

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

PROVOZNĚ EKONOMICKÁ FAKULTA

**Analýza technické efektivity českých zemědělských
podniků s chovem prasat**

disertační práce

Autor: Tamara Rudinskaya

Školitel: doc. Ing. Lukáš Čechura, Ph.D., Katedra ekonomiky

Praha 2016

Poděkování

Ráda bych poděkovala svému školiteli doc. Ing. Lukáši Čechurovi, Ph.D. za odborné vedení po celou dobu mého doktorského studia a za rady při zpracování disertační práce. Autorka děkuje oběma oponentkám (Ing. Zdeňce Žákové Kroupové, Ph.D. a Ing. Pavlíně Hálové, Ph.D.) za pečlivé pročtení předkládané práce a řadu cenných připomínek směřujících k jejímu zkvalitnění. Mé upřímné poděkování pak patří mé rodině a blízkým, kteří mi byli při zpracování disertační práce oporou.

Tato práce vznikla v souvislosti s řešením projektu COMPETE - “International comparisons of product supply chains in the agro-food sectors: Determinants of their competitiveness and performance on EU and international markets” No. 312029.

**Analýza technické efektivity českých zemědělských podniků s chovem
prasat**

**Technical efficiency analysis of czech agricultural enterprises in pig
farming sector**

Obsah

Seznam tabulek.....	8
Seznam schémat	9
Seznam grafů.....	9
Seznam zkrátek.....	11
1 Úvod.....	12
2 Cíl práce	15
3 Literární přehled.....	17
3.1 Přehled současné literatury.....	17
3.2 Definice efektivnosti, její komponenty	20
3.3 Základní přístup k měření efektivnosti.....	22
3.3.1 Stochastická hraniční analýza.....	22
3.3.2 Výběr ekonomického modelu, teorie duality	23
3.3.3 Technická efektivnost a produkční funkce.....	24
3.3.4 Charakteristiky odvozené z produkční funkce	25
3.3.5 Nákladová, příjmová funkce a funkce zisku, jejich vlastnosti	26
3.3.6 Vzdálenostní funkce (Distance function)	31
3.4 Měření ekonomické efektivnosti	34
3.4.1 Nákladová hranice a nákladová efektivnost, její vlastnosti.....	34
3.4.2 Příjmová hranice a příjmová efektivnost, její vlastnosti	35
3.4.3 Funkce zisku, zisková efektivnost a její vlastnosti.....	35
3.5 Metodický postup k odhadu technické a ekonomické efektivnosti.....	36
3.5.1 Základní přístup k odhadu	36
3.5.2 Analytický tvar stochastického hraničního modelu.....	38
3.5.3 Problematika rozdělení náhodné složky	40
3.5.4 Heteroskedasticita a heterogenita v modelech SFA	41
3.5.5 Empirické modely pro odhad stochastické produkční funkce.....	44
3.5.6 Modely odhadu produkční funkce pro panelová data	47
3.5.7 Metody odhadu hraniční produkční funkce.....	52
3.6 Zdroje neefektivnosti zemědělských farem.....	54
3.6.1 Produkční faktor management a jeho vliv na efektivnost farem	54
3.6.1.1 Vliv managementu na efektivnost zemědělského podniku	55
3.6.1.2 Rozhodovací role manažera	58

3.6.1.3	Proces rozhodování a výkonnost farmy.....	59
3.6.1.4	Produkční faktor management v modelu Fixed Management Model	62
3.6.2	Velikost zemědělského podniku a jeho specializace	63
3.6.2.1	Velikost farmy	63
3.6.2.2	Specializace farmy.....	65
3.6.3	Vliv dotací na technickou efektivnost	67
3.7	Základní determinanty ovlivňující ekonomickou efektivnost českého zemědělství	69
3.7.1	Pozice agrárního sektoru v národním hospodářství ČR	69
3.7.2	Význam a vývoj chovu prasat v českém zemědělství	71
3.7.3	Spotřeba vepřového masa domácnostmi v ČR.....	77
3.7.4	Vývoj cen na agrárním trhu	78
3.7.5	Zahraniční obchod s vepřovým masem.....	80
3.7.6	Podpora chovu prasat v České republice.....	81
4	Metodický přístup a datová základna	83
4.1	Datová základna a specifikace proměnných.....	83
4.1.1	Použitá databáze (Databáze FADN).....	83
4.1.2	Problematika stanovení proměnných pro odhad produkční funkce na základě dat databáze FADN.....	84
4.1.3	Definování proměnných	87
4.1.3.1	Základní proměnné vzdálenostní funkce výstupů	87
4.1.3.2	Proměnné vyjadřující heterogenitu zemědělských podniků	89
4.2	Výběr a specifikace modelu	90
4.2.1	Postup empirické části práce	90
4.2.2	Specifikace modelů	92
4.2.2.1	Stochastická hraniční analýza (SFA).....	92
4.2.2.2	Definování empirického modelu	94
4.2.2.3	Odhad parametrů vzdálenostní funkce	95
4.2.2.4	Ověření předpokladů ODF a shody odhadnutých parametrů s ekonomickou teorií.....	95
4.2.2.5	Odhad technické efektivnosti	97
4.2.3	Modely odhadu vzdálenostní funkce výstupů použité v empirické části	97
4.2.4	Analýza vlivu dotací na technickou efektivnost.....	99
4.2.5	Statistické testy použité pro empirickou analýzu	100
5	Výsledky a diskuze.....	101
5.1	Věcná charakteristika souboru dat.....	101
5.1.1	Základní popisné statistiky dat	101

5.1.2	Vývoj hodnot použitých proměnných během let 2004-2011	103
5.1.3	Heterogenita (různorodost) podniků v souboru.....	108
5.2	Testování základního souboru.....	111
5.2.1	Testování normality rozdělení proměnných.....	112
5.2.2	Testování heteroscedasticity.....	113
5.2.3	Testování oprávněnosti použití modelu náhodných efektů (model fixních efektů vs. model náhodných efektů).....	114
5.2.4	Testování přítomnosti neefektivnosti v datech.....	117
5.3	Odhad parametrů modelu vzdálenostní funkce výstupů a výběr vhodného modelu.....	118
5.3.1	Výsledky odhadů modelu.....	118
5.3.2	Výběr vhodného modelu.....	120
5.3.3	Testování odhadu True Random Effects modelu.....	122
5.4	Heteroskedasticita a heterogenita zemědělských podniků.....	122
5.4.1	Posouzení vlivu velikosti podniků na technickou efektivnost.....	122
5.4.1.1	Mannův-Whitneyův-Wilcoxonův test.....	125
5.4.1.2	Spearmanův a Kendallův korelační koeficienty.....	125
5.4.1.3	True Random Effects model s heteroskedasticitou (rozptyl složky neefektivnosti).....	126
5.4.1.4	Battese a Coelli (1995) model (zdroje neefektivnosti).....	127
5.4.2	Posouzení vlivu specializace farem na jejich technickou efektivnost.....	129
5.4.2.1	Mannův-Whitneyův-Wilcoxonův test.....	131
5.4.2.2	Spearmanův a Kendallův korelační koeficienty.....	132
5.4.2.3	True Random Effects model s heteroskedasticitou (rozptyl složky neefektivnosti).....	132
5.4.2.4	Battese a Coelli (1995) model (zdroje neefektivnosti).....	134
5.5	Vliv dotací na technickou efektivnost produkce prasat.....	136
5.5.1	Analýza vlivu dotací za rozptyl technické neefektivnosti.....	138
5.5.2	Vliv dotací na průměr technické efektivnosti.....	139
5.5.2.1	Posouzení vlivu dotací pomocí modelu Battese a Coelli (1995).....	139
5.5.2.2	Posouzení vlivu dotací pomocí modelu Battese a Coelli (1995) se zpožděnou v čase proměnnou dotace na investice.....	141
5.5.2.3	Lineární regresní model vlivu dotací na technickou efektivnost.....	142
5.5.2.4	Rozdíl mezi technickou efektivností podniků, které přijaly nebo nepřijaly dotace na investice (SI).....	143
5.5.3	Vliv vstupově orientovaných dotací a celkových dotací na technickou efektivnost.....	144
5.6	Heteroskedasticita a heterogenita v modelu vzdálenostní funkce výstupu.....	147
5.6.1	True Random Effects model s heteroskedasticitou a heterogenitou (Model 1).....	147
5.6.2	True Random Effects model s heteroskedasticitou a heterogenitou (Model 2).....	150

5.6.3 True Random Effects model s heteroskedasticitou a heterogenitou (Model 3).....	151
5.7 Analýza produkčních elasticit, výnosů z rozsahu a technické efektivity.....	153
5.7.1 Deskriptivní statistiky produkčních elasticit a výnosů z rozsahu.....	153
5.7.2 Analýza technické efektivity.....	155
5.7.2.1 Deskriptivní statistiky technické efektivity.....	155
5.7.2.2 Vývoj technické efektivity v čase.....	157
5.8 Model, který odděluje podnikové efekty, trvalou neefektivnost a v čase se měnící neefektivnost (Kumbhakar a kol., 2014 a Colombi a kol., 2014).....	160
6 Závěr.....	163
Seznam literatury.....	169
Přílohy.....	181

Seznam tabulek

Tabulka 1: Studie zaměřené na efektivnost zemědělství a potravinářství v České republice.	18
Tabulka 2: Základní ekonomické efekty odvozené z produkční funkce	26
Tabulka 3: Ekonomické efekty odvozené z produkční funkce s proměnnou časem.....	26
Tabulka 4: Základní charakteristiky vybraných modelů	52
Tabulka 5: Vybrané ukazatele postavení agrárního sektoru v národním hospodářství	70
Tabulka 6: Stav hospodářských zvířat v České republice	72
Tabulka 7: Stav prasat v jednotlivých krajích České republiky	73
Tabulka 8: Produkce masa v ČR, tun	74
Tabulka 9: Vývoj v chovu prasat a produkci vepřového masa v ČR	75
Tabulka 10: Ekonomika výkrmu prasat	76
Tabulka 11: Přehled studií, zabývajících se problematikou hodnocení efektivnosti a produktivity na základě databáze FADN	84
Tabulka 12: Rozdělení souboru v jednotlivých letech	102
Tabulka 13: Deskriptivní statistika použitých proměnných	102
Tabulka 14: Třídy ekonomické velikosti podniků.....	109
Tabulka 15: Počet pozorování dle velikosti podniků	109
Tabulka 16: Vývoj počtu pozorování dle velikosti	110
Tabulka 17: Vývoj počtu pozorování dle specializace	110
Tabulka 18: Specializace farem na chovu prasat v jednotlivých krajích v %	111
Tabulka 19: Korelace mezi proměnnými	112
Tabulka 20: Výsledky Shapiro-Wilkova testu	112
Tabulka 21: Výsledky Waldova testu, vzdálenostní funkce výstupů	113
Tabulka 22: Výsledky Whitova testu, vzdálenostní funkce výstupů.....	113
Tabulka 23: Odhad parametrů pomocí modelů fixních a náhodných efektů.....	114
Tabulka 24: Výsledky Hausmannova testu, vzdálenostní funkce výstupů.....	116
Tabulka 25: Výsledky LM testu, vzdálenostní funkce výstupů	116
Tabulka 26: Výsledky LR testu, vzdálenostní funkce výstupů	117
Tabulka 27: Výsledky odhadu parametrů vzdálenostní funkce výstupů modelem náhodných efektů.....	118
Tabulka 28: Shrnutí výsledků odhadů vzdálenostní funkce výstupů	120
Tabulka 29: Odhad technické efektivnosti, TRE.....	120
Tabulka 30: Log věrohodnostní test parametrů vzdálenostní funkce výstupů	122
Tabulka 31: Porovnání korelačních koeficientů pro proměnné vyjadřující velikost podniku.....	123
Tabulka 32: Popisné statistiky technické efektivnosti dle velikostních skupin.....	124
Tabulka 33: Výsledky Mannova-Whitneyova-Wilcoxonova testu (p-hodnota)	125
Tabulka 34: Výsledky odhadů vzdálenostní funkce výstupů True Random Effects modelem s heteroskedasticitou.....	126
Tabulka 35: Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů Battese a Coelli modelem (1995).....	128
Tabulka 36: Popisné statistiky technické efektivnosti dle specializace podniků	131
Tabulka 37: Výsledky Mannova-Whitneyova-Wilcoxonova testu (p-hodnota)	131
Tabulka 38: Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů True Random Effects modelem s heteroskedasticitou.....	132
Tabulka 39: Výsledky odhadů vzdálenostní funkce výstupů Battese a Coelli modelem (1995).....	134

Tabulka 40: Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů s proměnnými vyjadřujícími podpory farmářům, TRE s heteroskedasticitou	138
Tabulka 41: Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů, Battese a Coelli model (1995)	139
Tabulka 42: Výsledky odhadu funkce závislosti technické efektivity na dotacích	142
Tabulka 43: Popisné statistiky proměnné Dotace na investice (SI)	143
Tabulka 44: Výsledky Mannova-Whitneyova-Wilcoxonova testu	143
Tabulka 45: Vysvětlující proměnné (z) v modelu efektů neefektivnosti a jejich definice	145
Tabulka 46: Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů s proměnnými dotací	145
Tabulka 47: Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů s heterogenitou a heteroskedasticitou (Model 1).....	148
Tabulka 48: Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů s heterogenitou a heteroskedasticitou (Model 2).....	150
Tabulka 49: Výsledky odhadů vzdálenostní funkce výstupů s heterogenitou a heteroskedasticitou (Model 3).....	152
Tabulka 50: Produkční elasticity a výnosy z rozsahu.....	154
Tabulka 51: Produkční elasticity a výnosy z rozsahu.....	155
Tabulka 52: Deskriptivní statistiky průměrné technické efektivity	156
Tabulka 53: Deskriptivní statistiky technické efektivity v čase	158
Tabulka 54: Průměrná technická efektivity v jednotlivých krajích ČR.....	159
Tabulka 55: Deskriptivní statistiky reziduální, trvalé neefektivnosti a celkové efektivity	161

Seznam schémat

Schéma 1: Hodnocení výkonnosti podniku.....	20
Schéma 2: Klasifikace modelu SFA podle různých hledisek.....	46
Schéma 3: Faktory, ovlivňující technickou efektivity	56
Schéma 4: Manažerské schopnosti ve vztahu k vnějšímu prostředí, biologickým procesům a výsledkům.....	60
Schéma 5: Způsoby zařazení managementu do modelu analýzy efektivity	63
Schéma 6: Postup empirické analýzy	91
Schéma 7: Postup zhodnocení vlivu velikosti farmy na technickou efektivity.....	123
Schéma 8: Postup zhodnocení vlivu specializace farmy na chovu prasat na technickou efektivity	130
Schéma 9: Postup zhodnocení vlivu dotací na technickou efektivity	137

Seznam grafů

Graf 1: Produkční funkce, vstupově (N=2) a výstupově (M=2) orientovaný případ	24
Graf 2: Nákladová funkce	28
Graf 3: Příjmová funkce N=1	29
Graf 4: Funkce zisku při M=1 (1) a N=1 (2).....	29
Graf 5: Vzdálenostní funkce výstupů	32
Graf 6: Vzdálenostní funkce vstupů.....	33
Graf 7: Měření a rozklad nákladové efektivity, N=2	34
Graf 8: Měření a rozklad příjmové efektivity, M=2	35

Graf 9: Napůl normální, uříznuté normální, exponenciální a gama rozdělení	41	
Graf 10: COLS, MOLS a MLE produkční hranice	54	
Graf 11: Vývoj stavu prasat, skotu a ovcí v letech 2000-2014.....	73	
Graf 12: Struktura spotřeby masa domácnostmi v roce 2011, %	78	
Graf 13: Vývoj CZV ve srovnání s CPV, SC a cenami vstupů do zemědělství v letech 2000-2012 v ČR	79	
Graf 14: Vývoj cen hospodářských zvířat a živočišných výrobků a cen prasat v letech 2000-2012 v ČR	80	
Graf 15: Dovoz a vývoz vepřového masa	81	
Graf 16: Stochastická produkční hranice	93	
Graf 17: Vývoj produkčního faktoru práce během let 2004-2011 v ročních pracovních jednotkách	103	
Graf 18: Vývoj produkčního faktoru půda během let 2004-2011 v ha	104	
Graf 19: Vývoj produkčního faktoru kapitál během let 2004-2011 v euro	104	
Graf 20: Vývoj proměnné přímý materiál během let 2004-2011 v euro	105	
Graf 21: Vývoj proměnné ostatní materiál během let 2004-2011 v euro	106	
Graf 22: Vývoj produkce prasat během let 2004-2011 v euro	106	
Graf 23: Vývoj rostlinné výroby během let 2004-2011 v euro	107	
Graf 24: Vývoj ostatní živočišné výroby během let 2004-2011 v euro.....	107	
Graf 25: Vývoj technické efektivity, TRE model.....	121	
Graf 26: Histogram technické neefektivity, TRE model	121	
Graf 27: Kernelova hustota rozdělení technické efektivity	156	
Graf 28: Box plot technické efektivity.....	157	
Graf 29: Vývoj technické efektivity v čase.....	158	
Graf 30: Residuální efektivity	Graf 31: Trvalá efektivity	161
Graf 32: Celková efektivity		162
Graf 33: Vývoj v čase průměru reziduální, trvalé a celkové efektivity		162

Seznam zkrátek

AE Alokační efektivnost
AWU Roční pracovní jednotka
b.c. Běžné ceny
SZP Společná zemědělská politika Evropské unie
COLS Upravená běžná metoda nejmenších čtverců
ČR Česká republika
CZV Ceny zemědělských výrobců
ČSÚ Český statistický úřad
DEA Analýza obalových dat
DPH Daň z přidané hodnoty
EE Ekonomická efektivnost
EU Evropská unie
EUR Euro
EVJ Evropská velikostní jednotka
FADN Farm Accountancy Data Network
HPH Hrubá přidaná hodnota
HDP Hrubý domácí produkt
IDF Vzdálenostní funkce vstupů
LFA Méně příznivé oblasti
LR, LR-test Test poměru věrohodnostních funkcí
LRM – lineární regresní model
ML Metoda maximální věrohodnosti
MSL Metoda simulované maximální věrohodnosti
MZE ČR Ministerstvo zemědělství České republiky
NUTS Nomenklatura územních statistických jednotek
ODF Vzdálenostní funkce výstupů
OKEČ Odvětvová klasifikace ekonomických činností
OLS Metoda nejmenších čtverců
p.b. Procentní bod
RV Rostlinná výroba
SAPS Jednotná platba na plochu
SFA Stochastická hraniční analýza
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
TRE True Random Effects model
ÚZEI Ústav zemědělské ekonomiky a informací
VDJ Velká dobytčí jednotka
VzR Výnosy z rozsahu

1 Úvod

Vzhledem ke svému podílu na HDP a k počtu zaměstnaných, zemědělství v České republice nepatří mezi zásadní odvětví ekonomiky, avšak nemůžeme odmítnout důležitou produkční, sociální a environmentální roli jak rostlinné, tak i živočišné výroby, jež spočívá nejen v zajištění obyvatel potravinami, ale i ve vytvoření pracovních míst, surovin pro zpracovatelský a chemický průmysl a zachování krajiny.

Chov prasat je nedílnou součástí chovu hospodářských zvířat. V České republice je vepřové maso nejkonsumovanějším masem v návaznosti na tradiční českou kuchyni. Chov prasat je vázaný na pěstování obilovin a je na něm závislý. Komodita vepřové maso v rámci společné organizace trhu unie není, na rozdíl od ostatních hospodářských zvířat, např. skotu či ovcí, regulována (tzn., nejsou stanoveny produkční kvóty, ani stropy početních stavů) a rovněž není z prostředků unie přímo podporována. Toto odvětví živočišné produkce je jedno z mála, které není ovlivněno přímou dotační politikou, a proto jej řadíme mezi odvětví, na které působí mechanismus tržního hospodářství. Cena za jatečná prasata se odvíjí od nabídky a poptávky a její růst či pád značně ovlivňuje tuto komoditu. V ČR oproti tradičním zemím EU v posledních letech můžeme pozorovat daleko výraznější a dramatictější změny. K tomu přispívají různé faktory – jedním z nich byl způsob privatizace zpracovatelských a porážecích kapacit (v České republice došlo k oddělení prvovýroby od těchto kapacit), proto je pozice v zemi méně stabilní a výrazně ovlivnitelná. Druhým faktorem je nižší konkurenceschopnost tuzemských chovatelů.

Vývoj českého zemědělství, resp. živočišné výroby, a s tím související budoucí vývoj celého sektoru zemědělství, je mezi odbornou veřejností poměrně diskutované téma. Na zemědělce jsou kladeny vysoké požadavky nejen z hlediska dosahování určité produktivity a efektivity, ale také kvality zemědělských komodit, zaměření se na ochranu a welfare zvířat a přírodních zdrojů. Je patrné, že zemědělské podniky často musí přizpůsobovat svou činnost určitým požadavkům, v souvislosti s tím vzniká otázka, jak jsou jednotlivé zemědělské podniky efektivní a jak jejich konkrétní aktivity, činnosti či zaměření na tuto efektivnost působí, resp. které faktory mají na jejich efektivnost vliv.

Hodnocení produktivity a efektivity se stalo jedním z hlavních výzkumných témat ekonomů v transformujících se ekonomických podmínkách. Účinným nástrojem kvantitativní ekonomické analýzy, používaným jak v mikroekonomii, tak i na makroekonomické úrovni, je produkční funkce či obecná transformační funkce. Produkční funkce odráží vztah mezi maximálním

množstvím výstupu, které může být vyrobeno vstupy požadovanými k výrobě tohoto výstupu. Praktický význam produkčních funkcí v analýze ekonomiky a v prognózování spočívá především v jejich využití při řešení následujících úloh: určení efektivnosti každého z jednotlivých faktorů při neměnných ostatních faktorech, kvantifikaci vzájemné zaměnitelnosti výrobních faktorů, stanovení vlivu technického pokroku a jeho různých forem na dynamiku objemu výroby.

Efektivnost je velmi důležitý faktor růstu produktivity. V ekonomice, v níž jsou výrobní faktory vzácné, a použití nových technologií je omezeno, analýza neefektivnosti zjišťuje potenciální možnosti růstu pomoci zvýšení efektivnosti dokonce bez potřeby zlepšení technologie a rozšíření zdrojového komplexu. Ekonomická úspěšnost zemědělských podniků je do značné míry vedle využití produkčního potenciálu ovlivňována vyplácenými podporami, protože příjem z faktorů je z více jak dvou třetin tvořen provozními dotacemi.

Problematice efektivnosti a produktivity českého zemědělství během transformačního období a po vstupu do Evropské unie byla věnována značná pozornost. Avšak, sektoru chovu prasat věnovaná pozornost byla 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, zabývajících se chovem prasat.

Míra technické efektivnosti je považována za jeden z ukazatelů efektivnosti podniku (podnik je technicky efektivní, pokud spotřebovává tolik vstupů, kolik je pro daný výstup nutné). Dané téma bylo zvoleno na základě jeho aktuálnosti vzhledem k měnícím se tržním podmínkám agrárního sektoru po vstupu ČR do EU a s tím souvisejícím tlakem na zvyšování konkurenceschopnosti (zvláště u farem zaměřených na chov prasat) a ekonomické výkonnosti zemědělských podniků ČR. Současně je smyslem identifikovat vliv velikosti a specializace farem na jejich technickou efektivnost. Kromě toho, cílem je posoudit dopady Společné zemědělské politiky, konkrétně pak vliv dotačních podpor na produkci prasat.

Disertační práce je členěna celkem do šesti kapitol. Cíl práce společně s vymezeným souborem výzkumných otázek je uveden ve druhé kapitole. Třetí kapitola se věnuje teoretickému přehledu studií zaměřených na produkční ekonomii a analýzu produkčních funkcí agrárního sektoru v České republice i v zahraničí. V třetí kapitole je rovněž vymezen koncept produktivity a efektivnosti. Pozornost je věnována především identifikaci základních přístupů k odhadu produkčních funkcí a vzdálenostních funkcí a měření technické efektivnosti. Tato kapitola taktéž

sumarizuje dosavadní vývoj sektoru zemědělství společně se zaměřením na determinanty, mající vliv na jeho technickou efektivnost. Metodický aparát použitý pro dosažení stanoveného cíle, resp. hledání odpovědi na výzkumné otázky, je detailně uveden ve čtvrté kapitole. Dosaženým výsledkům je věnována pátá kapitola, která se podrobněji zabývá analýzou zdrojů technické neefektivnosti podniků působících v sektoru chovu prasat (resp. vlivu velikosti farmy, její specializace a dotační politiky na výsledky podnikové činnosti a technickou efektivnost), analýzou produkčních elasticit, výnosů z rozsahu a vývojem technické efektivnosti. Závěry disertační práce, vyplývající z uskutečněného výzkumu, jsou součástí poslední – šesté kapitoly.

2 Cíl práce

Cílem disertační práce je na základě reprezentativního souboru zemědělských podniků databáze FADN provést odhad a komplexně zhodnotit technickou efektivnost farem, které se zabývají chovem prasat v České republice v letech 2004 – 2011. Na základě hlavního cíle lze vymezit dílčí cíle. **Dílčím cílem literárního přehledu** je zkoumání teoretických základů měření ekonomické efektivnosti. Důraz je kladen na řešení následujících úkolů: (1) vymezení pojmu efektivnosti; (2) výběr vhodného přístupu pro měření efektivnosti; (3) studium produkční funkce, jejích vlastností, přístupů k měření technické efektivnosti; (4) přehled postupů zohlednění vlivu faktorů heterogenity (velikosti farmy, její specializace, dotační politiky) na technickou efektivnost; (5) analýza současného stavu zemědělství ČR. **Dílčím cílem metodické části práce** je stanovení metodických postupů dosažení hlavního cíle výzkumu. Tento cíl je dosažen pomocí následujících kroků: (1) definování proměnných využitých pro odhad vzdálenostní funkce výstupů; (2) definování proměnných pro analýzu zdrojů technické neefektivnosti; (3) definování empirického modelu; (4) specifikace modelu; (5) popis statistických testů použitých pro analytický výzkum. **Dílčím cílem empirické části** je odhad vzdálenostní funkce výstupů a následná analýza determinant technické neefektivnosti. Důraz je kladen na řešení následujících úkolů: (1) věcná charakteristika souboru dat; (2) testování základního souboru; (3) odhad vzdálenostní funkce výstupů; (4) analýza vlivu velikosti farmy, její specializace a dotační politiky na technickou efektivnost; (5) odhad modelu vzdálenostní funkce výstupů s ohledem na podnikovou heterogenitu; (6) analýza produkčních elasticit, výnosů z rozsahu a technické efektivnosti chovatelů prasat.

Disertační práce hledá odpověď zejména na tyto výzkumné otázky:

VO(1): Lze mezi zemědělskými podniky zabývajícími se chovem prasat identifikovat heterogenitu, a kterými determinantami může být vysvětlená?

VO(2): Liší se statisticky významně technická efektivnost mezi podniky různé velikosti?

VO(3): Liší se statisticky významně technická efektivnost mezi podniky s různou mírou specializace na chov prasat?

VO(4): Jak dotační podpory z fondů Evropské unie a národních zdrojů ovlivňují technickou efektivnost?

VO(5): Jaké produkční faktory jsou nejvíce zapojovány v živočišné výrobě zaměřené na chov prasat?

VO(6): Směřují zemědělské podniky k optimálnímu rozsahu výroby?

VO(7): Jaká je průměrná hodnota technické efektivity chovatelů prasat?

VO(8): Jak se v čase mění technická efektivity zemědělských podniků v sektoru chovu prasat?

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

- Specifikace a odhad modelu vzdálenostní funkce výstupů zemědělských podniků v sektoru chovu prasat;
- Identifikace míry vlivu základních výrobních faktorů na produkci zemědělských podniků;
- Odhad technické efektivity zkoumaných podniků;
- Zhodnocení heterogenity farem zabývajících se chovem prasat (předpokládá se heterogenita podle velikosti a specializace).
- Identifikace vlivu dotačních podpor na technickou efektivity farem v sektoru chovu prasat.

3 Literární přehled

3.1 Přehled současné literatury

V České republice se problémem odhadu efektivnosti zabývali: Mathijs a kol. (1999, 2001, 2002), Juřica a kol.(2004), Jelínek L. (2007), Kroupová Z. (2010) a Čechura L. (2009, 2010, 2012), Čechura a Hockmann (2010). Většina studií je zaměřená na zkoumání vlivu velikosti a právní formy farem na jejich efektivnost.

Hughes (1998), Mathijs a Swinnen (2000) zjistili, že individuální farmy zabývající se chovem skotu byly signifikantně více produktivní než družstva. Mathijs and Vranken (2000) předpokládají, že je to způsobeno administrativními podmínkami, ve kterých větší farmy pracují, jejich provoz je prostorově rozptýlený a sekvenční, řízení pracovních sil vyžaduje větší náklady, zvláště u prostorově rozptýlených odvětví, jako je pěstování plodin.

Curtiss (2002) zkoumala vliv velikosti farem na technickou efektivnost a zjistila, že v České republice farmy s plochou větší než 150 ha, pěstující pšenice a řepku, mají vyšší výkonnost než menší farmy nebo farmy zaměřené na ostatní obiloviny. Kromě toho, podle Curtiss (2002), individuální farmy pěstující cukrovou řepu a pšenici mají větší technickou efektivnost než korporační farmy.

Studie Juřica a kol. (2004) je zaměřená na analýzu agrárního sektoru před vstupem do EU. Výzkum prokázal, že struktura výroby se mění, přizpůsobuje se novým podmínkám. Co se týká právní formy, akciové společnosti jsou efektivnější ve srovnání s družstvy.

Jelínek (2006) hodnotil vliv velikosti farem, právní formy, technologických aspektů chovu dojníc na technickou efektivnost. Bylo zjištěno, že větší farmy jsou výkonnější, volba právní formy má vliv na efektivnost (společnosti s ručením omezením dosahují vyšší efektivnosti), rovněž přírodní a technologické podmínky ovlivňují technickou efektivnost.

Davidova a Latruffe (2007), které odhadovaly technickou efektivnost pomocí obálové metody (DEA) a analyzovaly vliv finanční struktury farmy na výkonnost, zjistily, že družstva jsou výkonnější v relaci k individuálním farmám. Podle autorů rozdíl ve výkonnosti spočívá v tom, že větší farmy, bývalé kolektivní a státní, mají více manažerských zkušeností a dovedností.

Technická efektivnost ekologických farem byla zkoumaná Kroupovou (2010). S použitím panelových dat autorka zjistila, že ekologické farmy jsou méně efektivní ve srovnání s farmami s konvenční technologií, což je vysvětlováno nižším využitím strojů a zařízení u farem,

zaměřených na ekologické zemědělství. Výzkum produkčních funkcí, zohledňující vliv dotací prokázal, že přímé platby negativně ovlivňují objem produkce.

Čechura (2009), Čechura a Hockmann (2010) zkoumali zdroje technické neefektivnosti v zemědělství a potravinářském průmyslu. Pomocí Törnquist Theil indexu byla odhadnuta celková produktivita faktoru a její vývoj byl studován rozložením na komponenty: efekt technické efektivity, efekt vstupů, efekt technické změny, efekt managementu. Dospěli k závěru, že technická efektivnost zemědělství mezi roky 2004-2007 má vysokou variabilitu, což je spojené se vstupem do EU, technická efektivnost v celém potravinářském průmyslu během období 2000-2007 stagnovala.

