – rostlinná výroba



Pozn.: $TE = FIXEIII$

Zdroj: vlastní zpracování

8.6.2.2 OKEČ 01.2 – Živočišná výroba

Technická efektivnost živočišné výroby dosahuje v průměru hodnoty 83,4 % s relativní variabilitou 17,4 %. Mezi všemi čtyřmi sledovanými sektory zemědělství se jedná o nejhorší výsledek. Mezi podniky zaměřenými na živočišnou výrobu se taktéž nacházejí ty s největšími extrémami v naměřené efektivnosti – nejnižší hodnota se pohybuje okolo 5,8 %, nejvyšší pak okolo 99,3 %.

I přesto, že odvětví živočišné výroby není tak citlivé na vývoj počasí jako je tomu u rostlinné výroby a lze jej proto považovat za stabilnější, vývoj cen zemědělských výrobců a cen vstupů do zemědělství je ve sledovaném období značně rozkolísaný. V roce 2005 došlo pouze k mírnému poklesu cen zemědělských výrobců u živočišných komodit (s výjimkou komodit jateční býci – nárůst o 7,9 % a kravské mléko – nárůst o 2,8 %), stejný trend pokračoval i v roce 2006 (v tomto roce již došlo i k propadu cen kravského mléka o 4,9 %), růst cen v roce 2007 byl tažen především živočišnými výrobky (vejce a kravské mléko – nárůst o 13,2 %, reps. 4,5 %) a jinak přinesl další pokles cen jatečních býků o 4,2 % a jatečních prasat o 7,8 %. Naopak u jatečních kuřat a brojlerových krůt došlo po dvouletém poklesu k nárůstu o 9,2 % resp. 20,3 %, u ovcí, beranů a skopců dokonce o 41,3 %. V posledním sledovaném roce ceny téměř všech živočišných komodit meziročně vzrostly (drůbež – 8 %, mléko – 6,5 %, vejce – 4,9 %, jateční prasata 4,4 %), pokles byl zaznamenán jen u jatečného skotu o 2,2 %. I přesto, že celkový výsledek v roce 2008 hovoří o ve většině případů pozitivním nárůstu cen zemědělských výrobců, v průběhu roku byl vývoj těchto cen značně rozkolísaný – v průběhu prvního pololetí ceny rostly, v druhé polovině roku (a zejména ke konci) však došlo k jejich výraznému propadu (zejména u mléka, vajec, drůbeže a skotu), v závěru roku rostly – co se týče hlavních komodit – pouze ceny jatečních prasat.

Co se týče cen vstupů do zemědělství, z hlediska živočišné výroby došlo k významnému poklesu cen krmiv v roce 2005 (v reakci na nadúrodu v roce 2004), které tak byly schopné kompenzovat nárůst cen motorových paliv. Obrat nastal v roce 2007, kdy ceny krmiv opět začaly růst. Společně s růstem cen zvířat pro chov a výrobu, energií, dopravy, vodného a stočného tak v tomto roce došlo k dalšímu rozevírání cenových nůžek pro odvětví živočišné výroby. Tento trend pokračoval i v průběhu roku 2008, na konci roku však došlo k významnému poklesu cen vstupů.

Tabulka 46: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v živočišné výrobě – časové hledisko

Rok	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Počet pozorování
2004	0,8561	0,1053	0,5147	0,9871	23
2005	0,8692	0,1133	0,5460	0,9911	20
2006	0,8032	0,1954	0,0576	0,9744	32
2007	0,8334	0,1118	0,5205	0,9933	37
2008	0,8262	0,1630	0,2722	0,9889	29

Zdroj: vlastní zpracování

Deskriptivní statistiky technické efektivnosti odvětví živočišné výroby v jednotlivých letech uvádí Tabulka 46. Výrazný propad průměrné hodnoty technické efektivnosti nastal v roce 2006, což je dáno zejména zřetelným poklesem salda zahraničního obchodu (především s masem) – v důsledku nárůstu importu z ostatních členských států Evropské unie a neadekvátní reakce českých zemědělců a s ní souvisejícím ne tak výrazným nárůstem v objemu exportu v živočišné výrobě. Dalším důvodem může být větší orientace na vývoz živých zvířat, což v celkovém důsledku vedlo nejen k dalšímu poklesu stavů hospodářských zvířat, ale i ke snížení celkového objemu produkce.

Analýza Kernelovy hustoty funkce technické efektivnosti (viz Příloha 6) prokázala, že v roce vstupu České republiky do Evropské unie a následujícím roce 2005 byli producenti živočišné výroby ve srovnání s nadcházejícími roky vcelku efektivní (hodnota technické efektivnosti se v těchto dvou letech pohybuje okolo 86 % s relativní variabilitou cca 12,5 %). Z grafů je patrné, že zemědělské podniky s vyšší efektivností se k sobě více přibližují, čímž dochází k prohlubování propasti mezi nejvíce efektivními podniky a těmi ostatními. Lze tak předpokládat, že odvětví živočišné výroby ve sledovaném období prochází procesem přizpůsobení se novým podmínkám souvisejícím s přílivem konkurence ze strany unijních producentů a tlakem na pokles cen. Vzhledem k tomu, že dochází k prohlubování rozdílu v efektivnosti a tedy i struktuře zemědělských podniků, je možné vyslovit domněnku, že jednou z hlavních příčin poklesu průměrné technické efektivnosti v daném odvětví jsou nevyužité kapacity u méně efektivních podniků, které nezvládly svůj proces výroby přizpůsobit novým tržním podmínkám.

I pro sektor živočné výroby platí, že technická efektivnost vztážená k právní formě zemědělských podniků (viz Tabulka 47) je výrazně nižší u společností s ručením omezeným. Její relativní variabilita v tomto případě dosahuje dokonce téměř 25 %.

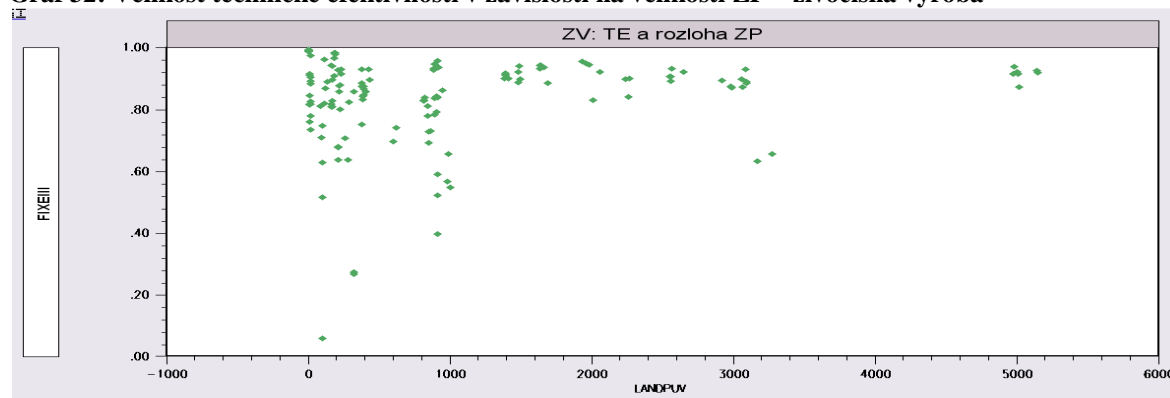
Tabulka 47: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v závislosti na právní formě ZP – živočišná výroba

Právní forma	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Počet pozorování
Družstvo	0,8894	0,0505	0,7823	0,9426	18
Společnost s ručením omezeným	0,7657	0,1875	0,0576	0,9611	60
Akiová společnost	0,8900	0,0707	0,6917	0,9933	53

Zdroj: vlastní zpracování

Analýza technické efektivnosti v souvislosti s velikostí neprokázala, že by hektarová výměra byla určujícím faktorem technické efektivnosti zemědělských podniků v živočišné výrobě (viz Graf 32).

Graf 32: Velikost technické efektivnosti v závislosti na velikosti ZP – živočišná výroba



Pozn.: $TE = \text{FIXEIII}$

Zdroj: vlastní zpracování

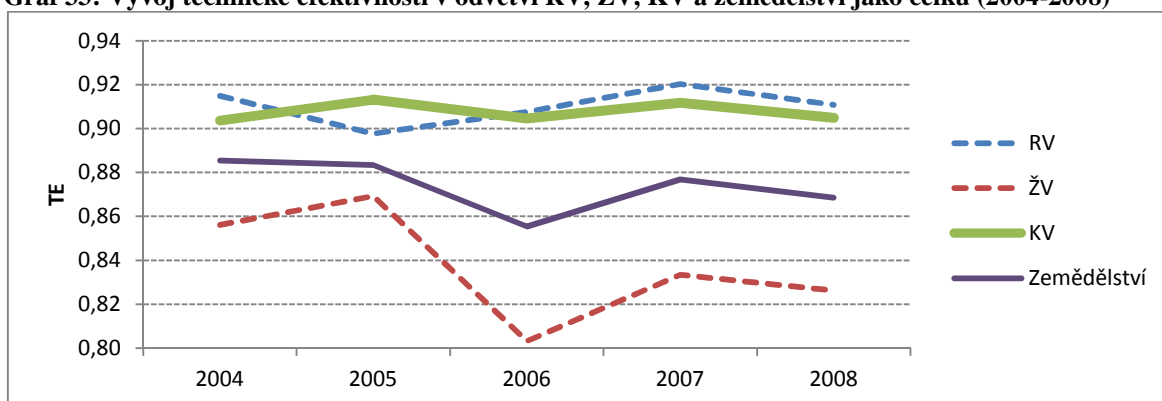
8.6.2.3 OKEČ 01.3 – Rostlinná výroba kombinovaná se živočišnou výrobou

Technická efektivnost rostlinné výroby kombinované se živočišnou výrobou dosahuje v průměru 90,1 % s relativní variabilitou 7,8 %. V rámci výběrového souboru je v tomto odvětví zastoupen největší počet zemědělských podniků – jedná se o více než 86 % pozorování z celého souboru. Dá se tedy předpokládat, že vývoj v tomto sektoru bude do jisté míry kopírovat vývoj zemědělství jako takového. Dále, kombinace rostlinné a živočišné výroby implikuje na využití z toho plynoucích výhod a zároveň na snížení

negativních dopadů, jež se výrazněji projevují v jednotlivých odvětvích rostlinné a živočišné výroby.

Následující Graf 33 hodnotí vývoj průměrné efektivnosti za celé zemědělství, a zvláště pro jednotlivé sektory – rostlinnou, živočišnou a kombinovanou výrobu ve sledovaném období 2004 – 2008, doplňující údaje o průměrných hodnotách technické efektivnosti kombinované výroby za jednotlivé roky pak uvádí Tabulka 48. Jak je z grafu patrné, vývoj odvětví kombinované výroby přibližně kopíruje vývoj technické efektivnosti za celé zemědělství. Z vývoje technické efektivnosti lze tak povrdit výše uvedený předpoklad, že právě diverzifikace výroby (v tomto případě se má na mysli kombinovaná výroba) umožňuje zmírnit negativní dopady specializované výroby (rostlinné či živočišné) – viz např. propad technické efektivnosti v roce 2006 vlivem propadu salda zahraničního obchodu v živočišné výrobě.

Graf 33: Vývoj technické efektivnosti v odvětví RV, ŽV, KV a zemědělství jako celku (2004-2008)



Zdroj: vlastní zpracování

Vývoj technické efektivnosti kombinované výroby společně s vývojem v rostlinné a živočišné výrobě napovídá, že zemědělské podniky v odvětví kombinované výroby ve výběrovém souboru prošly ve sledovaném období určitou transformací – resp. přizpůsobovaly se měnícím se podmínkám agrárního sektoru. Zatímco po vstupu České republiky do Evropské unie měla na hodnotě výstupu těchto podniků výraznější podíl živočišná produkce, pro další roky je typické, že podniky se více specializují na rostlinnou výrobu. V této souvislosti lze dále učinit závěr, že diverzifikace činností sice snižuje celkovou hodnotu dosažené technické efektivnosti, což potvrzuje vývoj technické efektivnosti kombinované a rostlinné výroby v letech 2007 a 2008, na druhou stranu jsou však zemědělské podniky schopny optimalizovat svůj výrobní program (čemuž odpovídají

dříve diskutované výnosy z rozsahu, které u odvětví kombinované výroby tendují k bodu optima).

Tabulka 48: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v kombinované výrobě – časové hledisko

Rok	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Počet pozorování
2004	0,9037	0,0673	0,1383	0,9933	719
2005	0,9131	0,0659	0,1687	0,9933	776
2006	0,9046	0,0690	0,2221	0,9933	930
2007	0,9118	0,0720	0,1905	0,9933	909
2008	0,9048	0,0777	0,3337	0,9932	697

Zdroj: vlastní zpracování

Kernelova hustota rozdělení technické efektivnosti podniků v odvětví kombinované výroby napovídá, že soubor podniků je z pohledu technické efektivnosti relativně homogenní (viz Příloha 7).

Z hlediska právní formy zemědělských podniků v odvětví kombinované výroby se jako více efektivní jeví družstva a akciové společnosti (s průměrnou hodnotou technické efektivnosti 91,9 %, resp. 91,6 % - viz Tabulka 49). Společnosti s ručením omezením dosahují 89 % úrovně technické efektivnosti. Relativní variabilita je u prvních dvou jmenovaných přibližně stejná a nízká (4,5 %), u právní formy společnost s ručením omezeným pak opět výrazně vyšší (12,5 %).

Tabulka 49: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v závislosti na právní formě ZP – kombinovaná výroba

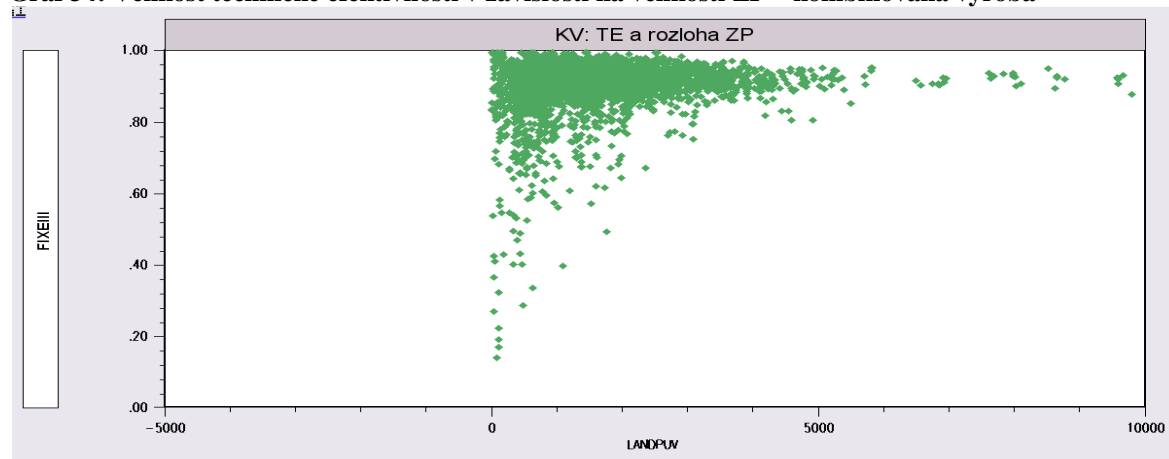
Právní forma	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Počet pozorování
Družstvo	0,9185	0,0415	0,5299	0,9887	1 373
Společnost s ručením omezeným	0,8839	0,1109	0,1383	0,9933	1 116
Akciová společnost	0,9158	0,0437	0,6180	0,9932	1 529

Zdroj: vlastní zpracování

Vztah velikosti a technické efektivnosti zemědělského podniku v kombinované výrobě (viz Graf 34) jednoznačně prokázal nárůst v efektivnosti u podniků s větší hektarovou výměrou. Podniky s hektarovou výměrou vyšší než 800 ha dosahují průměrné efektivnosti

přibližně 91,5 %, přičemž jejich relativní variabilita je oproti podnikům s nižší obhospodařovanou plochou menší.

Graf 34: Velikost technické efektivnosti v závislosti na velikosti ZP – kombinovaná výroba



Pozn.: $TE = \text{FIXEIII}$

Zdroj: vlastní zpracování

8.6.2.4 OKEČ 01.4 – Činnosti v rostlinné a živočišné výrobě kromě veterinárních

činností, terénní úprava zahrad, parků, sadů a jiných zelených ploch

Poslední hodnocené odvětví – Činnosti v rostlinné a živočišné výrobě kromě veterinárních činností; terénní úprava zahrad, parků, sadů a jiných zelených ploch – dosahuje nejvyšších hodnot v naměřené technické efektivnosti (v průměru 92 % s relativní variabilitou 9 %).

Deskriptivní statistiky technické efektivnosti odvětví ostatní výroby v jednotlivých letech uvádí Tabulka 50. K propadu technické efektivnosti došlo v letech 2006 a 2007, poté se vrátila na úroveň předešlých let. Kernelova hustota funkce (viz Příloha 8) v jednotlivých letech poukazuje na relativně stabilní vývoj tohoto odvětví z hlediska technické efektivnosti. Zdá se, že podniky v tomto odvětví nebyly vystaveny takovým změnám tržních podmínek po vstupu ČR do EU jako ostatní odvětví zemědělství.

Vzhledem k nízkému počtu pozorování a ne příliš vysoké významnosti pro sektor zemědělství není tomuto odvětví dále věnována hlubší pozornost.

Tabulka 50: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v ostatní výrobě – časové hledisko

Rok	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Počet pozorování
2004	0,9215	0,0565	0,7913	0,9902	20
2005	0,9265	0,0535	0,8053	0,9921	22
2006	0,9140	0,0664	0,7037	0,9900	23
2007	0,9159	0,1466	0,2809	0,9925	22
2008	0,9249	0,0529	0,7913	0,9930	13

Zdroj: vlastní zpracování

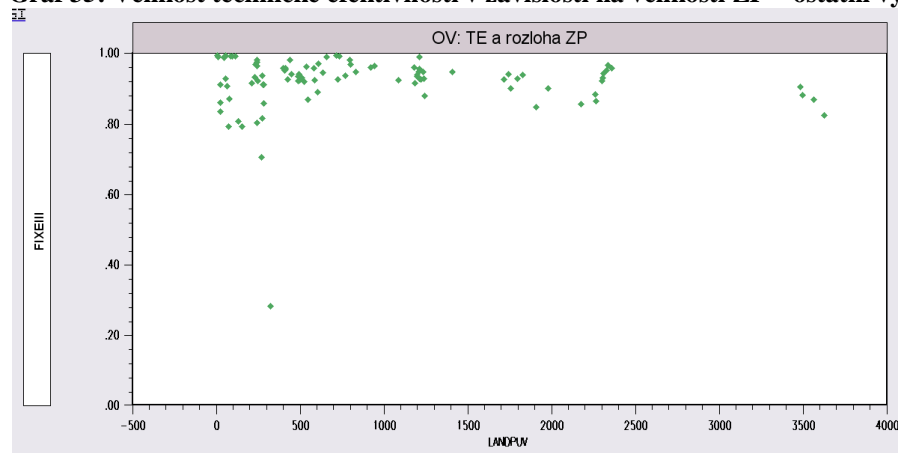
Jako prokazatelně efektivnější se v tomto sektoru jeví právní forma akciová společnost (viz Tabulka 51). Za povšimnutí stojí, že oproti předešlým hodnoceným sektorům tento sektor vykazuje vysoké minimální hodnoty technické efektivnosti (na úrovni cca 82 %, s výjimkou právní formy společnost s ručením omezeným).

Analýza vztahu velikosti a technické efektivnosti ukazuje, že nejvyšších hodnot dosahují podniky v sektoru ostatní výroby s rozlohou 300 – 1 000 ha (viz Graf 35).

Tabulka 51: Deskriptivní statistiky technické efektivnosti v závislosti na právní formě ZP – ostatní výroba

Právní forma	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum	Počet pozorování
Družstvo	0,9179	0,0398	0,8227	0,9892	15
Společnost s ručením omezeným	0,9133	0,1068	0,2809	0,9925	53
Akciová společnost	0,9419	0,0406	0,8330	0,9930	29

Zdroj: vlastní zpracování

Graf 35: Velikost technické efektivnosti v závislosti na velikosti ZP – ostatní výroba

Pozn.: $TE = FIXEIII$

Zdroj: vlastní zpracování

8.6.3 Vliv vybraných proměnných na technickou efektivnost

Další krok analýzy technické efektivnosti je zaměřen na analýzu heteroskedasticity, resp. vztah mezi technickou efektivností a vybranými vnějšími determinanty, kterými jsou: jednotlivé specializace v zemědělství (S1, S2, S3, S4), dotační prostředky SAPS a TOP UP (LSAPS, LTOPUP), umístění podniku v méně příznivých oblastech (D1), ekologický režim hospodaření (D2) a výše sociálních nákladů v zemědělském podniku (SOCN) – blíže viz specifikace proměnných v metodické části (Kapitola 7.3.1 – Deklarace proměnných).

Zvolené determinanty nejsou vybrány náhodně. Jednotlivé specializace jsou do modelu zařazeny z důvodu existence očekávaných rozdílů mezi jednotlivými odvětvími.

Argumentem pro zahrnutí výše vyplácených dotačních prostředků SAPS a TOP UP jako součást modelu technické neefektivnosti je jejich již několikrát zmiňovaný předpokládaný negativní vliv na využití produkčního faktoru půda. Dalším důvodem je snaha o zodpovězení otázky související s přímými platbami a Společnou zemědělskou politikou obecně – zda přímé platby přispívají k redukcí plýtvání zdroji.

Dummy proměnná reprezentující umístění zemědělského podniku v méně příznivých oblastech (LFA) je do modelu zařazena pro potřeby zohlednění různých klimatických a méně příznivých podmínek hospodaření v České republice a taktéž kvůli možnosti zhodnocení účinnosti dotační politiky plynoucí právě do LFA oblastí.

Jelikož i v České republice neustále nabývá na významu ekologické zemědělství a jeho rozměr se v posledních letech zvyšuje, je do modelu začleněna proměnná reprezentující zemědělské podniky hospodařící pouze v režimu ekologického zemědělství, což umožní dílčí komparaci konvenčního a ekologického způsobu hospodaření.

Jako poslední proměnná je mezi determinanty technické neefektivnosti zařazena proměnná sociální náklady. Ta je zvolena z důvodu obtížné kvantifikace, resp. zohlednění různé kvality práce, která mezi jednotlivými podniky zajisté existuje. Smysl zařazení této proměnné je založen na předpokladu, že efektivně řízený podnik se snaží motivovat své zaměstnance k vyšším výkonům, např. skrze poskytování různých benefitů a odměn. Jelikož výběrový soubor je vytvořen na základě dat dostupných účetních závěrek ve sledovaném období, je vybrána právě položka sociální náklady (náklady na pracovní a

sociální podmínky a péči o zdraví zaměstnanců) jako reprezentant odváděné kvality práce – pokud je management spokojen s výkony svých zaměstnanců či má zájem je pozitivně ovlivňovat, je ochoten svým zaměstnancům poskytovat další benefity nad rámec běžné výplaty (resp. mzdových nákladů).

Odhadnuté parametry a jejich statistické charakteristiky jsou uvedeny v Tabulce 52 níže. Vzhledem k výše uvedeným skutečnostem tak *výzkumná otázka V5 o „signifikantnosti vlivu vybraných determinant na technickou efektivnost“ byla potvrzena pouze částečně, a to u proměnných S3, S1, LSAPS, D2 a SOCN.*

Tabulka 52: Determinanty odhadnuté technické neefektivnosti

Proměnná	Parametr	Chyba odhadu	t-hodnota	p-hodnota P[Z>z]
S3***	6,3844	0,2906	21,9730	0,0000
S1***	7,1689	0,0439	17,8790	0,0000
S2	6,3251	0,1048	-0,5660	0,5716
S4	-11,7939	0,464202*10 ⁸	0,0000	1,0000
LSAPS***	6,0269	0,0306	-11,6690	0,0000
LTOPUP	6,3507	0,0260	-1,3000	0,1937
D1	6,4207	0,0383	0,9470	0,3435
D2***	7,6249	0,0551	22,4930	0,0000
SOCN***	6,2753	0,0071	-15,2870	0,0000

Pozn. *** označuje 1% hladinu významnosti

Zdroj: vlastní zpracování

Sektorové dummy proměnné (modelující heteroskedasticitu) vykazují značné diference. Zatímco u živočišné a ostatní výroby se nepodařilo prokázat signifikantní vliv na efektivnost podniků v nich podnikajících, u odvětví kombinované a rostlinné výroby ano. Nevýznamnost odvětví živočišné a ostatní výroby je pravděpodobně způsobena nízkým počtem pozorování v daných specializacích oproti zbývajícím dvěma. V porovnání s kombinovanou výrobou specializace v rostlinné výrobě vykazuje vyšší úroveň heterogenity negativně působící na úroveň technické efektivnosti.

Z výsledků je patrné, že se podařilo prokázat vztah mezi technickou neefektivností a výší přímých plateb SAPS. Jednotná platba na plochu (SAPS) přispívá ke zvyšování neefektivnosti podniků. Tento závěr je shodný se studiemi uskutečněnými i v jiných

zemích Evropské unie (např. Rezitis et al, 2003; Bakucs et al., 2006; Gaspar et al., 2009), ale i v České republice (např. Čechura, 2009).

Co se týče přímých plateb TOP UP, nebyl prokázán signifikantní vliv na technickou neefektivnost ani na 10 % hladině významnosti. Na druhou stranu však i přes nevýznamnost přímých plateb TOP UP je možné na základě dosažených výsledků konstatovat, že jejich vliv na technickou efektivnost vykazuje stejný směr jako u přímých plateb SAPS. ***V reakci na výzkumnou otázku V6 týkající se vlivu přímých plateb na technickou efektivnost zemědělských podniků tak lze konstatovat, že přímé platby obecně negativně ovlivňují technickou efektivnost.***

Překvapujícím zjištěním je neprokázaná statistická závislost mezi technickou efektivností a lokalizací podniku v LFA. V jiných studiích zaměřujících se na české zemědělství byl potvrzen spíše negativní vliv umístění zemědělských podniků v méně příznivých oblastech (Jelínek, 2006; Kroupová, 2010 či Čechura a Matulová, 2011). Na základě dostupných výsledků zobrazených v Tabulce 53 lze potvrdit závěr o nevýznamnosti vlivu marginálních oblastí na technickou efektivnost podniků (hodnota technické efektivnosti podniků v LFA oblastech a mimo ně je téměř shodná).

Vzhledem k vyšší hektarové výměře spolu s relativně nižšími elasticitami půdy a práce podniků v méně příznivých oblastech oproti druhé hodnocené skupině lze dovozovat závěr o extenzivnějším využití půdy v méně příznivých oblastech. Tento závěr potvrzuje i porovnání celkové produkce na hektar zemědělské půdy obou sledovaných skupin – zatímco v oblastech LFA dosahují podniky úrovně produkce 29 407 Kč/ha ZP, podniky mimo LFA 34 232 Kč/ha ZP, tj. přibližně o 16 % více. Ke stejným závěrům týkajícím se preference extenzivního způsobu hospodaření v marginálních oblastech ČR dochází i studie ÚZEI (2010). Na základě výše uvedených závěrů ***je možné pozitivně zodpovědět výzkumnou otázku V7 o převládajícím extenzivním způsobu hospodaření s vyšším zapojením produkčního faktoru půda zemědělských podniků hospodařících v méně příznivých oblastech oproti podnikům lokalizovaným mimo LFA.***

Tabulka 53: Vybrané ukazatele hospodaření zemědělských podniků v LFA a mimo LFA (v průměru na podnik)

Ukazatel	Jednotka	Lokalizace	
		mimo LFA	v LFA
Celková produkce	Tis. Kč	47 977,60	56 009,73
Výměra	Ha	1 401,53	1 904,64
Elasticita práce	%	0,1101	0,1050
Elasticita půdy	%	0,0359	0,0265
Elasticita kapitálu	%	0,1221	0,1398
Elasticita materiálu	%	0,7321	0,7591
Technická efektivnost	%	90,86	89,55

Zdroj: vlastní zpracování

Význam ekologického způsobu hospodaření a jeho vliv na technickou neefektivnost je potvrzen, což implikuje závěr o nižší efektivnosti podniků hospodařících plně v ekologickém režimu. Tento závěr potvrzují např. i Madau (2007) u italských ekologických farem či v České republice Kroupová (2010). Konvenční způsob hospodaření tak vykazuje vyšší úroveň technické efektivnosti, což je spojeno i s dalším dotačním zvýhodněním ekologických producentů. Toto dodatečné dotační zvýhodnění ekologického zemědělství obdobně jako přímé platby SAPS může implikovat nižší technickou efektivnost, což potvrzuje Kroupová (2010). V rámci analýzy efektivnosti konvenčních a ekologických zemědělců by bylo vhodné dále tyto analyzovat na úrovni jednotlivých specializací. Tomuto tématu se blíže věnuje Kroupová (2010).

Tabulka 54 sumarizuje porovnání základních ukazatelů zemědělských podniků hospodařících konvenčním způsobem a plně v ekologickém režimu – rozdíl v technické efektivnosti obou typů hospodaření je přitom výrazný. Výrazně vyšší elasticita půdy ekologického zemědělství potvrzuje jeden ze základních rozdílů mezi konvenčním a ekologickým způsobem hospodaření, kdy druhé jmenované lze charakterizovat vyšší vázaností na produkční faktor půda.