Čechura a kol. (2011) odhadovali technickou efektivnost cukrovarských podniků a zjistili, že vývoj technické efektivity nemá stabilní trend, což je způsobeno institucionálními změnami, resp. reformou cukru. Podniky mají značné rozdíly v technické efektivnosti v důsledku různé úrovně využití výrobní kapacity, kvality faktoru a managementu.

Tabulka 1: Studie zaměřené na efektivnost zemědělství a potravinářství v České republice.

Autor, rok	Metodika	Předmět studie	Hlavní výsledky
Hughes (1998)	DEA, Tornqvist - Theil TFP Index	Vliv velikosti na produktivitu a efektivnost, organizační uspořádání podniku.	Individuální soukromé farmy působící v sektoru chovu skotu jsou více produktivní než družstva, což nelze říct o farmách v rostlinné výrobě, kde družstva jsou výkonnější.
Mathijs, Swinnen (2000)	Obálová metoda (DEA)	Hodnocení produktivity a efektivnosti výrobních faktorů	Rodinné farmy zabývající se živočišnou výrobou jsou více efektivní než družstva, což nelze říct o farmách zaměřených na rostlinnou výrobu. V jejich případě rozdíl v efektivnosti je nevýznamný.
Curtiss (2002)	Stochastická hraniční analýza, Malquist TFP index	Hodnocení technické efektivnosti na komoditní úrovni	Družstva mají vyšší výkonnost než individuální farmy, s výjimkou farem pěstujících cukrovou řepu, kde individuální soukromé farmy pracují s lepším výkonem.
Juřica, A., Medonos, T., Jelínek, L. (2004)	Nákladová efektivnost, transakční náklady, podnikatelská struktura	Strukturální změny v zemědělství, nákladová efektivnost ve vztahu k právní formě podniku	Družstva jsou méně efektivní formou ve srovnání s akciovými společnostmi
Jelínek (2006)	Stochastická hraniční analýza	Zemědělské podniky se	Sektor mléka prošel vyznanou restrukturalizací a většina podniků

Autor, rok	Metodika	Předmět studie	Hlavní výsledky
		zaměřením na chov dojnic	působících v odvětví má relativně vysokou technickou efektivnost. V letech 2000-2004 docházelo k posunu produkční hranice. Velikost farem, právní forma, přírodní podmínky, technologické aspekty chovu dojnic mají vliv za technickou efektivnost
Davidova, Latruffe (2007)	DEA Simar and Wilson bootstrapping metoda	Finanční struktura farmy a technická efektivnost farem v živočišné a rostlinné výrobě	Družstva jsou výkonnější než individuální farmy. Vztah mezi finanční strukturou a technickou efektivností je negativní
Čechura (2009)	Stochastická hraniční analýza, Törnquist Theil index	Hodnocení technické efektivnosti zemědělských a potravinářských podniků	Zemědělství se stále přizpůsobuje měnícím se podmínkám po vstupu do EU, identifikována silná mezipodniková heterogenita, pozitivní vliv technické změny na efektivnost
Kroupová (Malá) (2010)	Stochastická hraniční analýza, model binární volby	Farmy s ekologickou technologií výroby, technická efektivnost	Ekologické farmy mají nižší efektivnost, než farmy používající konvenční technologii. Rozdíl je vysvětlován tím, že ekologické zemědělství je vázáno na půdu, míra využití strojů a zařízení je nízká
Čechura L., Malý M., Peterová J. (2011)	Stochastická hraniční analýza	Technická efektivnost cukrovarských podniků, kvalita a využití produkčních faktorů ve vztahu k technické efektivnosti	Nejvyšší vliv na výrobu cukrárenských produktů má materiálový vstup. Hodnota parametru λ indikuje, že variabilita výstupu je determinována z větší části variabilitou neefektivnosti ve srovnání s variabilitou statistického šumu. Z hodnoty součtu elasticit výrobních faktorů lze usuzovat na mírně rostoucí výnosy z rozsahu. Kvalitní management a kvalita ostatních produkčních faktorů jsou v práci uvedeny jako významné determinanty konkurenceschopnosti českých cukrovarů.

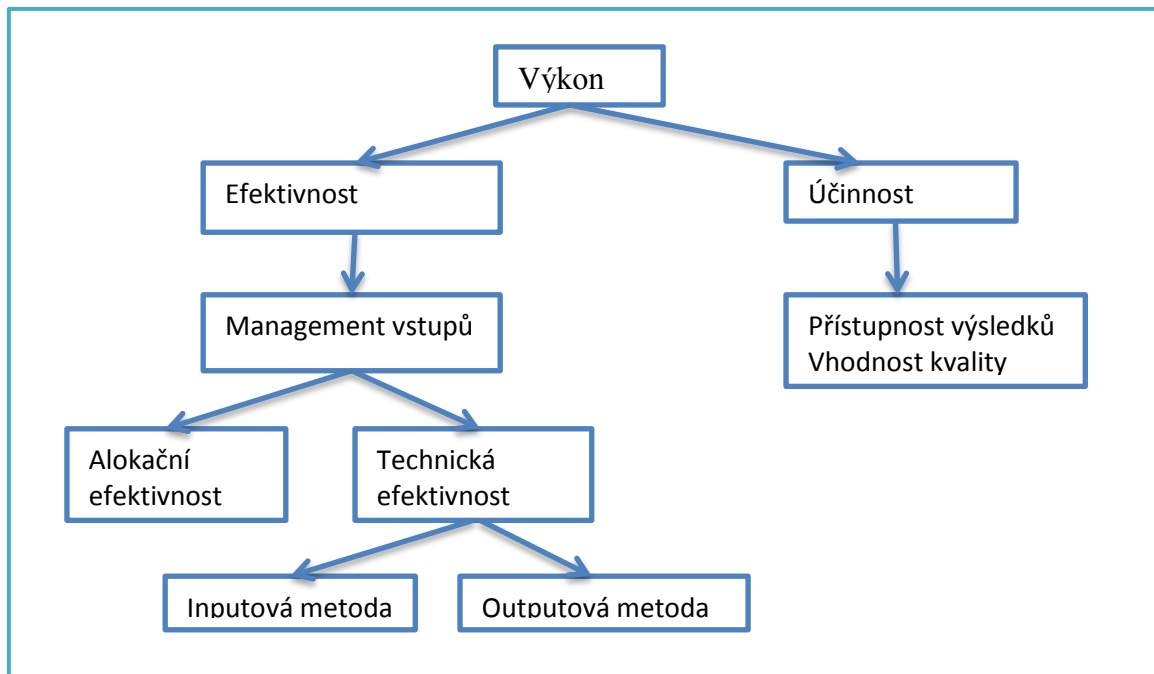
Zdroj: vlastní zpracování

3.2 Definice efektivity, její komponenty

Podle Lovella (1993) produktivita výrobní jednotky může být odhadnuta poměrem vstupu a výstupu. Avšak změna v produktivitě závisí na produkční technologii, produkčním procesu a prostředí, v němž se produkce vyrábí. Hlavní zájem tedy spočívá ve vyčlenění složky efektivity s cílem hodnocení jejího vlivu na produktivitu.

Výrobci jsou efektivní, jestliže vyrábí maximální množství produkce z použitého množství vstupů a jestliže jsou schopni vyrábět aktuální výstup s minimálními náklady (Green, 1997). Avšak je důležité uvědomit si, že efektivnost je jen jednou částí výkonnosti podniku (Schéma 1).

Schéma 1: Hodnocení výkonnosti podniku



Zdroj: vlastní zpracování podle Porcelli, 2009

Pod pojmem efektivnost rozumíme srovnání pozorovaného a optimálního vstupu a výstupu. Tato úloha spočívá buď v porovnání pozorovaného a potenciálního výstupu, který může být vyroben s použitím určitého vstupu, anebo v porovnání skutečného a optimálního vstupu, potřebného pro výrobu určitého množství produkce. V tomto případě hovoříme o produkčních možnostech výrobce a technické efektivnosti. Kromě toho, optimum výrobce lze určit podle jeho behaviorálního cíle, pomocí srovnání pozorovaných a optimálních nákladů, tržeb a zisku. Uvedené představuje ekonomickou efektivnost.

Ekonomickou efektivnost lze dekomponovat na čtyři základní složky:

1. technickou efektivnost (technical efficiency),
2. alokační efektivnost (allocative efficiency),
3. efektivnost z rozsahu (scale efficiency),
4. efektivnost ze sortimentu (scope efficiency) (Kumbhakar a kol., 2015).

Technickou efektivnost lze definovat jako možnost podniku vyprodukovat maximální množství statků a služeb s použitím určitého vstupu a technologie. Obecně se uvádí, že podnik je technicky efektivní, jestliže je schopen minimalizovat užití vstupů při výrobě daného výstupu. Nebo naopak je schopen maximalizovat výstup s danými vstupy. Z definice vyplývá, že můžeme měřit efektivnost buď z hlediska vstupů (input set) nebo výstupů (output set). Pro výpočet se používá radiální míra měřící vzdálenost daného podniku od produkční hranice. Hodnoty technické efektivnosti se pohybují v intervalu $\langle 0; 1 \rangle$. Přičemž hodnota 1 znamená, že daný podnik je efektivní (podnik se nachází na hranici produkčních možností). Platí, že čím bližší je hodnota efektivnosti k 1, tím efektivněji podnik transformuje svoje vstupy ve výstupy.

Alokační (cenová) efektivnost zobrazuje výběr optimální kombinace vstupů shodujících se s cenami výrobních faktorů. Je to schopnost podniku kombinovat vstupy v různých proporcích pro dosažení minimálních nákladů. Technicky efektivní výrobce nemusí být alokačně efektivním, protože technická efektivnost nezohledňuje ceny vstupů. Podobně jako technická efektivnost i alokační efektivnost nabývá hodnot v intervalu $\langle 0; 1 \rangle$. Podnik orientovaný na vstup se bude snažit minimalizovat množství použitého vstupu pro dosažení konkrétního výstupu.

Ekonomická efektivnost zobrazuje efekt současného dosažení technické a alokační efektivnosti.

V literatuře jsou dvě základní definice technické efektivnosti.

Koopmans (1951) uvádí, že *„výrobce je technicky efektivní, jestliže růst kteréhokoliv výstupu vyžaduje snížení alespoň jednoho jiného výstupu nebo zvětšení alespoň jednoho vstupu, a snížení kteréhokoliv vstupu potřebuje zvýšení alespoň jednoho jiného vstupu nebo zmenšení alespoň jednoho výstupu“*.

Další definice je formální analogie mezi Debreuovým koeficientem využití zdrojů (1951) a Farrellovým měřením technické efektivnosti (1957), jež byla nabídnuta Färe a Lovellem jako „Debreu-Farrellovo měření efektivnosti“ (1978), podle které koeficient technické efektivnosti je *„jedna minus proporcionální snížení všech vstupů, nicméně umožňující výrobu stejného množství“*

produkce; hodnota jedna označuje technickou efektivnost a hodnota menší než jedna odpovídá technické neefektivnosti“.

Technická a alokační efektivnost mohou být měřeny pomocí dvou přístupů:

- 1) přístup orientovaný na vstup, jestliže se uvažuje příležitost vyloučení plýtvání prostřednictvím zpracování nejvyššího množství produkce, které může být vyrobeno pomocí využitelného vstupu; v tomto případě hodnotíme možnost minimalizace vstupu při fixním výstupu.
- 2) přístup orientovaný na výstup, jestliže se zajímáme o příležitost vyloučení plýtvání, používáme nejmenší množství vstupu, které umožňuje vyrábět požadované množství produkce; v tomto případě hodnotíme možnost maximalizace výstupu při fixním vstupu.

Analýza technické efektivnosti je založena na produkční hranici, jež zobrazuje vztah mezi použitými zdroji a množstvím vyrobené produkce. Avšak jestli se jedná o ekonomickou efektivnost, potřebujeme upřesnit behaviorální cíl výrobce, a to proto, abychom mohli určit další charakteristiku struktury produkční technologie. Tato charakteristika se určuje nákladovou, příjmovou funkcí a funkcí zisku. Zatímco produkční funkce popisuje nejlepší výsledek činnosti, který je dosažen technicky, další tři funkce odráží nejlepší ekonomický výsledek.

3.3 Základní přístup k měření efektivnosti

3.3.1 Stochastická hraniční analýza

V literatuře, zabývající se teorií měření produkční výkonnosti, existují dvě základní a nejvíce používané metody: jsou to DEA – Data Envelopment Analysis a SFA – Stochastic Frontier Analysis. DEA je neparametrická metoda, která předpokládá použití matematického programování, zatímco SFA je parametrická metoda, používající ekonometrické modely. Coelli a kol. (1995) porovnali tyto dva přístupy a konstatovali, že hlavními výhodami SFA je příležitost zohlednění tak zvaného statistického šumu (stochastic noise) a provedení testování hypotéz.

Aigner a kol. (1997), Meeusen a van den Broeck (1977) současně představili stochastické hraniční modely, které modulují přítomnost technické neefektivnosti a zároveň zohledňují náhodné šoky, ovlivňující výstup, které jsou mimo kontrolu výrobce. Třetí práci publikovanou o něco později byl článek Battese a Carra (1977), jehož hlavním autorem byl recenzent článku Aignera a kol. (1977).

Stochastický hraniční model může být vyjádřen následovně (Kumbakhar a Lovell, 2000):

$$y = f(x; \beta) \exp\{v - u\} \quad (1)$$

kde y je skalární výstup, x je vektor vstupů, β je vektor technologických parametrů, v zachycuje efekt statistického šumu, $u \geq 0$ zachycuje efekt technické neefektivnosti, v má normální rozdělení $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ s nulovým průměrem a konečným a konstantním rozptylem.

Producent operuje na/pod jeho stochastickou produkční hranicí $[f(x; \beta) \exp\{v\}]$.

Hlavní výhodou stochastických modelů je to, že dovolují oddělit náhodné šoky od technické neefektivnosti. Právě v agrárním sektoru, kde počasí a chyby v měření hrají významnou roli, je metoda SFA pro zjištění efektivnosti obzvláště doporučena (Battese a Coelli, 1995).

3.3.2 Výběr ekonomického modelu, teorie duality

Produkční model je specifikován jako množina vstupních a výstupních vektorů měřených ve fyzických jednotkách. Ekonomické modely jsou vyjádřeny v ekonomických proměnných jako ceny, náklady, tržby a zisk. Výběr vhodného modelu se může provádět na základě behaviorálního předpokladu.

Jednou z role teorie duality je zajištění vztahů mezi produkčními modely a různými ekonomickými modely. V závislosti na behaviorálních předpokladech teorie duality zabezpečuje ekvivalenci mezi produkčním a ekonomickým modelem.

Jak již bylo zmíněno, výběr vhodného ekonomického modelu ovlivňuje behaviorální předpoklad. V případě, že firma volí input-vektor, který minimalizuje výrobní náklady, tento předpoklad je základem nákladové funkce; v literatuře se diskutuje, že je vhodný pro monopol a regulované firmy (Fare a Primont, 1995).

Druhým předpokladem je volba output-vektoru firmou. Tento maximalizuje tržby při určitých výstupních cenách a input-vektoru. Předpoklad dává základ funkci příjmu; je vhodný pro firmy, pracující na konkurenčním trhu.

Nejpevnějším behaviorálním předpokladem je maximalizace zisku, jelikož tento předpoklad zahrnuje současně výše uvedené předpoklady, dává základ funkci zisku.

Požadavky kladené na data nejsou u různých ekonomických modelů stejné, a proto se výběr nejvhodnějšího může zakládat na dostupných datech. Produkční funkce, vzdálenostní funkce

vstupů (input distance function) a vzdálenostní funkce výstupů (output distance function) vyžadují fyzické množství vstupů a výstupů, nepotřebuje cenová data. Pro odhad nákladové funkce je třeba mít množství výstupů a ceny vstupů (ceny produkčních faktorů). Funkce příjmu na rozdíl od nákladové funkce vyžaduje množství vstupů a ceny výstupů (ceny vyrobeného zboží), zatímco funkce zisku potřebuje ceny vstupů i ceny výstupů.

Dále podrobněji rozeberme zmíněné funkce a jejich vlastnosti.

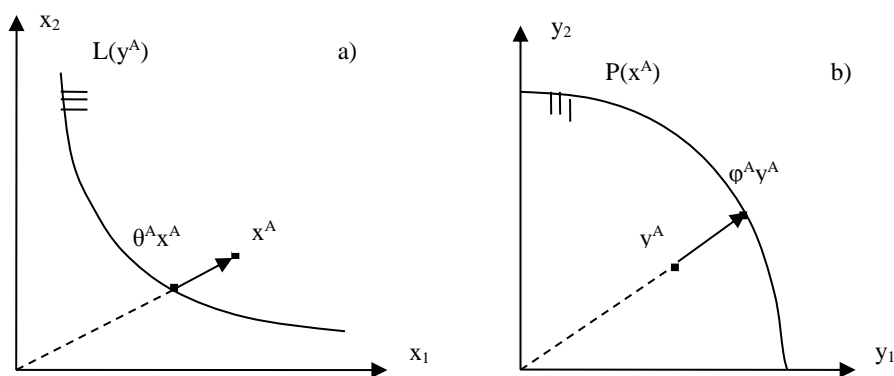
3.3.3 Technická efektivnost a produkční funkce

Vzhledem k tomu, že technická efektivnost je nezbytnou složkou ekonomické efektivnosti, pokládáme za nutné v této práci zkoumat produkční hranice, umožňující měření technické efektivnosti.

Předpokládáme, že $x = x(x_1, x_2, \dots, x_N) \in R_+^N$ je nezáporný vektor vstupu, používaný producentem pro výrobu nezáporného množství výstupu $y = y(y_1, y_2, \dots, y_M) \in R_+^M$.

V grafu 1 (a) je měření vstupově orientované technické efektivnosti výrobce (x^A, y^A) dáno $TE_I(y^A, x^A) = \theta^A < 1$, $\theta^A x^A \in Isoq L(y^A)$. V grafu 1 (b) je měření výstupově orientované technické efektivnosti výrobce (x^A, y^A) dáno $TE_O(x^A, y^A) = \varphi^A < 1$, $\varphi^A x^A \in Isoq P(x^A)$ (Kumbhakar a Lovell, 2000).

Graf 1: Produkční funkce, vstupově (N=2) a výstupově (M=2) orientovaný případ



Zdroj: Kumbhakar a Lovell (2000)

K odhadu a interpretaci odhadu produkční funkce slouží její vlastnosti (Chambers, 1988 - cit. Coelliho a kol., 1995):

1. Nezáporný objem vstupujících výrobních faktorů, které se v procesu výroby přemění v nezáporný objem produkce (alespoň nulový).
2. Konečný objem vstupu nemůže vytvořit nekonečné množství výstupu. Kromě toho výroba kladného výstupu není možná bez použití alespoň jednoho vstupu.
3. Další vlastností je monotonicita, což znamená, že doplňující jednotka vstupu vyvolá zvětšení výstupu, tj. funkce je neklesající podle vstupů. Jestli $x_1 \geq x_0$, tak $f(x_1) \geq f(x_0)$

Dle Kumbhakara a Lovella (2000) vlastnost monotonicity se dělí na slabou a silnou. Slabá monotonicita zajišťuje, že jakýkoliv vstup může být radiálně zvýšen a jakýkoliv výstup může být radiálně snížen. Silná monotonicita doplňuje, že toto zvýšení vstupu a snížení výstupu je nikoliv neomezené.

4. Konvexnost podle vstupů, která reprezentuje skutečnost, že vážený průměr dvou výrobních faktorů může vyprodukovat stejné množství výstupů jako každé z kombinovaných objemů vstupů. Formálně, $f(\theta x^0 + (1 - \theta)x^1) \geq \theta f(x^0) + (1 - \theta)f(x^1)$ pro $0 \leq \theta \leq 1$ (Kumbhakar a Lovell, 2000).

3.3.4 Charakteristiky odvozené z produkční funkce

Z produkční funkce jsou často odvozeny některé ekonomické efekty. Jedná se o poměrně standardní a diskutované v mnoha učebnicích mikroekonomie (např. Varian, 2009). Nejprve definujeme ekonomické dopady ve standardním modelu (tj. bez technické neefektivnosti). Pro produkční funkci $f(x_1, \dots, x_n)$ jsou použity následující notace:

$$f_i = \frac{\partial f}{\partial x_i},$$
$$f_{ij} = \frac{\partial f_i}{\partial x_j} \quad (2)$$

kde f_i je mezní produkce x_i , f_{ij} vyjadřuje změnu mezní produkce x_i vůči změně x_j .

První a druhá derivace produkční funkce poskytují možnost kalkulace několika ekonomických efektů (Fuss a kol., 1978), viz tabulka 2.

Tabulka 2: Základní ekonomické efekty odvozené z produkční funkce

Ekonomický efekt	Vzorec
Produkce (výstup)	$y = f(x)$
Výnos z rozsahu	$\mu = \left(\sum_{i=1}^n x_i f_i \right) / f$
Elasticita substituce	$\sigma_{ij} = \frac{-\frac{f_{ij}}{f_i^2} + 2 \left(\frac{f_{ii}}{f_i f_j} \right) - f_{ii} / f_j^2}{\frac{1}{x_i f_i} + 1 / x_j f_j}$

Zdroj: Kumbhakar a kol., 2015

Kromě základních ekonomických efektů v případě dostupnosti časových řad nebo panelových dat lze do empirické analýzy zahrnout časovou proměnnou jako dodatečný regresor produkční funkce. Související ekonomické efekty jsou představeny v tabulce 3.

Tabulka 3: Ekonomické efekty odvozené z produkční funkce s proměnnou času

Ekonomický efekt	Vzorec
Míra technické změny	$TC = \left(\frac{\partial \ln y}{\partial t} \right)$
Rychlost technické změny	$\partial TC / \partial t$

Zdroj: Kumbhakar a kol., 2015

3.3.5 Nákladová, příjmová funkce a funkce zisku, jejich vlastnosti

Nákladová funkce. Předpokládáme, že výrobce používá nezáporný vektor vstupů $x = f(x_1, x_2, \dots, x_N) \in R_+^N$, nezáporný vektor výstupů $y = f(y_1, y_2, \dots, y_M) \in R_+^M$ a kladný vektor vstupních cen $w = f(w_1, w_2, \dots, w_N) \in R_+^N$ a usiluje o minimalizaci nákladů vektoru výstupu y , a tak můžeme zapsat náklady v podobě $w^T x = \sum_n w_n x_n$ (Kumbhakar a Lovell, 2000)

Nákladová funkce $c(w, y)$, kde w - vektor vstupních cen, y - výstup, má následující vlastnosti (Coelli a kol., 1995):

1. Nezápornost. Náklady nikdy nemohou být záporné. Formálně, $c(w, y) \geq 0$, pro $w > 0$;
2. Neklesající podle w . Zvýšení vstupních cen nemůže vést ke snížení nákladů. Formálně, jestli $w^0 \geq w^1$, takže $c(w^0, y) \geq c(w^1, y)$;

3. Neklesající podle y . Větší výstup vyžaduje větší náklady. Formálně, jestli $y^0 \geq y^1$, takže $c(w, y^0) \geq c(w, y^1)$;

4. Homogenní stupně jedna. Zvětšení všech vstupních cen k -krát přivede k růstu nákladu k -krát. Matematicky $c(kw, y) = kc(w, y)$, kde $k > 0$

5. Konkavita v cenách vstupů. Předpokládáme, že roste cena pouze jednoho vstupu. Firma nezvyšuje svoje náklady proporcionálně rostoucí ceně tohoto faktoru, neboť využívá možnost substitučního efektu, tzn., nahrazuje dražší faktor levnějším. $c(\theta w^0 + (1 - \theta)w^1, y) \geq \theta c(w^0, y) + (1 - \theta)c(w^1, y)$, kde $0 \leq \theta \leq 1$

Uvedené vlastnosti nákladové funkce doplňují Kumbhakar a Lovell (2000) ještě vlastnostmi spojitosti funkce podle ceny (w) a polospojivosti zdola podle výstupu (y). Kromě toho, podle zmíněných autorů, náklady při nulovém výstupu (v dlouhém období) se rovnají nule ($c(w, 0) = 0$), a nenulový výstup vyžaduje nenulové náklady, tzn. $c(w, y) > 0, y \geq 0$.

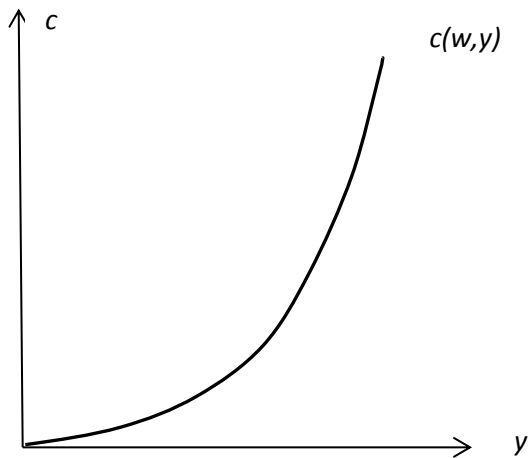
Kumbhakar a Lovell (2000) k uvedeným vlastnostem přidávají vlastnosti slabé a silné monotonicity: $c(kw, y) \leq c(w, y)$ pro $0 \leq k \leq 1$; $c(w, y^1) \leq c(w, y^0)$ pro $0 \leq y^1 \leq y^0$.

Další vlastnost nákladové funkce je spojena s její parciální derivovatelností. Pomocí parciální derivace nákladové funkce (podle cen výrobních faktorů) dostaneme podmíněnou funkci poptávky po příslušných faktorech.

$$x_n(w, y) = \frac{\partial c(w, y)}{\partial w_n} \quad (3)$$

Tato vlastnost byla poprvé zmíněna Hotellingem (1932) a později zformulována Shephardem (1953) (McFadden, 1978) a je známá jako Shephardova poučka.

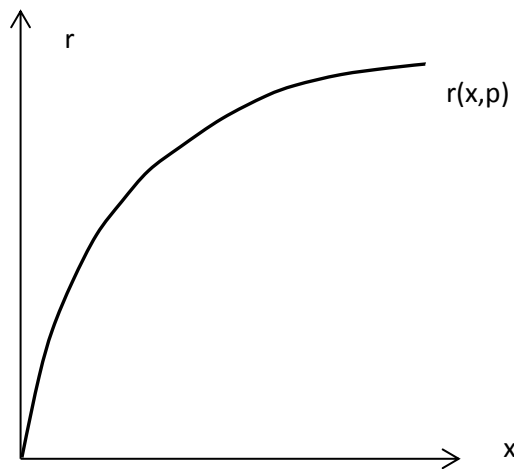
Graf 2: Nákladová funkce



Zdroj: Kumbhakar a Lovell (2000)

Příjmová funkce. Výrobce používá rýze pozitivní vektor cen výstupu $p = (p_1, p_2, \dots, p_M) \in R_{++}^M$ a snaží se maximalizovat příjem $p^T y = \sum_m p_m y_m$ (Kumbhakar a Lovell, 2000). Tuto funkci Coelli a kol. (1995) ve své studii analyzovali krátce ze dvou důvodů. Za prvé, uvádí, že problém maximalizace příjmů přesně zrcadlí problém minimalizace nákladů. Za druhé, ekonomové v praxi používají nákladovou funkce častěji než příjmovou, jež nicméně se často používá v makroekonomii a mezinárodním obchodě. Z tohoto důvodu dále budou zkoumány pouze základní vlastnosti příjmové funkce.

Graf 3: Příjmová funkce N=1

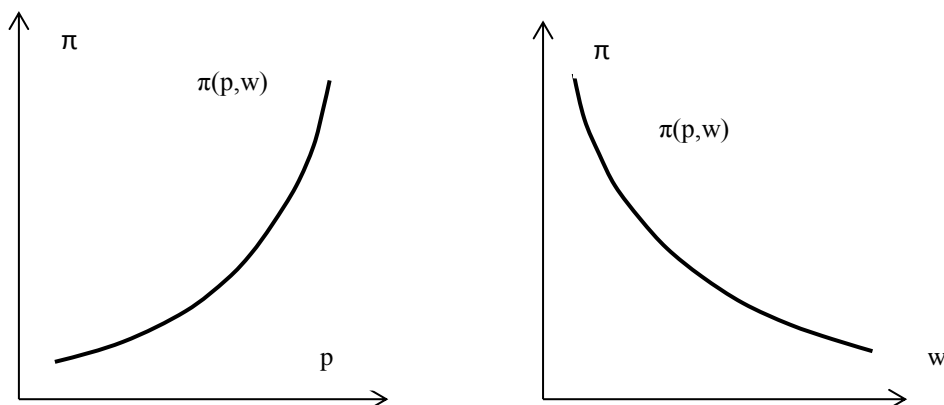


Zdroj: Kumbhakar a Lovell (2000)

Jako základní vlastnosti Coelli a kol. (1995) uvádějí, že funkce je nezáporná, neklesající podle cen výstupu (p) a podle vstupu (x), konvexní podle cen výstupu (p) a homogenní.

Funkce zisku. Předpokládáme, že výrobce používá ryze pozitivní vektor vstupních cen $w \in R_{++}^N$ a ryze pozitivní vektor cen výstupu $p \in R_{++}^M$ a snaží se maximalizovat zisk $\{p^T y - w^T x\}$ při výrobě $y \in R_+^M$ výstupu z $x \in R_+^N$ vstupu.

Graf 4: Funkce zisku při M=1 (1) a N=1 (2)



Zdroj: Kumbhakar a Lovell (2000)

Kumbhakar a Lovell (2000), Soukup (2003) uvádějí následující vlastnosti funkce zisku:

1. Zisk neklesá při růstu cen finální produkce. Formálně, jestli $p^0 \geq p^1$, tak $\pi(p^0, y) \geq \pi(p^1, y)$;
2. Zisk neroste při růstu cen výrobních faktorů. Formálně, jestli $w^0 \geq w^1$, tak $\pi(w^0, y) \leq \pi(w^1, y)$;
3. Funkce zisku je homogenní stupně jedna. Tudiž, při růstu cen výrobních faktorů a cen finální produkce k -krát, zisk se zvětší k -krát. $\pi(kp, kw) = k\pi(p, w)$ pro $k > 0$;
4. Konvexní podle (p, w) . Matematicky, $\pi(\theta p^0 + (1 - \theta)p^1, \theta w^0 + (1 - \theta)w^1) \leq \theta\pi(p^0, w^0) + (1 - \theta)\pi(p^1, w^1)$

Coelli a kol. (1995) k zmíněným vlastnostem dodávají vlastnost nezápornosti funkce zisku. Varian (1992) dodatečně uvádí vlastnost spojitosti funkce.

Funkci nabídky produkce a funkci poptávky po výrobních faktorech můžeme získat pomocí Hotellingové věty. Jestliže funkce zisku lze derivovat, tak parciální derivací podle cen vstupu (Coelli a kol., 1995) získáme funkci poptávky po výrobních faktorech.

$$x_n(p, w) = - \frac{\partial \pi(p, w)}{\partial w_n} \quad (4)$$

Parciální derivací podle cen výstupu získáme funkci nabídky produkce

$$y_m(p, w) = \frac{\partial \pi(p, w)}{\partial p_m} \quad (5)$$

Jak již bylo zmíněno, měření a odhad technické efektivity je založeno na produkční funkci (v případě jednoho výstupu) a izofaktorové funkci (v případě několika výstupů). Kumbhakar a Lovell (2000) uvádějí, že je to “*poměrně slabý standart, dokud není určen behaviorální cíl*“ výrobce. Jestli je cílem podniku minimalizace nákladů, tak nákladová funkce $c(w, y)$ může být použita pro měření efektivity. V případě, že se výrobce snaží maximalizovat příjem nebo zisk, budeme hodnotit ekonomickou efektivity aplikací příjmové funkce $r(p, x)$ nebo funkce zisku $\pi(p, w)$.

3.3.6 Vzdálenostní funkce (Distance function)

Jedním z omezení produkční funkce je to, že v empirické analýze operuje pouze s jedním výstupem. Alternativní reprezentací je vzdálenostní funkce výstupů a vstupů (output distance function - ODF a input distance function - IDF), která vyžaduje fyzické množství vstupů a výstupů a dovoluje modelovat situaci s více vstupy a výstupy. Navíc tyto funkce nevyžadují cenovou informaci ani předpoklad minimalizace nákladů a maximalizace příjmů.

Pro vektor vstupů y a vektor výstupu x Shephardova IDF $D_I(y, x) = \text{Max} \left(\lambda: \frac{x}{\lambda} \text{ je ležící na isokvantě pro } y \right)$,¹ přičemž, $D_I(y, x) \geq 1$ a isokvanta je soubor vstupů, pro které $D_I(y, x) = 1$.

ODF se zapisuje následovně: $D_o(x, y) = \text{Min} \left(\lambda: \frac{y}{\lambda} \text{ je vyrobitelné pomocí } x \right)$,² přičemž, $D_o(x, y) \leq 1$.

IDF naznačuje míru převýšení, se kterou x převyšuje požadované pro výrobu y množství vstupu, což se ztotožňuje s nákladovou efektivností. ODF naznačuje míru, se kterou y zaostává za množstvím výstupu, které může být vyrobeno s použitím určitého vstupu, což se vztahuje k technické efektivnosti.

K tomu, abychom převedli vzdálenostní funkce do tvaru ekonometrického modelu, potřebujeme její vlastnosti, vztahující se k ekonomické teorii.

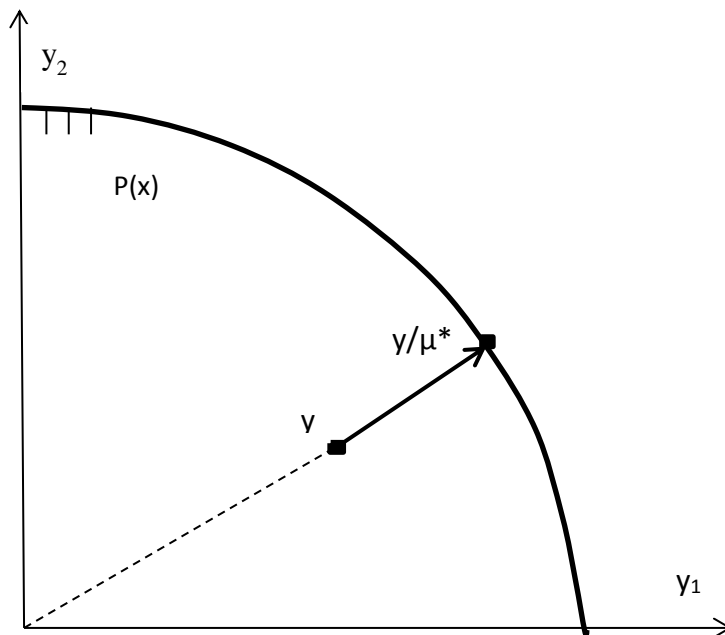
Vlastnosti vzdálenostní funkce výstupů

1. $D_o(x, 0) = 0$ pro všechny nenegativní x ;
2. $D_o(x, q)$ je neklesající podle q a nerostoucí podle x ;
3. $D_o(x, q)$ je lineárně homogenní podle q ;
4. $D_o(x, q)$ je quasikonkávní podle x a konvexní podle q ;
5. Jestli q patří produkční množině $P(q \in P(x))$, tehdy $D_o(x, q) \leq 1$
6. Vzdálenost se rovná 1 ($D_o(x, q) = 1$), pokud q leží na hranici křivky produkčních možností

¹ Definice input distance function se přísněji uvádí s použitím místo „max“ (což znamená „maximum“) zkratky „sup“ (což znamená „supremum“). V tomto případě se počítá s tím, že maximum může neexistovat.

² Definice output distance function se přísněji uvádí s použitím místo „min“ (což znamená „minimum“) zkratky „inf“ (což znamená „infimum“). V tomto případě se počítá s tím, že minimum může neexistovat.

Graf 5: Vzdálenostní funkce výstupů



Zdroj: Kumbhakar a Lovell (2000)

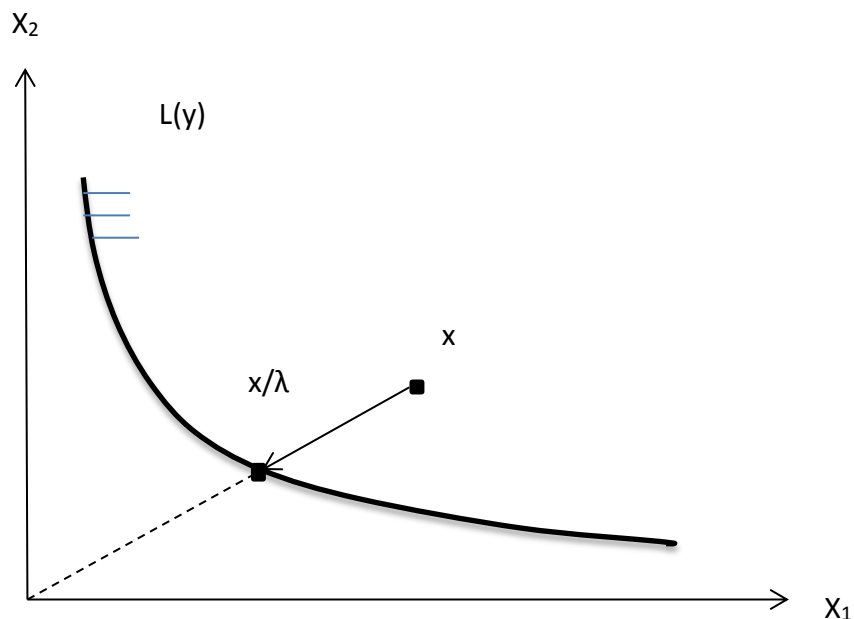
Vzdálenostní funkce výstupů měří vzdálenost mezi aktuálním výstupem výrobce a hranicí produkčních možností. Představuje minimální míru, kterou může být deflován vektor výstupů, a přitom zůstane vyrobitelným určitým vektorem vstupů.

Na obrázku skalár y a větší výstup (y/μ^*) mohou být vyrobeny vektorem vstupů x .

Zatímco vzdálenostní funkce vstupů se vztahuje na výrobní množinu $P(x)$, funkce vstupu je založená na množině vstupů $L(x)$ a má následující vlastnosti:

1. $D_I(x, q)$ je nerostoucí podle x a neklesající podle q ;
2. $D_I(x, q)$ je lineárně homogenní podle x ;
3. $D_I(x, q)$ je konkavní podle x a quasikonkavní podle q ;
4. Jestli x patří množině vstupů $P(x \in L(x))$, tehdy $D_I(x, q) \geq 1$
5. Vzdálenost se rovná 1 ($D_I(x, q) = 1$), pokud x leží na hranici isokřivky množství produkce (isokvantě).

Graf 6: Vzdálenostní funkce vstupů



Zdroj: Kumbhakar a Lovell (2000)

Vzdálenostní funkce vstupů měří vzdálenost mezi aktuálním výstupem výrobce a hranicí produkčních možností. Představuje maximální míru, kterou může být radiálně zmenšen vektor vstupů, a přitom zůstane vyrobitelným vektor produkovaného výstupu.

Vzdálenostní funkce charakterizují produkční technologii. Avšak hlavní roli hraje vzdálenostní funkce v teorii duality. Za určitých podmínek vzdálenostní funkce vstupů je duální k nákladové funkci (cost function), vzdálenostní funkce výstupů je duální k příjmové funkci (revenue function). Empirická role vlastností duality vzdálenostních funkcí spočívá v tom, že ony mohou být ekonometricky odhadnuty s cílem měření technické efektivity.

3.4 Měření ekonomické efektivity

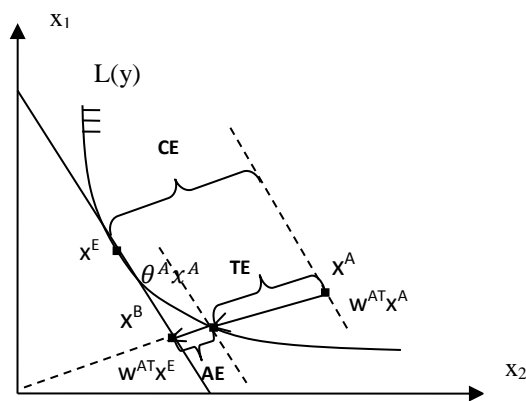
3.4.1 Nákladová hranice a nákladová efektivnost, její vlastnosti

Předpokládejme, že producent má vektor vstupních cen $w \in R_{++}^N$ a snaží se minimalizovat náklady $w^T x$, vznikající při výrobě produkce $y \in R_+^N$.

Měření nákladové efektivity je funkce $CE(y, x, w) = c(w, y)$.

Měření nákladové efektivity je dáno poměrem minimálních $c(w^A y^A) = w^{AT} x^A$ a pozorovaných nákladů $w^{AT} x^A$ (Graf 7),

Graf 7: Měření a rozklad nákladové efektivity, N=2



Zdroj: upraveno autorem podle Kumbhakara a Lovella (2000)

Pro $y \in L(y)$ měření nákladové efektivity odpovídá následujícím vlastnostem (Kumbhakar a Lovell, 2000):

- 1) Hodnota nákladové efektivity leží v intervalu nula až jedna, při hodnotě jedna výrobce je nákladově efektivní. Formálně, $0 \leq CE(y, x, w) \leq 1$, jestli $CE(y, x, w) = 1 \Leftrightarrow x = x(x, w)$, takže $w^T x = c(w, y)$;
- 2) Je homogenní podle vstupu stupně -1. Formálně, $CE(y, \lambda x, w) = \lambda^{-1} CE(y, x, w)$ pro $\lambda > 0$;
- 3) Je homogenní podle cen vstupu stupně 0. Formálně, $CE(y, x, \lambda w) = CE(y, x, w)$ pro $\lambda > 0$;
- 4) Neklesající podle výstupu, tj. $CE(\lambda y, x, w) \geq CE(y, x, w)$ při $\lambda \geq 1$

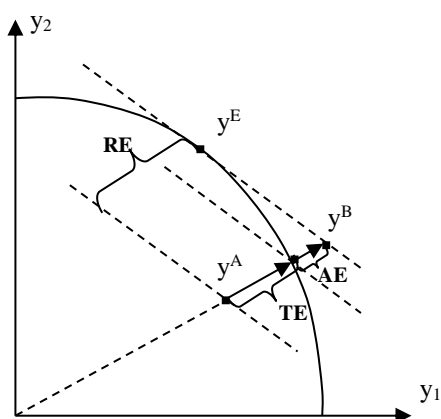
Nákladová efektivnost je dána poměrem výdajů v bodě x^E (které jsou ekvivalentní výdajům v bodě x^B) a výdajů v bodě x^A , zatímco technická efektivnost je představována relací výdajů v bodě $\theta^A x^A$ a x^A . Zbyvajících část ekonomické neefektivnosti je dána poměrem výdajů v bodě x^E a v bodě $\theta^A x^A$, a je výsledkem neefektivního využití zdrojů vzhledem k jejich relativním cenám.

Tudíž, měření vstupní alokační efektivnosti je funkcí $AE_I(y, x, w) = CE(y, x, w)/TE_I(y, x)$.

3.4.2 Příjmová hranice a příjmová efektivnost, její vlastnosti

I přesto, že výrobce si málokdy klade za cíl maximalizaci tržeb, je příjmová funkce důležitá při měření alokační efektivnosti na výstupu, a proto uvedená funkce bude zkoumaná v práci okrajově.

Graf 8: Měření a rozklad příjmové efektivnosti, $M=2$



Zdroj: upraveno autorem podle Kumbhakara a Lovella (2000)

Měření příjmové efektivnosti je funkce $RE(x, y, p) = p^T y / r(x, p)$. Měření příjmové efektivnosti má následující vlastnosti: její hodnota se nachází v intervalu nula až jedna, je homogenní stupně jedna podle výstupu a homogenní stupně nula podle cen výstupu, je nerostoucí podle vstupu (Kumbhakar a Lovell, 2000).

Měření alokační efektivnosti na výstupu je funkce $AE_O(x, y, p) = RE(x, p)/TE_O(x, y)$.

3.4.3 Funkce zisku, zisková efektivnost a její vlastnosti.

Zisková efektivnost vyžaduje (buď vstupně nebo výstupně orientována) technickou efektivnost, dva druhy alokační efektivnosti (vstupní a výstupní). Ale dokonce i zmíněné druhy efektivnosti

nejsou postačující pro měření ziskové efektivity, tudíž pro dosažení ziskové efektivity musí být výrobce efektivní z rozsahu. Z toho důvodu, že zisková efektivnost požaduje současné dosažení několika druhů efektivity, které jsou vstupně a výstupově orientované, její zobrazení na grafu může být pouze přibližným.

Měření ziskové efektivity je zajištěno poměrem pozorované úrovně zisku k optimální úrovni, tj. $\pi E(y, x, p, w) = (p^T y - w^T x) / \pi(p, w)$ za předpokladu, že $\pi(p, w) > 0$

Vlastnostmi měření ziskové efektivity jsou: její hodnota je menší než jedna. Na rozdíl od nákladové a příjmové efektivity, zisková efektivnost může být menší než nula, neboť aktuální zisk producenta může být záporným. Dalšími vlastnostmi je její neklesající charakter podle výstupu a nerostoucí podle vstupu, homogenita stupně nula podle cen vstupu a výstupu.

3.5 Metodický postup k odhadu technické a ekonomické efektivity

3.5.1 Základní přístup k odhadu

Pro ekonometrické modelování můžeme zapsat produkční funkce v následujícím tvaru (Aigner a kol., 1977):

$$y_i = f(x_i; \beta) + \varepsilon_i, \quad (6)$$

kde ε_i lze představit jako rozdíl komponentů statistický šum (v_i) a neefektivnosti (u_i), takže $\varepsilon_i = v_i - u_i$. Statistický šum v_i má normální rozdělení a rozptyl σ^2 .

$$v_i \sim N(0, \sigma^2) \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Totéž můžeme rozepsat jako:

$$y_i = f(x_i; \beta) \exp(v) \exp(-u), \quad (7)$$

kde $y_i = f(x_i; \beta) \exp(-u)$ - deterministická hranice s technickou neefektivností.

Technickou efektivnost můžeme získat jako podíl pozorované úrovně výstupu k maximálně možnému výstupu.

$$TE = \frac{y_i}{y_i^*} = \frac{E(y_i | u, x_i)}{E(y_i | u = 0, x_i)} = \frac{f(x_i; \beta) \exp(v) \exp(-u)}{f(x_i; \beta) \exp(v)} = \exp(-u) \quad (8)$$

Různé algebraické formy funkcí byly impulsem k vývoji různých modelů. Tomuto problému je podrobněji věnovaná podkapitola 3.5.2.

Ze vztahů (6) a (8) plyne, že nejdříve je nutné vyjádřit u_i neboť je odhadnuta pouze složka ε_i . Vzhledem k tomu, že rozdělení u_i je napůl normální, tzn. $N^+(\mu_*, \sigma_*^2)$, k odhadu podle Jondrow a kol.(1982) lze použít očekávaný průměr $E(u_i | \varepsilon_i)$

$$E(u_i | \varepsilon_i) = \sigma_* \left[\frac{\phi\left(\frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma}\right)} - \frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma} \right] \quad (9)$$

kde $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$, $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, $\sigma_*^2 = \sigma_u^2 \sigma_v^2 / \sigma^2$, $\Phi(\cdot)$ je distribuční funkce a $\phi(\cdot)$ je hustota rozdělení.

Mezi odhadem technické a ekonomické, resp. nákladové efektivity, existují určité odlišnosti. Rozdíl spočívá především v požadavcích na empirická data. Zatímco měření technické efektivity vyžaduje informaci o množství vstupu a výstupu, odhad ekonomické efektivity je založen na údajích o cenách vstupu, množství výstupu, celkových nákladech na vstup.

Hodnocení nákladové efektivity je založeno na nákladové hranici. Formálně můžeme zapsat $E_i \geq c(y_i, w_i; \beta)$, $i = 1, 2, \dots, I$ (Kumbakhar a Lovell, 2000),

kde $E_i = w_i^T x_i = \sum_n w_{ni} x_{ni}$ jsou výdaje výrobce, $y_i = y_{1i}, \dots, y_{Mi} \geq 0$ je výstup, $w_i = w_{1i}, \dots, w_{Ni} > 0$ je vektor vstupních cen, $c(y_i, w_i; \beta)$ je nákladová hranice pro všechny producenty, β je vektor technologických parametrů, jež bude odhadnut pro měření nákladové efektivity.

Nákladovou efektivity získáme podílem minimálně proveditelných k pozorovaným nákladům:

$$CE_i = \frac{c(y_i, w_i; \beta) * \exp(v_i)}{E_i} \quad (10)$$

Jelikož $E_i \geq c(y_i, w_i; \beta)$, tudíž, $CE_i \leq 1$.

S použitím Cobb-Douglasové funkce lze model pro panelová data zapsat ve tvaru:

$$\ln E_{it} = \beta_{0i} + \beta_y \ln y_{it} + \sum_n \beta_n \ln w_{nit} + v_{it} + u_i, \quad (11)$$

kde v_i je statistický šum, u_i je komponenta nezáporné nákladové efektivity.

Pro napůl normálně rozdělené náhodné složky u_i , se očekávaný průměr funkci hustoty rozdělení složky ε_i zapisuje ve tvaru (Kumbhakar a Lovell, 2000):

$$E(u_i|\varepsilon_i) = \mu_{*i} + \sigma_* \left[\frac{\phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)}{1 - \Phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)} \right] \quad (12)$$

kde $\lambda = \sigma_u/\sigma_v$, $\sigma_*^2 = \sigma_u^2\sigma_v^2/(\sigma_v^2 + T\sigma_u^2)$, $\mu_{*i} = T\sigma_u^2\bar{\varepsilon}_i/(\sigma_v^2 + T\sigma_u^2)$, $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$, $\Phi(\cdot)$ a $\phi(\cdot)$ jsou distribuční funkce a hustota rozdělení, T- čas.

3.5.2 Analytický tvar stochastického hraničního modelu

Obecný model stochastické hraniční funkce pro i-pozorování se zapisuje ve tvaru

$$y_i = x_i\beta + v_i - u_i \quad (13)$$

kde y_i je produkce (výstup, output) i-té firmy, x_i je produkční faktor i-té firmy, β je vektor neznámých parametrů, v_i je náhodná proměnná s normálním rozdělením $N(0, \sigma_v^2)$, u_i je náhodná proměnná, která vyjadřuje technickou efektivnost.

V uvedeném modelu jsou dvě náhodné proměnné (v_i a u_i). Proměnná v_i může nabývat jak kladných tak záporných hodnot, zatímco složka u_i pouze kladných (jelikož vyjadřuje neefektivnost).

Množství různých funkčních forem se používají k modelování produkční funkce, k nimž patří lineární, Cobb-Douglasova, kvadratická, translogaritmická, funkce Leont'eva. Při rozhodování mezi algebraickou formou modelu je třeba brát v úvahu následující vlastnosti (Coelli a kol., 2005):

1. Flexibilita. Funkční forma je flexibilní prvního stupně pokud lze získat její parciální derivaci prvního stupně (lineární funkce a funkce Cobb-Douglass). Flexibilita druhého stupně předpokládá derivovatelnost druhého stupně (ostatní zmíněné funkce). Nejvhodnější pro analytické účely jsou funkce flexibilní druhého stupně.
2. Linearita v parametrech. Většina uvedených funkcí je lineární v parametrech. Cobb-Douglasova a translogaritmická funkce se převádí do lineární formy logaritmováním, což umožňuje používat při odhadu jejich parametrů techniky lineární regrese.

3. Regularita. Tento princip znamená, že funkční forma musí odpovídat požadavkům ekonomické teorii a uvedeným vlastnostem produkční, nákladové, příjmové funkce a funkce zisku.
4. Šetřnost. Mezi mnoha funkčními formami dáváme přednost nejjednoduššímu modelu, který odpovídá požadavkům. Za účelem výběru nejvhodnějšího modelu se používá reziduální analýza, testování hypotéz a goodness-of-fit testy (testy nejvhodnější funkční formy).

Dále jsou uvedeny, z našeho pohledu, účelům analýzy efektivnosti nejlépe vyhovující algebraické modely, k nimž patří funkce Cobb-Douglasa a translogaritmická funkce.

Cobb-Douglasova funkční forma:

$$f(x_i) = e^{\beta_0} \prod_{k=1}^K x_{ik}^{\beta_k} \quad (14)$$

Zjednodušeně Cobb-Douglasovu funkce pro dva vstupní faktory lze obecně zapsat ve tvaru:

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln x_{1i} + \beta_2 \ln x_{2i} + v_i - u_i \quad (15)$$

parametry β_j představují elasticitu j-tého faktoru, $E_j = \beta_j$, výnosy z rozsahu jsou dány $\varepsilon = E_1 + E_2$

Kumbhakar a McClaud (2007) diskutují, že jednou z nevýhod Cobb-Douglasovy produkční funkce je to, že ona nebere v úvahu nahraditelnost a komplementaritu mezi tradičními vstupy z důvodu absence křížových složek vstupů (cross-product terms) v modelu.

Translogaritmická funkční forma:

Translogaritmická funkce je zobecněná Cobb-Douglasova funkce flexibilní formy.

$$\ln f(x_i) = \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{ik} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^K \beta_{kj} \ln x_{ik} \ln x_{jk} \quad (16)$$

Translogaritmická funkce pro dva vstupy se obecně zapisuje následovně:

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln x_{1i} + \beta_2 \ln x_{2i} + 0,5\beta_{11}(\ln x_{1i})^2 + 0,5\beta_{22}(\ln x_{2i})^2 + \beta_{12} \ln x_{1i} \ln x_{2i} + v_i - u_i \quad (17)$$

Produkční elasticita se spočítá pro i -ou firmu a j -tý vstup následovně $E_{ji} = \beta_j + \beta_{j1} \ln x_{1i} + \beta_{j2} \ln x_{2i}$, elasticita výnosů s rozsahu pro i -ou firmu $\varepsilon_i = E_{1i} + E_{2i}$

Výběr nejvhodnější funkční formy modelů se dá provést pomocí Likelihood-Ratio (LR testu) ve formě (Greene, 2005):

$$LR=2[L(H_1) - L(H_0)] \quad (18),$$

kde $L(H_1)$ a $L(H_0)$ jsou hodnoty věrohodnostní funkce (likelihood function) omezeného a neomezeného modelu. Hodnota LR testu má χ^2 -rozdělení s počtem stupňů volnosti rovným počtu omezení modelů.

3.5.3 Problematika rozdělení náhodné složky

Jak již bylo zmíněno, stochastický hraniční model zahrnuje dvě náhodné složky, v_i a u_i . První má normální rozdělení, zatímco k modelování u_i různí autoři navrhuji používat napůl normální (Aigner a kol., 1977), exponenciální a gama rozdělení (Greene, 1980). Největší šíření získala hypotéza nezávislého a uříznutého (truncated) rozdělení (Kumbhakar, 1987; Battese a Coelli, 1988).

Napůl normální rozdělení v literatuře je často popsáno jako složené normální rozdělení anebo jako absolutní hodnota normálního rozdělení, $u_i \sim N^+(\mathbf{0}, \sigma_u^2)$

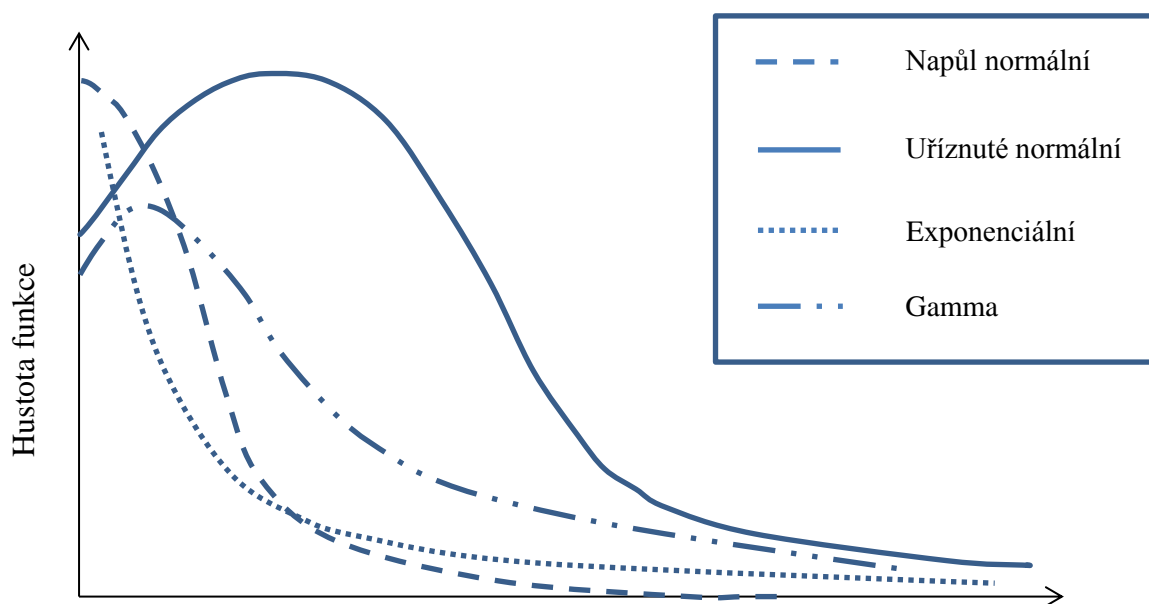
Jeden parametr napůl normálního rozdělení je podstatně omezený. Toto rozdělení předpokládá, že většina firem je soustředěná kolem úrovně nejefektivnějšího podniku, což se v praxi skoro nevyskytuje, jelikož podniky mají určitou úroveň neefektivnosti (Kumbakhar a Lovell, 2000).

Stevenson (1980) navrhnul uříznutý normální model, který dovoluje, aby rozdělení neefektivnosti mělo nenulový průměr. $u_i \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$ označuje pozitivní úsek normálního rozdělení s průměrem μ . V případě, že $\mu=0$, vracíme se k napůl normálnímu rozdělení, které v podstatě je speciálním případem uříznutého.

Exponenciální rozdělení bylo navrženo Meeusen a van den Broeck (1977). Stejně jako napůl normální, exponenciální rozdělení má jeden parametr a nulový průměr, tj. většina firem je soustředěna kolem úrovně efektivního podniku.

Gama rozdělení je dvouparametrovým rozdělením náhodné složky neefektivnosti, bylo navrženo Stevenson (1980) a Greene (1980).

Graf 9: Napůl normální, uříznuté normální, exponenciální a gama rozdělení



Zdroj: vlastní zakreslení podle Greene, 2008

Kumbhakar a Lovell (2000), Ritter a Simar (1997) navrhuji používat jednodušší rozdělení, jako napůl normální a exponenciální raději než uříznuté normální a gamma. Vysvětlují to tím, že empirická studia, zaměřená na porovnání různých forem rozdělení složky u_i , neprokázala značný rozdíl mezi odhadnutou efektivností.

3.5.4 Heteroskedasticita a heterogenita v modelech SFA

Jedním z předpokladů klasického lineárního regresního modelu je homoskedasticita náhodné složky, tj. její konstantní rozptyl (Kumbhakar a Lovell, 2000). Avšak náhodná složka neefektivnosti může mít různý rozptyl v důsledku lišící se velikosti podniků. Farmy s větší vstupní a výstupní kapacitou mají určitý rozsah variace, a proto větší rozsah neefektivnosti (Caudill a kol, 1995).

V důsledku toho, že rozptyly náhodných složek nejsou stejně velké, nemá v této podobě zobecněného lineárního regresního modelu metoda OLS optimální vlastnosti, neboť odhady ztrácejí vydatnost i asymptotickou vydatnost, i když zůstávají nevychýlené a konzistentní. V empirické analýze přítomnost signifikantní heteroskedasticity může vést k nadhodnocení konstanty a k podhodnocení ostatních parametrů, což následně zkresluje odhad neefektivnosti.

Specifikaci modelu s heteroskedasticitou, která zohledňuje různý rozměr farem v souboru, lze sepsat dle Caudilla a kol.(1995).

$$\sigma_{vi} = \sigma \exp(Z_i \gamma), \quad (19)$$

kde Z_i je vektor proměnných vztahující se k velikosti firmy, γ je vektor neznámých parametrů. Jestli Z_i zahrnuje konstantu, předchozí výraz může být zjednodušen následovně:

$$\sigma_{vi} = \exp(Z_i \gamma) \quad (20)$$

Důležité je kromě heteroscedasticity zohlednit heterogenitu³. Heterogenita se klasifikuje na měřenou či neměřenou. Měřená heterogenita je zohledněná proměnnými modelu, a buď posune produkční hranici a rozdělení složky neefektivnosti (když vstoupí do regresní funkce), anebo mění jejich rozsah (v tomto případě mluvíme o heteroskedasticitě), nebo kombinace obou variant (Scaling model, viz Alvarez a kol., 2005).

Neměřená heterogenita vstupuje do modelu v podobě „efektů“. Přičemž, Greene (2008) diskutuje, že neměřená heterogenita může být důsledkem opomenuté podstatné proměnné. V případě, že všechny podstatné proměnné jsou zahrnuté do modelu, časově neměnné rozdíly mezi podniky se mohou považovat za heterogenitu.

Posun produkční funkce

Greene (2004) uvádí několik způsobů zohlednění heterogenity. Jedním z nich je zařazení efektu heterogenity (environmentální proměnné, technické změny, apod.) (z_i) přímo do modelu

$$y_i = \beta' x_i + \alpha' z_i + v_i - u_i \quad (21)$$

Výše uvedený model se stane „původním“ produkčním modelem, pokud zapíšeme složku neefektivnosti v podobě $u_i^* = \alpha' z_i - u_i$.

V panelových datech, která jsou použita v empirické části práce, se vyskytuje problém časově neměnné a v čase se měnící heterogenity. V této souvislosti se vybírá vhodný model.

V případě předpokládané časově neměnné heterogenity může být použit model fixních efektů (Schmidt a Sickles, 1984).