Tabulka 54: Vybrané ukazatele hospodaření konvenčních a ekologicky hospodařících zemědělských podniků (v průměru na podnik)

Ukazatel	Jednotka	Způsob hospodaření	
		Konvenční	Ekologický
Celková produkce	Tis. Kč	51 634,68	13 519,10
Výměra	ha	1 540,12	833,65
Elasticita práce	%	0,1085	0,1196
Elasticita půdy	%	0,0228	0,2309
Elasticita kapitálu	%	0,1272	0,0986
Elasticita materiálu	%	0,7363	0,7589
Technická efektivnost	%	91,30	78,35

Zdroj: vlastní zpracování

Poslední analyzovaná proměnná – výše sociálních nákladů negativně ovlivňuje výši technické efektivnosti zemědělských podniků. Význam, resp. pozitivní vliv kvality lidské práce na technickou efektivnost v sektoru zemědělství zastoupený právě výplatou sociálních nákladů jakožto motivačního benefitu pro zaměstnance tak nebyl potvrzen, resp. byl vyvrácen. Lze tedy dovozovat, že zemědělské podniky poskytující určité firemní benefity tímto způsobem zvyšují plýtvání zdroji. ***V reakci na výzkumnou otázku V8 zaobírající se vlivem stimulace kvality produkčního faktoru práce, resp. pracovní síly, lze z výše uvedených závěrů povrdit její negativní vliv na technickou efektivnost.***

Na druhou stranu je však nutné zabývat se příčinou uvedeného výsledku. Většina zemědělských podniků totiž tyto benefity poskytuje dlouhodobě a vědomě (z celkového počtu 1 228 zemědělských podniků vykazuje nenulovou položku Sociální náklady ve Výkazu zisku a ztráty téměř 80 %). Vzhledem k současnému primárnímu předpokladu o zemědělském podniku jako racionálním ekonomickém subjektu lze vyvodit závěr o existenci pozitivního efektu vynakládání finančních prostředků na výše diskutovanou položku Výkazu zisku a ztráty – Sociální náklady. Nejpravděpodobnějším důvodem se jeví motivace pracovníků a s tím související snižování fluktuace pracovníků. Druhým důvodem, bez ekonomického opodstatnění, může být přejímání sociální zodpovědnosti zemědělského podniku jako zaměstnavatele na mikro úrovni s historií a vytvořenými sociálními vazbami na okolní vesnice, popř. města.

9 Závěr

Disertační práce se zabývá problematikou produkční schopnosti a efektivnosti českého agrárního sektoru. Pozornost je přitom věnována období po vstupu České republiky do Evropské unie v roce 2004. Otázka produkční schopnosti a efektivnosti je řešena skrze analýzu technické efektivnosti a jejích determinant výběrového souboru zemědělských podniků právnických osob v České republice za sledované období let 2004 – 2008. Naplnění cíle práce, tj. identifikace, kvantifikace a komplexní zhodnocení produkční schopnosti a technické efektivnosti a jejích determinant u výše definovaného reprezentativního souboru podniků, je realizováno skrze odhad stochastické hraniční produkční funkce a následnou analýzu technické efektivnosti výběrového souboru zemědělských podniků.

Disertační práce je rozdělena do dvou částí – teoretické a empirické. Teoretická část práce se věnuje jednak produkční teorii a modelování produkční funkce v zemědělství, a dále pak teoretickým konceptům měření výkonnosti podniku – produktivity a efektivnosti. Významnou součástí teoretické části je přehled studií zabývajících se řešenou problematikou jak v zahraničí, tak v České republice. V empirické části je pozornost nejprve věnována deskriptivní analýze výběrového souboru zemědělských podniků, ze které plyne značná heterogenita výběrového souboru, což implikuje předpoklad o existenci rozdílů mezi jednotlivými sledovanými subjekty. Výběrový soubor je proto dále diferencován dle různých hledisek (jmenovitě se jedná o výrobní zaměření, právní formu a velikost zemědělského podniku vyjádřenou průměrnou hektarovou výměrou), jejichž smyslem je snaha o hlubší analýzu produktivity a efektivnosti umožňující vytvoření konkrétních závěrů týkajících se sektoru zemědělství. Analýza produktivity a efektivnosti je založena parametrickém přístupu analýzy stochastické hranice (SFA), konkrétně s využitím modelové specifikace Modelu náhodných parametrů (RPM) s heterogenitou a heteroskedasticitou. Diskuse týkající se vhodnosti použití této modelové specifikace je taktéž součástí této práce. Hodnocení produkční schopnosti a technické efektivnosti zemědělských podniků je založeno zejména na datech dostupných z účetních závěrek jednotlivých podniků za období let 2004 – 2008.

Dosažené výsledky výběrového souboru zemědělských podniků jsou primárně hodnoceny na průměru souboru, dále pak z hlediska intersektorového (tj. komparace dosažených výstupů pro odvětví rostlinné, živočišné, kombinované a ostatní výroby). V dalším kroku jsou analyzovány možné intrasektorové diference v rámci jednotlivých odvětví.

Z hlavních výsledků vyplývá, že technologická změna je náročná na kapitál a materiálové vstupy a na práci úsporná, což je implikováno zaváděním nových kapitálově náročnějších technologií do procesu výroby, zároveň však změny způsobené v důsledku technologického pokroku ovlivňují výslednou produkci v sektoru zemědělství negativně, což implikuje otázku správného zapojení nových technologií do procesu výroby. Negativní vliv těchto změn na výši výstupu tak může deklarovat některé problematické okruhy primárně investičního charakteru – mezi jinými např. špatné načasování investice, nevyužití plné kapacity nové technologie či adekvátnost její volby. Zároveň lze dovozovat, že technologická obnova nebyla zdaleka ve všech podnicích dokončena.

Z intersektorového pohledu je vliv technologické změny na výši produkce signifikantní pouze v kombinované výrobě. I přes neprokázanou statistickou významnost technologického pokroku v ostatních odvětvích lze však na základě dosažených hodnot pro jednotlivá odvětví shrnout, že mezi jednotlivými odvětvími neexistují významnější rozdíly co do jeho vlivu na výslednou produkci. Na druhou stranu však byla prokázána signifikantnost vlivu technologické změny uvnitř jednotlivých specializací, což dokladuje význam intrasektorové heterogenity ve sledovaném souboru. Lze tak předpokládat, že existují zemědělské podniky, které umí pozitivně využít proběhnuvší technologické změny.

Analýza produkčních elasticit prokázala, že největší vliv na objem dosažené produkce mají materiálové vstupy. Kapitál a práce vykazují oproti materiálovým vstupům srovnatelně nižší citlivost, vývojové tendence navíc naznačují, že u zemědělských podniků dochází ke stále větší substituci práce kapitálem. Nejnižší vliv na produkci vykazuje půda, a to i po zohlednění její kvality, čímž by měl být eliminován negativní vliv působení vyplácených dotačních prostředků na využití půdy. Tento fakt implikuje závěr potvrzující snižování významu půdy jako základního výrobního faktoru v zemědělství. Jedním z důvodů je v tomto případě protichůdné působení unijních dotačních politik, kdy půda je sice za účelem získání finančních prostředků z veřejných zdrojů držena (na základě vazby výplaty

přímých plateb na hektar zemědělské půdy), nicméně využívána spíše extensivním způsobem. Komparace produkčních elasticit v jednotlivých odvětvích ukazuje, že odvětví kombinované výroby přibližně kopíruje trend celého zemědělství, což je však vzhledem k povaze daného sektoru očekávané.

Významné rozdíly lze identifikovat při porovnání rostlinné a živočišné výroby. Zatímco u první jmenované vykazuje produkce nejvyšší citlivost na produkční faktor práce, u druhé je tomu právě naopak. Nízká elasticita práce v živočišné výrobě je však očekávaným výsledkem, jelikož technologie používané v tomto odvětví jsou na práci úsporné. Pro všechna odvětví je však potvrzen klesající trend intenzity využití daného produkčního faktoru, přičemž rozdíl v intenzitě využití tohoto vstupu mezi prvním a posledním sledovaným rokem byl oproti ostatním nejmarkantnější. Poměrně zarážejícím výsledkem je dosahovaná nízká hodnota intenzity využití produkčního faktoru půda v rostlinné výrobě, v rámci které je půda považována za faktor významně determinující úroveň výstupu, což opět implikuje na výše diskutovaný negativní vliv působení dotačních prostředků. V rámci živočišné produkce nebyl tento produkční faktor s ohledem na rozdílnou úroveň významnosti pro zemědělské podniky v daném odvětví (s odkazem na odlišnou druhovou skladbu chovaných hospodářských zvířat) hlouběji analyzován. Naopak kapitál lze považovat za produkční faktor významný pro sektor živočišné výroby, což vyplývá i z hodnot dosažených elasticit. Kapitál je nejvíce využíván právě v tomto odvětví, přičemž jeho intenzita využití roste (to platí pro všechna odvětví). Dosažené výsledky podporují výše diskutovaný závěr o využívání v práci úsporných technologií v sektoru živočišné výroby. Stále vyšší využití kapitálových vstupů ve všech sledovaných odvětvích implikuje závěr o snadnějším přístupu zemědělcům k bankovním úvěrům oproti předvstupnímu období a současné možnosti čerpat investiční dotace. Intenzita využití materiálových vstupů ve všech odvětvích odpovídá jejich vývoji za celý sektor zemědělství – ze všech sledovaných produkčních faktorů ovlivňují velikost produkce nejvíce a jejich význam ve sledovaném období roste, což lze – kromě jiného – přisoudit neustálému rozevírání cenových nůžek mezi cenami vstupů do zemědělství a cenami zemědělských výrobců.

Analýza výnosů z rozsahu prokázala, že v průměru se zemědělské podniky ve sledovaném období blíží optimálnímu rozsahu produkce, tj. dosahují přibližně konstantních výnosů z rozsahu (1,0063). Tento výsledek je však primárně určen výstupy kombinované výroby,

kteřá tenduje vykazovat přibližně konstantní výnosy z rozsahu, specializace rostlinné a živočišné výroby shodně vykazují klesající výnosy z rozsahu. Z daného plyne možný vliv diverzifikace činností, resp. specializace na efektivnost z rozsahu. Dále bylo zjištěno, že ve sledovaném souboru je podíl zemědělských podniků vykazujících rostoucí a klesající výnosy z rozsahu přibližně stejný a že podniky s rostoucími výnosy z rozsahu v průměru vykazují nižší míru technické efektivnosti (následná analýza potvrzuje, že čím je podnik více technicky efektivní, tím více se z hlediska výnosů z rozsahu blíží k bodu optimálního rozsahu produkce) a produkují téměř třikrát méně oproti druhé sledované skupině, s čímž souvisí i její přibližně poloviční hektarová výměra. Z pohledu efektivnosti z rozsahu lze identifikovat optimální velikost farmy na úrovni přibližně 1 655 ha.

Dosahovaná technická efektivnost výběrového souboru zemědělských podniků je vysoká (90,6 %), přičemž během sledovaného období se výrazně nemění. To implikuje závěr o již proběhnutých strukturálních změnách v sektoru zemědělství – více jak dvě třetiny podniků dosahují úrovně efektivnosti v rozmezí 83 – 98 % a pouze malé procento podniků vykazuje efektivnost nižší než 80 %. Lze tedy dovozovat, že i když část neefektivních producentů již sektor opustila, někteří z nich i nadále v sektoru setrvávají, přičemž pravděpodobným důvodem je možnost získání veřejných finančních prostředků skrze deklarované dotační tituly (jmenovitě přímé platby SAPS a TOP UP) a tím odvrácení rizika bankrotu, což v konečném důsledku snižuje celkovou výkonnost odvětví, jelikož tito tak nejsou motivováni ke zlepšování své výkonnosti. Zároveň právě setrvání neefektivních producentů v odvětví může být příčinou zpomalení technologické změny zemědělství jako celku (tato hypotéza nachází oporu ve studii Sipiläinen a Kumbhakar, 2010). Do popředí se tak dostává otázka protichůdného působení přímých plateb na efektivnost produkce. Jejich negativní vliv je kromě již zmíněného podpořen výsledky analýzy vyplývající ze srovnání deseti procent (technicky) nejvíce a nejméně efektivních podniků (rozdíl v technické efektivnosti mezi těmito skupinami podniků činí v průměru téměř 24 %) – ze srovnání průměrných dosažených hodnot produkčních elasticit plyne růst významnosti produkčního faktoru půda v souvislosti s poklesem technické efektivnosti zemědělského podniku (jednoprocentní změna v daném produkčním faktoru vyvolá 0,17 % změnu v dosahované úrovni produkce u skupiny nejméně efektivních podniků, zatímco u druhé jmenované dojde ke změně v objemu produkce pouze o 0,067 %) – u ostatních produkčních faktorů nebyl rozdíl tak markantní jako u půdy. Dosažené výstupy tak implikují potvrzení závěru o

vyšší závislosti méně efektivních zemědělských podniků na dotačních prostředcích vázaných na jejich hektarovou výměru.

Syntéza výsledků analýzy vztahu velikosti podniku a technické efektivnosti ukazuje, že podniky s rozlohou větší než 1 000 ha jsou ve srovnání se zemědělskými podniky obhospodařujícími hektarovou výměru menší než 1 000 ha více technicky efektivní (s průměrnou hodnotou technické efektivnosti 91,76 %). Nejvyšší míry technické efektivnosti bylo dosaženo u velikostní skupiny 1 100 – 1 200 ha (92,75 %), nejnižší míry pak u podniků s maximální výměrou 500 hektarů. S rostoucí výměrou obhospodařované půdy klesá relativní variabilita jednotlivých velikostních skupin, stejně tak podíl zemědělských podniků vykazujících extrémní hodnoty naměřené technické efektivnosti. Lze tak dovozovat, že s růstem velikosti podniku vyjádřené průměrnou hektarovou výměrou zemědělské podniky tendují se ve své technické efektivnosti přibližovat, což implikuje možnost využití technické efektivnosti v rámci dané velikostní skupiny jako zdroje konkurenční výhody.

Diferenciace zemědělských podniků z hlediska jejich organizačního uspořádání, resp. právní formy přináší zajímavé výsledky. Bylo zjištěno, že právní forma společnost s ručením omezeným vykazuje v průměru nižší úroveň technické efektivnosti (která se v čase snižuje) oproti zbylým dvěma nejčastěji využívaným právním formám v sektoru zemědělství v České republice (akciové společnosti a družstva), tj. 88,3 % oproti 91,8 %, resp. 91,6 %, společně s výrazně vyšší relativní variabilitou (přibližně 13 % oproti 5 %). Tento závěr byl potvrzen i pro jednotlivá odvětví zemědělství, přičemž nejvýraznějšího propadu v technické efektivnosti u společností s ručením omezením oproti akciovým společnostem a družstvům je dosaženo ve specializaci živočišné výroby, a to o více než 12 %. Právě u tohoto typu právní formy byli zároveň identifikováni producenti s nejnižší dosahovanou mírou technické efektivnosti ve výběrovém souboru (TE = 5,76 %). Příčiny lze spatřovat v preferenci tohoto typu právního uspořádání malými až středně velkými zemědělskými podniky, což vyplývá z její nižší finanční a organizační náročnosti na založení a se skutečností, že společníci neručí za závazky společnosti celým svým majetkem. S nižší hektarovou výměrou byla potvrzena i vyšší vázanost na půdu oproti ostatním diskutovaným právním formám. Skupinu neefektivních producentů s relativně nižší hektarovou výměrou (oproti technicky efektivnějším podnikům) setrvávajících

v odvětví a současně více závislých na výši poskytnutých přímých plateb tak lze dále konkretizovat na převážně podniky s právní formou společnost s ručením omezeným.