³Heterogenita je různorodost, resp. rozdíl mezi podmínkami, ve kterých podnik působí (klimatické podmínky, kvalita vstupních faktorů, řídicí struktura podniku, management) a odlišnost používaných technologií.

$$y_{it} = a_0 + \beta' x_{it} + v_{it} - (\max_j(a_j) - a_i) \quad (22)$$

Neměřená časově neměnná heterogenita zahrnutá do modelu ve složce neefektivnosti v podobě $(\max_j(a_j) - a_i)$.

Dalším modelem zohledňujícím neměřenou heterogenitu je „True“ fixed a Random effects model (Greene, 2004, 2005). Greene zdokonalil původní model náhodných efektů (Random Effects Model) Pitta a Lee (1981):

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + v_{it} - u_i \quad (23)$$

a uvedl ho v podobě:

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + w_i + v_{it} - u_{it} \quad (24)$$

a

$$y_{it} = (\alpha + w_i) + x'_{it}\beta + v_{it} - u_i \quad (25)$$

V modelu časově neměnné efekty jsou považovány za neměřenou heterogenitu, a složka neefektivnosti se může časem měnit.

„True“ **Random Effects model** je speciálním případem **Random parameters modelu** (Greene, 2003), ve kterém kromě konstanty mohou být náhodné i další parametry.

Fixed Management model, vyvinutý Alvarez a kol. (2003, 2004) se také považuje za model, zohledňující heterogenitu, jelikož nepozorovaný vstup do modelu (management) reprezentuje vedle managementu rozdíly v kvalitě faktoru (klimatické podmínky, úrodnost půdy atd.) (Hockmann a Pieniadz, 2008).

Podrobněji jsou Random parameters a Fixed management model popsány v následující podkapitole.

Řada autorů (Orea a Kumbhakar, 2004; Greene, 2005; O'Donnell a Griffiths, 2004) zohlednili heterogenitu technologií pomocí Latent class modelu. Orea a Kumbhakar, Greene zachytili heterogenitu jako rozdíly mezi skupinami podniků. O'Donnell a Griffiths použili Latent class model k zohlednění heterogenity, která vyplývá z různých klimatických podmínek na pěstování rýže.

Latent class se modeluje stochastickým modelem

$$\ln y_{it} | q = f_q(x_{it}, \beta_q) + v_{it}|q - u_{it}|q \quad (26)$$

kde q je třída nebo skupina.

Heterogenita v průměru složky neefektivnosti.

Jedním ze způsobu zohlednění heterogenity je její zařazení do rozdělení složky neefektivnosti modelu. Jak už víme, tvar uříznutého normálního rozdělení je závislý na jeho průměru μ . V tomto případě podnikově specifikovaná heterogenita může být zohledněná v modelu následujícími způsobem:

$$y_i = \beta' x_i + v_i - u_i \quad (27)$$

$$v_i \sim N[0, \sigma_v^2]$$

$$u_i = |U_i| \text{ kde } U_i \sim N[\mu_i, \sigma_u^2], \mu_i = \mu_0 + \mu_1' z_i$$

Problémem heterogenity se v České republice zabývala řada autorů. Technickou efektivnost potravinářských podniků s ohledem na heterogenitu analyzovali Čechura a Hockmann (2010, 2014). Autoři využili True Random Effects a Random Parameters modelu pro zohlednění nepozorované heterogenity a dospěli k závěru, že mezipodniková heterogenita je podstatnou charakteristikou firem potravinářského průmyslu. Kroupová (2010) zkoumala technickou efektivnost ekologických farem v České republice. Autorka předpokládala, že heterogenita farem je vysvětlována lokalizací farem v méně příznivých oblastech, výší dotací na podporu ekologického zemědělství a výší ostatních dotací. Matulová (2013) analyzovala technickou efektivnost zemědělských podniků s ohledem na jejich umístění v méně příznivých oblastech, konáním činnosti v režimu ekologického či konvenčního zemědělství; sektorové rozdělení zemědělské produkce, kvalitu lidské práce, která byla zohledněná s využitím položky Sociální náklady. Pechrová (2015) ve své práci jako faktory zohledňující heteroskedasticitu zahrnula do modelu dotace (jednotnou platbu na plochu, národní doplňkové platby (TOP-UP), platby v rámci programu rozvoje venkova) a specializaci farem na rostlinné či živočišné výrobě.

3.5.5 Empirické modely pro odhad stochastické produkční funkce

Prvním důležitým třídícím kritériem ve SFA modelech jsou použitá data. Pro analytické účely se rozlišují tři typy souboru dat:

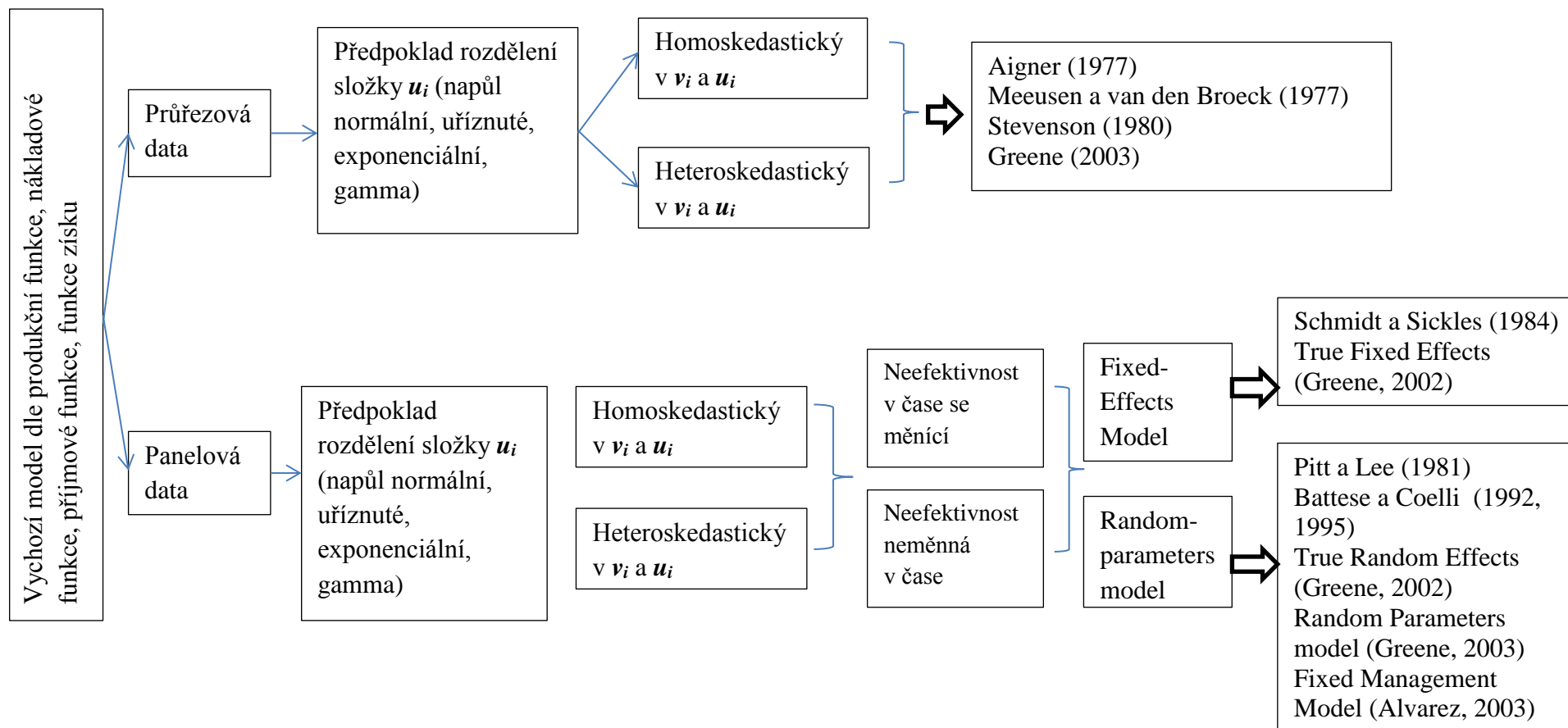
- 1) časové řady – data uspořádaná v čase pro vybranou proměnnou,
- 2) průřezová data – data k více entitám (podnikům) shromážděná v jednom časovém okamžiku,
- 3) panelová data – soubor dat několika proměnných měnicích se v čase, tj. kombinace časové řady a průřezových dat. Při analýze efektivnosti se používají průřezová data a panelová data.

Pokud se jedná o panelová data, rozlišují se dvě základní kritéria, a to bude-li se technická efektivnost měnit v čase či nikoli. Dalším třídícím kritériem je předpoklad, zda se neefektivnost mění či nemění (fixní složka neefektivnosti) a zda je korelována s regresory. Model fixních efektů (Fixed Effects Model) předpokládá fixní složku u_i a její korelovanost s regresory. Model náhodných efektů (Random Effects Model) dovoluje měnící se složku neefektivnosti, avšak vyžaduje její nekorelovanost s vysvětlujícími proměnnými.

Dalším předpokladem modelů je homoskedasticita (konečný a konstantní rozptyl) náhodných složek v_i a u_i , nebo jejich heteroskedasticita.

Z uvedeného vyplývá, že existuje široká škála specifikací modelů (využití průřezových nebo panelových dat, předpoklady rozdělení složky neefektivnosti, homoskedastická nebo heteroskedastická složky v_i a u_i , apod.) Schéma 2 znázorňuje strukturu existujících stochastických modelů podle různých předpokladů.

Schéma 2: Klasifikace modelu SFA podle různých hledisek



Zdroj: vlastní schéma podle Kumbhakar a Lovell (2000), Belotti a kol.(2012)

3.5.6 Modely odhadu produkční funkce pro panelová data

Od té doby kdy Pitt a Lee (1981), Cornwell, Schmidt a Sickles (1980) navrhli základní Random a Fixed effects modely, literatura stochastické hraniční analýzy se stále vyvíjí. Pro panelová data existuje několik nejčastěji používaných modifikací:

Pitt a Lee (1981) – neměnná v čase neefektivnost, Random Effects

Formulace modelu vypadá následovně

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + v_{it} - u_i \quad (28)$$

Nedostatkem tohoto modelu je předpoklad toho, že složka neefektivnosti (u_i) je v čase neměnná a nekorelována s regresory a náhodnou složkou v_{it} .

Základním rozdělením je napůl normální rozdělení, což způsobuje to, že individuální heterogenita je obsažena v odhadu složky neefektivnosti u_i . Použití uříznutého rozdělení tento nedostatek oslabí. Avšak Greene (2008) diskutuje, že model s uvedeným rozdělením se obtížně odhaduje.

Cornwell, Schmidt a Sickles, 1990 - neměnná v čase neefektivnost, Random Effects

Model se zapisuje následovně:

$$y_{it} = \alpha + \mathbf{b}' x_{it} + v_{it} = \max(a_i) + \mathbf{b}' x_{it} + v_{it} + [a_i - \max(a_i)] = \alpha + \mathbf{b}' x_{it} + v_{it} - u_i \quad (29)$$

kde $u_i = \max(a_i) - a_i > 0$

Greene (2008) uvádí, že tento model je v podstatě „deterministický“ hraniční model. Model se interpretuje tak, že neodhaduje absolutní neefektivnost, ale neefektivnost i -té firmy v relaci k ostatním firmám v souboru.

Předností modelu je to, že nevyžaduje předpoklad rozdělení složky neefektivnosti. Nedostatky jsou: nedovoluje jakékoli časově neměnné proměnné v modelu, důsledkem čehož je to, že všechny nezahrnuté podstatné časově neměnné efekty jsou obsaženy v odhadu neefektivnosti; měří pouze relaci firem k sobě navzájem (Greene, 2008).

Battese a Coelli (1995) model - časově závislý model neefektivnosti

Battese a Coelli (1992) navrhli specifikaci, která dovoluje vyřešit problém nežádoucího předpokladu v čase neměnné neefektivnosti. Model byl vyvinut pro napůl normální rozdělení v následující podobě:

$$y_{it} = \beta' x_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (30)$$

$$u_{it} = \exp[-\eta(t - T)] \quad (31)$$

kde T je počet period

Další specifikace modelu, navrhnutá Battese a Coellim (1995), zahrnuje vektor vysvětlujících proměnných z'_{it} , které mají vliv na technickou efektivnost i -té firmy v čase t

$$u_{it} = z'_{it} \delta + w_{it} \quad (32)$$

kde δ je vektor neznámých parametrů, w_{it} je náhodná složka definována uříznutým rozdělením.

True Fixed Effects Model s v čase se měnící neefektivností

Obecný Fixed Effects Model v specifikaci Schmidt a Sickles (1984) má několik zásadních nedostatků: časově neměnná heterogenita je obsažena v konstantě či odhadu neefektivnosti, neefektivnost se předpokládá za neměnnou v čase, což je nežádoucí podmínkou pro delší panelová data (Greene, 2003).

S cílem vyřešit problém Fixed Effects modelu Greene (2003) navrhnul True Fixed Effects Model s napůl normálním rozdělením neefektivnosti v následující podobě:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' x_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (33)$$

Tento model může mít také uříznuté rozdělení neefektivnosti.

Model zahrnuje neměřenou heterogenitu v konstantě α_i . Kromě toho, lze heterogenitu zohlednit zařazením do průměru uříznutého rozdělení složky neefektivnosti.

True Random Effects Model s v čase se měnící neefektivností

Modifikace Random Effects Modelu Pitt a Lee (1981) byla navržena Greene (2002, 2003). Zmíněný model má omezení ve formě časové invariantnosti neefektivnosti a neschopnosti rozlišit mezi latentní (skrytou) heterogenitou a neefektivností (první je zahrnuta ve složce neefektivnosti). Kromě toho, u Random Effects modelu se předpokládá nekorelovanost složky neefektivnosti s regresory.

S cílem odstranit dvě prvních omezení Greene (2005a, 2005b) navrhnul model ve tvaru:

$$y_{it} = (\alpha + w_i) + x'_{it}\beta + v_{it} - u_i \quad (34)$$

Latentní heterogenita je v modelu obsazena v w_i . Neefektivnost může mít napůl normální rozdělení či uříznuté rozdělení.

Měření heterogenitu lze zohlednit dvěma způsoby, a to buď tak, že mezipodniková heterogenita ovlivní produkční hranice ve formě $w_i = f'_i\theta + \omega_i$, anebo zařazením do průměru rozdělení neefektivnosti.

Random Parameters Model

V Random Parameters modelu se setkáváme s v čase se měnící neefektivností. Greene (2003) definuje model v následující podobě:

$$y_{it} = \beta'_i x_{it} + v_{it} - u_{it}, \quad (35)$$

$$u_{it} = |N[\mu_{it}, \sigma_{uit}^2]|$$

$$\mu_{it} = \delta'_i m_{it}$$

$$\sigma_{uit}^2 = \sigma_u^2 * \exp(\gamma'_i w_{it})$$

Model může mít napůl normální rozdělení a uříznuté rozdělení.

Fixed Management model

Alvarez a kol. (2003 a 2004) navrhli produkční model, ve kterém nepozorovatelné faktory jsou zahrnuté do modelu jako latentní proměnná. Základní produkční model je ve tvaru:

$$y_{it} = f(x_{it,1}, x_{it,2}, \dots, x_{it,k}, m_i) \quad (36)$$

kde nepozorovaný, časově neměnný faktor m_i je označený jako management. Zahrnutím nepozorovatelného faktoru do modelu, autoři vyvinuli stochastický hraniční model, ve kterém všechny stochastické parametry jsou funkcí jediného stochastického efektu v_i . Model se zapisuje v následujícím funkčním tvaru:

$$\ln TE_{it} = \ln f(t, x_{it}, m_i; \beta) - \ln f(t, x_{it}, m_i^*; \beta) \leq 0, \quad \ln TE_{it} = -u_{it}, \quad (37)$$

Alvarez a kol. (2003) ve svém článku zkoumali vliv manažerských schopností na technickou efektivnost. Autoři uvádí, že model je užitečný při odhadu technické efektivnosti s ohledem na politiku firmy.

Způsoby hodnocení vlivu managementu na efektivnost farem v SFA budou podrobněji spolu s modelem Fixed-Management prozkoumány v následující kapitole.

V literatuře se stále diskutuje, které modely jsou vhodnější pro analýzu technické efektivnosti. Kumbhakar, Lien a Hardaker (2012) ve své práci porovnávají šest modelů pro panelová data.

Modelem 1 je zevšeobecnění modelů první generace (Pitt and Lee 1981; Schmidt and Sickles 1984; Kumbhakar 1987; Battese and Coelli 1988), zapisuje se ve formě (28).

Model 2 je rozšířený Model 1 umožňující zohlednění heteroskedasticity jak v jednostranné komponentě technické neefektivnosti, tak i v symetrické náhodné složce. Tento model v literatuře je často označován jako dvojnásobný heteroskedastický model. Model je specifikován v následující podobě:

$$y_{it} = \alpha + f(x_{it}; \beta) + v_{it} - u_{it} \quad (38)$$

$$u_{it} \sim N^+(\mu, \sigma_{it}^2) = N^+(\mu, \exp(\omega_{uo} + z'_{u,it} \omega_u))$$

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_{v,it}^2) = N(0, \exp(\omega_{vo} + z'_{v,it} \omega_v))$$

Model 3 je představen modelem Kumbhakar a Wang (2005), do kterého autoři zařazují podnikově specifikovanou komponentu.

$$y_{it} = \alpha_i + f(x_{it}; \beta) + v_{it} - u_{it} \quad (39)$$

$$u_{it} = G_t u_i$$

$$u_i \sim N^+(\mu_i, \sigma_i^2) = N^+(\delta_o + z_i' \delta, \exp(\omega_{u_o} + z_{u,i}' \omega_u))$$

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_{v,it}^2) = N(0, \exp(\omega_{v_o} + z_{v,it}' \omega_v))$$

Kumbhakar, Lien a Hardaker (2012) uvádějí, že ve srovnání s Modelem 1 a Modelem 2, Model 3 lépe vysvětluje strukturu panelových dat, neboť konstanta α_i v (39) bere v úvahu neměřenou heterogenitu neboli podnikově-specifikované fixní efekty. Jinými slovy, tento model odděluje technickou neefektivnost (v čase se měnící) od podnikových (v čase neměnných) efektů.

Model 4 je představen True Random Effects modelem Greene (2005a,b) (34). Jak diskutují Kumbhakar, Lien a Hardaker (2012), rozdíl mezi Modelem 3 a Modelem 4 spočívá v tom, že v Kumbhakar a Wang (2005) modelu neefektivnost specifikována jako produkt komponenty G_t , která je v podstatě funkcí času a složky u_i , která je uříznutou normální proměnnou, jejíž průměr a rozptyl je závislý na vektoru podnikově-specifikovaných poměnných. Tyto proměnné se nemohou měnit v čase, jelikož u_i je v čase neměnná proměnná. V porovnání s Modelem 3, Model 4 není produktem G_t a u_i , tudíž, průměr a rozptyl u_{it} může být závislý na proměnných, které se v čase mění. V podstatě u těchto modelů se budou lišit jejich věrohodnostní funkce.

Dále Kumbhakar, Lien a Hardaker (2012) diskutují, že zatímco v Modelu 4 podnikové efekty jsou součástí složky neefektivnosti, v Modelu 1 tyto efekty nejsou zařazeny do komponenty neefektivnosti. Stále se diskutující otázkou je, zda podnikové efekty (fixní nebo náhodné) lze považovat za součást neefektivnosti, za součást vstupů (případně produkčních faktorů) do produkčního procesu, nebo je hodnotit jinými způsoby. Kumbhakar and Heshmati (1995) navrhli model (Model 5) ve kterém technická neefektivnost se rozkládá na trvalou podnikově specifikovanou (časově neměnnou) komponentu a měnící se v čase reziduální komponentu. Tudíž, v tomto modelu podnikové efekty jsou považovány za trvalou neefektivnost. Model **Kumbhakar and Heshmati (1995)** se zapisuje v následující podobě:

$$y_{it} = \alpha_0 + f(x_{it}; \beta) + v_{it} - \eta_i - u_{it},$$

kde v_{it} je náhodná složka; $\eta_i \geq 0$ reprezentuje trvalou technickou neefektivnost; u_{it} je měnící se v čase neefektivnost; $\eta_i + u_{it}$ je celková technická neefektivnost. Model lze odhadnout třemi kroky.

Kumbhakar, Lien a Hardaker (2012) uvádí, že na rozdíl od Modelu 4, Model 5 nebere v úvahu fixní a náhodné efekty vztahující se k faktorům neměřené heterogenity, které nejsou spojené s

neefektivností. Modifikaci modelu 5 s rozšířením o náhodné podnikové efekty navrhli **Kumbhakarem a kol. (2014)** a **Colombi a kol. (2014)**. Postup jeho odhadu je podrobněji popsán v podkapitole 4.2.3.

Dále Kumbhakar, Lien a Hardaker (2012) porovnávají uvedené modely. Výsledky jsou představeny v tabulce 4.

Tabulka 4: Základní charakteristiky vybraných modelů

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Obecné podnikové efekty	Ne	Ne	Fixní	Náhodné	Ne	Náhodné
Technická efektivnost						
Trvalá efektivnost	Ne	Ne	Ne	Ne	Ano	Ano
Reziduální technická efektivnost	Ne	Ne	Ne	Ne	Ano	Ano
Celková technická efektivnost						
Průměr	Časově neměnný ⁴	Časově neměnný	Časově neměnný	Nulově uříznutý ⁵	Nulově uříznutý	Nulově uříznutý
Rozptyl	Homo.	Hetero. ⁶	Hetero.	Hetero.	Homo.	Homo.
Symetrická náhodná složka						
Rozptyl	Homo.	Hetero.	Hetero.	Homo.	Homo.	Homo.

Zdroj: Kumbhakar a kol. (2012)

Na základě porovnání modelů a jejich dostupností pro odhad ve SW Stata 11.2 pro empirickou část této práce byly vybrány následující modely: True Random Effects model, Battese a Coelli (1995) model, Kumbhakar, Lien a Hardaker (2014) model.

3.5.7 Metody odhadu hraniční produkční funkce

Mezi základní metody odhadu produkční funkce patří:

Upravená metoda nejmenších čtverců (COLS) navrhnutá Winsten (1957) nevyžaduje předpoklad rozdělení náhodné složky u_i , jelikož odhad se provádí prvním krokem běžnou metodou nejmenších čtverců (BMNČ), která poskytne konzistentní odhad parametrů, ale vychylený odhad konstanty. Druhým krokem se konstanta upravuje vzestupně tak, že upravená funkce je omezená shora pozorovanými hodnotami.

⁴ V modelech s časově neměnným (time-invariant) průměrem neefektivnosti determinanty neefektivnosti jsou zařazeny do průměru funkce

⁵ Nulově uříznutý (zero truncation) průměr předpokládá napůl normalné rozdělení složky neefektivnosti

⁶ Hetero. (Homo.) se vztahuje k modelům, rozptyly kterých jsou funkce kovariát, jež jsou podnikově specifikovány a měnící se v čase.

Modifikovaná metoda nejmenších čtverců (MOLS), vyvinuta Richmondem (1974), vyžaduje předpoklad o rozdělení náhodné složky neefektivnosti. Stejně jako COLS, parametry se odhadují běžnou metodou nejmenších čtverců, konstanta přesunutím odhadnutého průměru u_i minusem, tj. extrahováním z momentů reziduí BMNČ. Pak se rezidua BMNČ modifikují v opačném směru.

Metoda maximální věrohodnosti, navrhnuta Afriat (1972), vyžaduje předpoklad rozdělení u_i a současně odhaduje parametr β a momenty rozdělení u_i . Metoda maximální věrohodnosti je založena na podmínce maximalizace věrohodnostní funkce, což je sdružená hustota pravděpodobnosti daného náhodného výběru.

Odhady získané metodou maximální věrohodnosti (ML) se vyznačují dobrými vlastnostmi. Princip této metody je založen na předpokladu, že do náhodného výběru se nejčastěji dostávají ty hodnoty statistického znaku, které mají v základním souboru největší pravděpodobnost, resp. hustotu pravděpodobností.

Metoda ML se často používá v empirické analýze, jelikož má několik žádoucích vlastností. ML metoda je konzistentní, má normální rozdělení a je asymptoticky eficientní, tj. odhaduje neznámý parametr nejlepším možným způsobem (Coelli a kol., 1995).

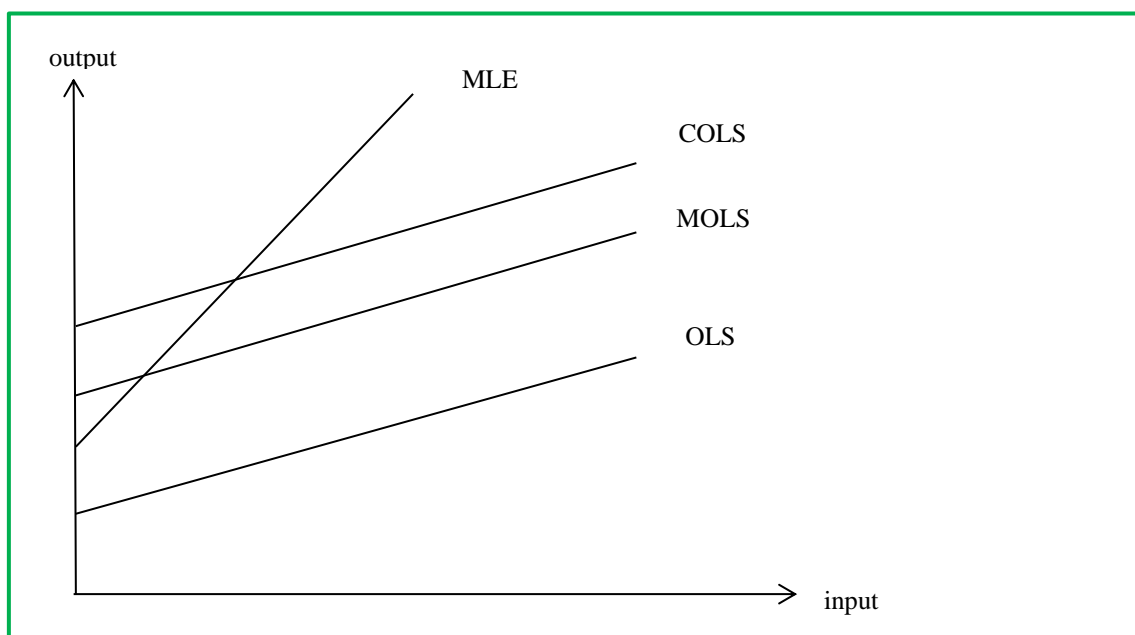
Logaritmická věrohodnostní funkce pro i producentů má tvar (Kumbhakar a Lovell, 2000):

$$\ln L = \text{constant} - I \ln \sigma + \sum_i \ln \Phi \left(-\frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma} \right) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_i \varepsilon_i^2 \quad (40)$$

kde $\sigma = (\sigma_u + \sigma_v)^{1/2}$, $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$, Φ je distribuční funkce.

Jak je možné vidět v grafu 10, COLS a MOLS upravují pouze hodnotu konstanty, nechává hodnotu odhadu parametrů neměnnou, v důsledku čehož technologická struktura efektivnějších podniků je stejná jako u podniku s nižší efektivností. Na rozdíl od COLS a MOLS, MLE zohledňuje rozdíl v technologii.

Graf 10: COLS, MOLS a MLE produkční hranice



Zdroj: vlastní zakreslení podle Porcelli, 2009

Tudíž, v případě, že můžeme předpokládat rozdělení pravděpodobnosti náhodné složky neefektivnosti, nejvhodnější metodou pro odhad je MLE. COLS je vhodná metoda v případě, že neznáme rozdělení u_i .

3.6 Zdroje neefektivnosti zemědělských farem

3.6.1 Produkční faktor management a jeho vliv na efektivnost farem

Management je stále považován za důležitý produkční faktor zemědělské výroby, prokázaný Marshallovým předpokladem o existenci čtyř základních faktorů: půdy, práce, kapitálu a organizace. Poslední je koordinujícím faktorem vykonávaným managementem, jenž spojuje ostatní faktory, umožňující výrobní činnost. V jakémkoli byznysu je manažer odpovědný za rozhodnutí, která by přispěla k růstu a progresu podniku. Farmy jsou podniky, které musejí přijímat širokou škálu rozhodnutí.

Kay a Edwards (1994) diskutují, že ve většině případů rozdíl ve výkonnosti podniků je způsoben diferencemi v managementu (cit. Wilson a kol., 2001). Avšak, na rozdíl od produkčních faktorů půdy, práce a kapitálu, management není přímo pozorovatelný, což následně komplikuje analýzu, která se snaží vysvětlit difference ve výkonnosti farem kvůli managementu. Technické a ekonomické výsledky farmy jsou ovlivněné managementem, který cílí na optimalizaci nebo ovlivnění technických a biologických procesů farmy, vykonávající své funkce v určitém

prostředí a ekonomických podmínkách. Zkoumání vlivu managementu na výkonnost podniku se tak může stát důležitým zdrojem informace pro zpracování strategie dosažení vysoké úrovně efektivnosti farmy. Kvalita managementu má vliv na proces transformace vstupu ve výstup.

3.6.1.1 Vliv managementu na efektivnost zemědělského podniku

Důležitost role managementu se stále diskutuje v literatuře, která analyzuje produktivitu a efektivnost. Bloom a kol. (2011) uvádějí, že zvláštní uvažování managementu není potřebné, protože přítomnost konkurence očišťuje podnik od nekvalitního managementu. Avšak to není potvrzeno empirickými studiemi, které ve většině případů dokazují, že rozdíl ve výkonnosti firmy je pravděpodobně vyvolán její neschopností přijmout nejlepší praktiku managementu.

Triebis a Kumbhakar (2012) uvádějí, že efekt managementu na produktivitu může být empiricky modelován několika způsoby: (1) management jako vstup, podobný tradičním vstupům, kterými jsou práce a kapitál, nebo usnadňující vstup, ovlivňující produktivitu tradičního vstupu; (2) management jako faktor, způsobující změny technologie; (3) management pomáhá efektivnímu využití vstupu přes zvýšení technické a alokační efektivnosti.

Ve své práci uvádějí a diskutují různé specifikace funkce, do kterých management vstupuje jako tradiční vstup anebo působí změně technologie. Autoři zkoumali vliv managementu aplikací semiparametrického modelu, ve kterém management ovlivňuje efektivnost neutrálním a ne neutrálním způsobem, tj. je současně dvěma výše uvedenými způsoby.

$$y = A(z)f(x) \quad (41)$$

kde z je management, x je tradiční vstup.

$$Y_i = X_i' \beta + g(Z_i) + u_i, i = 1, 2, \dots, n \quad (42)$$

Byla prozkoumána praxe managementu firem s použitím instrumentu hodnocení, vyvinutého vedoucí mezinárodní poradenskou firmou v oblasti managementu. Způsob hodnocení definuje a skóruje 18 praktik managementu nebo kategorií (přístup k zvětšení výkonnosti, cíle organizace, jejich propojení, časový horizont, management lidského kapitálu atd.). Hodnocení se provádělo od 1 (nejhorší) do 5 (nejlepší). Jak zmínili Triebis and Kumbhakar (2012), jejich studie spíše zkoumá vliv organizačního kapitálu než schopnosti pracovníků. Přišli k závěru, že lepší praktika managementu snižují neefektivnost firem, ale v klesající míře.