Vývoj průměrných hodnot technické efektivnosti v jednotlivých sektorech naznačuje, že některé aspekty týkající se technické efektivnosti lze považovat za stejné pro všechna odvětví – mezi jinými relativně stabilní vývoj podniků s dosahovanou nejvyšší technickou efektivností. Na druhou stranu však bylo prokázáno, že probíhající strukturální změny související s více faktory (přízpůsobovací procesy vstupu do EU, změny v domácí poptávce po potravinách, působení dotačních prostředků, vliv počasí, zpožděná reakce nabídky na poptávku) se v jednotlivých odvětvích projevují různě (především z hlediska rychlosti a síly jejich působení). Společným rysem však je, že konečným důsledkem probíhajících strukturálních změn ve všech odvětvích je upevňování tržních pozic z hlediska technické efektivnosti nejsilnějších podniků a propast mezi nimi a méně výkonnějšími zemědělskými podniky se neustále zvyšuje.

Z hlediska jednotlivých specializací nejhorších výsledků v naměřené technické efektivnosti dosahuje odvětví živočišné výroby (v průměru 83,4 %) se zřetelným propadem v roce 2006, což bylo způsobeno především zvýšenou konkurencí z ostatních členských zemí Evropské unie a s tím souvisejícím tlakem na pokles cen a současnou neadekvátní reakcí českých zemědělců na daný stav. Další důvod lze spatřovat ve stále větší orientaci českých zemědělců na vývoz živých zvířat, což v konečném důsledku vede – kromě samotného snižování stavů hospodářských zvířat – ke snižování výsledného objemu produkce daného odvětví. Odvětví živočišné výroby bylo vstupem do Evropské unie ovlivněno nejvíce – jeho produkční schopnost se postupně snižuje, přičemž se ukazuje, že oproti ostatním odvětvím zemědělství v tomto sektoru ve sledovaném období prozatím nebyly ukončeny přízpůsobovací procesy, resp. probíhající strukturální změny. Technicky méně efektivní podniky se od podniků s nejvyšší dosahovanou úrovní technické efektivnosti neustále oddalují. Všechny zde uvedené faktory implikují nárůst nevyužitých kapacit u méně efektivních podniků, které v konečném důsledku snižují celkovou efektivnost daného odvětví.

Druhá specializace – rostlinná výroba – oproti tomu vykazuje nejvyšší hodnoty dosažené technické efektivnosti (91,6 %). Její rozkolísanost ve sledovaném období je především důsledkem ne příliš pozitivního rázu počasí, které ovlivňuje jak kvalitu, tak i kvantitu

výsledné produkce (a následně tedy především ceny zemědělských výrobců). Z dosažených výsledků plyne, že rostlinná výroba se lépe vyrovnala s přizpůsobovacími procesy po vstupu České republiky do Evropské unie – od roku 2006 je rozložení podniků z hlediska jejich technické efektivnosti relativně stálé. Vzhledem k neustálému růstu cen vstupů do zemědělství lze zemědělské podniky specializující se na rostlinnou produkci charakterizovat jako snáze přizpůsobivější ve vztahu k probíhajícím strukturálním změnám (resp. měnícím se podmínkám trhu).

Odvětví rostlinné výroby kombinované s živočišnou výrobou dosahuje v průměru stejné technické efektivnosti jako zemědělství jako celek (90,8 %). Vývoj technické efektivnosti kombinované výroby a specializací v rostlinné a živočišné výrobě ve sledovaném období potvrdil, že diverzifikace činností v zemědělství může zmírnit negativní dopady jednotlivých specializací. Analýza dále ukazuje, že zemědělské podniky v odvětví kombinované výroby byly schopny zareagovat na negativní situaci v živočišné výrobě přizpůsobením diverzifikace svých činností s postupným větším zaměřením na rostlinnou výrobu. Zemědělské podniky tedy optimalizovaly svou činnost, přičemž toto potvrzují i výnosy z rozsahu daného odvětví, které ve sledovaném období tendují k bodu optima. Vzhledem ke stálé diverzifikaci svých činností však toto odvětví nikdy nedosáhlo takové úrovně (technické) efektivnosti jako specializace v rostlinné výrobě.

Relativně stabilní vývoj technické efektivnosti v odvětví ostatní výroby ukazuje, že daný sektor nebyl vystaven výraznějším strukturálním změnám po vstupu České republiky do Evropské unie.

Stejně jako v jiných zemích, i u českých zemědělských podniků byl prokázán negativní vliv přímých plateb SAPS na technickou efektivnost, signifikantnost vlivu plateb TOP UP nebyla prokázána.

I přes neprokázanou statistickou závislost technické efektivnosti na lokalizaci podniku v LFA analýza ukazuje, že podniky v méně příznivých oblastech dosahují v průměru vyšší úrovně produkce oproti podnikům mimo LFA, a to i přes jejich preferenci spíše extenzivního způsobu hospodaření. Hlavní důvod lze spatřovat ve vyšším objemu provozních dotací těchto podniků (navýšení o platby cílené do LFA oblastí). Přibližně stejná úroveň technické efektivnosti marginálních oblastí ve srovnání s druhou sledovanou

skupinou může implikovat závěr o efektivnějším využití poskytovaných dotačních prostředků zemědělskými podniky vLFA oblastech.

Porovnání konvenčního a ekologického režimu potvrzuje negativní vliv ekologického způsobu hospodaření na technickou efektivnost, i právě kvůli dalšímu dotačnímu zvýhodnění ekologických producentů. Vzhledem k výrazně vyšší elasticitě půdy zemědělských podniků hospodařících plně v ekologickém režimu oproti konvenčním producentům lze dovozovat, že tyto podniky jsou více závislé na poskytovaných dotačních prostředcích z veřejných zdrojů.

Předpoklad o sociálních nákladech sloužících k vyjádření ochoty úrovně motivace zaměstnanců zemědělským podnikem a s tím související zvyšování kvality práce pozitivně ovlivňující technickou efektivnost nebyl potvrzen, z čehož lze vyvodit, že podniky poskytující firemní benefity plýtvají svými zdroji. I přesto se však potvrdilo, že pro zemědělský podnik mají benefity svůj význam (benefity poskytuje téměř 80 % zemědělských podniků ve výběrovém souboru), přičemž důvody lze spatřovat především v motivaci zaměstnanců působící především jako faktor zabránění jejich odchodu z odvětví. Jako další možné vysvětlení se jeví pravděpodobné přejímání sociální zodpovědnosti zemědělského podniku jakožto zaměstnavatele poskytujícího určité stabilní pracovní-sociální zázemí v daném mikroregionu.

Přínos disertační práce lze spatřovat především v rovině vědecko-výzkumné činnosti, a to konkrétně v dekompozici problematických okruhů souvisejících se vstupem České republiky do Evropské unie v oblasti efektivnosti a produktivity sektoru zemědělství jako celku a jeho jednotlivých specializací, čímž ukazuje na možný směr budoucího výzkumu v sektoru zemědělství. Disertační práce poukazuje na potřebu hlubší analýzy nejen již prokázaných, ale i prozatím neidentifikovaných avšak existujících vztahů mezi technickou efektivností a procesem výroby v jednotlivých specializacích s cílem minimalizovat negativní vliv působení ustanovených politických, ale i návazných manažerských rozhodnutí v konečném důsledku ovlivňujících konkurenceschopnost českého zemědělství na evropské úrovni.

10 Literatura

- AIGNER, D., LOVELL, C. A. K., SCHMIDT, P. (1977): Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, 6: 21-37. ISSN 1477-9552.
- ALLEN, D. W., LUECK, D. (1998): The nature of farm. *Journal of Law and Economics*, 41: 343-386. ISSN 0022-4076.
- AULOVÁ, R. (2012): *Kapitálová struktura zemědělských podniků a její determinanty*. Disertační práce. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze.
- BAH, E., BRADA, J. (2008): *Total Factor Productivity Growth and Structural Change in Transition Economies*. In: 14th Dubrovnik Economic Conference Symposium, Dubrovnik, June 25-28, 2008. [on-line] [cit. 2011-08-08] URL: <<http://homes.eco.auckland.ac.nz/ebah002/pdf/TFPforTransitionEconomies.pdf>>.
- BAKUCS, L. Z., LATRUFFE, I. F., FOGARASI, J. (2006): *Technical efficiency of Hungarian farms before and after accession*. In: Transition in Agriculture – Agriculture Economics in Transition IIIrd Conference, Budapest, November 10-11, 2006.
- BATESSE, G., COELLI, T. (1988): Prediction of Firm-level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data. *Journal of Econometrics*, 38: 387-399. ISSN: 1477-9552.
- BATESSE, G., COELLI, T. (1995): A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20: 325-332. ISSN 0377-7332.
- BERNOLAK, I. (1997): Efficiency measurement and successful elements of company productivity: The basis of competitiveness and world prosperity. *International Journal of Production Economics*, 52: 203-213. ISSN 0925-5273.

- BLUMENBERG, S. (2004): *Benchmarking Methods for Financial Processes- Comparison and Empirical Evidence*. [on-line] [cit. 2010-12-18] URL: <<http://wi-frankfurt.de/publikationenNeu/BenchmarkingMethodsforFinancia948.pdf>>.
- BOUDNÝ, J., JANOTOVÁ, B., MEDONOS, T. (2011): *Analýza efektivních a méně efektivních podniků*. In: Bulletin ÚZEI č. 7/11. [on-line] [cit. 2011-08-20] URL: <<http://www.uzei.cz/left-menu/publikacni-cinnost/bulletin-uzei/2011/bu1107.pdf>>.
- BRADA, J. C., KING, A. E. (1993): Is private farming more efficient than socialized agriculture? *Economica*, 60 (237): 41-56. ISSN 0013-0427.
- BRAVO-URETA, B. E., SOLÍS, D., MOREIRA LÓPEZ, V.H., MARIPANI, J. F., THIAM, A., RIVAS, T. (2007): Technical efficiency in farming: a meta-regression analysis. *Journal of Productivity Analysis*, 27: 57-72. ISSN 0895-562X.
- BRÜMMER, B. (2001): Estimating confidence intervals for technical efficiency: the case of private farms in Slovenia. *European Review of Agricultural Economics*. 28(3): 285-306. ISSN 0165-1587.
- COELLI, T. J. (1995): Recent Developments in Frontier Modelling and Efficiency Measurement. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 39(3): 219-245. ISSN 0817-8763.
- COELLI, T.J., RAO, D. S. P., O'DONNELL, C. J., BATTESE, G. E. (2005): *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. 2nd ed. Springer, New York, 350 s. ISBN 978-0-387-24265-1.
- CORDEIRO, J. a kol. (2008): *A Stochastic Frontier Analysis of Estimates and Correlates of the Efficiency of Solid Waste Management in Welsh SMEs*. In: GIN Conference 2008, October 26-28, 2008. Leeuwarden, Netherlands: Facilitating Sustainable Innovations. [on-line] [cit. 2011-08-18] URL: <<http://gin.confex.com/gin/viewHandout.cgi?uploadid=207>>.
- CSAKI, C., LERMAN, Z. (1996): *Agricultural Transformation in Central and Eastern Europe and the Former USSR: Issues of Land Reform and Farm Restructuring*. In:

- 8th Congress of the European Association of Agricultural Economists 1996, September 3-7, 1996, Edinburgh.
- CURTISS, J. (2000): *Technical efficiency and Competitiveness of the Czech Agricultural Sector in Late Transition – the case of crop production*. In: KATO Symposium, November 2-4, 2000, Berlin. [on-line] [cit. 2011-07-07] URL: <<http://paradies.agrar.hu-berlin.de/wisola/ipw/KATO/KATOsymJarmila.pdf>>.
- CURTISS, J. (2002): *Efficiency and Structural Changes in Transition: A Stochastic Frontier Analysis of Czech Crop Production*. Dissertation. Aachen, Shaker.
- ČECHURA L. (2009): *Zdroje a limity růstu agrárního sektoru*. Praha: Wolters Kluwer, 296 s. ISBN 978-80-7357-493-2.
- ČECHURA, L. (2010): Estimation of technical efficiency in Czech agriculture with respect to firm heterogeneity. *Agricultural Economics – Czech*, 56(4): 183-191. ISSN 0139-570X.
- ČECHURA, L., HOCKMANN, H. (2011): *Efficiency and Heterogeneity in Czech Food Processing Industry*. In: European Association of Agricultural Economists 2011 International Congress, Zurich, August 30 – September 2, 2011. [on-line] [cit. 2012-10-10] URL: <<http://ideas.repec.org/p/ags/eaee11/114314.html>>.
- ČECHURA, L., MALÝ, M., PETEROVÁ, J. (2011): Technická efektivnost českých cukrovarů. *Listy cukrovarnické a řepařské*, 127(4): 139-143. ISSN 1210-3306.
- ČECHURA, L., MATULOVÁ, M. (2011): *Technologie, technická efektivnost a dotace v českém zemědělství*. In: Agrarian Perspectives: Proceedings of the 20th International Scientific Conference: 13-22, Praha, 13.9.2011. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze. ISBN: 978-80-213-2196-0.
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA (2011): *Vývoj na trhu práce během ekonomické recese a následného oživení*. In: Zpráva o inflaci III/2011. [on-line] [cit. 2012-15-10] URL: <http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/zpravy_o_inflaci/2011/2011_III/box_a_prilohy/zoi_2011_III_box_2.html>.

- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD (2011): *Agrocenzus 2010 – Strukturální šetření v zemědělství a metody zemědělské výroby (vybrané údaje)*. [on-line] [cit. 2012-08-12] URL: <<http://www.czso.cz/csu/2011edicniplan.nsf/p/2136-11>>.
- ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD (2012): *Konvergence ČR k průměrné úrovni EU*. [on-line] [cit. 2013-01-10] URL: <[http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/t/6A001CD6AC/\\$File/110112a04.pdf](http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/t/6A001CD6AC/$File/110112a04.pdf)>.
- DAVIDOVA, S., GORTON, M., IRAIZOZ, B., RATINGER, T. (2001): *Variations in Farm Performance in Transitional Economies: a case study of the Czech Republic*. In: 75th Annual Conference of the UK Agricultural Economics Society Conference, Harper Adams University College, September, 2001. [on-line] [cit. 2011-07-10] URL: <www.ilr1.uni-bonn.de/agpo/rsrch/idara/Farm/wyewp8_Performance.DOC>.
- DAVIDOVA, S., GORTON, M., RATINGER, T., ZAWALINSKA, K., IRAIZOZ, B., KOVÁCS, B., MIZO, T. (2002): *An Analysis of competitiveness at the farm level in the CEECs*. In: Joint Research Project, Work Package 5, Working Paper 2/11. [on-line] [cit. 2011-06-07] URL: <kar.kent.ac.uk/8736/1/Productivity_and_efficiency.doc>.
- DAWSON, P., HUBBARD, L. (1987): Management and size economies in the England and Wales dairy sector. *Journal of Agricultural Economics*, 1: 27-37. ISSN 1477-9552.
- DYBCZAK, K., FLEK, V., HÁJKOVÁ, D., HURNÍK, J. (2006): *Supply-Side Performance and Structure in the Czech Republic (1995-2005)*. In: CNB Working Paper Series 4/2006. [on-line] [cit. 2011-08-23] URL: <http://www.cnb.cz/cs/vyzkum/vyzkum_publicace/cnb_wp/2006/cnbwp_2006_04.html>.
- ENGLANDER, S., GURNEY, A. (1994): *Medium-Term Determinants of OECD productivity*. In: OECD Economic Studies. 22(Spring): 49-109. [on-line] [cit. 2011-07-16] URL: <<http://www.oecd.org/dataoecd/48/58/33937115.pdf>>.

- ERNST&YOUNG – Publikace European Attractiveness Survey za roky 2007 – 2012. [online] [cit. 2012-12-16] URL: < <http://www.ey.com/GL/en/Issues/Business-environment/Ernst---Young-attractiveness-surveys>>.
- EVANS, D. (1987): Empirical analysis of the size distribution of farms: discussion. *American Journal of Agricultural Economics*, 2: 484-485. ISSN 0002-9092.
- FARREL, M. (1957): The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, 120(3): 253-290. ISSN 0952-8385.
- FÄRE, R., LOVELL, C. A. K. (1978): Measuring the Technical Efficiency of Production. *Journal of Economic Theory*, 19(1): 150-162. ISSN 0022-0531.
- FERJANI, A. (2008): The Relationship between Direct Payments and Efficiency on Swiss Farms. *Agricultural Economics Review*, 9(1): 93-102. ISSN 1109-2580.
- FRISCH, R. (1965): *Theory of Production*. Dordrecht-Holland: D. Reidel Publ. Co., 370 s. ISBN 978-9027700940.
- FRONĚK, P., JELÍNEK, L., MEDONOS, T. (2007): The multicriterial evaluation of agricultural enterprises. *Agricultural Economics – Czech*, 53(3): 123-131. ISSN 0139-570X.
- GASPAR, P., MESÍAS, F. J., ESCRIBANO, M., PULINO, F. (2009): Assessing the technical efficiency of extensive livestock farming systems in Extremadura, Spain. *Livestock Science*, 121: 7-14. ISSN 1871-1413.
- GORTON, M., DAVIDOVA, S. (2001): The international competitiveness of CEEC agriculture. *The World Economy*, 2: 185-200. ISSN 0378-5920.
- GORTON, M., DAVIDOVA, S. (2004): Farm productivity and efficiency in the CEE applicant countries: a synthesis of results. *Agricultural Economics*, 30: 1-16. ISSN: 1574-0862.
- GREENE, W. H. (1990): A Gamma-distributed Stochastic Frontier Model. *Journal of Econometrics*, 46: 141-163. ISSN: 1477-9552.

- GREENE, W. H. (2003): *Econometric Analysis*. 5th edition. New Jersey: Prentice Hall. 1056 s. ISBN 0-13-066189-9.
- GREENE, W. H. (2005): Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models. *Journal of Productivity Analysis*, 23(1): 7-32. ISSN 0895-562X.
- GREENE, W. H. (2005b): Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*, 126: 269-303. ISSN: 1477-9552.
- GREENE, W. H. (2007): *Limdep Version 9.0 – Reference Guide*. New York: Econometrics Software, Inc.
- GREENE, W. H. (2008): *The Econometric Approach to Efficiency Analysis*. In: Fried, H. O., Lovell, C. A. K., Schmidt, S. S.: *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Change*. New York: Oxford Scholarship Online Monographs, s. 92-159. ISBN 978-0-19-518352-8.
- GROSSKOPF, S. (1993): *Efficiency and Productivity*. In: Fried, H. O., Lovell, C. A. K., Schmidt, S. S.: *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*. New York: Oxford University Press, s. 160-194. ISBN 978-0195072181.
- GUJARATI, D. N. (2003): *Basic Econometrics*. 4th edition. New York: McGraw-Hill/Irwin, 1027 s. ISBN 978-0-07-233542-2.
- GUYOMARD, H., LATRUFFE, L., LE MOUËL, CH. (2006): *Technical efficiency, technical progress and productivity change in French agriculture: Do subsidies and farms' size matter?* (preliminary results). In: 96th EAAE Seminar, January 10-1, 2006, Tänikon, Switzerland. [on-line] [cit. 2011-08-08] URL: <www.rennes.inra.fr/smart/content/download/.../1/.../3_anikon.pdf>.
- HACKMAN, S. T. (2008): *Production Economics: Integrating the Microeconomic and Engineering Perspectives*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 516 s. ISBN 978-3-540-75750-4.
- HADRI, K. (2003): Estimating farm efficiency in the presence of double heteroscedasticity using panel data. *Journal of Applied Economics*, 6: 255-268. ISSN 1667-6726.

- HAGERDON, K. (1994): *Changing Organisation of Agriculture as a Result of the Transformation Process*. In: The Impact of CEE Agricultural Reform on Domestic and International Markets Workshop, 10. – 11. června 1994.
- HALLAM, D., MACHADO, F. (1996): Efficiency analysis with panel data: a study of portuguese dairy farms. *European Review of Agricultural Economics*, 23(1): 79-93. ISSN 0165-1587.
- HANNULA, M. (2002): Total productivity measurements based on partial productivity ratios. *International Journal of Production Economics*, 78: 57-67. ISSN 0925-5273.
- HARDAKER, J. B., HUIRNE, R. B. M., ANDERSON, J. R., LIEN, G. (2004): *Coping with Risk in Agriculture*, 2nd edition. Wallingford: CABI Publishing. 318 s. ISBN 0 85199 831 3.
- HERDT, R., MANDAC, A. (1981): Modern technology and economic efficiency of Philippine rice farmers. *Economic Development and Cultural Change*, 29: 375-399. ISSN 0013-0079.
- HJALMARSSON, L., KUMBHAKAR, S. C., HESHMATI, A. (1996): DEA, DFA and SFA: A Comparison. *Journal of Productivity Analysis*, 7: 303-327. ISSN 0895-562X.
- HOBZA, A. (2009): *Evropská unie a hospodářské politiky*, 1. vydání. Praha: C. H. Beck. 352 s. ISBN 978-80-7400-122-2.
- HUGHES, G. (1999): Total factor productivity of farm structures in Central and Eastern Europe. *Bulgarian Journal of Agricultural Science*, 5: 298-311. ISSN 1310-0351.
- HUGHES, G. (2000): *Total productivity of emergent farm structures in Central and Eastern Europe*. In: Banse M. and Tangermann, S. (eds.), Central and Eastern European Agriculture in an Expanding European Union. Wallingford: CABI Publishing, s. 61-87.
- HUŠEK, R. (1999): *Ekonometrická analýza*, 1. vydání. Praha: Ekopress, pp.: 303. ISBN 80-86119-19-X.

- CHARNES, A, COOPER, W. W., RHODES, E. (1978): Measuring the Efficiency of Decision Making Units. *European Journal of Operational Research*, 429-444. ISSN 0377-2217.
- CHAU, N. H., DE GORTER, H. (2005): Disentangling the consequences of direct payments schemes in agriculture on fixed costs, exit decisions, and output. *American Journal of Agricultural Economics*. 87: 1174-1181. ISSN 0002-9092.
- CHAVAS, J. P. (2001): *Structural Change in Agricultural Production: Economics, Technology and Policy*. In: Gardner, B. L., Rausser, G. C. (eds.), *Handbook of Agricultural Economics, Volume 1A: Agricultural Production*. 1st edition Elsevier Science, s. 263-285.
- CHAVAS, J. P., ALIBER, M. (1993): An Analysis of Economic Efficiency in Agriculture: A Nonparametric Approach. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 18(1): 1-16. ISSN 1068-5502.
- CHEN, Y. K. (2002): *Three Essays on Bank Efficiency*. Dissertation. Philadelphia: Drexel University. [on-line] [cit. 2011-06-21] URL: <<http://dspace.library.drexel.edu/handle/1860/29>>.
- CHEN, D., LI-HUA, R. (2011): Modes of technological leapfrogging: Five case studies from China. *Journal of Engineering and Technology Management*, 28: 93-108. ISSN 0923-4748.
- IGLIORI, D. C. (2005): *Determinants of technical efficiency in agriculture and cattle ranching: A spatial analysis for the Brazilian Amazon*. In: Proceedings of the 33rd Brazilian Economics Meeting, Brazilian Association of Graduate Programs in Economics. [on-line] [cit. 2011-07-02] URL: <<http://www.anpec.org.br/encontro2005/artigos/A05A137.pdf>>.
- JABLONSKÝ, J, DLOUHÝ, M. (2004): *Modely hodnocení efektivnosti produkčních jednotek*. Professional Publishing, Praha, 183 s. ISBN: 80-86419-49-5.
- JANDA, K., ČAJKA, M. (2007): Česká úvěrová podpora zemědělství: analýza prvních deseti let. *AUCO Czech Economic Review*, 1(2): 135-154. ISSN 1805-9406.

- JEHLE, G. A., RENY, P. J. (2000): *Advanced Microeconomic Theory*. 2nd ed. Boston: Addison Wesley, 560 s. ISBN 0-321-07916-7.
- JELÍNEK, L. (2006): *Vztah technické efektivnosti a technologické změny v sektoru výroby mléka*. Disertační práce. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze.
- JELÍNEK, L., CURTISS, J., FISCHER, M., HUMPÁL, J., MEDONOS, T., PICKOVÁ, A., ŠPIČKA, J., VILHELM, V., ŠMEJKALOVÁ, D. (2009): *Ekonomický systém hodnocení výkonnosti zemědělských podniků respektující principy trvalé udržitelnosti hospodaření s přírodními zdroji*. In: Průběžná zpráva k projektu NAZV QH 71016 (2008), Praha. [on-line] [cit. 2011-05-07] URL: <www.mze-vyzkum-infobanka.cz/qh71016-ekonomicky-system.aspx>.
- JÍLEK, J., VOJTA, M. (2008): K roli produktivity výrobních faktorů v české ekonomice. *Statistika*, 1/2008. ISSN 0322-788X.
- KADERÁBKOVÁ, A. A KOL. (2007): *Proces konvergence v nových členských zemích střední Evropy (EU-5)*. Výzkumná studie CES VŠEM pro Ministerstvo financí ČR. Praha. [on-line] [cit. 2012-04-08] URL: <www.mfcr.cz/assets/cs/media/Odborne-vyzkumy_2007_Proces-konvergence-v-novych-clenskych-zemich-stredni-Evropy-EU-5.pdf>.
- KALAITZANDONAKES, N., DUNN, E. (1995): Technical efficiency, managerial ability and farmer education in Guatemalan corn production: a latent variable analysis. *Agricultural and Resource Economics Review*, 24: 36-46. ISSN 1068-2805.
- KENNETH, E. T. (2009): *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge: University Press, Cambridge Books Online, 388 s. ISBN 9780511805271. [on-line] [cit. 2012-10-10] URL:< <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9780511805271.010> >.
- KLACEK, J. (2006): Souhrnná produktivita faktorů – otázky měření. *Statistika*, 4: 291-302. ISSN 0322-788X.
- KLACEK, J., VOŠVRDA, M. (2007): KLE Translog Production Function and Total Factor Productivity. *Statistika*, 4: 261-274. ISSN 0322-788X.

- KLEČKA, J. (2008): Produktivita a její měření - nové přístupy. *Ekonomika a management*. ISSN 1802-8934. [on-line] [cit. 2011-06-14] URL: <<http://www.ekonomikaamangement.cz/cz/clanek-produktivita-a-jeji-mereni-nove-pristupy.html>>.
- KROUPOVÁ, Z. (2010): *Produkční schopnost a technická efektivnost ekologického zemědělství České republiky*. Disertační práce. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze.
- KUDALIGAMA, V. P., YANAGIDA, J. F. (2000): A Comparison of Intercountry Agricultural Production Functions: A Frontier Function Approach. *Journal of Economic Development*, 25(1): 57-74. ISSN 0254-8372.
- KUMBHAKAR, S. C., LOVELL, C. A. K. (2000): *Stochastic Frontier Analysis*. 1st ed. Cambridge: University Press, 338 s. ISBN 0 521 48184 8.
- KUMBHAKAR, S. C. (2012): Specification and estimation of primal production models. *European Journal of Operational Research*, 217: 509-518. ISSN 0377-2217.
- LATRUFFE, L., DAVIDOVA, S., BALCOMBE, K. (2008): Application of a double bootstrap to the investigation of determinants of technical efficiency of farms in Central Europe. *Journal of Productivity Analysis*, 29(2): 183-191. ISSN 0895-562X.
- LEIBENSTEIN, H. (1966): Allocative Efficiency vs. "X-Efficiency". *The American Economic Review*, 56(3): 392-415. ISSN 0002-8282.
- LIU, Z., ZHUANG, J. (2000): Determinants of technical efficiency in post-collective Chinese agriculture: Evidence from farm-level data. *Journal of Comparative Economics*, 28: 545-564. ISSN 0147-5967.
- LOCKHEED, M. E., JAMISON, D. T., LAU, L. J., (1980): Farmer education and farm efficiency: A survey. *Economic Development and Cultural Change*, 29(1): 27-61. ISSN 0013-0079.
- MADAU, F. A. (2007): Technical Efficiency in Organic Farming: Evidence from Italian Cereal Farms. *Agricultural Economics Review*, 8(1): 5-21. ISSN 1109-2580.

- MADAU, F. A. (2010): *Parametric Estimation of Technical and Scale Efficiencies in Italian Citrus Farming*. In: MPRA Paper 26818, University Library of Munich, Germany. [on-line] [cit. 2011-08-30] URL: <<http://ideas.repec.org/p/pramprapa/26818.html>>.
- MATHIJS, E., DRIES, L., DOUCHA, T., SWINNEN, J. F. M. (1999a): Production efficiency and organization of Czech agriculture. *Bulgarian Journal of Agricultural Science*, 5: 312-324. ISSN 1310-0351.
- MATHIJS, E., BLAAS, G., DOUCHA, T. (1999b): *Organisational form and technical efficiency of Czech and Slovak farms*. MOCT-MOST, 9: 331-344. ISSN 1120-7388.
- MATHIJS, E., SWINNEN, J. F. M. (2000): *Technical Efficiency and the Competitiveness of Agricultural enterprises: Results from Eastern Germany and the Czech Republic*. In: Tillack, P. and Pirscher, F. (eds.), *Competitiveness of Agricultural Enterprises and Farm Activities in Transition Countries*. Kiel, Wissenschaftsverlag Vauk, s. 86 – 97.
- MATHIJS, E., SWINNEN, J. F. M. (1998): The economics of agricultural decollectivization in East Central Europe and the former Soviet Union. *Economic Development and Cultural Change*, 1: 1-26. ISSN 0013-0079.
- MATHIJS, E., SWINNEN, J. F. M. (2001a): Production organization and efficiency during transition: an empirical analysis of East German agriculture. *The Review of Economics and Statistics*, 83(1): 100-107. ISSN 0034-6535.
- MATHIJS, E., VRANKEN, L. (2001b): Human capital, gender and organisation in transition agriculture: measuring and explaining the technical efficiency of Bulgarian and Hungarian farms. *Post-Communist Economies*, 13(2): 171-187. ISSN 1463-1377.
- MATULOVÁ, K. (2011): *Přímé platby, technologická změna a technická efektivnost: české zemědělství po vstupu do Evropské unie*. In: Think Together 2011: 53-64, Praha, 7. 2. 2011. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze. ISBN: 978-80-213-2169-4.
- MEDONOS, T. (2006): *Investiční aktivita a finanční omezení českých zemědělských podniků*. Disertační práce. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze.