Dalším směrem k hodnocení vlivu efektivnosti jsou studie, v nichž management vystupuje jako zdroj neefektivnosti. Tyto studie používají především model Battese a Coelli (1995):

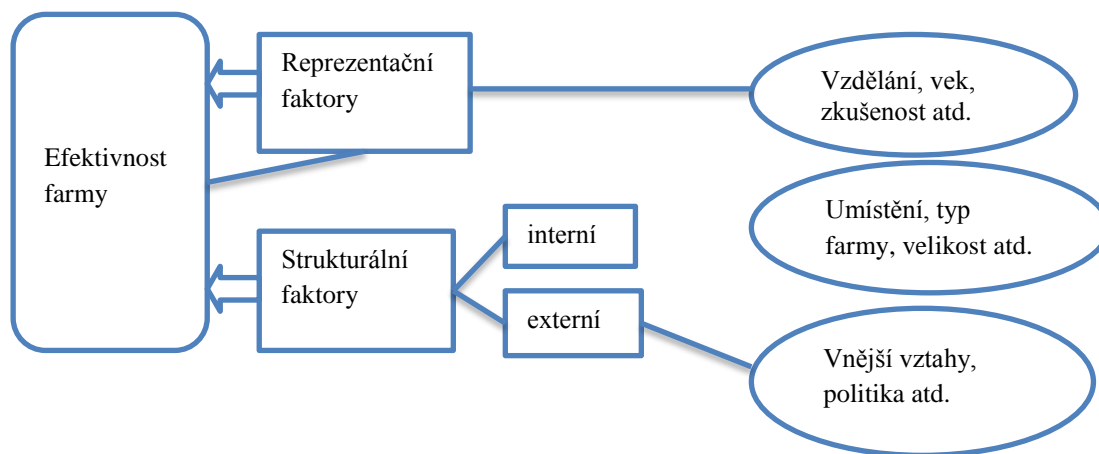
$$U_{it} = z_{it}\delta + W_{it} \quad (43)$$

kde náhodná proměnná W_{it} , je definována úřiznutím normálního rozdělení s nulovým průměrem a rozptylem σ^2 .

Puig-Junoy a Argilés (2004) vymezují tři skupiny faktorů, které ovlivňují úroveň efektivnosti. První skupina zahrnuje kapacitu managementu, představenou personálními vlastnostmi farmaře (motivace, schopnosti a biografické údaje), praxe a postup přijetí rozhodnutí. V literatuře se diskutuje, že tyto dvě komponenty jsou spojené, protože personální kapacity manažera mohou ovlivnit jeho schopnost sledovat proces rozhodnutí (Wilson a kol., 2001). Druhá skupina faktorů jsou technické a biologické procesy. Třetí skupina představuje vliv institucionálního, fyzického a ekonomického prostředí farmy.

Passel a kol. (2006) faktory, ovlivňující technickou efektivnost podniku, představili rozdělené na dvě skupiny: strukturální a reprezentační. Druhá skupina nás zajímá více, protože zahrnuje faktory, spojené s managementem.

Schéma 3: Faktory, ovlivňující technickou efektivnost



Zdroj: Passel a kol (2006)

Věk farmáře by měl být ukazatelem jeho zkušenosti. Avšak hodně autorů, včetně Battese a Coelli (1995), Thirtle a Holding (2003), Khan a Saeed (2011), Lambarraa (2011), ve své práci dospěli k závěru, že věk má na technickou efektivnost negativní vliv. Vysvětlovali to tím, že mladší farmáři ochotněji přijímají technické inovace (Parikh a kol., 1995). Nicméně Wilson a

kol. (2001), Madau (2010), Furesi a kol.(2011) diskutují, že starší manažeři jsou zkušenější a používají své znalosti pro efektivnější aplikaci zdrojů. Gorton a Davidova (2001) uvádí, že vliv věku farmáře na technickou efektivnost podniku není určitý, neboť jejich výsledky prokázaly negativní působení věku v Bulharsku, ale v Maďarsku byl účinek pozitivní. Sajjad a Khan (2010) analyzující ekonomickou efektivnost mléčných farem do modelu zahrnuli současně dvě proměnné: věk a zkušenost (počet let v zemědělské činnosti) farmáře, což by mělo způsobit přítomnost multikolinearity v modelu.

Vzdělání může být uvažované jako strategie zvětšení zemědělské produktivity. Farmáři s větší úrovní školního vzdělání mají tendenci být méně neefektivními, což bylo potvrzeno mnoha empirickými výzkumy. Efekt vyšší úrovně vzdělání je pozitivní, protože vzdělanější farmář má více dovedností pro efektivnější řízení farmy (Solís a kol., 2009, Hambrusch a kol., 2006, Parikh a kol., 1995, Battese a Coelli, 1995). Avšak Mazvimavi a kol. (2012) ve své práci zjistili, že demografické faktory (věk, pohlaví, vzdělání) nemají žádný vliv na neefektivnost farem. Jako ostatní důležité charakteristiky vzdělání, ovlivňující efektivnost, různí autoři uvádějí další vzdělávání farmáře, účast na seminářích a čtení speciální literatury.

Charakteristiky managementu. Rougoor a kol.(1998) uvádějí, že zahrnutí aspektů procesu přijetí řešení pro vysvětlení rozdílů v efektivnosti farem je velmi důležitý krok. Wilson a kol.(2001) ve svém studiu zkoumali vliv motivaci farmáře k dosažení určitých cílů, a také zdrojů informace, které se používaly během rozhodovacího procesu, a dospěli k závěru, že cíle maximalizace zisku a zachování životního prostředí přispívají růstu technické efektivnosti. Rovněž snaha farmáře hledat informace při rozhodování pozitivně ovlivňuje úroveň technické efektivnosti.

Většina empirických studií, jež se pokouší vysvětlit role managementu v rozdílu výkonnosti farem, analyzuje složku managementu přes zařazení do analýzy biografické proměnné. Avšak Rougoor a kol. (1998) diskutují, že zařazení pouze biografické proměnné není postačující. Farmář s výbornými schopnostmi má velkou pravděpodobnost dosáhnout dobrých výsledků. Nicméně, výsledek vždy nemusí být pozitivní, a to v případě nedokonalého (slabého) rozhodovacího procesu. Tudíž logickým krokem při hodnocení technické efektivnosti bude zařazení do analýzy manažerské schopnosti přijetí rozhodnutí spolu s jeho personálními dovednostmi.

3.6.1.2 *Rozhodovací role manažera*

Podle Mintzberga (1973), role manažera je možné rozdělit do tří skupin, což jsou interpersonální, informační a rozhodovací aktivity. V rámci každé skupiny pak Mintzberg (1973) vydělil tři až čtyři role.

Rozhodovací role manažera spočívá ve výběru jednoho z přípustných řešení rozhodovacích situací. Manažer rozhoduje ve čtyřech rolích:

- jako **podnikatel** – v roli podnikatele manažer zkoumá organizaci a její okolní prostředí, aby mohl vyhledávat, vytvářet a využívat příležitosti a zamezit hrozbám, vznikajícím během změn.
- jako **řešitel problémů** – v této roli manažer reaguje na neočekávané skutečnosti, jež překáží dosahování cílů, preventivně zamezuje problémům, či je co nejdříve a nejlépe vyřeší.
- jako **alokátor (distributor, rozdělovatel) zdrojů** – rozhoduje o rozdělování a podle potřeby následném přerozdělení zdrojů, nutných pro realizaci plánovaných činností (peníze, čas, moc, zařízení, zásoby, zaměstnanci).
- jako **vyjednaváč** – tato role znamená účast na jednáních s jedinci nebo organizacemi. Manažer se při zastávání této role snaží sladit zájmy či dosáhnout rozumných kompromisů v rámci řízeného kolektivu i ve vztahu k externím partnerům (tedy například s podřízenými, s kolegy, s odboráři, s klienty, s dodavateli, s úřady).

Mintzberg (1973) zdůrazňuje, že tyto role se vzájemně doplňují a navíc je nelze zcela jednoznačně oddělit. Na manažerův výkon by měla vliv absence kterékoli z uvedené role. Mintzbergův model je přínosný z hlediska dělení manažerských aktivit. Avšak v literatuře se vyskytuje kritika tohoto přístupu, která občas vytýká, že mu chybí konkrétnost, a že mnoho aktivit se vztahují k více faktorům. Shapira a Dunbar (1980) analyzoval manažerské role v empirické studii, jehož se zúčastnili MBA studenti, přičemž většina z nich byla zaměstnána na manažerské pozici. Výsledky této studie umožnily autorům rozdělit 10 aktivit manažera do dvou skupin: informační a rozhodovací.

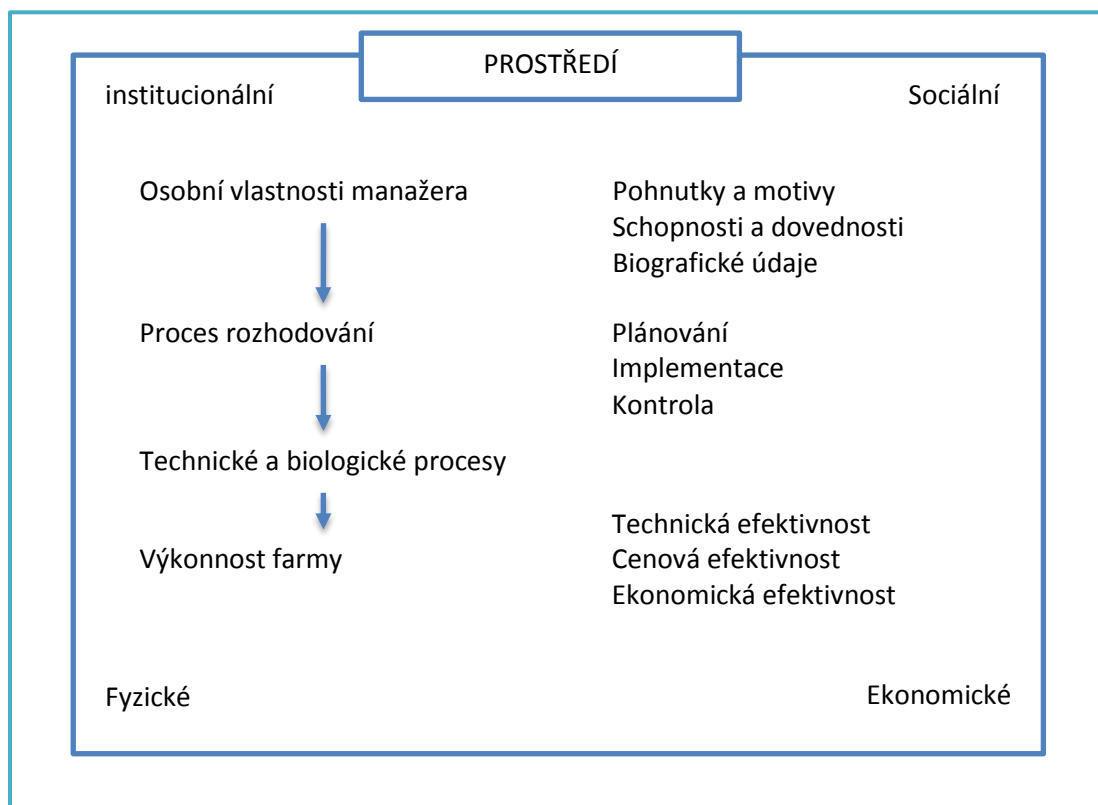
Během rozhodování manažer může používat různé metody usnadňující proces rozhodování. Jsou to strom rozhodnutí, teorie her, lineární programování, síťová analýza. Proces rozhodování může

být rozčleněn do následujících kroků (Turner a Taylor, 1998): pozorování, analyzování, vyhledávání náhradních řešení, hledání nejlepšího řešení, efektivní realizace rozhodnutí, monitorování a kontrola.

3.6.1.3 Proces rozhodování a výkonnost farmy

Kvalita procesu rozhodování je důležitým faktorem, ovlivňujícím přijetí logických a organizovaných rozhodnutí v produkčním procesu farmy. Každý manažer se snaží pomocí procesu rozhodování optimalizovat technické a biologické procesy podniku (Schéma 4). Tyto procesy, jež jsou ovlivnitelné do určité míry, následně determinují výkonnost farem. Náhodné (stochastické) proměnné, jako jsou počasí, výskyt chorob a nemocí, nepříznivé klimatické podmínky, tržní fluktuace úrovně vstupních a výstupních cen, rovněž ovlivňují výsledky farmy. Manažer pracuje v prostředí, které je charakterizované těžko proveditelnými náhlými změnami, což způsobuje rizikovost a nejistotu při rozhodování. Bezlepkina a kol. (2005) uvádějí, že Boehlje and Eidman (1984) rozlišují čtyři dimenze prostředí: (1) institucionální prostředí (vlastnictví, struktura kapitálu, rozpočtové omezení, dotace, apod.), (2) sociální prostředí (pracovní podmínky, pracovní kolektiv, motivace, sociální bezpečnost, apod.), (3) fyzické prostředí (klimatické podmínky, kvalita půdy, technologie, infrastruktura, velikost farmy, apod.), (4) ekonomické prostředí (tržní podmínky, ceny faktorů a produkce).

Schéma 4: Manažerské schopnosti ve vztahu k vnějšímu prostředí, biologickým procesům a výsledkům



Zdroj: Rougoor a kol. (1998)

Kay a Edwards (1994) ve své práci používají známé rozdělení procesu rozhodování na plánování, implementaci a kontrolu. Toto dělení bylo využito mnoha studií.

Wilson a kol.(2001) ve svém studiu zkoumali motivaci farmáře k přijetí určitých řešení. Pro to vyčlenili čtyři cíle, které byly hodnoceny farmáři podle jejich důležitosti. Autoři zjistili, že cíle maximalizace zisku a péči o životní prostředí jsou pozitivně korelované s technickou efektivností. Autoři uvádějí, že zatímco pozitivní korelace prvního cíle a technické efektivnosti je očekávána a může být snadně vysvětlená, role druhého cíle v zvýšení efektivnosti nedostatečně jasná. Předpokládají, že farmář, pečující se o životní prostředí, usiluje o hospodárnější využití zdrojů, čímž minimalizuje své náklady.

Wilson a kol.(2001) dále vymezili čtyři skupiny zdrojů informace, které jsou klíčové pro proces rozhodování. Jsou to personální (nezávislý poradce, další farmáře apod.); písemné (farmářský tisk, literatura ministerstva zemědělství, komerční literatura apod.); elektronické (internet apod.); ostatní zdroje informace (konference, setkání farmářů a jiné). Proměnná pro analýzu vlivu

využívaných zdrojů informace na technickou efektivnost farem byla získána sčítáním všech druhů zdrojů informace.

Puig-Junoy a Argilés (2004) doplňují, že ve studii Wilsona a kol. (2001) proces přijetí řešení a využití účetní informace v procesu rozhodování není zřetelně zkoumán. Autoři použili dělení procesu rozhodování na plánování, implementaci a kontrolu, a s použitím empirické analýzy dospěli k závěru, že plně integrovaný management, zakládající se na důvěryhodné účetní informaci a zahrnující proces plánování a kontroly, je signifikantním faktorem, pozitivně ovlivňujícím efektivnost farem. Jako proměnná vysvětlující vliv fáze plánování na efektivnost podniku byla do modelu zařazena dummy (umělá) proměnná, ukazující na použití (nepoužití) účetní informace při rozhodování. Fáze implementace v modelu je kvantitativně vyjádřena koncentračním indexem Herfindahle. Fáze kontroly je představena dummy proměnnou, nabývající hodnot nula, v případě, že farmář neprovádí analýzu a srovnání svých výsledků s výsledky jiných farmářů, až jedna v opačném případě.

Rozsah a kvalita informace je rozhodujícím elementem pro přijetí řešení. Jedním z důležitých komponentů v moderním informačním systému je účetní informace, hrající patrnou role v procesech plánování, implementaci a kontroly.

Verstegen a kol (1998), Tomaszewski (2000) provádějí regresní analýzu, prokázavše, že informační systémy managementu (MIS) zvyšují zisk a výkonnost farem.

Trip a kol. (2002) zkoumali vliv procesu přijetí řešení na efektivnost farem, nezahrnující do modelu personální schopnosti manažera (věk, zkušenost, vzdělání, sociální dovednosti apod.), vysvětlující to tím, že tyto faktory pravděpodobně ovlivňují výsledky podniku přes efektivnost procesu rozhodování. Ve své práci vydělili čtyři elementy procesu rozhodnutí. Jsou to cíle a politika, plánování, monitorování a vedení záznamu dat (registrace výsledků) a hodnocení. **Cíle a politiku** autoři hodnotili podle kritéria zřetelnosti a specifičnosti vytyčeného cíle. Druhý element **plánování** byl řazen podle toho, zda farmář má přísný termín sázení a sklizně a jak jej dodržuje. Pro dosažení vyšší efektivnosti by farmáři měli **registrovat** výsledky své činnosti (technické a ekonomické) s následující analýzou. Pro kvantitativní ocenění faktorů **hodnocení** při zahrnutí do modelu Trip a kol. (2002) zjišťovali, je-li spokojen farmář s výsledky své činnosti ve srovnání s předchozím obdobím nebo ve srovnání s výsledky svých kolegy. Výsledky studie prokázaly, že největší významnost mají faktory **plánování** a **registrace výsledků**. Zatímco role

proměnných **stanovení cílů** a **hodnocení** ve vysvětlování rozdílu v efektivnosti farem je nepatrná.

3.6.1.4 Produkční faktor management v modelu Fixed Management Model

Na základě předchozí studie byly vymezeny a znázorněny na schématu 5 způsoby, kterými může být produkční faktor management vyjádřen a následně zařazen do empirické analýzy. Tyto proměnné vyjadřují měřený vliv managementu na produkční hranici (měřenou heterogenitu). Však, v literatuře uvádějí přístupy zohlednění managementu jako neměřeného faktoru na výsledky faremní činnosti. Jedním z nich je Fixed Management Model, jenž byl vyvinut Álvarez a kol. (2003) s cílem vyřešit problém „management bias“, který vzniká při opomenutí produkčního faktoru management ve specifikaci produkční funkce. Autoři zahrnují management do modelu jako stochastický (náhodný) efekt produkční funkce. Tento přístup umožňuje analýzu vztahu mezi managementem a technickou efektivností.

Hockmann a Peniards (2009) a Čechura a kol. (2011) předpokládají produkční technologii, ve které efektivní výstupy (y_{it}^e) jsou vyráběny efektivními vstupy (x_{it}^e):

$$y_{it}^e = y_{it} e^{\tau_{yt}t} e^{\mu_{yi}m_i} \text{ a } x_{it}^e = x_{it} e^{\tau_{xt}t} e^{\mu_{xi}m_i} \quad (44),(45)$$

y_{it} a x_{it} reprezentují skutečné výstupy a skutečné vstupy výrobního procesu i -té firmy v čase t a proměnná τ umožňuje modelovat technologickou změnu.

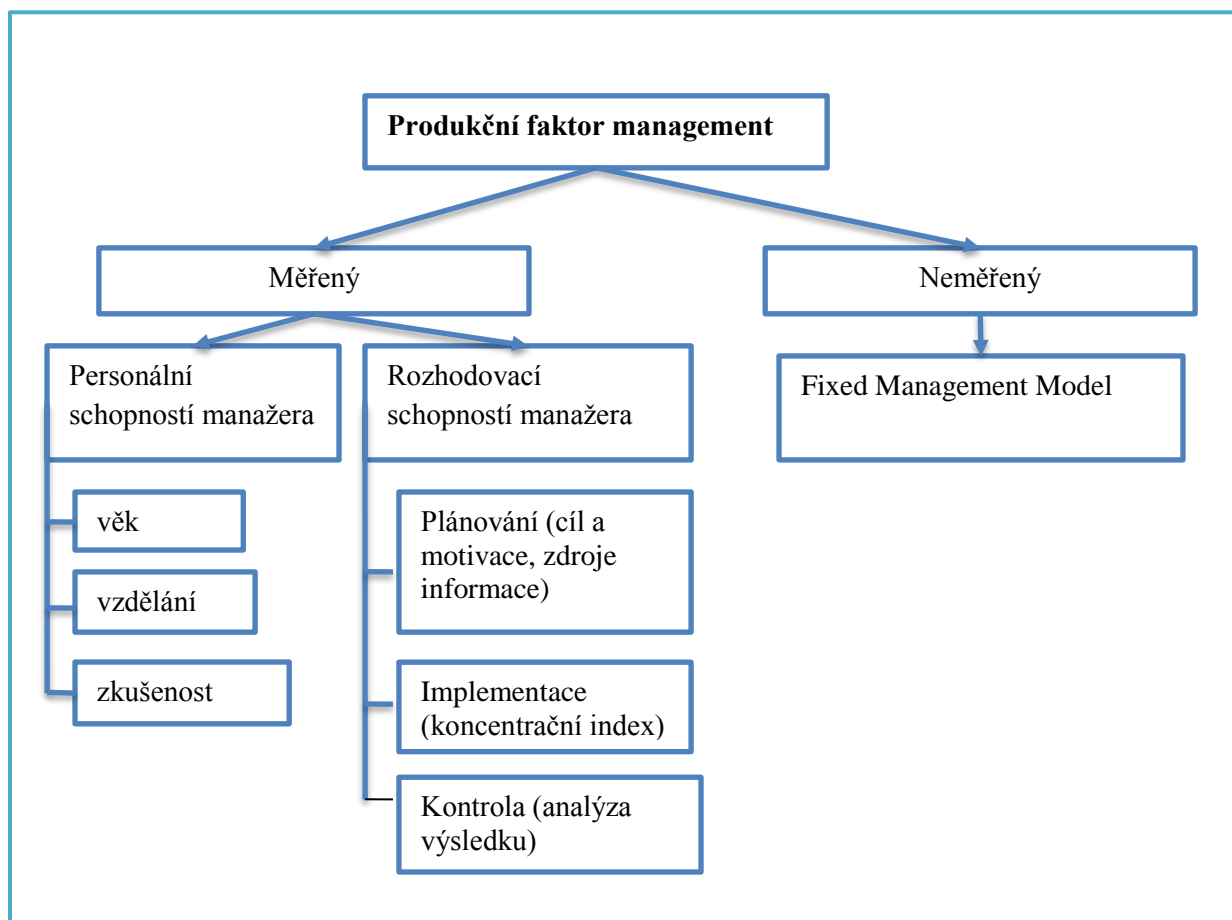
Autoři uvádí, že tento nepozorovaný vstup do modelu reprezentuje, kromě manažerských dovedností, rozdíly v kvalitě faktorů, jako např. klimatické podmínky, úrodnost půdy, strukturu kapitálu apod. Jinými slovy lze říct, že nepozorovaný vstup v tomto modelu nezahrnuje pouze produkční faktor management, ale je nepozorovaným specifickým faktorem, zohledňujícím prostředí a podmínky výrobního procesu.

Čechura (2009) navrhuje rozklad výše uvedeného modelu, jenž dovolí extrahovat management od ostatních faktorů reprezentujících mezipodnikovou heterogenitu.

$$x_{it}^e = x_{it} e^{\tau_{xt}t} e^{\mu_{xi}(l_i \underline{m}_i + \gamma_i z_i)} = x_{it} e^{\tau_{xt}t} e^{\mu_{xi} l_i \underline{m}_i} e^{\mu_{xi} \gamma_i z_i}, \quad (46)$$

kde původní m_i , obsahující jak management, tak rozdíl v kvalitě používaných vstupů, je rozloženo právě na skutečný management \underline{m}_i a vektor proměnných z_i reprezentujících rozdíl v kvalitě používaných vstupů.

Schéma 5: Způsoby zařazení managementu do modelu analýzy efektivity



Zdroj: vlastní zpracování

3.6.2 Velikost zemědělského podniku a jeho specializace

Vliv lidského a sociálního kapitálu na výkonnost podniku byla prokázána mnoha studiemi (Lockheed et al., 1980; Stefanou and Saxena, 1988). Avšak většina výzkumů, zabývajících se efektivností farem, je zaměřená na analýzu vlivu velikosti podniku a strukturálních záležitostí. Tato skutečnost je výsledkem toho, že převážně se pro analýzu efektivity používají účetní data, která neobsahují informace o lidském a sociálním kapitálu.

Z téhož důvodu jako faktory, ovlivňující technickou efektivnost pro účely této práce byly použity ukazatelé velikosti farem a jejich specializace na chovu prasat.

3.6.2.1 Velikost farmy

V literatuře je široce diskutovaná otázka optimální velikosti podniku v transitivních ekonomických podmínkách. Prováděné pozemkové reformy a restrukturalizace vyvolaly změny

v rozdělení velikostí farem. Na počátku pozemkové reformy někteří ekonomové tvrdili, že je žádoucí zachovat velké zemědělské struktury a bránit se fragmentaci farem na základě toho, že menší farmy jsou méně efektivní (Kanchev, 2000). Jiní, naopak, zůstávali u názoru, že velké zemědělské podniky ve východní Evropě trpí klesajícími výnosy z rozsahu, a proto je žádoucí zpracovat reformní strategie, která by obsahovala návrhy na snížení průměrné velikosti zemědělských podniků (Koester a Striewe, 1999)

Diskuze týkající se optimální struktury a velikosti farem má dlouhou historii v zemědělské ekonomice (Gordon a Davidova, 2004). Studie západních ekonomik hledaly odpověď na otázku, zda větší farmy jsou efektivnější technicky (což může být dekomponované na čistou technickou efektivnost a efektivnost z rozsahu) nebo alokačně (Hall a LeVeen, 1978). Existovala hypotéza, dle které se s růstem farmy projevovat efekt její velikosti (Seckler a Young, 1978). Předpokládalo se, že firmy v konkurenčních podmínkách produkují v nejnižším bodě křivky dlouhodobých průměrných nákladů (long-time average cost, LAC), a rozdělení četnosti podniků dle velikosti odhalí nejnižší bod uvedené křivky. Původně se předpokládalo, že křivka LAC má podobu tvaru „U“, avšak pozdější studie západních zemědělských ekonomik prokázaly, že křivka je ve většině případů tvarovaná v podobě písmenka „L“. (Gordon a Davidova, 2004). Tato zjištění naznačují, že zvyšující se průměrná velikost farmy nemusí nutně znamenat přítomnost úspor z rozsahu (Seckler a Young, 1978).

Výzkum rozvojových zemí se soustředil kolem "inverzní hypotézy", dle které menší farmy jsou produktivnější, protože půda je využívána intenzivněji (Johnson a Ruttan, 1994; Cornia, 1985). Kromě toho, větší efektivnost menších farem se vysvětluje nižšími náklady obětované příležitosti práce ve srovnání s většími farmami. Výsledkem je, že malé zemědělské podniky uplatňují své vlastní práce v takovém množství, že očekávaný mezní produkt práce v domácnosti je nižší, než tržní hodnota nákladů obětované příležitosti práce (Carter a Wiebe, 1990). Avšak se diskutuje, že tyto studie jsou většinou soustředěny na dílčí indikátory produktivity (resp. hektarové výnosy) a nezohledňují vlivy jiných vstupů (Barrett, 1998).

Tradiční přístupy k diskusi o velikosti a efektivnosti farem jsou kritizovány jak z empirického, tak i z koncepčního hlediska (Kislev a Peterson, 1996). Někteří autoři pochybují o existenci vztahu mezi velikostí farmy a její efektivností. Seckler a Young (1978) uvádí, že rozdíly v efektivnosti jsou otázkou odlišnosti kvality managementu malých a větších farem. Farmy s dobrým managementem generují větší zisk a jsou schopné investovat finanční prostředky do rozšíření pozemků a následně se rozvíjet.

Pozornost je nutné věnovat i problematice způsobu měření velikosti farem. Gorton a Davidova (2004) uvádí, že pro účely měření velikosti farem se v literatuře používají hodnoty vstupních a výstupních faktorů (počet pracovníků, hodnota stálých aktiv atd.). Nejčastěji se avšak využívá ukazatel velikosti obhospodařované půdy. Nicméně Gorton a Davidova (2004) namítají, že takovýmto způsobem nelze zohlednit či zachytit rozdíly mezi jednotlivými farmářskými systémy, například v případě intenzivní živočišné produkce. Evropská velikostní jednotka⁷ (EVJ), která je založená na pravidelných hodnoceních standardizovaného ekonomického přínosu (marže), získávaného z rostlinné a živočišné výroby, je využívána jen velmi málo, nicméně v některých případech může být akceptovatelným řešením (Gorton a Davidova, 2004).

Boudný a kol. (2011) ve svém výzkumu rozdělili zemědělské podniky na skupiny dle plochy obhospodařované půdy a dospěli k závěru, že „analýza rozptylu potvrzuje významné rozdíly mezi zkoumanými skupinami. Nejvyšších hodnot dosahují buď menší podniky s výměrou do 500 ha, nebo naopak podniky velké s výměrou nad 2 500 ha.“

U zemědělských podniků lze definovat velikost dvěma způsoby – buď klasicky podle počtu pracovníků (do 10 zaměstnanců se dle vymezení EU jedná o mikro podniky, do 50 o malé a do 250 o střední podniky) (Commission Recommendation, 2003) nebo pomocí výměry zemědělské půdy jako základního výrobního faktoru. Vzhledem k tomu, že ale ne všechny farmy hospodaří na půdě, je vhodnější kritérium počet pracovníků (Pechrová, 2015).

3.6.2.2 Specializace farmy

Adam Smith (1776) jako první upozornil na přínos specializace ve formě zvýšení produktivity. Na příkladu továrny na výrobu kolíků Smith (1776) dokázal, že pracovníci, kteří byli specializováni na určité produkční operace, vykazovali větší produktivitu práce.

Podle Smitha (1776) klíčovým faktorem růstu produktivity je čas, který pracovníci ušetří v důsledku toho, že nemusejí přecházet z jednoho úkolu na další. Další aspekty přínosu specializace se vztahují k roli znalostí a koordinačních nákladů, které byly zdůrazněny Becker a Murphy (1992) a Caliendo a Rossi-Hansberg (2012) (cit. Chavas a Kim, 2015).

Jako faktory, které vedou ke zvýšení produktivity v důsledku specializace, se v literatuře uvádějí výnosy z rozsahu a nekonvexita technologie (Chavas a Kim, 2015). Kromě uvedeného lze

⁷ EVJ se vypočítává dělením standardizovaného ekonomického přínosu, vyjádřeného v Euro, na 1200 Euro. Výpočet standardizovaného ekonomického přínosu se zakládá na výměře obhospodařované půdy a/nebo počtu chovaných zvířat a na příslušném regionálním koeficientu.

v literatuře najít i další faktory – časové úspory, resp. pokles fixních nákladů. Dle Smithova (1676) příkladu, zisky ze specializace pocházejí částečně z úspor v čase, který by mohl být ztracen „přepínáním“ z jednoho úkolu na další. Chavas a Kim (2015) uvádí, že úspora času (taktéž i na školení k plnění nových úkolů či prací) nepřispívá k jakémukoli výstupu, ale z empirického hlediska představuje fixní náklady. Toto naznačuje, že snížení fixních nákladů může být důležitým zdrojem výnosu ze specializace.

Specializace farem je v literatuře často zkoumaná v kontextu diverzifikace. Ačkoli farmy mají tendenci vyvíjet se směrem k větší specializaci produktu, mnoho farem je stále smíšeného charakteru (Passel a kol., 2006). Skutečnost, že většina farem jsou multiprodukční firmy naznačuje, že výhody diverzifikace jsou v zemědělství významné. Jako příklad takových výhod lze uvést úspory z rozsahu, které působí snížení nákladů spojených s produkcí více výstupů a redukcí rizika plynoucí z diverzifikace (Chavas, 2001).