- MEEUSEN, W., VAN DEN BROECK J. (1977): Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18: 435–444. ISSN 0020-6598.
- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR (2004): *Koncepce agrární politiky ČR pro období po vstupu do EU (2004-2013)*. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR. ISBN 80-7084-350-0.
- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR – Publikace Zemědělství, za roky 2004 – 2011. [online] [cit. 2013-01-07] URL: <<http://eagri.cz/public/web/mze/zemedelstvi/publikace-adokumenty/publikace-zemedelstvi/>>.
- MINISTERSTVO ZEMĚDĚLSTVÍ ČR – Zpráva o stavu zemědělství ČR – „Zelená zpráva“, za roky 2004 – 2011. [online] [cit. 2013-01-07] URL: <<http://eagri.cz/public/web/mze/zemedelstvi/publikace-a-dokumenty/zelenezpravy/>>.
- MUNDLAK, Y. (2000): *Agriculture and Economic Growth*. Cambridge (Massachusetts), London (England): Harvard University Press, 479 s. ISBN 0-674-00228-8.
- NĚMEC, J., ŠTOLBOVÁ, M., VRBOVÁ, E. (2006): *Cena zemědělské půdy v České republice v letech 1993-2004*. Praha: VÚZE, 170 s. ISBN 80-86671-25-9.
- NOVOTNÁ, M., VOLEK, T. (2009): *Vývoj produktivity z pohledu sektorů národního hospodářství v kontextu vývoje členských států EU*. In: Scientific papers of the University of Pardubice, Series D, 14: 174-184. ISSN 1211-555X. [on-line] [cit. 2011-06-19] URL: <<http://hdl.handle.net/10195/35644>>.
- OECD Manual (2001): *Measuring Productivity – Measurement of aggregate and industry level productivity growth*. Paris, OECD, 156 s. [on-line] [cit. 2011-09-09] URL: <<http://www.oecd.org/dataoecd/59/29/2352458.pdf>>.
- O'NEILL, S., MATTHEWS, A., LEAVY, A. (1999): *Farm technical efficiency and extension*. In: Trinity College Dublin, Trinity Economics Papers, 12. [on-line] [cit. 2011-04-07] URL: <<http://ideas.repec.org/p/tcd/tcduce/9912.html>>.

- O'NEILL, S., LEAVY, A., MATTHEWS, A. (2001): *Measuring productivity change and efficiency on Irish farms: End of project report 4498*. [on-line] [cit. 2011-07-28]
URL: <<http://www.teagasc.ie/research/reports/ruraldevelopment/4498/eopr-4498.pdf>>.
- OYEARANTI, G. A. (2003): *Concept and measurement of productivity*. University of Ibadan. [on-line] [cit. 2011-07-29] URL: <<http://www.cenbank.org/out/Publications/occasionalpapers/rd/2000/Abe-00-1.PDF>>.
- PITT, M., LEE, L. (1981): The measurement and sources of technical inefficiency in Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, 9: 43–64. ISSN 0304-3878.
- PORTER, M. (1994): *The Competitive Advance of Nations*. 4th ed. London: The Macmillan Press Ltd., 855 s. ISBN 978-0684841472.
- PRAAG, M., VERSLOOT, P. The Economic Benefits and Costs of Entrepreneurship: A Review of the Research. *Foundations and Trends in Entrepreneurship*, 4(2). ISSN 1551-3114.
- RESTI, A. (2000): Efficiency measurement for multi-product industries: a comparison of recent techniques based on simulated data. *European Journal of Operational Research*, 121: 559-578. ISSN 0377-2217.
- REZITIS, A. N., TSIBOUKAS, K., TSOUKALA, S. (2002): Measuring technical efficiency in the Greek agricultural sector. *Applied Economics*, 34: 1345-1357. ISSN 0003-6846.
- REZITIS, A. N., TSIBOUKAS, K., TSOUKALA, S. (2003): Investigation of factors influencing the technical efficiency of agricultural producers participating in farm credit programs: The case of Greece. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 35(3): 529-541. ISSN 1074-0708.
- RITTER, C., SIMAR, L. (1997): Pitfalls of normal-gamma stochastic frontier models. *Journal of productivity analysis*, 8: 167-182. ISSN 0895-562X.

- ROUGOOR, C. W., TRIP, G., HUIRNE, R. B., RENKEMA, J. A. (1998): How to define and study farmers' management capacity: theory and use in agriculture economics. *Agricultural Economics*, 18(3): 261-272. ISSN: 1574-0862.
- SANTAROSSA, J. M. (2003): *Technical and financial sustainability in Scottish agriculture*. Agecon Search, series Miscellaneous Papers. [on-line] [cit. 2011-08-26] URL: <<http://ideas.repec.org/p/ags/miscpa/11829.html>>.
- SECKLER, D., YOUNG, R. A. (1978): Economic and policy implications of the 160-acre limitation in federal reclamation law. *American Journal of Agricultural Economics*, 60(4): 575-588. ISSN 0002-9092.
- SHARMA, K. R., LEUNG, P. S., ZALESKI, H. M. (1999): Technical, allocative and economic efficiencies in swine production in Hawaii: a comparison of parametric and nonparametric approach. *Agricultural Economics*, 20: 23-35. ISSN: 1574-0862.
- SCHMITT, G. (1991): Why is the agriculture of advanced Western countries still organised by family farms? Will this continue to be so in the future? *European Review of Agricultural Economics*, 3: 443-458. ISSN 0165-1587.
- SCHREYER, P. (2004): *Challenges for productivity measurement in OECD countries*. In: 8th OECD-NBS Workshop on National Accounts, December 6-10, 2004, Paris. [on-line] [cit. 2011-06-23] URL: <<http://www.oecd.org/dataoecd/18/20/33969292.pdf>>.
- SINK, D. (1983): Much do about productivity: Where do we go from here. *Industrial Engineering*, 15(10): 36-48. ISSN 0019-8234.
- SIPILÄINEN, T., KUMBHAKAR, S. C. (2010): *Effects of direct payments on farm performance: The case of dairy farms in northern EU countries*. In: Discussion Papers no. 43 of University of Helsinki, Department of Economics and Management. [on-line] [cit. 2011-07-25] URL: <<http://www.helsinki.fi/taloustiede/Abs/DP43.pdf>>.
- SOLÍS, D. (2005): *Household productivity and investment in soil conservation: evidence from small-scale hillside farmers in Central America*. Dissertation. University of Connecticut.

- SOLOW, R. (1957): Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3): 312-320. ISSN 0034-6535.
- SOUKUPOVÁ, J., HOŘEJŠÍ, B., MACÁKOVÁ, L., SOUKUP, J. (1999): *Mikroekonomie*, 2. vydání. Praha: Management Press, 548 s. ISBN 80-7261-005-8.
- STAVÁREK, D. (2005): *Restrukturalizace bankovních sektorů a efektivnost bank v zemích Visegrádské skupiny*. Slezská univerzita v Opavě, Obchodně podnikatelská fakulta v Karviné, 162 s. ISBN 80-7248-???-?.
- STÁTNI ZEMĚDĚLSKÝ INTERVENČNÍ FOND – Oficiální webové stránky. [online] [cit-2012-12-12] URL: <<http://www.szif.cz>>.
- STEFANOVA, S., SAXENA, S. (1988): Education, experience, and allocative efficiency: A dual approach. *American Journal of Agricultural Economics*, 70(2): 338-345. ISSN 0002-9092.
- STEVENSON, R. E. (1980): Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation. *Journal of Econometrics*, 13(11): 57-66. ISSN 0304-4076.
- SUMANTH, D., EINSBRUCH, N. (1980): Productivity awareness in the US: A survey of some major corporations. *Industrial Engineering*, 12 (10): 84-90. ISSN 0019-8234.
- SUMMER, D., LEIBY, J. (1987): Analysis of effects of human capital on size and growth among dairy farms. *American Journal of Agricultural Economics*, 2: 465-470. ISSN 0002-9092.
- SYNEK, M. a kol. (2007): *Manažerská ekonomika*, 4. aktualizované a rozšířené vydání. Praha: Grada Publishing, 264 s. ISBN 978-80-247-1992-4.
- SWINNEN, J., VRANKEN, L. (2010): Reforms and Agricultural Productivity in Central and Eastern Europe and the Former Soviet Republics: 1989 – 2005. *Journal of Productivity Analysis*, 33(3): 241-258. ISSN 0895-562X.
- ŠPIČKOVÁ, M., MYŠKOVÁ, R. (2010): *Produktivita práce od dob Fredericka Winslowa Tailora až po současnost*. In: Scientific papers of the University of Pardubice, Series

- D, 18: 223-238. ISSN 1211-555X. [on-line] [cit. 2011-06-19] URL: <<http://hdl.handle.net/10195/38527>>.
- THIAM, A., BRAVO-URETA, B. E., RIVAS, T. (2001): Technical efficiency in developing country agriculture: a meta-analysis. *Agricultural Economics*, 25: 235-243. ISSN: 1574-0862.
- THIELE, H., BRODERSEN, C. M. (1999): Diference in farm efficiency in market and transition economies: empirical evidence from West and East Germany. *European Review of Agricultural Economics*, 26(3): 331-347. ISSN 0165-1587.
- THIRLE, C., HOLDING, J. (2003): *Productivity of UK agriculture: cause and constraints*. Final Report on Project No. ER0001/3. [on-line] [cit. 2011-07-21] URL: <<http://archive.defra.gov.uk/evidence/economics/foodfarm/reports/documents/ProdRep.pdf>>.
- TINBERGEN, J. (1942): *Zur Theorie der Langfristigen Wirtschaftsentwicklung*. Weltwirts. Archiv, 1: 511-549.
- TRAIN, K. (2002): *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge: Cambridge University Press, 388 s. [on-line] [cit. 2012-05-06] URL: <<http://elsa.berkeley.edu/books/train1201.pdf>>.
- TRIP, G., THIJSSSE, G., RENKMA, J., HUIRNE, R. (2002): Measuring managerial efficiency: the case of commercial Greenhouse growers. *Agricultural Economics*, 27: 175-181. ISSN: 1574-0862.
- TVRDOŇ, J. (2005): *Ekonomie*, 5. vydání. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, PEF, 225 s. ISBN 80-213-0819-2.
- YASSER, A., JOUTZ, F. (2005): *Relating the knowledge production function to total factor productivity: an endogeneous growth puzzle*. In: International Monetary Fund, IMF Staff Papers, 2006. 53(02): 242-271. [on-line] [cit. 2011-08-08] URL: <<http://www.imf.org/External/Pubs/FT/staffp/2006/02/pdf/abdih.pdf>>.

- ULMANOVÁ, J. (1999): *Význam sledování efektivnosti v posuzování konkurenceschopnosti zemědělství*. Praha: Agris – Česká zemědělská univerzita v Praze. [on-line] [cit. 2011-09-07] URL: <<http://www.agris.cz/clanek/104082>>.
- ÚSTAV ZEMĚDĚLSKÉ EKONOMIKY A INFORMACÍ (2010): *České zemědělství šest let po vstupu do Evropské unie*. Výzkumná studie. Praha: Ústav zemědělské ekonomiky a informací. 83 s. ISBN 978-80-86671-81-9.
- VAN PASSEL, S., LAUWERS, L., VAN HUYLENBROECK, G. (2007): *Factors of farm performance: an empirical analysis of structural and managerial characteristics*. [on-line] [cit. 2011-05-19] URL: <http://www.gapem.org/Text/VanPassel_etal-FactorsFarmPerformance-Ch.pdf>.
- VÄRE, M. (2007): *Determinants of farmer retirement and farm succession in Finland*. Academi Dissertation. In: Agrifood Research Reports 93: 123 s. Dissertation. ISSN 1458-5081. [on-line] [cit. 2011-06-15] URL: <<http://www.mtt.fi/met/pdf/met93.pdf>>.
- VERMA, B., BROMLEY, D. (1987): The political economy of farm size in India: the elusive quest. *Economic Development and Cultural Change*, 35(4): 791-808. ISSN 0013-0079.
- WADUD, A., WHITE, B. (2000): Farm household efficiency in Bangladesh: a comparison of stochastic frontier and DEA methods. *Applied Economics*, 32: 1665-1673. ISSN 0003-6846.
- WILSON, P., HADLEY, D., ASHBY, C. (2001): The influence of management characteristics on the technical efficiency of wheat farmers in eastern England. *Agricultural Economics*, 24: 329-338. ISSN: 1574-0862.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2011): *Thoughts on Heterogeneity in Econometric Models*. Lecture notes. Michigan State University. [on-line] [cit. 2012-08-12] URL > <http://web.grinnell.edu/MEA/Web%202011/Wooldridge_mea_pres_lecture_final_r1.pdf>.
- ZHU, X., KARAGIANNIS, G., LANSINK, A. O. (2008): *Analyzing the impact of direct subsidies on the performance of Greek olive farms with a non-monotonic efficiency*

effects model. In: 2008 International Congress, European Association of Agricultural Economists, August 26-29, 2008, Ghent, Belgium. [on-line] [cit. 2011-05-12] URL: <<http://ideas.repec.org/p/ags/eaac08/43612.html>>.

ON-LINE DATABÁZE

Český statistický úřad. Strukturální výsledky za zemědělství v roce 2010 [databáze on-line]. Praha: Český statistický úřad, 2012. [cit. 2012-06-12] URL: <<http://www.czso.cz/csu/2008edicniplan.nsf/p/2126-08>>.

Seznam příjemců dotací [databáze on-line]. Praha: Státní zemědělský intervenční fond, 2012. [cit. 2012-06-12] URL:<<http://www.szif.cz/irj/portal/anonymous/spd>>.

Ministerstvo zemědělství ČR. Registr ekologických subjektů - Zemědělci. [databáze on-line] [cit. 2012-06-12] URL: <<http://eagri.cz/public/app/eagriapp/EKO/Prehled/Prehled.aspx?typ=ZEM&clear=A&stamp=1370122863404>>.

SOFTWARE

NLOGIT (verze 4.0) – LIMDEP (verze 9.0). New York: Econometric Software, Inc., 2009. Ekonometrický software.

11 Přílohy

Příloha 1 – Výsledný odhad modelu RPM s heterogenitou a heteroskedasticitou

```

Maximum iterations reached. Exit iterations with status=1.
-----
Random Coefficients FrntrTrn Model
Maximum Likelihood Estimates
Model estimated: Apr 22, 2013 at 02:03:22PM
Dependent variable: Y
Weighting variable: None
Number of observations: 4663
Iterations completed: 101
Log likelihood function: 1763.708
Number of parameters: 55
Info. Criterion: AIC = -73288
Finite Sample: AIC = -73259
Info. Criterion: BIC = -65683
Info. Criterion: HQIC = -70613
Restricted log likelihood: .0000000
Chi squared: 3527.416
Degrees of freedom: 55
Prob[ChiSqd > value] = .0000000
Unbalanced panel has 1228 individuals.
Stochastic frontier, trunc./hetero.
Simulation based on 250 Halton draws
-----

Random Coefficients FrntrTrn Model
Estimated parameters of efficiency distn.
s(u) = .131793 s(v) = .071942
avgE[u|e] = .13446 avgE[TE|e] = .86603
Lambda = su/sv = 1.831933
-----

|Variable| Coefficient | Standard Error | b/St. Er. | P[|Z|>z] | Mean of X |
-----|-----|-----|-----|-----|-----|
|Nonrandom parameters|
|TT| -.03823311 | .00522621 | -7.316 | .0000 | .67848064 |
|AT| -.05501638 | .00404958 | -13.586 | .0000 | .30493654 |
|LT| -.00719039 | .00557484 | -1.288 | .1977 | -.00515699 |
|KT| .00760584 | .00271247 | 2.804 | .0050 | .00211087 |
|VT| .03457673 | .00439224 | 7.872 | .0000 | -.01348273 |
|AA| .04183559 | .00417193 | 10.028 | .0000 | .64214982 |
|LL| -.02714512 | .02945937 | -.921 | .3568 | .06025155 |
|KK| .04701867 | .00404497 | 11.624 | .0000 | .64507867 |
|VV| .07263161 | .00914479 | 7.942 | .0000 | .55099912 |
|AL| .03241377 | .01025125 | 3.162 | .0016 | .10183958 |
|AK| .01037406 | .00384530 | 2.698 | .0070 | .95941049 |
|AV| -.05717225 | .00599650 | -9.534 | .0000 | .99917682 |
|LV| .02835208 | .00774788 | 3.659 | .0003 | .10090504 |
|IV| -.17121443 | .01224243 | -13.985 | .0000 | .12294831 |
|KV| -.02173533 | .00487932 | -4.455 | .0000 | .96421424 |
|suONE| 6.38443666 | .29055247 | 21.973 | .0000 | 1.00000000 |
|Sigma(v)| .78445604 | .04387590 | 17.879 | .0000 | .07964845 |
|suS2| -.05930358 | .10483756 | -.566 | .5716 | .02334523 |
|suS4| -18.1783593 | .464202D+08 | .000 | 1.0000 | .01895084 |
|suLSAPS| -.35758230 | .03064470 | -11.669 | .0000 | 14.9147853 |
|suLTOPUP| -.03374033 | .02595798 | -1.300 | .1937 | 14.2378220 |
|suD1| .03629725 | .03831372 | .947 | .3435 | .20104367 |
|suD2| 1.24042764 | .05514715 | 22.493 | .0000 | .03707773 |
|suSOCN| -.10913719 | .00713945 | -15.287 | .0000 | 3.82310953 |
|Means for random parameters|
|Constant| .13021669 | .00431362 | 30.187 | .0000 | |
|A| .10702441 | .00503847 | 21.241 | .0000 | .09534921 |
|L| .07235236 | .00596445 | 12.131 | .0000 | .01331778 |
|K| .11570629 | .00321403 | 36.000 | .0000 | .05277080 |
|V| .74270231 | .00518031 | 143.370 | .0000 | .06495531 |
|T| -.04190451 | .00239391 | -17.505 | .0000 | .45887896 |
|Scale parameters for dists. of random parameters|
|Constant| .14989837 | .00144253 | 103.914 | .0000 | |
|A| .02884491 | .00148957 | 19.365 | .0000 | |
|L| .15462755 | .00431693 | 35.821 | .0000 | |
|K| .01330789 | .00147265 | 9.037 | .0000 | |
|V| .14785002 | .00148357 | 99.658 | .0000 | |
|T| .00958312 | .00129665 | 7.391 | .0000 | |
|Heterogeneity in the means of random parameters|
|cONE_S1| .13642319 | .01122317 | 12.155 | .0000 | |
|cONE_S2| -.38486682 | .02038741 | -18.878 | .0000 | |
|cONE_S4| .08510935 | 124.104450 | .001 | .9995 | |
|cA_S1| .06001124 | .01718953 | 3.491 | .0005 | |
|cA_S2| -.03617987 | .02204097 | -1.641 | .1007 | |
|cA_S4| -.08805192 | .01469162 | -5.993 | .0000 | |
|cL_S1| -.11788792 | .02707348 | -4.354 | .0000 | |
|cL_S2| -.49813884 | .04234567 | -11.764 | .0000 | |
|cL_S4| -.62302844 | .02771246 | -22.482 | .0000 | |
|cK_S1| .01507565 | .01316537 | 1.145 | .2522 | |
|cK_S2| .17055637 | .01843795 | 9.251 | .0000 | |
|cK_S4| .16503786 | .01313690 | 12.563 | .0000 | |
|cV_S1| -.09314481 | .01788655 | -5.208 | .0000 | |
|cV_S2| -.00761837 | .01747010 | -.436 | .6628 | |
|cV_S4| .13280384 | .02178663 | 6.096 | .0000 | |
|cT_S1| .01285540 | .00914889 | 1.405 | .1600 | |
|cT_S2| .00386638 | .01226778 | .315 | .7526 | |
|cT_S4| .01608754 | .00679392 | 2.368 | .0179 | |
|Sigma(v) from symmetric disturbance|
|Sigma(v)| .07380522 | .00114081 | 64.696 | .0000 |
-----

Implied standard deviations of random parameters
Matrix S.D_Beta has 6 rows and 1 columns.
1
-----
1 | .14990
2 | .02884
3 | .15463
4 | .01331
5 | .14785
6 | .00958
    
```

Zdroj: výstup programu LIMDEP

Příloha 2 – Vývoj produkčních elasticit a výnosů z rozsahu v jednotlivých sektorech (2004 – 2008)

Rok	Počet pozorování				A			L			K			V			VzR							
	RV	ŽV	KV	OV	RV	ŽV	KV	OV	RV	ŽV	KV	OV	RV	ŽV	KV	OV	RV	ŽV	KV	OV				
2004	62	23	719	20	0,2792	0,1631	0,2113	0,1147	-0,0098	-0,3893	0,0615	-0,4654	0,1049	0,2588	0,1030	0,2287	0,5724	0,7392	0,6781	0,8601	0,9466	0,7717	1,0538	0,7382
2005	66	20	776	22	0,2254	0,1137	0,1569	0,0599	0,0146	-0,3754	0,0657	-0,4982	0,0979	0,2610	0,1089	0,2382	0,6125	0,7664	0,7151	0,8928	0,9504	0,7656	1,0466	0,6928
2006	94	32	930	23	0,1736	0,0551	0,1021	0,0045	0,0197	-0,3622	0,0626	-0,5333	0,1080	0,2655	0,1157	0,2620	0,6440	0,7966	0,7487	0,9130	0,9454	0,7550	1,0292	0,6462
2007	100	37	909	22	0,1191	0,0099	0,0475	-0,0494	0,0258	-0,3577	0,0557	-0,5403	0,1116	0,2820	0,1247	0,2664	0,6815	0,8230	0,7823	0,9492	0,9381	0,7572	1,0102	0,6259
2008	69	29	697	13	0,0918	-0,0109	0,0294	-0,0643	0,0228	-0,3535	0,0734	-0,5343	0,1264	0,3034	0,1422	0,2892	0,6777	0,8091	0,7678	0,9294	0,9186	0,7481	1,0127	0,6200
Celkem	391	141	4031	100	0,1707	0,0556	0,1072	0,0180	0,0163	-0,3655	0,0633	-0,5137	0,1100	0,2759	0,1187	0,2546	0,6429	0,7924	0,7405	0,9081	0,9398	0,7584	1,0298	0,6670

Zdroj: vlastní zpracování

Příloha 3 – Průměrná technická efektivnost dle velikosti zemědělských podniků (rozloha, ha)

Velikost ZP (ha)	Průměr	Směrodatná odchylka	Variační koeficient	Minimum	Maximum	Počet pozorování
<100	0,8777	0,1529	17,42%	0,1383	0,9933	130
100-200	0,8668	0,1710	19,72%	0,0576	0,9932	140
200-300	0,8762	0,0934	10,65%	0,5456	0,9859	105
300-400	0,8445	0,1392	16,49%	0,2658	0,9715	124
400-500	0,8562	0,1299	15,18%	0,2858	0,9929	145
500-600	0,8870	0,0834	9,41%	0,5236	0,9925	198
600-700	0,9000	0,0847	9,41%	0,3337	0,9930	217
700-800	0,9120	0,0645	7,07%	0,6038	0,9921	207
800-900	0,9087	0,0656	7,22%	0,5936	0,9897	249
900-1000	0,9024	0,0826	9,15%	0,3960	0,9927	226
1000-1100	0,9199	0,0613	6,67%	0,3970	0,9818	228
1100-1200	0,9275	0,0406	4,37%	0,6063	0,9907	180
1200-1300	0,9198	0,0518	5,63%	0,6973	0,9912	241
1300-1400	0,9148	0,0567	6,20%	0,6721	0,9754	188
1400-1500	0,9181	0,0451	4,92%	0,6741	0,9932	189
1500-1600	0,9119	0,0564	6,18%	0,5706	0,9800	168
1600-1700	0,9165	0,0420	4,58%	0,7005	0,9849	157
1700-1800	0,9172	0,0540	5,89%	0,4921	0,9886	137
1800-1900	0,9162	0,0516	5,63%	0,6695	0,9819	115
1900-2000	0,9169	0,0532	5,80%	0,6421	0,9867	153
>2000	0,9144	0,0394	4,31%	0,5544	0,9932	1166

Zdroj: vlastní zpracování

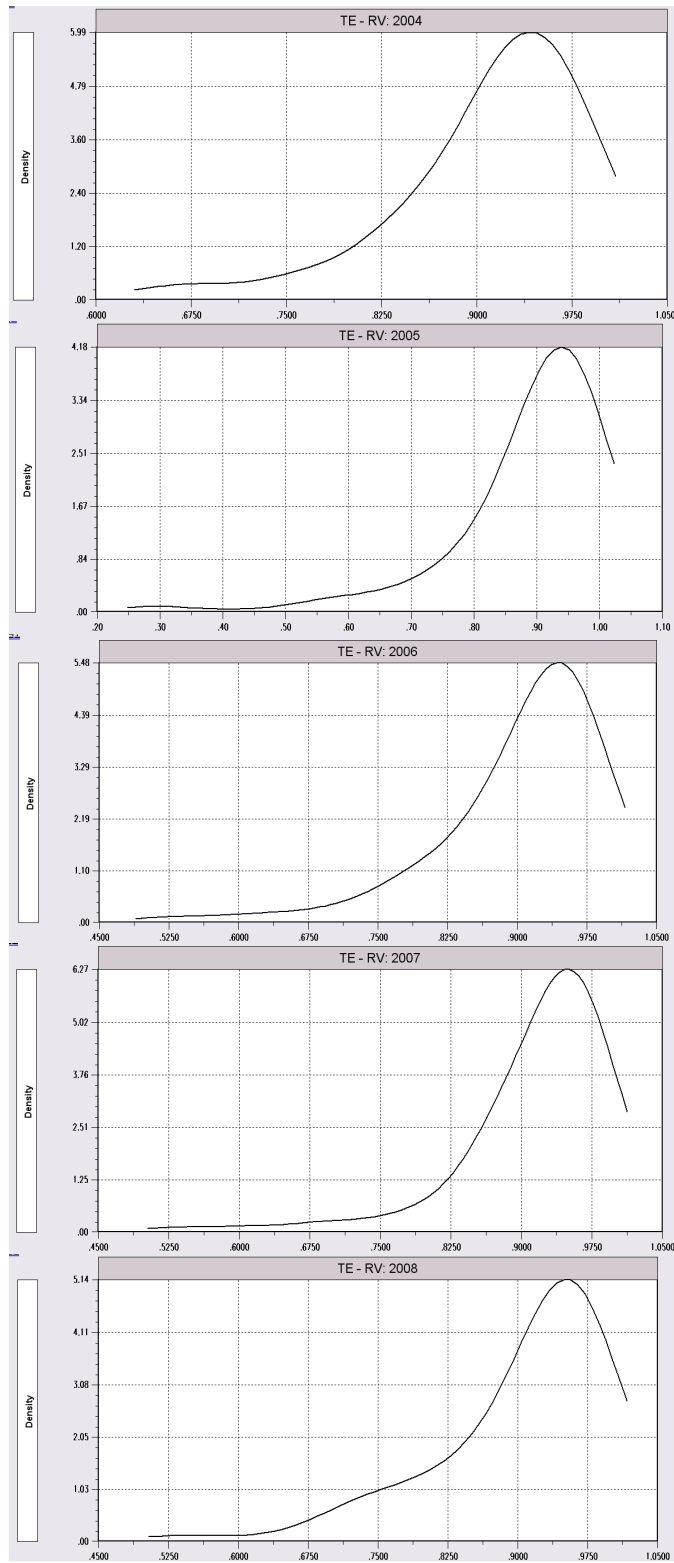
Příloha 4 – Vývoj technické efektivity dle rozlohy ZP v jednotlivých sektorech (2004 – 2008)

	0-100	100-200	200-300	300-400	400-500	500-600	600-700	700-800	800-900	900-1000	1000-1100
2004	0,8379	0,8876	0,9121	0,8430	0,8605	0,8891	0,9139	0,9065	0,9240	0,9199	0,9004
RV	0,8892	0,9005	0,9359	0,8941	0,7803	0,9518	0,9190		0,9393	0,9673	0,9427
ŽV	0,8575	0,7877	0,9271	0,8846	0,8566				0,7298	0,8784	
KV	0,7122	0,9245	0,8924	0,8300	0,8635	0,8756	0,9105	0,9065	0,9289	0,9208	0,8994
OV	0,9297	0,7913	0,9093		0,9475	0,9282	0,9887		0,9467	0,9621	
2005	0,8960	0,8830	0,8812	0,8646	0,8255	0,8923	0,9125	0,9226	0,9263	0,9152	0,9170
RV	0,8678	0,9387	0,8522	0,8954	0,7439	0,8789	0,9203	0,9743	0,9567	0,9746	0,9342
ŽV	0,9129	0,9490	0,8759	0,8732					0,7819	0,9570	0,5460
KV	0,8797	0,8480	0,9013	0,8597	0,8308	0,8940	0,9126	0,9177	0,9310	0,9112	0,9254
OV	0,9736	0,8053	0,9007		0,9372	0,9178	0,8875	0,9921		0,9576	
2006	0,8747	0,8336	0,8819	0,8396	0,8583	0,8943	0,8966	0,9063	0,9001	0,8925	0,9216
RV	0,8951	0,8983	0,9163	0,8616	0,8317	0,8839	0,9367	0,8753	0,9413	0,9186	0,9314
ŽV	0,8241	0,7198	0,7890	0,7144			0,7391		0,8143	0,5886	
KV	0,8698	0,8187	0,9032	0,8566	0,8594	0,8941	0,8936	0,9053	0,9051	0,8970	0,9210
OV	0,9172	0,9898	0,8471		0,9368	0,9286		0,9622			
2007	0,8920	0,8653	0,8650	0,8485	0,8629	0,8786	0,9069	0,9133	0,9122	0,9043	0,9314
RV	0,9384	0,9113	0,8810	0,9197	0,8401	0,9252	0,9422	0,9281	0,9314	0,9306	0,9422
ŽV	0,8531	0,8163	0,7607	0,8372	0,9296	0,6958			0,8566	0,6556	
KV	0,8463	0,8541	0,8769	0,8532	0,8601	0,8731	0,8984	0,9089	0,9132	0,9201	0,9305
OV	0,9613		0,9359	0,2809	0,9438	0,9226	0,9560	0,9789			
2008	0,8751	0,8873	0,8558	0,8303	0,8664	0,8772	0,8683	0,9118	0,8861	0,8843	0,9265
RV	0,9120	0,9320	0,8523	0,8524	0,9214	0,8688	0,8873	0,9599	0,8224	0,8704	0,9520
ŽV	0,9283	0,8911	0,7790	0,6531	0,8940				0,8437	0,6009	
KV	0,8207	0,8551	0,8675	0,8494	0,8453	0,8781	0,8624	0,9065	0,8939	0,9065	0,9244
OV	0,8922		0,9790	0,9564				0,9526			0,9236
Celkem	0,8777	0,8668	0,8762	0,8445	0,8562	0,8870	0,9000	0,9120	0,9087	0,9024	0,9199