Efektivnost využívání vstupních faktorů se mezi jednotlivými výrobními typy liší. Empirická analýza vlivu specializace na efektivnost se vyznačuje různými výsledky. Brummer (2001) zjistil, že slovinské soukromé farmy specializované na živočišnou výrobu jsou méně efektivní než jiné typy zemědělských farem. Rovněž ve Velké Británii a Evropské Unii méně specializované farmy byly efektivnější než ostatní farmy (Thirtle a Holding (2003), Blazejczyk-Majka a kol. (2011)). Avšak Hallam a Machado (1996), Mugera a Langemeier (2011) dospěli k závěru, že účinnost farem je nezávislá na míře specializace. Nakonec, Santarossa (2003) zjistil, že specializované skotské farmy jsou více efektivní než nespécializované. K témuž závěru dospěli Kim a kol. (2012) analýzou dat korejských farem zaměřených na pěstování rýže. Autoři uvádějí, že efekt diverzifikace je nepatrný, a vyplývá zejména z komplementarity mezi výstupy s minimálním efektem úspor z rozsahu.

Čechura (2009) studoval vliv specializace po vstupu České republiky do Evropské unie. Výsledky jeho analýzy ukazují, že podniky se specializací v rostlinné výrobě se lépe vyrovnaly se vstupem do EU. Jejich technická efektivnost ve sledovaném období spíše stagnovala. Avšak podniky zaměřené na živočišnou výrobu zaznamenaly pokles technické efektivnosti z důvodu silnější konkurence a s ní souvisejícím poklesem produkce a následným nedostatečným využíváním kapacit. Dále dodává, že diverzifikace výroby může být řešením pro utlumení některých negativních tendencí ovlivňujících technickou efektivnost. Ve své empirické studii Čechura a kol. (2014) definují specializované farmy jako mající nejméně 50 % podíl výroby určitého produktu na celkové výrobě (např. podíl obilovin nejméně 50 % na rostlinné výrobě,

nebo 50% podíl výroby mléka a mléčných výrobků na celkové produkci živočišné výroby, nebo 50 % produkce vepřového masa na celkové živočišné výrobě).

3.6.3 Vliv dotací na technickou efektivnost

Zemědělská výroba je podporovaná různými dotacemi ve většině států. Dotace mohou být vázány (coupling) buď na produkci (výstupy) anebo na produkční faktory (vstupy). Avšak jelikož vázané dotace deformují cenu a snižují tržní konkurenceschopnost, tendencí posledních let se stávají nevázané dotace (decoupling). V podstatě nevázané dotace, podle definice, neovlivňují krátkodobé rozhodnutí farmáře v případě dokonale konkurenčního trhu, absence úspor z rozsahu a rizikově neutrálního chování farmáře. V praxi však tyto podmínky nejsou dodržovány a tak dokonce i nevázané dotace mohou ovlivnit produkční rozhodnutí, což je prokázáno mnoha empirickými studiemi. Vázané a nevázané dotace mohou ovlivnit produkci několika způsoby: změnou relativních cen vstupů a výstupů, působením na příjmy, na nabídku práce, na investiční rozhodnutí a rozvoj farem. Tyto efekty mohou nakonec ovlivnit technický a ekonomický výkon farem (Zhu a Oude Lansink, 2008).

Teoreticky růst vázaných dotací vede ke snížení produktivity farem, protože povzbuzují farmáře k použití menšího objemu vstupů. Avšak lze očekávat, že dotační platby mohou vest ke zvýšení technické efektivnosti, pokud tyto stimulují farmáře k inovacím a k použití nových technologií. Na druhou stranu, technická efektivnost může klesat se zvýšením dotací, pokud farmář preferuje volný čas s větším podílem dotací na příjmu. Tudíž, efekt dotací na technickou efektivnost je otevřenou otázkou.

Některé studie prokázaly, že dotace snižují produktivitu. Například, Guan a Oude Lansink (2006) dospěli k závěru, že dotace mají signifikantní negativní vliv na produktivitu nizozemského orného zemědělství během 1990-1999 let. Bezlepkina a Oude Lansink (2006) analyzovali vliv dotací (a zadluženosti) na objem produkce s použitím faremních dat v Rusku za období 1995-2000. Výsledky ukazují na negativní vztah mezi objemem dotací a produkcí. Scuras a kol. (2006) dospěli k závěru, že kapitálové dotace neovlivňují řecký potravinářský průmysl přes úspory z rozsahu, ale přes technickou změnu.

Několik studií empiricky zkoumalo efekt dotací na technickou efektivnost. Průzkum maďarských firem pěstujících obiloviny za období 1985-1991 prokázal, že neefektivnost, mimo jiných faktorů, lze vysvětlit dotacemi (Piesse a Thirtle, 2000). Analýza farem pěstujících tabák během let 1991-1995 v Řecku ukázala na negativní vliv přímých příjmových transferů na

technickou efektivnost (Karagiannis a Sarris, 2005). Hadley (2006) zkoumal technickou efektivnost a technickou změnu ve Velké Británii a Walsu a dospěl k závěru, že poměr celkových dotací k hrubému rozpětí za léta 1982 až 2002 měl negativní vliv na produkci obilovin, rostlinnou a smíšenou výrobu a pozitivní efekt na výrobu mléka a hovězího masa. Zhu a Oude Lansink (2008) analyzovali vliv reforem společné zemědělské politiky na technickou efektivnost farem, specializujících se na rostlinnou výrobu v Německu, Nizozemsku a Švédsku, a zjistili, že poměr dotací na celkových tržbách má negativní vliv na technickou efektivnost. Avšak vázané dotace mají pozitivní vliv na technickou efektivnost, zatímco nevázané dotace ovlivňují technickou efektivnost negativně. Emvalomatis a kol. (2008) zjistili, že platby na plochu (area payment) značně snižují technickou efektivnost producentů bavlny v Řecku. Kromě toho, autoři dospěli k závěru, že nezohlednění nepozorované heterogenity nadhodnocuje úroveň neefektivnosti. Analýza farem pěstujících pšenici v Kanadě během let 1987-1995 ukázala na záporný vztah technické efektivnosti a státních příjmových transferů (Gianakkas a kol., 2001). Kleinhanss a kol. (2007) zkoumali technickou efektivnost farem specializujících se na chov skotu, prasat, ovcí a koz ve Španělsku a farem specializujících se na chov dobytka a prasat v Německu, a dospěli k závěru, že technická efektivnost klesá s růstem přímých plateb pro všechny typy farem s výjimkou farem zabývajících se chovem skotu ve Španělsku. Čechura (2009) se zabýval vztahem dotací a jejich vlivem na efektivnost zemědělských podniků, přičemž byl prokázán spíše jejich negativní vliv. Dále řada výzkumů potvrzuje, že SAPS měly negativní dopad na technickou efektivnost (Bakucs a kol., 2008).

Ve většině studií mají dotace kontradikční dopad. Na jedné straně dotace přispívají k příjmové stabilitě farmářů a zvyšují tím jejich konkurenceschopnost. Nicméně negativní stránkou dotací je, že snižují motivaci podnikatelů k efektivnímu využívání zdrojů a působí přežívání neefektivních farem.

Zmíněné studie jsou většinou založeny na dvou přístupech použitých při analýze efektů dotací na výkonnost farem. První přístup považuje dotace za konvenční vstup spolu s prací, půdou a kapitálem a předpokládá, že dotace přímo ovlivňují produktivitu farem. Tento přístup se vyznačuje určitými nevýhodami: zatímco tradiční vstupy jsou nezbytné pro výrobu, dotace nejsou nezbytné a samy o sobě nemohou vytvářet žádný výstup, kdežto tradiční vstupy mohou.

Druhý přístup využívá SFA a předpokládá, že dotace ovlivňují produktivitu přes funkci technické efektivnosti. Tento přístup nezahrnuje dotace do modelu jako tradiční vstup, a proto

uniká kritice tradičních vstupů. Pro účely této práce v empirické části bude použit druhý uvedený přístup se zařazením dotačních podpor do rozptylu a průměru složky technické neefektivnosti.

3.7 Základní determinanty ovlivňující ekonomickou efektivnost českého zemědělství

Kapitola je věnována vývojovým tendencím sektoru zemědělství České republiky za období let 2000 – 2014. 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 obecné makroekonomické situace České republiky.

Kapitola je členěna na dvě části. První z nich je zaměřena na zhodnocení situace v sektoru zemědělství České republiky s využitím základních činitelů, které mají vliv na jeho vývoj. Druhá pak konkrétně na ekonomickou situaci sektoru živočišné výroby, resp. chovu prasat České republiky.

3.7.1 Pozice agrárního sektoru v národním hospodářství ČR

Od roku 2004 se Česká republika stala členem Evropské unie, což výrazně ovlivnilo rozvoj českého zemědělství. V roce 2013 podíl agrárního sektoru (zemědělství) na hrubé přidané hodnotě (HDH) činil 1,32 %. Ve srovnání se sousedními státy, tento podíl je větší než v Německu a Rakousku, ale menší než v Polsku a na Slovensku (Zpráva o stavu zemědělství ČR za rok 2013 (ÚZEI)).

Podíl na HPH v základních b. c. Podíl zemědělství na HPH každoročně klesá (viz tabulka 5). Pokles podílu v roce 2006 byl ovlivněn především výrazným meziročním zvýšením HPH v národním hospodářství, který činil v základních b. c. 233,8 mld. Kč při současném mírném snížení HPH vytvořené v odvětví zemědělství. Pokles HPH v tomto odvětví byl způsoben zejména poklesem objemu produkce v důsledku méně příznivého průběhu počasí. V letech 2007-2010 byl zaznamenán další pokles podílu zemědělství na celkové tvorbě HPH v základních b. c., a to částečně kvůli nepříznivému vývoji cen zemědělských výrobců, částečně v důsledku poklesu objemu produkce. Další vývoj podílu na HPH je charakterizován nárůstem o 0,32 p. b. v důsledku relativně příznivého vývoje cen zemědělských výrobců. V roce 2012 se odvětví zemědělství podílelo podle statistiky národních účtů na celkové tvorbě HPH 1,32 %, což představuje meziroční pokles o 0,09 p. b.

Tabulka 5: Vybrané ukazatele postavení agrárního sektoru v národním hospodářství

Ukazatel	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Podíl na HPH v základních b. c. - podle statistiky národních účtů (%)	2,35	2,25	1,94	1,79	1,93	1,66	1,09	1,41	1,32
Podíl zemědělství na HDP v základních b. c. - podle SZÚ (%)	1,59	1,06	0,76	0,95	0,82	0,52	0,68	0,91	0,87
Podíl agrárního vývozu na celkovém vývozu (%)	3,56	4,20	3,66	3,91	4,32	4,94	4,16	4,18	4,81
Podíl agrárního dovozu na celkovém dovozu (%)	5,29	5,67	5,34	5,41	5,41	6,69	5,81	5,83	6,25
Podíl na celkovém počtu zaměstnanců v NH (%) ⁸	3,46	3,98	3,08	2,96	2,53	2,42	2,21	2,21	2,19
Poměr průměrné měsíční mzdy v odvětví zemědělství k průměrné měsíční mzdě v NH (%) ⁹	71,70	71,65	71,88	73,6	75,9	75,0	75,2	76,4	78,1

Zdroj: Zpráva o stavu zemědělství ČR za léta 2004- 2012 (ÚZEI)

Podíl zemědělství na celkovém dovozu a vývozu má stejnou tendenci. V roce 2006 oba indikátory poklesly, pak od roku 2007 byl pozorován jejich nárůst až do roku 2009. Vlivem rychlejšího růstu agrárního vývozu než dovozu v roce 2007 a 2008 došlo meziročně k zlepšení stupně krytí dovozu vývozem. V roce 2009 v důsledku rychlejšího růstu dovozu než vývozu došlo naopak ke zhoršení stupně krytí dovozu vývozem. Podíl agrárního vývozu na celkovém vývozu v roce 2010 se meziročně snížil ze 4,9 % na 4,2 % a rovněž podíl agrárního dovozu na celkovém dovozu se snížil z 6,7 % na 5,8 %. V dalším období (2010-2012) byl poté zaznamenán nárůst jak vývozu, tak i dovozu, který v roce 2011 byl sice nepatrný, ale v roce 2012 tyto sledované podíly byly největšími od roku 2005.

Podíl zaměstnanců v zemědělství na celkovém počtu zaměstnaných v roce 2012 činil 2,19 %. V zemědělství dochází k soustavnému poklesu podílu na celkovém počtu pracovníků kvůli ubývajícímu počtu pracovníků v tomto odvětví (viz Příloha A). Během sledovaného období indikátor poklesl téměř dvojnásobně.

⁸Celkový počet zaměstnanců a průměrné hrubé mzdy podle CZ-NACE za ČR úhrnem (přepočtené osoby)

⁹ Celkový počet zaměstnanců a průměrné hrubé mzdy podle CZ-NACE za ČR úhrnem (přepočtené osoby)

Poměr průměrné měsíční mzdy v odvětví zemědělství k průměrné měsíční mzdě v NH.

Zemědělství je nadále charakterizováno mzdovou disparitou a výrazně zaostává v úrovni průměrných mezd. Avšak pozitivním trendem je, že se tento poměr zvyšuje. V roce 2012 se zaostávání zmírnilo na úroveň 78 %.

Jelikož se tato práce bude nadále zabývat analýzou efektivnosti farem v oblasti chovu prasat, pokračujeme zkoumáním jeho stavu.

3.7.2 Význam a vývoj chovu prasat v českém zemědělství

Chov prasat je jedním z nejvýznamnějších odvětví nejen živočišné, ale celé zemědělské výroby v ČR již od pravěké doby.

Archeologické a archivní výzkumy dokládají, že téměř devadesát procent podílu veškeré stravy evropského obyvatelstva doby římsko-germánské až do pozdního středověku tvořilo vepřové maso. Prasata se tedy vyskytovala a chovala na území ČR poměrně v hojných počtech, o čemž svědčí doklady o pastvě domácích primitivních prasat v bukových a dubových lesích z 15. Století (Hanslian, 1925). Postupem času chov prasat procházel svým historickým vývojem, podléhal určitým zásadám a opatřením díky čemu byl koncem 80. let 20. století chov prasat na území na velmi slušné úrovni, srovnatelné s mnohými státy EU. Před vstupem země do EU (do roku 2003), byla soběstačnost ve vepřovém mase téměř stoprocentní.

V České republice dochází v posledním desetiletí k trvalému snižování početních stavů prasat, což nejlépe dokládá níže uvedená tabulka 6 a graf 11. Podle mluvčího ministerstva zemědělství Jana Žáčka, „významným vlivem na pokles celkových stavů prasat bylo zvyšování nákladů a z nich především rostoucí ceny krmných směsí“. Trh s vepřovým masem patří podle ministerstva k trhům, které vykazují obrovské výkyvy výkupních cen.

Tabulka 6: Stav hospodářských zvířat v České republice

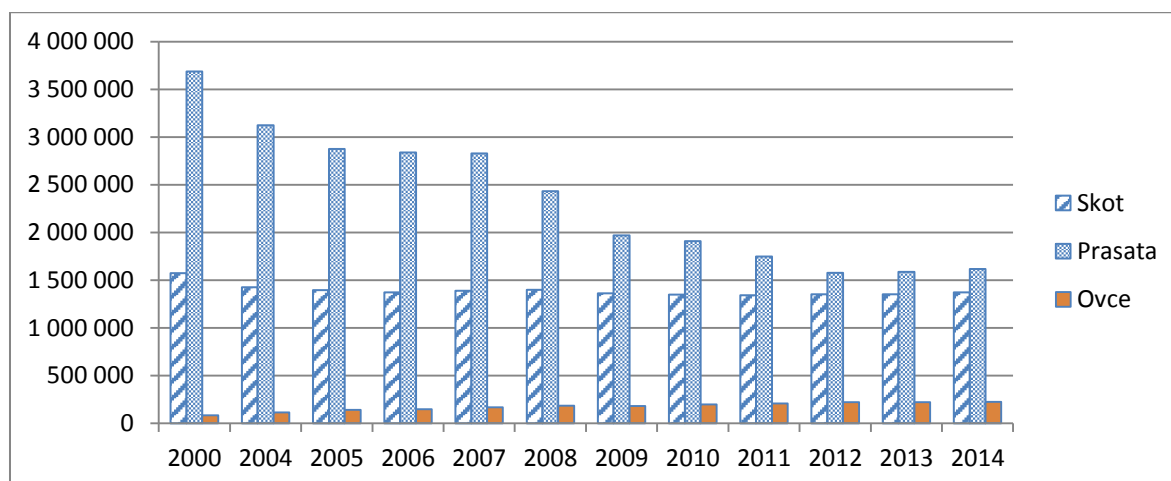
Rok	Skot	z toho krávy	Prasata	z toho prasnice	Ovce	Koně	Drůbež	z toho slepice
2000	1 573 530	614 787	3 687 967	296 811	84 108	23 835	30 784 432	11 739 179
2004	1 428 329	572 887	3 126 539	250 842	115 852	20 371	25 493 559	6 394 409
2005	1 397 308	573 724	2 876 834	232 499	140 197	20 561	25 372 333	5 940 971
2006	1 373 645	563 723	2 840 375	228 961	148 412	22 883	25 736 003	6 315 609
2007	1 391 393	564 686	2 830 415	224 878	168 910	24 009	24 592 085	6 287 764
2008	1 401 607	568 695	2 432 984	179 297	183 618	27 274	27 316 866	6 308 618
2009	1 363 213	559 803	1 971 417	142 342	183 084	28 030	26 490 848	6 463 805
2010	1 349 286	551 245	1 909 232	132 799	196 913	29 887	24 838 435	6 215 840
2011	1 343 686	551 536	1 749 092	112 441	209 052	31 068	21 250 147	6 137 484
2012	1 353 685	551 225	1 578 827	100 157	221 014	33 175	20 691 308	5 354 575
2013	1 352 822	551 924	1 586 627	102 351	220 521	34 281	23 265 358	7 242 723
2014	1 373 560	563 963	1 617 061	102 957	225 397	32 925	21 463 815	6 755 502

Zdroj: ČSÚ

Počet prasat se v roce 2014 oproti roku 2000 snížil více než dvakrát. Počet ostatních hospodářských zvířat (skot, drůbež) buď klesl nepatrně, nebo se dokonce zvýšil (ovce, koně).

Po roce 2012 vývoj počtu prasat se charakterizuje mírně rostoucí povahou. V roce 2013 se počet oproti roku 2012 zvýšil o 7800 ks (0,5 %), v roce 2014 oproti roku 2013 o 30 434 ks. (1,9 %).

Graf 11: Vývoj stavu prasat, skotu a ovcí v letech 2000-2014



Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

Stav prasat v krajích České republiky uvádí tabulka 7. Největší počet prasat se chová v kraji Vysočina a v Jihomoravském kraji.

Tabulka 7: Stav prasat v jednotlivých krajích České republiky

Kraj	1. 1. 2012	1. 1. 2013
Středočeský+Praha	297 945	310 017
Jihočeský	144 844	143 536
Plzeňský+Karlovarský	116 892	115 431
Ústecký	80 229	76 432
Liberecký	21 641	21 609
Královéhradecký	84 185	80 397
Pardubický	137 095	138 761
Vysočina	224 527	249 528
Jihomoravský	187 825	166 669
Olomoucký	91 135	88 198
Zlínský	94 585	104 260
Moravskoslezský	52 907	52 847

Zdroj: Ročenka chovu prasat (2014)

Spolu se snižováním stavu prasat klesá v tuzemsku také výroba vepřového masa.

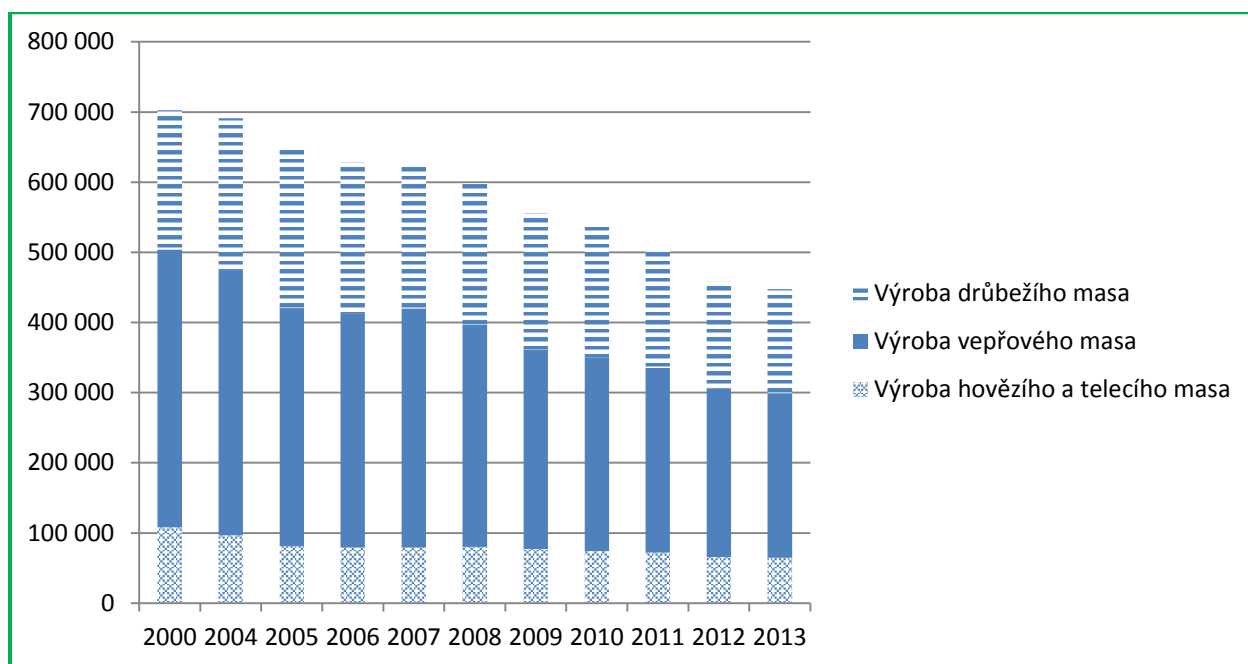
Avšak i přes výrazný pokles stavu prasat v uplynulých 15 letech sektor vepřového masa patří i nadále mezi významné zemědělské odvětví, a to nejenom z ekonomického hlediska. Výroba vepřového masa se v roce 2013 podílela na celkové výrobě masa z 52,3 %.

Tabulka 8: Produkce masa v ČR, tun

	2000	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Výroba masa v t.	703 052	691 301	647 728	628 585	626 297	598 953	556 066	538 554	505 397	458 329	447 525
Meziroční index	x	98,3	93,7	97,4	99,6	95,6	92,8	96,9	93,8	90,7	97,6
V tom											
Výroba hovězího a telecího masa	108 160	96 660	81 031	79 187	79 328	80 020	77 026	74 259	72 125	65 713	64 825
Meziroční index	x	89,4	83,8	97,7	100,2	100,9	96,3	96,4	97,1	91,1	98,6
Podíl na celkové výrobě masa	15,4	14,0	12,5	12,6	12,7	13,4	13,9	13,8	14,3	14,3	14,5
Výroba vepřového masa	396 107	376 723	339 635	333 015	340 863	316 985	284 572	275 905	262 944	239 753	234 273
Meziroční index	x	95,1	90,2	98,7	102,4	93,0	89,8	97	95,3	91,2	97,7
Podíl na celkové výrobě masa	56,3	54,5	52,4	53,0	54,4	52,9	51,2	51,2	52,0	52,3	52,3
Výroba skopového a kozího masa	138	175	218	197	212	190	150	149	163	171	179
Meziroční index	x	126,8	124,9	90,4	107,6	89,6	79,0	99,4	109,0	105,0	104,9
Podíl na celkové výrobě masa	0,020	0,025	0,034	0,031	0,034	0,032	0,027	0,028	0,032	0,037	0,040
Výroba koňského masa	190	65	82	77	68	65	66	63	81	80	74
Meziroční index	x	34,2	125,6	94,8	89,2	95,6	101,2	95,8	128,5	97,8	93,1
Podíl na celkové výrobě masa	0,027	0,009	0,013	0,012	0,011	0,011	0,012	0,012	0,016	0,017	0,017
Výroba drůbežního masa	198 457	217 678	226 762	216 111	205 826	201 693	194 252	188 177	170 084	152 613	148 174
Meziroční index	x	109,7	104,2	95,3	95,2	98,0	96,3	96,9	90,4	89,7	97,1
Podíl na celkové výrobě masa	28,23	31,49	35,01	34,38	32,86	33,67	34,93	34,94	33,65	33,30	33,11

Zdroj: ČSU

Graf 12: Objem výroby masa v ČR v letech 2000-2013



Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ

Objem výroby masa v ČR každoročně klesá v důsledku snížení objemu výroby vepřového masa. Avšak i přes to se podíl vepřového masa na celkové výrobě v posledních letech udržuje na úrovni 52 %, a během zkoumaného období nevykázal značný pokles.

Tabulka 9: Vývoj v chovu prasat a produkci vepřového masa v ČR

Ukazatel	MJ	2000	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Stavy prasat	tis. kusů	3688,0	3126,5	2876,8	2840,4	2830,4	2433,0	1971,4	1909,2	1749,1	1578,8
Produkce jatečných prasat	tis. tun ž.hm.	583,9	425,7	367,2	349,6	360,8	335,8	288,1	285,1	272,5	236,2
Dovoz prasat a vepř. masa ¹⁰	tis. tun ž.hm.	19,2	69,5	114,4	120,3	138,3	165,2	199,3	217,5	234,7	255,6
Domácí spotřeba	tis. tun ž.hm.	596,1	439,4	443,4	438,8	458,2	453,6	442,6	446,6	448,2	433,0
Vývoz prasat a vepř. masa ¹¹	tis. tun ž.hm.	8,0	58,8	34,8	32,9	40,1	50,3	45,7	53,4	59,8	60,4
Soběstačnost ČR v produkci vepřového masa	%	98,0	96,9	82,8	79,7	78,7	74,0	65,1	63,8	60,8	54,5

Zdroj: Zpráva o stavu zemědělství ČR za léta 2004-2012 (ÚZEI)

¹⁰Po přepočtu na živou hmotnost

¹¹Po přepočtu na živou hmotnost

Následkem několikaletého poklesu celkových stavů prasat je snížená soběstačnost ve výrobě vepřového masa, která se v roce 2012 snížila na 60,4 %.

Primární příčinou snížení stavů bylo zvyšování dovozu živých prasat a vepřového masa. Vliv taktéž mělo i snížení ceny zemědělských výrobců. Příčinou snížení soběstačnosti je mimo zmiňovaného poklesu celkových stavů prasat především zvýšení dovozů vepřového masa a živých prasat po vstupu České republiky do EU, které jsou bezesporu také příčinou poklesu stavů. Vývozy i dovozy na rozdíl od doby před vstupem České republiky do EU probíhají bez celních bariér¹².

Tabulka 10: Ekonomika výkrmu prasat

Ukazatel	MJ	2000	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Náklady na produkci	Kč/kg ž.hm.	30,1	33,8	31,1	33,7	35,7	38,6	34,0	33,1	34,2	35,7
CZV jatečná prasata celkem	Kč/kg ž. hm.	34,8	32,0	31,7	31,0	28,2	29,9	29,6	26,8	28,6	33,3
Souhrnná rentabilita	%	.	-5,6	2,2	-8,2	-21,1	-22,5	-12,8	-19,2	-16,3	-6,9
Cena EU prasata tř.	€/100 kg j. hm.	.	138,4	139,0	145,2	135,2	153,2	142,2	141,0	153,2	170,6
Cena ČR prasata tř.	€/100 kg j. hm.	.	145,8	144,0	147,5	138,6	162,2	150,0	142,1	156,2	177,4

Zdroj: Zpráva o stavu zemědělství ČR za léta 2004-2012 (ÚZEI)

Vývoj chovu prasat v České republice ovlivňuje rentabilita tohoto odvětví, která podle šetření ÚZEI, téměř celou sledovanou dobu nabývá záporných hodnot.

Cenový vývoj v České republice je ovlivňován stavem nabídky a poptávky na českém trhu. Avšak cena jatečných prasat českých výrobců je vyšší, než průměrná cena jatečných prasat evropských výrobců, což také přispívá ke zvýšení dovozu této komodity a následnému poklesu výroby v ČR a snížení soběstačnosti.

¹² Od 1. 5. 2004, kdy došlo k uvolnění zahraničního obchodu, tj. i obchodu s živými prasaty a vepřovým masem, bez cel, bez netarifních překážek ve formě licencí a množstevních omezení v rámci jednotného trhu EU.

3.7.3 Spotřeba vepřového masa domácnostmi v ČR

Spotřeba masa od roku 2007 v České republice poklesla. Spotřeba masa s kosti byla v roce 2007 81,5 kg na obyvatele, v roce 2011 – 78 kg, což znamená propad o 3,5 kilogramu. Vývoj je tak dán především poklesem spotřeby hovězího a drůbežího masa, zatímco spotřeba vepřového masa ve srovnání s rokem 2007 poklesla jen nepatrně (o 0,2 kg na obyvatele).

Ve srovnání s rokem 2000 byla spotřeba hovězího masa v roce 2011 o 3,6 kg na obyvatele menší, spotřeba vepřového masa se naopak zvýšila o 0,9 kg na obyvatele, což ukazuje na mírné posílení postavení vepřového jako masa nejoblíbenějšího masa v ČR.

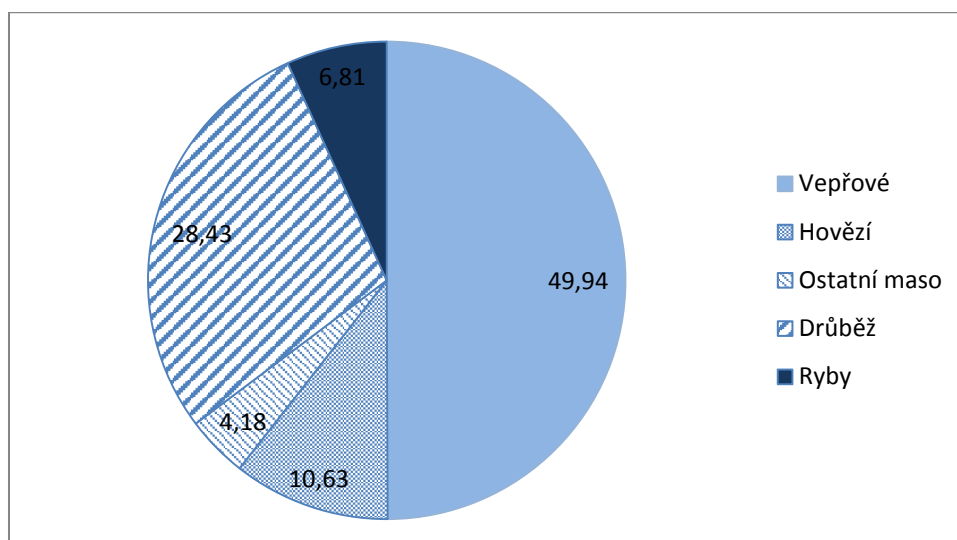
Tabulka 10: Spotřeba masa domácnostmi, kg/obyv./rok

Druh masa	2000	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Vepřové	40,9	41,1	41,5	40,7	42,0	41,3	40,9	41,6	41,8
Hovězí	12,5	10,4	10,0	10,5	10,9	10,2	9,5	9,5	8,9
Ostatní maso	3,7	3,7	3,8	3,5	3,7	3,9	3,6	3,5	3,5
Drůbež	22,3	25,3	26,1	25,9	24,9	25,0	24,8	24,5	23,8
Celková spotřeba masa	79,4	80,5	81,4	80,6	81,5	80,4	78,8	79,1	78,0
Ryby	5,4	5,5	5,8	5,6	5,8	5,9	6,2	5,6	5,7

Zdroj: Zpráva o stavu zemědělství ČR za léta 2000-2012 (ÚZEI)

Největší podíl na spotřebě má maso vepřové (49,4%). Druhý největší podíl patří masu drůbežímu (28,4%). Podíl hovězího masa na celkové spotřebě se rovnal v roce 2011 10,6 %. 6,8 % patří spotřebě ryb a 4,2 % a ostatnímu masu (viz graf 12).