	1100-1200	1200-1300	1300-1400	1400-1500	1500-1600	1600-1700	1700-1800	1800-1900	1900-2000	>2000	Celkem
2004	0,9246	0,9154	0,9091	0,9087	0,9013	0,9140	0,9028	0,9068	0,9210	0,9040	0,9036
RV	0,9670	0,9399	0,9230	0,9289	0,9627	0,8937			0,9569	0,9141	0,9148
ŽV				0,8989		0,8843				0,8686	0,8561
KV	0,9230	0,9114	0,9083	0,9076	0,8992	0,9156	0,9028	0,9056	0,9177	0,9047	0,9037
OV								0,9363	0,8991	0,8898	0,9215
2005	0,9261	0,9222	0,9172	0,9202	0,9228	0,9142	0,9296	0,9184	0,9078	0,9152	0,9113
RV	0,8806	0,9386	0,9476	0,9373	0,9629	0,8921		0,9353	0,9318	0,9040	0,8977
ŽV			0,8994			0,9344			0,9435	0,8329	0,8692
KV	0,9275	0,9190	0,9168	0,9193	0,9215	0,9143	0,9297	0,9176	0,9069	0,9172	0,9131
OV	0,9368	0,9357					0,9275		0,8465	0,9158	0,9265
2006	0,9198	0,9144	0,9145	0,9178	0,9047	0,9110	0,9109	0,9183	0,9117	0,9156	0,9020
RV	0,9572	0,9286	0,9463	0,9440	0,9549	0,9675	0,8834	0,9758	0,9586	0,9289	0,9076
ŽV			0,9126	0,9388		0,9418			0,9487	0,9104	0,8032
KV	0,9190	0,9112	0,9131	0,9159	0,9019	0,9079	0,9121	0,9158	0,9093	0,9152	0,9046
OV	0,9140	0,9500					0,8999			0,8986	0,9140
2007	0,9355	0,9297	0,9132	0,9281	0,9153	0,9233	0,9186	0,9169	0,9249	0,9207	0,9099
RV	0,9656	0,9435		0,9397	0,9370	0,9049		0,9762	0,9174	0,9177	0,9202
ŽV			0,9159	0,8874		0,9426			0,9552	0,8936	0,8334
KV	0,9335	0,9276	0,9131	0,9281	0,9141	0,9233	0,9178	0,9142	0,9246	0,9218	0,9118
OV	0,9583	0,9569		0,9451			0,9401			0,9051	0,9159
2008	0,9296	0,9150	0,9212	0,9120	0,9159	0,9200	0,9259	0,9231	0,9193	0,9167	0,9028
RV	0,9709	0,9729		0,9514	0,9589	0,9177		0,9601	0,9757	0,9229	0,9108
ŽV			0,9105	0,9088		0,9317				0,8854	0,8262
KV	0,9284	0,9142	0,9216	0,9097	0,9128	0,9197	0,9259	0,9185	0,9167	0,9175	0,9048
OV	0,9329	0,9026					0,9255			0,9058	0,9249
Celkem	0,9275	0,9198	0,9148	0,9181	0,9119	0,9165	0,9172	0,9162	0,9169	0,9144	0,9060

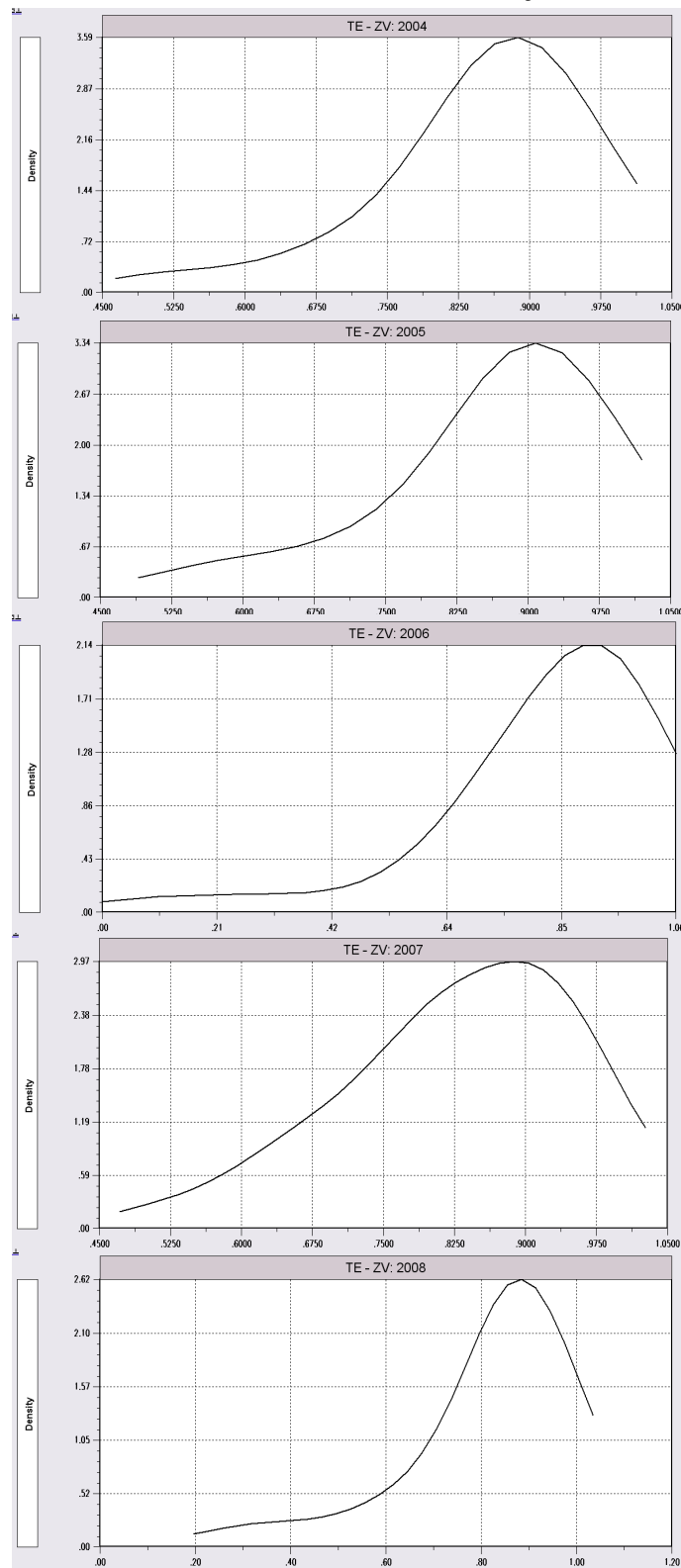
Zdroj: vlastní zpracování

Příloha 5 – Kernelova hustota rozdělení funkce technické efektivnosti: Rostlinná výroba 2004 – 2008



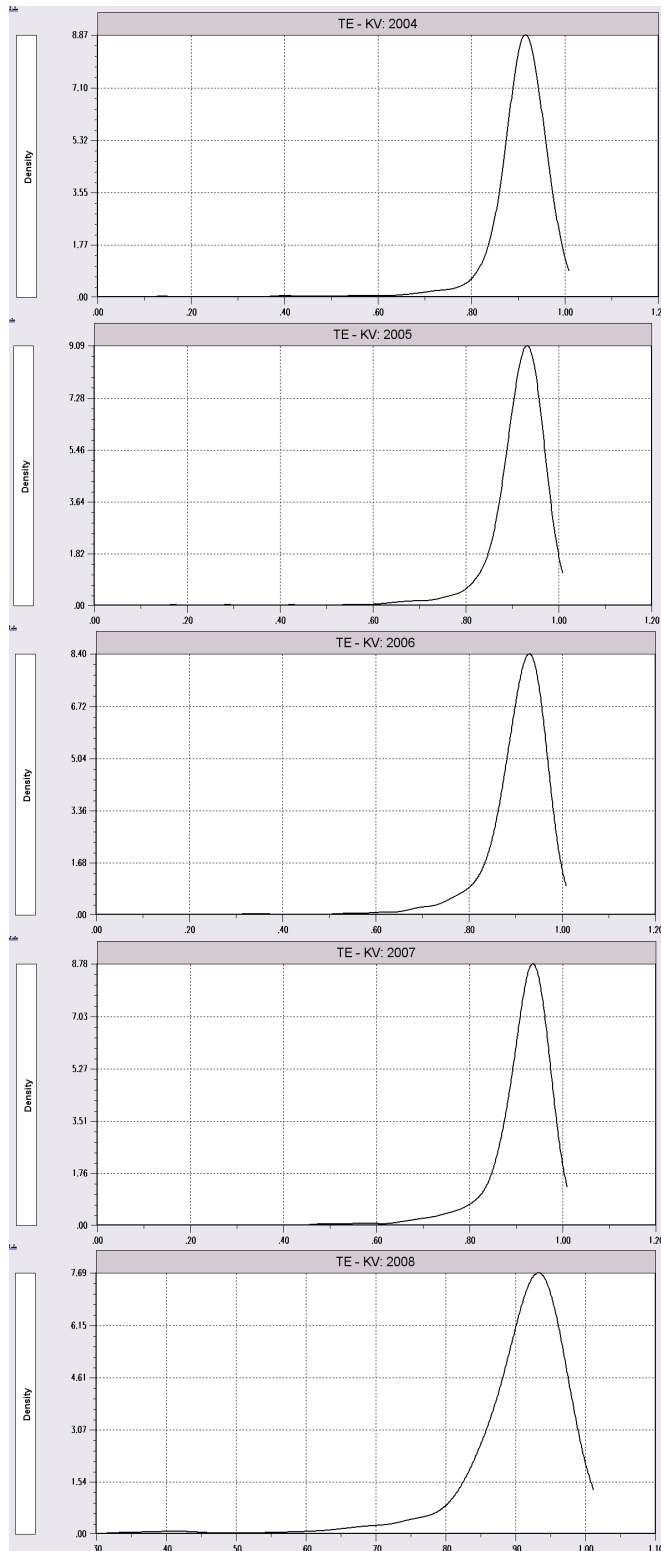
Zdroj: vlastní zpracování

Příloha 6 – Kernelova hustota rozdělení funkce technické efektivnosti: Živočišná výroba 2004 – 2008



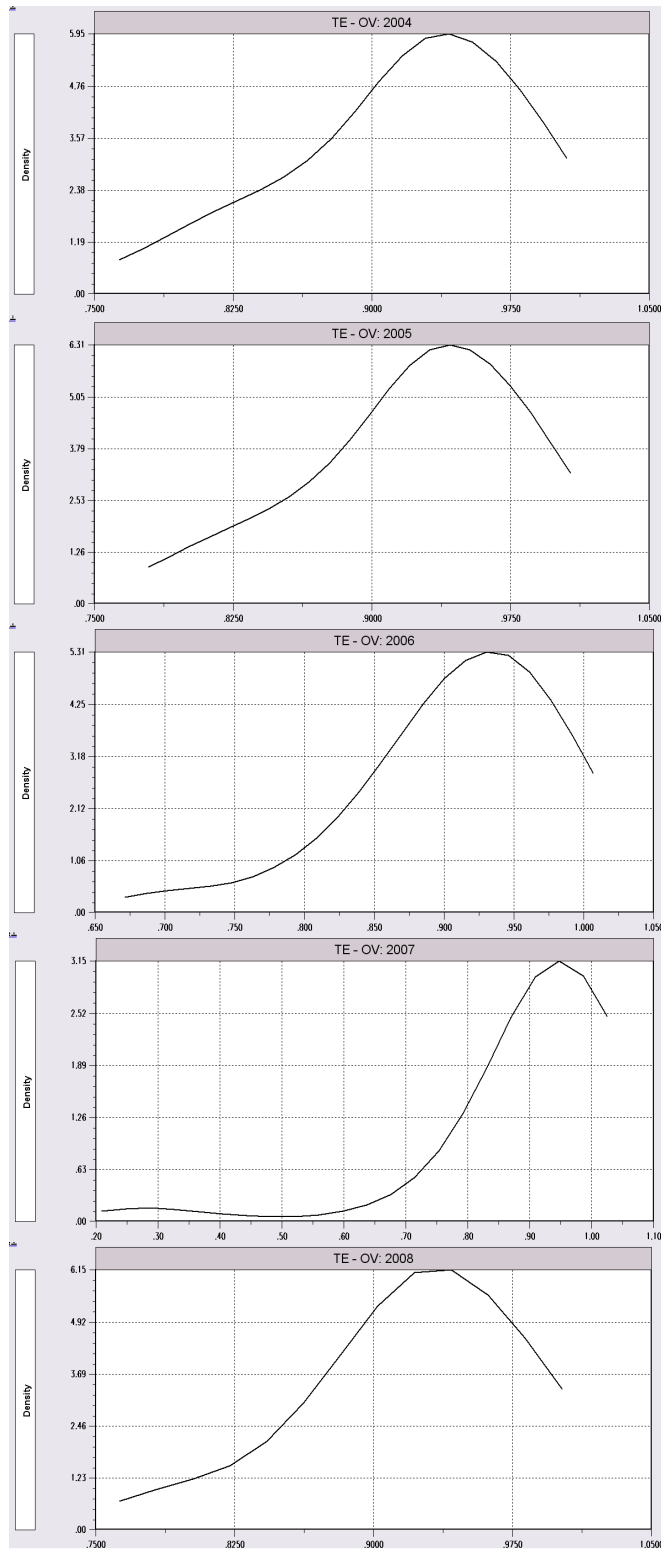
Zdroj: vlastní zpracování

Příloha 7 – Kernelova hustota rozdělení funkce technické efektivnosti: Kombinovaná výroba 2004 – 2008



Zdroj: vlastní zpracování

Příloha 8 – Kernelova hustota rozdělení funkce technické efektivnosti: Ostatní výroba 2004 – 2008



Zdroj: vlastní zpracování