Graf 12: Struktura spotřeby masa domácnostmi v roce 2011 v %



Zdroj: vlastní zpracování dle ÚZEI

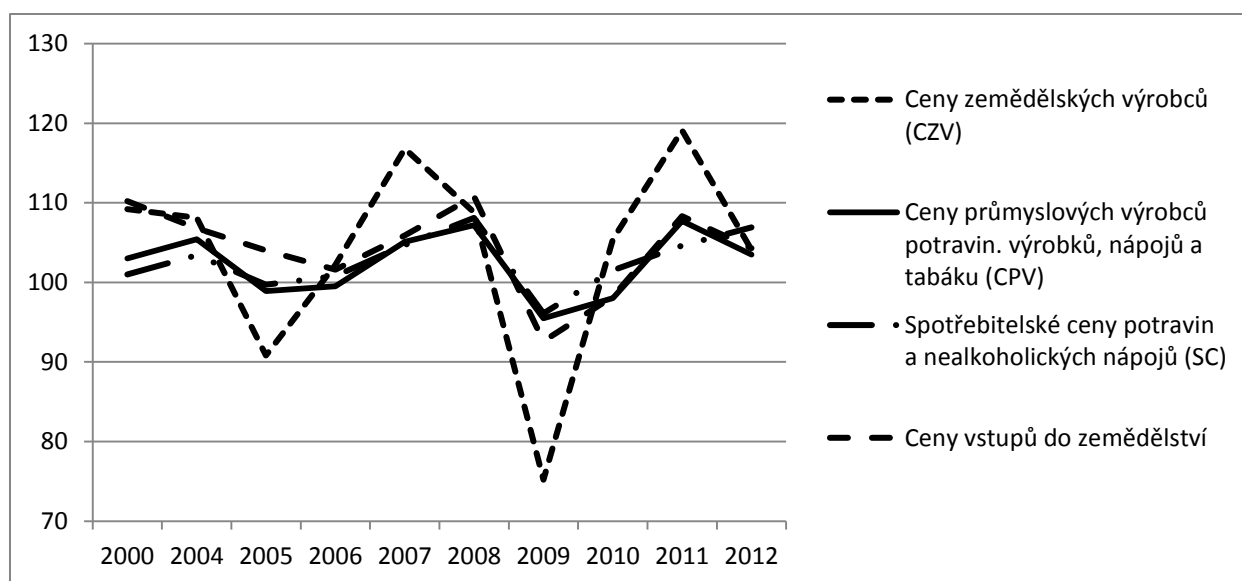
3.7.4 Vývoj cen na agrárním trhu

Vývoj cen zemědělských výrobců během sledovaného období vykazuje rostoucí tendenci s přechodným snížením v roce 2005 a 2009 (graf 13). V roce 2005 byl pokles cen zemědělských výrobců (CZV) o 9,2 % způsoben vysokou produkcí komodit rostlinné výroby ze sklizně roku 2004 v důsledku podstatného zlepšení technologie pěstování spolu s příznivým vývojem klimatických podmínek. V roce 2009 došlo k poklesu cen zemědělských výrobců o 24,8 %. Na snížení cen se z rostlinných komodit nejvíce podílely obiloviny, olejniny a ovoce, z živočišných komodit především mléko. Spotřebitelské ceny potravin a nápojů se snížily v porovnání s rokem 2008 o 3,9 %. Ceny vstupů do zemědělství poklesly meziročně o 7,4 %. Tento pokles, který zasáhl všechny trhy, byl vyvolán nepříznivou ekonomickou situací v důsledku finanční krize (Zpráva o stavu zemědělství ČR za leta 2000-2012 (ÚZEI)).

Růst CZV v letech 2004 a 2006 byl vyvolán nižší produkcí komodit rostlinné výroby ze sklizně v roce 2003 a 2005 v důsledku nepříznivého vývoje počasí. V roce 2007 došlo v ČR k meziročnímu růstu CZV o 16,8 %, který byl hlavně ovlivněn růstem cen produktů rostlinné výroby (vyvolaný neúrodou v hlavních exportních zemích), cenami vstupů a prudkým růstem cen na zahraničních trzích. V roce 2011 došlo ve sledovaném období k nejvyššímu meziročnímu zvýšení cen zemědělských výrobců o 19,1 %. Na zvýšení cen se nejvíce podílely z rostlinných komodit obiloviny a olejniny a z živočišných komodit k němu přispělo především mléko a drůběž (Zpráva o stavu zemědělství ČR za leta 2000-2012 (ÚZEI)).

Vývoj cen průmyslových výrobců vcelku odpovídal vývoji spotřebitelských cen s výjimkou roku 2010, kdy ceny průmyslových výrobců klesly o 2 %, zatímco spotřebitelské ceny stouply o 1,5 % (graf 13). Ceny vstupů do zemědělství vykazují převážně vzestupný trend, kromě roků 2009 a 2010, kdy poklesly o 7,4 a 1,8 %. Tento pokles byl vyvolán především finanční krizí po roku 2008, která ovlivnila vývoj průmyslu v celé EU (Zpráva o stavu zemědělství ČR za leta 2000-2012 (ÚZEI)).

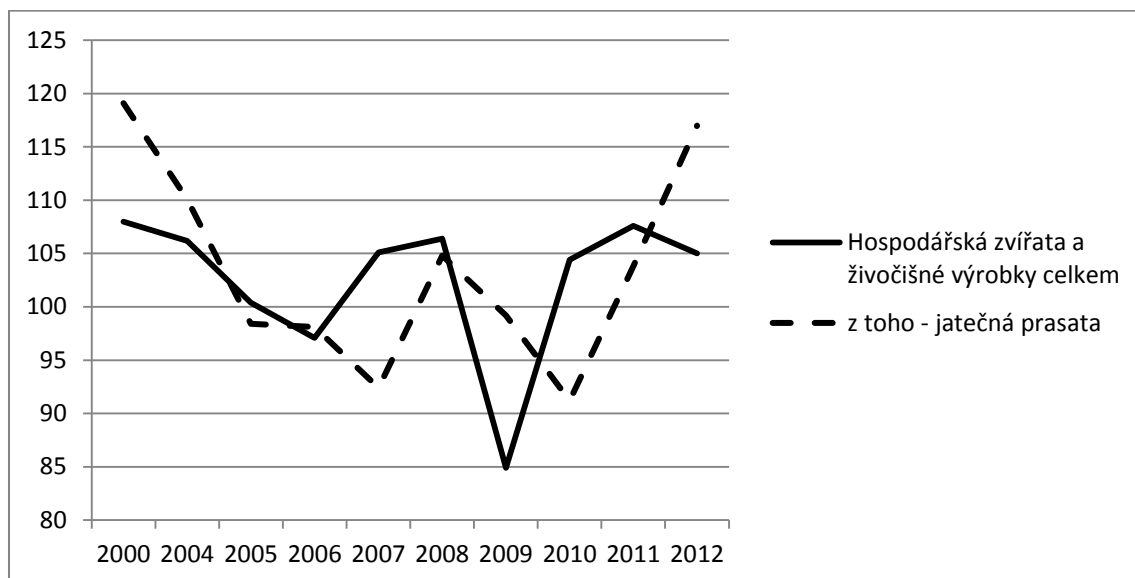
Graf 13: Vývoj CZV ve srovnání s CPV, SC a cenami vstupů do zemědělství v letech 2000-2012 v ČR



Zdroj: vlastní zpracování dle ÚZEI

Celkový vývoj cen živočišných výrobků projevuje převážně rostoucí povahu s poklesem v letech 2006 a 2009 (graf 14). Avšak ceny jatečných prasat meziročně klesají v letech 2005-2007, 2009-2010. Důvodem tohoto snížení je vyšší nabídka a vyšší konkurence chovatelů prasat. V posledních letech ceny jatečných prasat stoupají, což pozitivně ovlivňuje objem výroby vepřového masa v ČR.

Graf 14: Vývoj cen hospodářských zvířat a živočišných výrobků a cen prasat v letech 2000-2012 v ČR



Zdroj: vlastní zpracování dle ÚZEI

3.7.5 Zahraniční obchod s vepřovým masem

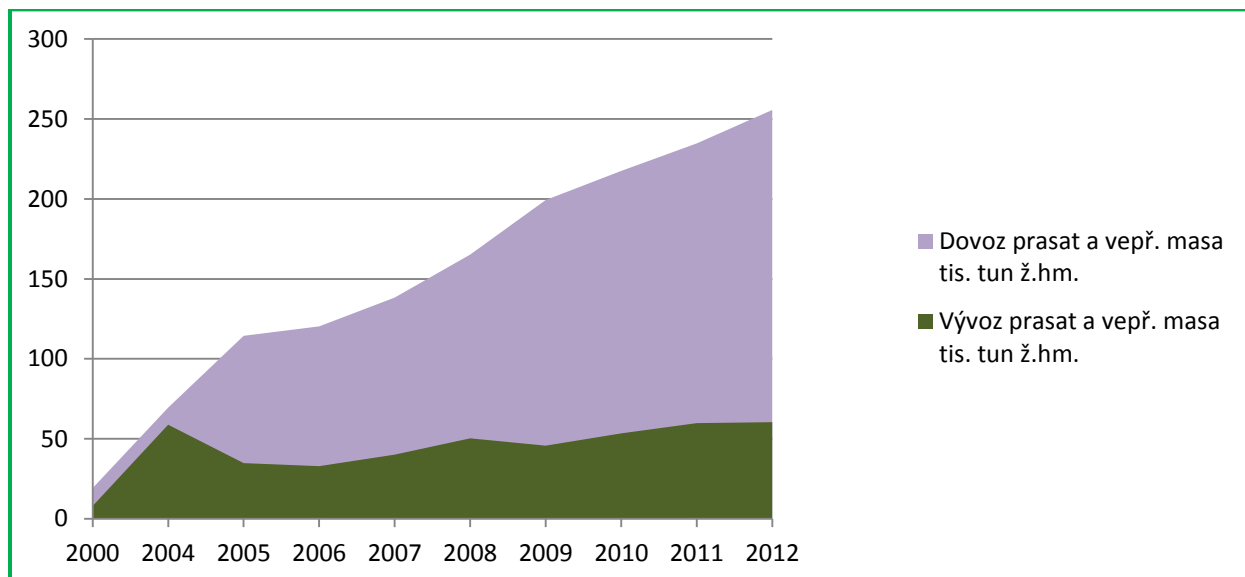
Před vstupem České republiky do EU, tj. před 1. 5. 2004, byla značná část zboží dováženého do České republiky zatížena dovozním clem. Přechodem na úplné bezcelní obchodování v rámci EU bylo od poloviny roku 2000 do roku 2004 obchodování, kdy předem dohodnutá množství určených položek byla dovážena do České republiky ze států EU bez zatížení dovozním clem a totéž platilo recipročně.

Od 1. 5. 2004 bylo uplatňování dovozních cel v rámci obchodu mezi členskými státy EU zcela zrušeno.

Z grafu 15 je patrné zvýšení dovozu v počátcích sledovaného období, tj. v letech 2000 – 2004. Jsou to dohodnutá množství bezcelního dovozu před vstupem České republiky do EU. Nad toto dohodnuté množství probíhal obchod s uplatňováním cel na dovážené zboží. Následná zvýšení dovozů od 1. 5. 2004 jsou odrazem liberalizace obchodu, kdy došlo k úplnému odbourání cel po rozšíření EU o Českou republiku.

K zvýšení dovozu přispěla skutečnost, že zahraniční obchod s vepřovým masem se uskutečňuje z 98 % s členskými zeměmi EU, tj. se zeměmi, kde dovozní clo není. Dovoz vepřového masa je několikanásobně vyšší než vývoz. Zahraniční obchod s vepřovým masem vykazuje záporné saldo.

Graf 15: Dovoz a vývoz vepřového masa



Zdroj: vlastní zpracování dle ÚZEI

3.7.6 Podpora chovu prasat v České republice

Podpora sektoru chovu prasat, který náleží k prioritám resortu zemědělství, představovala v posledních letech nezanedbatelnou částku. Ta by se měla odrazit v jeho stabilizaci a nárůstu celkových stavů prasat za současného zvýšení soběstačnosti ve výrobě vepřového masa.

V rámci národních dotačních programů (resp. program 2. A.) dotační politika v chovu prasat se týká **udržování a zlepšování genetického potenciálu**. Jde o podporu ověřování původu, podporu a zavádění plemenných knih, podporu kontroly užitkovosti a kontrolu dědičnosti.

Součástí národních programů, které jsou naplňovány výlučně z národních zdrojů, je také podpora sektoru chovu prasat v oblasti **speciálního poradenství**. Ministerstvo zemědělství dotačním programem 9.A.-Speciální poradenství pro živočišnou výrobu ve vztahu k zákonu č. 154/2000 Sb. o šlechtění, plemenitbě a evidenci hospodářských zvířat a o změně některých souvisejících zákonů, podporuje pořádání seminářů a školení, vydávání poradenských publikací

poskytovaných chovatelům zdarma, zveřejňování výsledků plemenářské práce, zabezpečování pořádání výstav a přehlídek v oblasti chovu prasat.

Dále Ministerstvo zemědělství zavedlo od roku 2010 nový dotační program 8. F, kterým byla v rámci řady cílených programů výhradně z národních zdrojů uskutečněna podpora vybraných činností zaměřených na **ozdravení chovů prasnic** (do 30 000 Kč za 1 ozdravené ustájovací porodní místo prasnic), a od roku 2012 i na ozdravení chovů selat, plemenných prasniček a kanečků (do 1 000Kč za 1 ozdravené ustájovací místo pro příslušnou kategorii prasat).

Podporována byla částečná úhrada prostředků vynaložených na **pojištění prasat**¹³ prostřednictvím PGRLF (Podpůrný a garanční rolnický a lesnický fond, a.s.) a úhrada vybraných veterinárních úkonů. Propojištěnost u hospodářských zvířat (podle Oddělení komodit zvířat odboru živočišných komodit Ministerstva zemědělství) se zvýšila na současných 80 %. Výše podpory pro chovatele hospodářských zvířat v roce 2004 činila 15 % s postupným následným zvyšováním na 20 %. K dalšímu zvýšení podpory došlo v letech 2009 a 2010, kdy dosáhla podpora pojištění 50 % prokázaných uhrazených nákladů.

Subvence na vývoz vepřového masa jsou poskytovány vývozcům vyvážejícím mimo EU z prostředků Evropského zemědělského orientačního a garančního fondu prostřednictvím Státního zemědělského intervenčního fondu, a to odborem zahraničního obchodu rostlinných a živočišných komodit, oddělením vývozních subvencí v souladu s nařízením vlády č.181/2004 Sb., v platném znění.

V rámci **Programu rozvoje venkova České republiky pro období 2007 – 2013** jsou dotovány mimo jiné i modernizace zemědělských podniků. Dotace z opatření I.1.1 Modernizace zemědělských podniků jsou zaměřeny na investice do zemědělských staveb a technologií (rekonstrukce a výstavba nových staveb), včetně nezbytných manipulačních ploch pro živočišnou a rostlinnou výrobu. Opatření je dále zaměřeno na využití a zpracování biomasy pro vlastní potřebu. Částka celkových způsobilých výdajů na jeden projekt činila od 100 tis. Kč do 30 mil. Kč.

¹³ Uvedeným pojištěním se rozumí pojištění hospodářských zvířat na ztráty způsobené chorobami zvířat, přírodními pohromami či nepříznivými klimatickými jevy. Nepříznivými klimatickými jevy se rozumí nepříznivé povětrnostní podmínky jako mraz, bouře a krupobití, námraza, silný nebo dlouhotrvající déšť, sucho a další nepříznivé klimatické podmínky. Přírodní pohromou se rozumí zemětřesení, laviny, sesuvy půdy a záplavy, tornáda a požáry v přírodě přirozeného původu. (Zásady pro poskytování finanční podpory pojištění Podpůrným a garančním rolnickým a lesnickým fondem, a.s., 2014)

V opatření I.1.1 Modernizace podniků jsou pro živočišnou výrobu způsobilé ke spolufinancování pouze následující investice:

- výstavba a rekonstrukce staveb souvisejících k ustájení a zlepšení welfare hospodářských zvířat,
- pořízení technologií sloužících k chovu hospodářských zvířat,
- výstavba a rekonstrukce skladovacích prostor pro druhotné produkty živočišné výroby,
- výstavba a rekonstrukce skladovacích prostor pro krmiva.

Program rozvoje venkova České republiky pro období 2007 – 2013 byl nahrazen Programem rozvoje venkova České republiky pro období 2008 – 2020, který se však podrobněji rozebírá nebude, protože empirická analýza se provádí na datech za roky 2004-2011.

4 Metodický přístup a datová základna

4.1 Datová základna a specifikace proměnných

4.1.1 Použitá databáze (Databáze FADN)

Farm Accountancy Data Network (FADN) je databáze vytvořená s cílem hodnocení příjmů zemědělských podniků a vlivu Společné zemědělské politiky. Databáze zahrnuje každoroční data o hospodaření zemědělských podniků - členských států Evropské unie, pocházející z národních šetření. FADN je jediným zdrojem mikroekonomických dat, která jsou harmonizovaná, tj. principy účetnictví jsou stejné ve všech zemích. Šetření se nevztahuje na všechny zemědělské podniky v EU, ale pouze na ty, které vzhledem k jejich velikosti lze považovat za komerční (farmy orientované na tržní produkci).¹⁴ Metodika FADN si klade za cíl poskytnout reprezentativní údaje na základě tří dimenzí: oblast, ekonomická velikost a typ hospodaření.

¹⁴ Komerční farma je definována jako farma, která je dostatečně velká, aby hlavní činnost a úroveň příjmů pro farmáře byla dostatečná pro vyživu jeho samotného a jeho rodiny. V praxi to znamená, že aby farma mohla být klasifikována jako komerční, musí překročit minimální ekonomickou velikost. Nicméně, v důsledku existence různých zemědělských struktur v celé Evropské unii, je pro každý členský stát stanoven jiný limit.

4.1.2 Problematika stanovení proměnných pro odhad produkční funkce na základě dat databáze FADN

Pro volbu proměnných byly dohledány studie, zabývající se hodnocením efektivnosti s použitím dat z databáze FADN. Výsledky jsou představeny v tabulce 11.

Tabulka 11: Přehled studií, zabývajících se problematikou hodnocení efektivnosti a produktivity na základě databáze FADN

Autor/ Rok	Stát	Objekt analýzy	Proměnné
Kočišová, K., 2015	EU – 27	Technická efektivnost zemědělských podniků, DEA	Vstup: <i>Práce</i> (Total Labour Input, SE010), <i>Půda</i> (Total Utilised Agricultural Area, SE025), <i>Kapitál</i> (Total Assets, SE436) Výstup: <i>Rostlinná produkce</i> (Total Output Crops and Crop Production, SE135), <i>Živočišná výroba</i> (Total Output Livestock and Livestock Products, SE206).
Špička, J., 2014	EU – 14 států rozdělených dle regionů a 11 států bez rozdělení	Technická efektivnost, DEA	Vstup: <i>Práce</i> (Labour Input in hours, SE011), <i>Půda</i> (Total Utilised Agricultural Area, SE025), <i>Kapitálové náklady</i> (jsou sčítány: Depreciation, SE360; Rent paid, SE375; Interest paid, SE380; Mashinery and building current costs, SE340; Taxes and other charges on land and buildings, SE390), <i>Smluvní práce</i> (Contract work, SE350) <i>Materiálový vstup</i> (Total specific costs, SE281 (Seeds and plants, SE285; Fertilisers, SE295; Crop protection, SE300; Other crop specific costs, SE305; Feeds for grazing livestock, SE310; Feeds for pigs and poultry, SE320; Other livestock specific costs, SE330)), Energetické

Autor/ Rok	Stát	Objekt analýzy	Proměnné
			<p>náklady (Energy, SE345)</p> <p>Výstup: Rostlinná produkce (Total Output Crops and Crop Production, SE135), Živočišná výroba (Total Output Livestock and Livestock Products, SE206).</p>
<p>Špička, J., Machek, O., 2015</p>	<p>EU – 14 států rozdělených dle regionů a 11 států bez rozdělení</p>	<p>Technická efektivnost, měření produktivity, DEA, TFP</p>	<p>Vstup: <i>Práce</i> (Labour Input in hours, SE011), <i>Půda</i> (Total Utilised Agricultural Area, SE025), <i>Počet dobytčích jednotek</i> (Total livestock units, SE080), <i>Kapitál</i> (je spočítaný jako: Total Fixed Assets, SE436 - Land, permanent crops &quotas, SE446 - Breeding livestock, SE460), <i>Materiálový vstup</i> (Total specific costs, SE281 (Seeds and plants, SE285; Fertilisers, SE295; Crop protection, SE300; Other crop specific costs, SE305; Feeds for grazing livestock, SE310; Feeds for pigs and poultry, SE320)), <i>Veterinární náklady</i> (Other livestock specific costs, SE330), Energetické náklady (Energy, SE345)</p> <p>Výstup: <i>Rostlinná produkce</i> (Total Output Crops and Crop Production, SE135), <i>Živočišná výroba</i> (Total Output Livestock and Livestock Products, SE206).</p>
<p>Rizov, M., Pokrivcak, J., Ciaian, P., 2013</p>	<p>EU-15</p>	<p>Produktivita, semiparametrická metoda, produkční funkce</p>	<p>Vstup: <i>Práce</i> (Labour Input in hours, SE011), <i>Materiál- Variabilní náklady</i> (jsou sčítány: Total specific costs, SE281; Total farming overheads, SE336), <i>Dotace</i> (jsou sčítány: Total subsidies-Excluding on investments, SE605; Subsidies on investments, SE406), <i>Kapitál</i> (je spočítaný jako: Total Fixed Assets, SE441; Hodnota</p>

Autor/ Rok	Stát	Objekt analýzy	Proměnné
			<p>pronajatého kapitálu, která byla odhadnutá dle částky vynaložené na pronájem půdy a staveb, a celkové plochy půdy v nájmu podniku), <i>Investice</i> (proměnná je spočítána dle částek odpisu)</p> <p>Výstup: Celková produkce (Total Output, SE131).</p>
Bakucs, Z. a kol., 2010	Státy projektu FACEPA: Belgie, Estonsko, Francie, Německo, Maďarsko, Itálie, Nizozemsko, Švédsko	Technická efektivnost, SFA a DEA	<p>Vstup: <i>Práce</i> (Total Labour Input, SE011), <i>Půda</i> (Total Utilised Agricultural Area, SE025), <i>Kapitál</i> (Total Fixed Assets, SE441), <i>Mezispotřeba</i> (Total intermediate consumption, SE275)</p> <p>Výstup: Celková hodnota výstupu (Total output, SE131)</p>
Bezat-Jarzębowska, A., Rembisz, W., 2013	Polsko	Technická efektivnost, SFA, produkční funkce	<p>Vstup: <i>Práce</i> (Total Labour Input, SE010), <i>Půda</i> (Total Utilised Agricultural Area, SE025), <i>Kapitál</i> (Total Inputs, SE270)</p> <p>Výstup: Rostlinná produkce (Total Output Crops and Crop Production, SE135)</p>
Čechura, L, Hockmann, H. Malá, Z. Malý, M., 2014.	Česká republika, Slovensko	Technická efektivnost, SFA, vzdálenostní funkce výstupu	<p>Vstup: <i>Práce</i> (Total Labour Input, SE010), <i>Půda</i> (Total Utilised Agricultural Area, SE025), <i>Kapitál</i> (jsou sčítány: Contract work, SE350; Depreciation, SE360), <i>Přímý materiál</i> (Feed for grazing livestock, SE310), <i>Ostatní materiál</i> (je spočítán jako: Total specific costs, SE281 - Feed for grazing livestock, SE310)</p> <p>Výstup: <i>Mléko</i> (Cows' milk & milk products, SE216), <i>Ostatní živočišná produkce</i> (Total output livestock & livestock products, SE206 - Cows' milk &</p>

Autor/ Rok	Stát	Objekt analýzy	Proměnné
			milk products, SE216), <i>Rostlinná produkce</i> (Total Output Crops and Crop Production, SE135)

Zdroj: vlastní zpracování

Následujícím krokem je definice proměnných, které budou použité v empirické analýze. Během analýzy bude odhadnuta technická efektivnost na základě vzdálenostní funkce výstupů. Touto funkcí rozumíme matematickou funkci, popisující technologickou závislost vstupů a výstupu výrobního procesu. Takový funkční vztah charakterizuje výrobu jako proces přeměny výrobních zdrojů (výrobních faktorů) na produkci, představovanou určitými hodnotami.

Pro účely této práce základní proměnné vzdálenostní funkce výstupů budou definovány dle Čechury a kol. (2014).

4.1.3 Definování proměnných

4.1.3.1 Základní proměnné vzdálenostní funkce výstupů

Pro odhad vzdálenostní funkce výstupů byly použity následující proměnné:

Produkce – chov prasat (pigmeat SE225) representována objemem produkce vepřového masa+oceňovací rozdíly, v euro;

-označení y_{it} , kde i reprezentuje i -tý podnik, $i=1,2,3,\dots,N$; t je čas, podmnožina let T_i z celkového počtu let T , která je k dispozici pro pozorování i -tého podniku;

-pro odstranění vlivu cenového pohybu byla produkce deflována indexem cen zemědělských výrobců, resp. indexem cen vepřového masa (rok 2005=100, viz příloha B).

Produkce – rostlinná výroba (Total output crops&crop production SE135), representována objemem produkce plodin a rostlinných výrobků = tržby + vnitrofaremní spotřeba + (konečný stav - počáteční stav), v euro;

-označení y_{2it} ;

-pro odstranění vlivu cenového pohybu byla produkce deflována indexem cen zemědělských výrobců, resp. indexem cen rostlinné výroby (rok 2005=100, viz příloha B).

Produkce – ostatní živočišná výroba spočítaná jako: rostlinná výroba (Total output livestock&livestock products SE206) – produkce prasat (Pigmeat SE225) ($y_{2it} - y_{it}$)

-označení y_{3it} ;

-pro odstranění vlivu cenového pohybu byla produkce deflována indexem cen zemědělských výrobců, resp. indexem cen živočišné výroby (rok 2005=100, viz příloha B).

Práce (Total labour input SE010) – představuje celkový vstup produkčního faktoru práce, vyjádřený v ročních pracovních jednotkách¹⁵ (AWU)

- označení x_{1it} ;
- práce v AWU představuje počet skutečně odpracovaných hodin v rámci plného pracovního úvazku v zemědělství, neobsahuje mzdový pohyb, a nevyžaduje tedy jeho odstranění.

Půda (Total utilised agricultural area SE025)-výměra obhospodařované půdy i -tého podniku, ha

- označení x_{2it}

Kapitál representuje použitý kapitál podniku, který byl spočítán jako průměrný kapitál podniku (tvořen dlouhodobými aktivy daného zemědělského podniku) (Average farm capital SE501)+amortizace (odpisy dlouhodobého majetku v průběhu účetního období) (Depreciation SE360)+smluvní práce (náklady spojené s prací prováděné smluvními stranami a na pronájem strojů)(Contract work SE350), v euro

- označení x_{3it} ;
- pro odstranění vlivu cenového pohybu byl kapitál deflován indexem cen průmyslových výrobců (rok 2005=100, viz příloha B).

Přímý materiál (Feed for pigs&poultry SE320) tvoří náklady na výkrm prasat a drůbeže, v euro

¹⁵ Jedna AWU odpovídá pracovnímu výkonu měřenému v pracovní době jednoho pracovníka, který je celoročně na plný úvazek zaměstnán v zemědělství v konkrétní zemědělské jednotce (podniku).

- označení $x4_{it}$;

- pro odstranění vlivu cenového pohybu byla proměnná přímý materiál deflovaná indexem cen průmyslových krmiv (rok 2005=100, viz příloha B).

Ostatní materiál spočítaný jako: Celkové náklady (Total Inputs SE270) – Přímý materiál (Feeds for pigs&poultry SE320), v euro;

- označení $x5_{it}$;

- pro odstranění vlivu cenového pohybu byla proměnná ostatní materiál deflovaná indexem cen průmyslových výrobců (rok 2005=100, viz příloha B).

4.1.3.2 Proměnné vyjadřující heterogenitu zemědělských podniků

Dotace na živočišnou výrobu (Total subsidies on livestock SE615)

- označení TSL_{it} ;

- pro odstranění vlivu cenového pohybu byla proměnná dotace na živočišnou výrobu deflovaná indexem spotřebitelských cen (rok 2005=100, viz příloha B).

Jednotná platba na plochu (Single area payment SE632)

- označení SAP_{it} ;

- pro odstranění vlivu cenového pohybu byla proměnná jednotná platba na plochu deflovaná indexem spotřebitelských cen (rok 2005=100, viz příloha B).

Dotace na investice (Subsidies on investments SE406)

- označení SI_{it} ;

- pro odstranění vlivu cenového pohybu byla proměnná dotace na investice deflovaná indexem spotřebitelských cen (rok 2005=100, viz příloha B).

Ostatní proměnné heterogenity

Velikost podniku vyjádřena počtem pracovníků v ročních pracovních jednotkách (SE010)

Specializace spočítaná jako: (Produkce prasat (SE225) / (Produkce prasat (SE225) + rostlinná výroba (SE135) + ostatní živočišná výroba))*100

Externí faktory (Total external factors SE365) představují odměňování vstupů (práce, půdy a kapitálu), které nejsou majetkem podniku (mzdy, nájem a úroky)

- označení *TEF_{it}*;

- pro odstranění vlivu cenového pohybu byla proměnná Externí faktory deflovaná indexem spotřebitelských cen (rok 2005=100, viz příloha B).

Závazky celkem (Total liabilities SE485) představují hodnotu krátkodobých, střednědobých a dlouhodobých závazků podniku.

- označení *L_{it}*;

- pro odstranění vlivu cenového pohybu byla proměnná Závazky celkem deflovaná indexem spotřebitelských cen (rok 2005=100, viz příloha B).

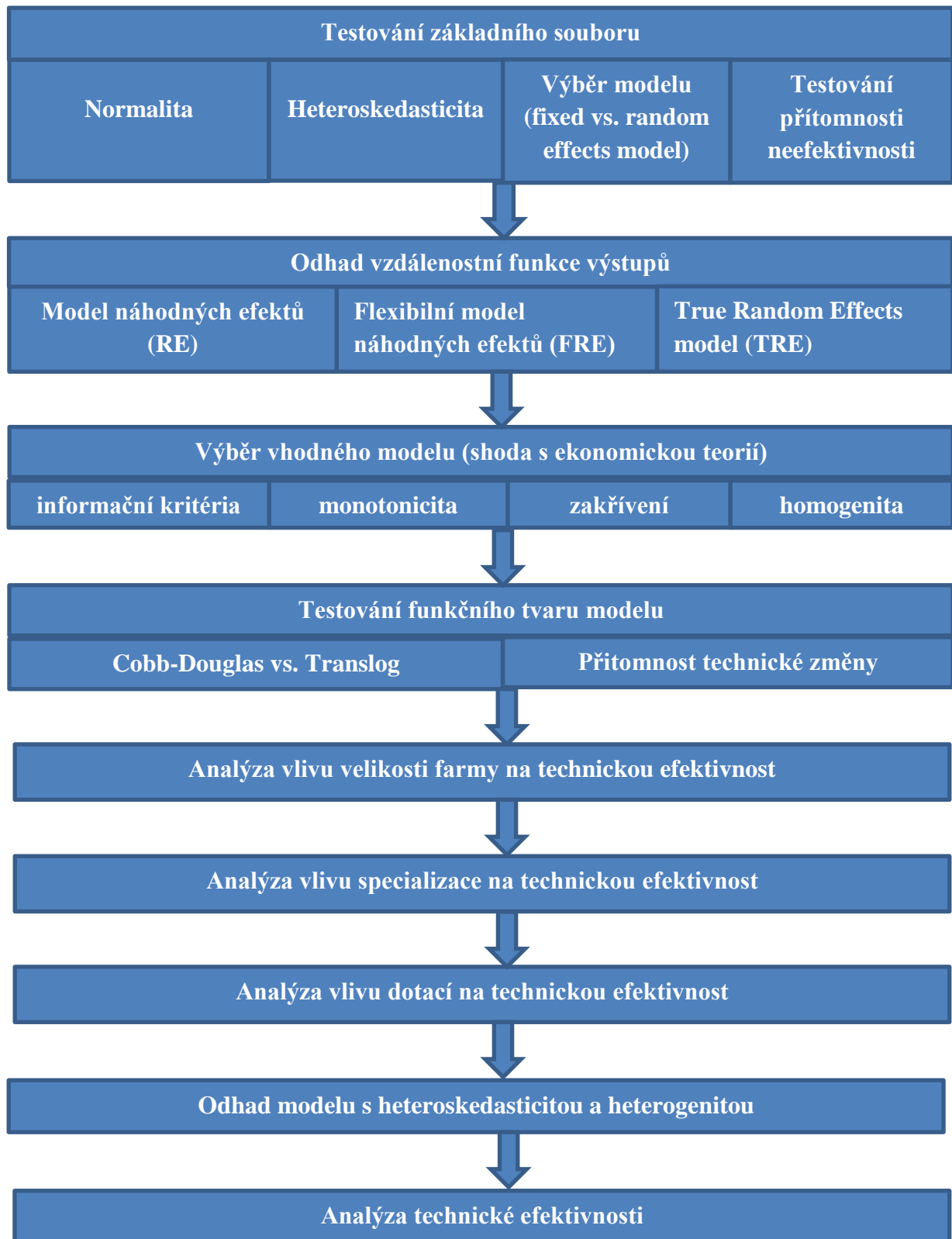
U této proměnné se očekává negativní vliv na technickou efektivnost.

4.2 Výběr a specifikace modelu

4.2.1 Postup empirické části práce

V předcházejících kapitolách byly představeny cíle práce, obecná problematika současných konceptů a přístupů k měření technické, alokační a ekonomické efektivnosti, byl popsán aktuální stav analyzovaného odvětví a datová základna pro empirickou analýzu. Postup empirické části práce znázorňuje schéma 6.

Schéma 6: Postup empirické analýzy



Zdroj: vlastní zpracování

4.2.2 Specifikace modelů

Tato podkapitola charakterizuje metodický přístup použitý pro empirickou analýzu technické efektivity.

Pro modelování odhadu technické efektivity byl na základě komparační analýzy v podkapitole 3.1 zvolen stochastický hraniční přístup (SFA).

4.2.2.1 Stochastická hraniční analýza (SFA)

Aigner, Lovell and Schmidt (1977) and Meeusen and van den Broeck (1977) nezávislé na sobě představili stochastickou hraniční produkční funkci ve tvaru:

$$\ln q_i = x_i' \beta + v_i - u_i \quad (47)$$

Tento tvar obsahuje symetrickou náhodnou složku v_i a složku neefektivnosti u_i . Model se nazývá stochastickou hraniční produkční funkcí, protože hodnota výstupu je ohraničená shora stochastickou proměnnou $\exp(x_i' \beta + v_i)$. Náhodná složka v_i může být pozitivní nebo negativní, v důsledku čehož výstup stochastické funkce kolísá kolem deterministické části modelu $\exp(x_i' \beta)$.

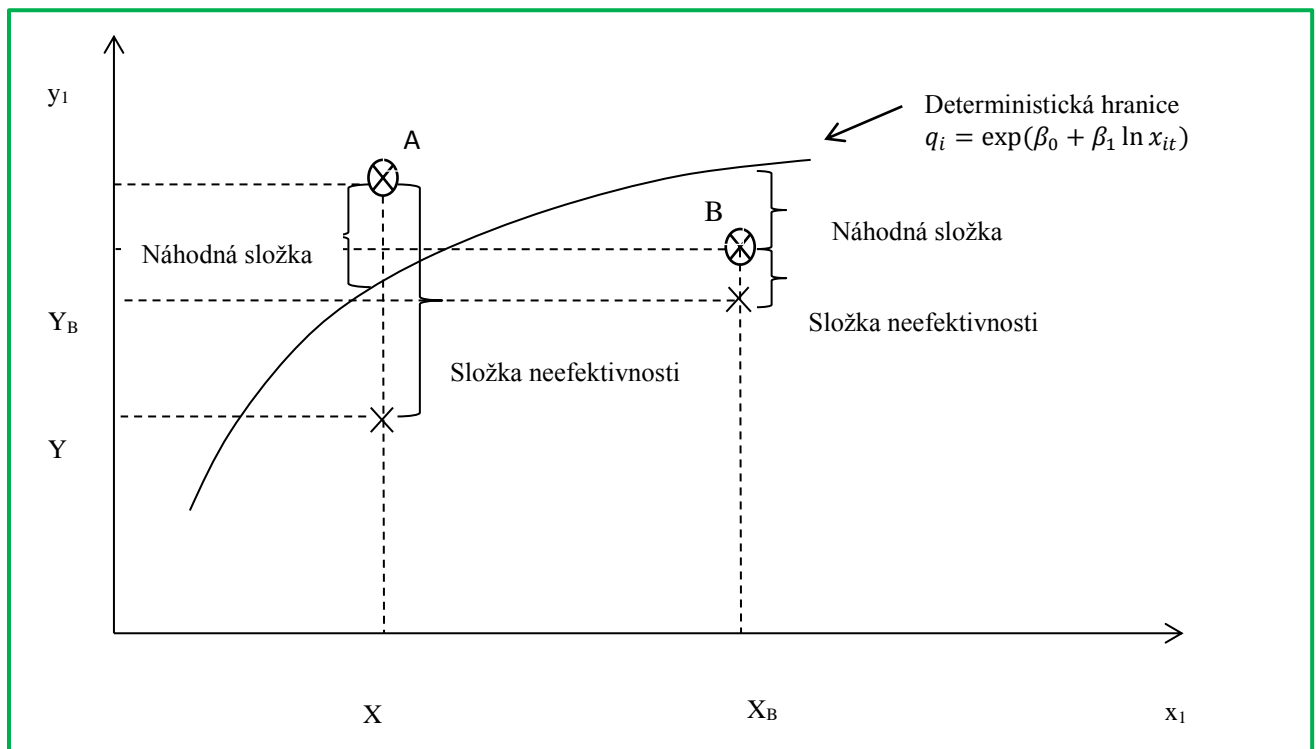
V případě firmy vyrábějící výstup q_{it} s použitím jednoho vstupu x_{it} , funkce Cobba-Douglase pro panelová data má podobu (i reprezentuje podnik, t - čas) (Coelli a kol.,2005):

$$\begin{aligned} \ln q_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \ln x_{it} + v_{it} - u_{it} & (48) \\ \text{nebo } q_{it} &= \exp(\beta_0 + \beta_1 \ln x_{it} + v_{it} - u_{it}) \\ \text{nebo } q_{it} &= \underbrace{\exp(\beta_0 + \beta_1 \ln x_{it})}_{\text{deterministická}} \cdot \underbrace{\exp(v_{it})}_{\text{náhodná}} \cdot \underbrace{\exp(-u_{it})}_{\text{složka}} \\ & \quad \text{komponenta} \quad \text{složka}^{16} \quad \text{neefektivnosti} \end{aligned}$$

kde $v_{it} \sim iidN(0, \sigma_v^2)$ a $u_{it} \sim iidN^+(0, \sigma_u^2)$.

¹⁶ Náhodné složky reprezentují náhodné chyby, které vznikají, například, v důsledku vlivu ostatních, v modelu nezahrnutých proměnných, nepřesnou specifikací matematického tvaru modelu, náhodným charakterem chování ekonomických subjektů, časovou, průřezovou nebo prostorovou agregací dat, nepřesností při měření proměnných atd.

Graf 16: Stochastická produkční hranice



Zdroj: Vlastní zpracování dle Coelli a kol., 2005

Pozorované výstupy mají tendenci ležet pod deterministickou hranicí (bod B). Avšak v případě pozitivní hodnoty náhodné složky větší než efekt neefektivnosti, se výstup nemůže nacházet nad deterministickou hranicí produkční funkce (bod A). t.j. $q_A > \exp(x'_{it}\beta)$, jestli $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} > 0$, kde ε_{it} je asymetrická náhodná složka modelu (Coelli a kol., 2005).

Z grafického znázornění plyne, že předpokladem náhodné složky modelu, reprezentující technickou neefektivnost, je její nezápornost, tj. $u_{it} > 0$, zatímco náhodná složka může nabývat jak pozitivních ($v_{it} > 0$, tj. hraniční bod konkrétního podniku leží nad deterministickou hranicí), tak i negativních hodnot ($v_{it} < 0$), tj. hraniční bod konkrétního podniku leží pod deterministickou hranicí).

Prvním krokem odhadu technické efektivity je odhad parametrů stochastického hraničního modelu.

4.2.2.2 Definování empirického modelu

Pro následný odhad technické efektivity se používá produkční funkce nebo vzdálenostní funkce vstupů a výstupů.

Vzhledem k tomu, že mnohé zemědělské podniky vyrábějí více druhů produkce, vhodnější funkcí je vzdálenostní funkce s více výstupy. Podkapitola 3.3.6 rozebírá zmíněnou funkci.

Dalším krokem je provést parametrizaci funkce s cílem zobrazit ji ve tvaru, vhodném k odhadu. Pro plně efektivní firmu můžeme zapsat: $D_o(x, y) = 1$, zatímco funkce neefektivní (resp. méně efektivní) firmy vypadá následovně: $D_o(x, y) < 1$.

Jak již víme z podkapitoly 3.3.6, vzdálenostní funkce výstupu je homogenní stupně jedna podle výstupů. Takže,

$$D_o(x, ty) = \min_{\phi} \left\{ \phi > 0 \mid x, \frac{ty}{\phi} \in T \right\} = \min_{\psi} \left\{ t\psi \mid x, \frac{y}{\psi} \in T \right\} = tD_o(x, y) \quad (49)$$

$$\left(\frac{\phi}{t} = \psi \right)$$

$$\text{tak, že } y_n D_o \left(x, \frac{y}{y_n} \right) = D_o(x, y) \text{ a } \log y_n + \log \left(D_o \left(x, \frac{y}{y_n} \right) \right) = \log(D_o(x, y)) \quad (50)$$

Vzdálenostní funkce výstupů může být odhadnuta v následujícím tvaru:

$$\log y_n = -\log D_o \left(x, \frac{y_n}{y} \right) + v - u \quad (51)$$

kde $\frac{y_n}{y}$ se interpretuje jako $(\frac{y_n}{y}, \dots, \frac{y_n}{y_{n-1}}, 1)$ (Bogetoft, Otto, 2011)

Následujícím krokem je výběr vhodného analytického tvaru modelu. Na základě studií uvedených funkčních tvarů v podkapitole 3.5.2 pro další empirickou analýzu byl vybrán translogaritmický model.

Vzdálenostní funkce výstupů v translogaritmické podobě pro M výstupů a K vstupů můžeme sepsat následovně (Kumbhakar, 2011):

$$\ln y_1 = \alpha_0 + \sum_j \beta_j \ln x_j + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \beta_{jk} \ln x_j \ln x_k + \sum_{m=2} \alpha_m \ln \hat{y}_m + \frac{1}{2} \sum_{m=2} \sum_{n=2} \alpha_{mn} \ln \hat{y}_m \ln \hat{y}_n + \sum_j \sum_{m=2} \delta_{mj} \ln x_j \ln \hat{y}_m + u + v$$

(52)

kde $u = -\ln \lambda < 0$, $\hat{y}_m = \frac{y_m}{y_1}$, $m = 2, \dots, M$

4.2.2.3 Odhad parametrů vzdálenostní funkce

Následujícím krokem SFA je odhad parametrů definované funkce. V případě stochastických modelů se nejčastěji využívají dvě metody:

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

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 ML je v současné době automatizována v mnoha statistických a ekonometrických softwarech včetně Stata 11.2.

4.2.2.4 Ověření předpokladů ODF a shody odhadnutých parametrů s ekonomickou teorií.

Po odhadu parametrů je dalším krokem ekonomická a statistická verifikace. Parametry jsou testovány na statistickou významnost a model je ověřen na shodu s ekonomickou teorií.

Pro testování významnosti odhadnutých parametrů je použit z-test, jelikož parametry byly odhadnuty metodou maximální věrohodnosti (ML)¹⁷. Z-test statistiku lze zapsat následovně:

$$\mathbf{z} = \frac{\tilde{\lambda}}{se(\tilde{\lambda})} \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \mathbf{1}) \quad (53)$$

kde $\tilde{\lambda}$ je ML odhad λ , $se(\tilde{\lambda})$ je standardní chyba odhadnutého parametru (Coelli a kol., 2005).

¹⁷ Dle Coelliho a kol. (2005) z-test vykazuje dobré vlastnosti u větších výběrových souborů s použitím metody maximální věrohodnosti.

Dále je v analýze využít test věrohodnostního poměru – LR-test (test poměru věrohodnostních funkcí, likelihood ratio test).

Zobecněnou statistiku poměru pravděpodobnosti lze zapsat následovně:

$$2[L(H_1) - L(H_0)] \quad (54),$$

kde $L(H_1)$ a $L(H_0)$ jsou hodnoty věrohodnostní funkce omezeného a neomezeného modelu (Greene, 2011). Vypočítána hodnota se pak porovnává s kritickou hodnotou χ^2 rozdělení. LR test lze použít pro testování statistických hypotéz vztahujících se k parametrům modelů.

Prvním krokem v rámci testování shody odhadnuté funkce s ekonomickou teorií je ověření splnění předpokladů o funkčním tvaru vzdálenostní funkce výstupů – v tomto případě splnění podmínky monotonicity a konvexity dle vstupů.

Všeobecně monotonicita vyžaduje, aby s každým dodatečným vstupem nedocházelo ke snížení výstupů. Tuto podmínku lze ověřit vyčíslením jednotlivých elasticit využitých produkčních faktorů (vstupů). V případě vzdálenostní funkce výstupů podmínkou monotonicity jsou kladná znaménka parametrů výstupů ($\beta_{y_2} > 0, \beta_{y_3} > 0, \beta_{y_2} + \beta_{y_3} < 1$) a záporná znaménka parametrů vstupů ($\beta_q < 0, kde q = x_1, x_2, x_3, x_4, x_5$) (Čechura a kol., 2015). Vzhledem k tomu, že u použité translogaritmické produkční funkce jsou všechny proměnné definovány v logaritmickém vyjádření jako odchylky od aritmetického průměru, lze jednotlivé odhadnuté parametry přímo interpretovat jako průměrné produkční elasticity konkrétních vysvětlujících proměnných.

Druhým ekonomickým předpokladem vzdálenostní funkce výstupů je její zakřivení, tj. konvexita dle výstupů a kvazikonvexita dle vstupů. Podmínku konvexity a kvasikonvexity celého sledovaného souboru lze otestovat na základě vyčíslení Hessovy matice (aby funkce splňovala podmínku konkávnosti, musí být její druhá derivace po celé své délce pozitivní). Tento předpoklad lze na průměru souboru ověřit pomocí vztahu: $\beta_{qq} + \beta_q^2 - \beta_q > 0, kde q = x_1, x_2, x_3, x_4, x_5$.

Třetím předpokladem je lineární homogenita vzdálenostní funkce dle výstupů, podstatou kterého je náležitost výstupů produkční množině. Tento předpoklad rovněž dovoluje provést transformaci vzdálenostní funkce výstupů do funkce odhadovatelné podoby (viz podkapitola 4.2.2.2)

4.2.2.5 Odhad technické efektivity

Nejběžnějším výstupově orientovaným měřítkem technické efektivity je poměr pozorovaných výstupů na odpovídající stochastické hranici, viz vztah 55:

$$TE_i = \frac{q_{it}}{\exp(x'_{it}\beta + v_{it})} = \frac{\exp(x'_{it}\beta + v_{it} + u_{it})}{\exp(x'_{it}\beta + v_{it})} = \exp(-u_{it}) \quad (55)$$

Hodnota technické efektivity se pohybuje v rozmezí 0 až 1. Ukazatel měří výstup i -té firmy ve vztahu k výstupu, který může být vyroben plně efektivní firmou s použitím stejného vektoru vstupu.

4.2.3 Modely odhadu vzdálenostní funkce výstupů použité v empirické části

True Random Effects model, Battese a Coelli (1995). Podrobnější diskuze a rozbor těchto modelů byl proveden v podkapitole 3.5.6

Kumbhakar, Lien a Hardaker, 2014 a Colombi a kol., 2014

Jak již bylo diskutováno v podkapitole 3.5.6, model Kumbhakar a Heshmati (1995) zohledňuje podnikové efekty jako dlouhodobou (trvalou) neefektivnost s dodatečným druhým komponentem zachycujícím časově měnlivou technickou neefektivnost. Avšak, jak uvádí Kumbhakar a kol. (2015), odhad provedený pomocí modelu Kumbhakar a Heshmati (1995) může být zkreslený kvůli tomu, že model nedokáže oddělit podnikové efekty a trvalou neefektivnost a tím poskytne odhad s nadhodnocenou neefektivností. True Random a Fixed Effects model dokáže oddělit podnikové efekty a neefektivnost, avšak neuspěje v zohlednění trvalé neefektivností, která v tomto modelu bude součástí podnikových efektů. Zmíněné modely tak mají tendenci k podhodnocení neefektivnosti.

Výše uvedené problémy Kumbhakar a kol. (2014) a Colombi a kol. (2014) navrhli vyřešit modelem, který dokáže oddělit podnikové efekty, trvalou neefektivnost a v čase se měnící neefektivnost. V modelu je náhodná složka rozdělená na 4 komponenty. První komponenta zachycuje podnikovou skrytou heterogenitu (Greene, 2005a, 2005b), druhá komponenta zachycuje krátkodobou (v čase se měnící neefektivnost), třetí komponenta zachycuje dlouhodobou (trvalou) neefektivnost, poslední komponenta zachycuje náhodné efekty.

Model pro produkční funkci je specifikován v následující podobě:

$$y_{it} = \alpha_0 + f(x_{it}; \beta) + \mu_i + v_{it} - \eta_i - u_{it} \quad (56)$$

kde $\eta_i > 0$ je dlouhodobá (trvalá) neefektivnost, $u_{it} > 0$ je krátkodobá neefektivnost, μ_i je podnikový efekt, v_{it} je složka neefektivnosti.

Uvedený model má řadu předností. Za prvé, i když některé modely s v čase se měnící neefektivností zachycují podnikové efekty, nedokáží zohlednit přítomnost faktorů, které mohou mít permanentní (trvalý, v čase neměnný) efekt na podnikovou neefektivnost. Za druhé, modely zohledňující v čase se měnící neefektivnost předpokládají, že podniková neefektivnost v čase t je nezávislá na předchozí úrovni neefektivnosti. Rozumnějším předpokladem by byl předpoklad toho, že podnik je schopný snížit svoji neefektivnost odstraněním řady krátkodobých nepříznivých faktorů, zatímco ostatní zdroje neefektivnosti mohou zůstat v podobě trvalých dlouhodobých efektů. První z uvedených faktorů jsou zachyceny v čase neměnnou komponentou η_i , druhý – v čase se měnící komponentou u_{it} . Za třetí, mnoho SF modelů s panelovými daty zohledňují trvalý (neměnný v čase) efekt neefektivnosti, avšak neberou v úvahu efekt neměřené heterogenity. Modely Greene (2005a, 2005b), Kumbhakar a Wand (2005), Wand a Ho (2010), Chen a kol.(2014) rozkládají náhodnou složku na tři komponenty: podnikově specifikovanou v čase se měnící složku neefektivnosti; podnikově specifikovanou skrytou heterogenitu v podobě náhodných či fixních efektů; podnikově a časově specifikovanou náhodnou složku. Avšak uvedené modely považují podnikově specifickou časově neměnnou komponentu za neměřenou heterogenitu.

Odhad modelu navrhují Kumbhakar a kol. (2014) provádět třemi kroky. Nejdřív je potřebné model přepsat do následující podoby:

$$y_{it} = \alpha_0^* + f(x_{it}; \beta) + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (57)$$

kde $\alpha_0^* = \alpha_0 - E(\eta_i) - E(u_{it})$; $\alpha_i = \mu - \eta_i + E(\eta_i)$; $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} + E(u_{it})$.

α_i a ε_{it} mají nulový průměr a konstantní rozptyl.

Odhad se provádí pomocí následujícího postupu:

Krok 1: Jelikož (57) je použita standardní regrese pro panelová data, prvním krokem bude odhad parametru $\hat{\beta}$ pomocí modelu náhodných efektů (random-effects), který současně poskytne odhady hodnot α_i a ε_{it} , označené jako $\hat{\alpha}_i$ a $\hat{\varepsilon}_{it}$.

Krok 2: Odhad v čase se měnící technické neefektivnosti u_{it} pomocí hodnoty ε_{it} odhadnuté prvním krokem.

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it} + E(u_{it}), \quad (58)$$

za předpokladu, že v_{it} je i.i.d.¹⁸ $N(0, \sigma_v^2)$ a u_{it} je $N^+(0, \sigma_u^2)$, $E(u_{it}) = (\sqrt{\frac{2}{\pi}} \sigma_u)$ a ignorování rozdílů mezi skutečnou a predikovanou hodnotou ε_{it} . Výsledkem odhadu bude odhadnutá v čase se měnící komponenta reziduální technické efektivity (RTE).

Krok 3: Posledním krokem je odhad složky η_i stejným postupem jako v kroku 2. Pro odhad se používá nejlepší lineární predikce α_i z kroku 1.

$$\alpha_i = \mu_i - \eta_i + E(\eta_i) \quad (59)$$

Za předpokladu, že μ_i je i.i.d. $N(0, \sigma_\mu^2)$, η_i je i.i.d. $N(0, \sigma_\eta^2)$, $E(\eta_i) = \sqrt{2/\pi} \sigma_\eta$, lze odhadnout (59) pomocí standardního modelu s napůl normálním rozdělením složky neefektivnosti a získat odhad trvalé komponenty technické neefektivnosti η_i (PTE) dle Jondrow a kol.(1982).

Celkovou technickou efektivity lze spočítat jako $OTE = RET * PTE$, kde OTE – celková technická efektivity, RTE - reziduální technická efektivity, odhadnutá 2. krokem, PTE - trvalá technická efektivity, odhadnutá 3. krokem.

4.2.4 Analýza vlivu dotací na technickou efektivity

Pro účely analýzy vlivu dotací na produkci a technickou efektivity bude použita regresní analýza, která se zabývá jednostrannými závislostmi. Jedná se o situaci, kdy proti sobě stojí vysvětlující (nezávislá) proměnná v úloze „příčin“ a vysvětlovaná (závislá) proměnná v úloze „následků“.

Jak již bylo zmíněno v podkapitole 3.6.2.2, vliv dotací na produkci a technickou efektivity lze zohlednit několika způsoby. Prvním je zahrnutí dotací do rozptylu složky technické neefektivnosti. Tento přístup umožňuje identifikovat vliv externích faktorů (dotací) na rozptyl složky technické neefektivnosti; bude v empirické části aplikován pomocí True Random effects modelu.

¹⁸ Independent and identically distributed

Druhým přístupem je analýza vlivu dotací na technickou efektivnost přes jejich zařazení do modelu jako zdroj neefektivnosti (model Battese a Coelli (1992 a 1995), pro bližší informace viz podkapitola 3.5.6)

Třetím přístupem je zkoumání vlivu dotací na technickou efektivnost pomocí statistické analýzy (korelační analýza).

4.2.5 Statistické testy použité pro empirickou analýzu

Tato podkapitola obsahuje testy a korelační koeficienty použité pro analýzu závislosti technické efektivnosti na případných faktorech vysvětlujících heterogenitu, resp. majících vliv na technickou efektivnost podniků.

Mannův-Whitneyův-Wilcoxonův test. Tento test je neparametrickým testem a používá se v případě, kde sledovaná veličina neodpovídá Gaussovu normálnímu rozdělení. Je testem o shodné úrovni spojitě náhodné veličiny X ve dvou souborech. Uvažuje se náhodný výběr $x_1 = [x_{11}, x_{21}, \dots, x_{n_11}]^T$ s distribuční funkcí $F_1(x)$ a náhodný výběr $x_2 = [x_{12}, x_{22}, \dots, x_{n_22}]^T$ s distribuční funkcí $F_2(x)$. Hodnoty z obou výběrů se spojí $n = n_1 + n_2$ a uspořádají se vzestupně podle velikosti. Jednotlivým hodnotám se přiřadí pořadí, shodným hodnotám se přiřadí průměrná pořadí čísel, která by jim připadla. Pořadí hodnoty v prvním výběru označíme $R(x_{i1}), i = 1, 2, \dots, n_1$; pořadí ve druhém výběru $R(x_{i2}), i = 1, 2, \dots, n_2$. Dále se definuje součet pořadí z prvního výběru $R_1 = \sum_{i=1}^{n_1} R(x_{i1})$; a součet pořadí z druhého výběru $R_2 = \sum_{i=1}^{n_2} R(x_{i2})$. (Mielcová a kol., 2012)

Testuje se pak nulová hypotéza $H_0: E_1(x) = E_2(x)$ nebo $H_0 = \widetilde{X}_1 = \widetilde{X}_2$ o shodné úrovni veličiny X v obou souborech proti alternativní hypotéze $H_1: non H_0$ (Mielcová a kol., 2012).

Pomocí korelačních koeficientů hodnotíme vzájemný vztah dvou atributů, znaků mezi sebou ze stejné množiny. Jinými slovy, jestli jsou na sobě závislé či nikoliv. Ve Stata 11.2 jsou dostupné **Kendallův korelační koeficient** (Kendall tau rank correlation coefficient) a **Spearmanův korelační koeficient** (Spearman rank correlation coefficient), které nabývají hodnot od -1 do 1. -1 značí zcela nepřímou závislost a 1 zcela přímou závislost.

Kendallův koeficient korelace τ pro dvojici uspořádaných veličin X a Y dán rovnicí

$$\tau = \frac{(K-D)}{\frac{1}{2}n(n-1)} \quad (60)$$

kde K je počet konkordantních párů, D je počet diskordantních párů, n je počet pozorování a jmenovatelem je celkový počet dvojic.

Dvě dvojice pořadí pozorování (x_i, y_i) a (x_j, y_j) jsou konkordantní, když $R(x_i) < R(x_j)$ a $R(y_i) < R(y_j)$ nebo když $R(x_i) > R(x_j)$ a $R(y_i) > R(y_j)$, diskordantní, když $R(x_i) < R(x_j)$ a $R(y_i) > R(y_j)$, nebo když $R(x_i) > R(x_j)$ a $R(y_i) < R(y_j)$ (Kendall a Gibbons, 1990).

Spearmanův korelační koeficient (SRCC) se vypočítává následovně:

$$SRCC = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{n(n^2-1)} \quad (61)$$

d_i je vzdálenost mezi dvěma ohodnoceními, což je suma všech druhým mocnin vzdáleností.

Ohodnocení se získává tak, že pokud máme znak X , tak všechny jeho proměnné převedeme na ohodnocení od 1 do n , což můžeme provést prostým seřazením (Conover, 1999).

5 Výsledky a diskuze

5.1 Věcná charakteristika souboru dat

5.1.1 Základní popisné statistiky dat

Analýza efektivnosti českých farem zabývajících se chovem prasat byla založena na panelových datech obsahujících 2 890 pozorování, které reprezentovaly hospodaření zmíněných subjektů v letech 2004–2011. Zdrojem datové základny je databáze FADN, vytvořená sběrem účetních dat podnikatelských subjektů registrovaných v Evropské unii. Celkem byla získána data od 837 českých farem zabývajících se chovem prasat.

V dalších tabulkách jsou představeny počet pozorování podle roků a deskriptivní statistiky použitých proměnných.

Tabulka 12: Rozdělení souboru v jednotlivých letech

Rok	Počet pozorování	Četnost podniků dle počtu pozorování			
		1-2	3-4	5-6	7-8
2004	468	177	87	90	114
2005	430	96	106	92	116
2006	407	47	112	110	128
2007	379	38	97	120	124
2008	345	38	85	110	112
2009	314	35	61	97	121
2010	280	48	52	55	125
2011	267	68	44	42	113
Celkem	2890	547	654	726	963

Zdroj: vlastní zpracování

Četnost pozorování během pozorovaného období ubývá. Nejvyšší počet pozorování připadá na rok 2004, nejnižší naopak na rok 2011. S výjimkou roku 2004 je v souboru nejvyšší počet firem s 7-8 pozorování, tj. firem, jejichž činnost můžeme sledovat během celého analyzovaného období.

Následující tabulka obsahuje statistické charakteristiky proměnných použitých pro odhad technické efektivity.

Tabulka 13: Deskriptivní statistika použitých proměnných

Proměnná	Označení	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimum	Maximum
Prasata	Y1	222109,0	430962,1	0,3516	5941946,0
Rostlinná výroba	Y2	593311	669248,8	0,1	5784235,0
Ostatní živočišná výroba	Y3	529065,9	650430,9	0,1	6531160,0
Práce	X1	43,0801	44,0849	0,35	307,9446
Půda	X2	1158,408	1054,407	0,1	8787,27
Kapitál	X3	3812798,0	4175202,0	4861,671	287674716,0
Přímý materiál	X4	146332,9	283935,9	0,1	3426275,0
Ostatní materiál	X5	412191,2	442555,0	0,1	3120581,0

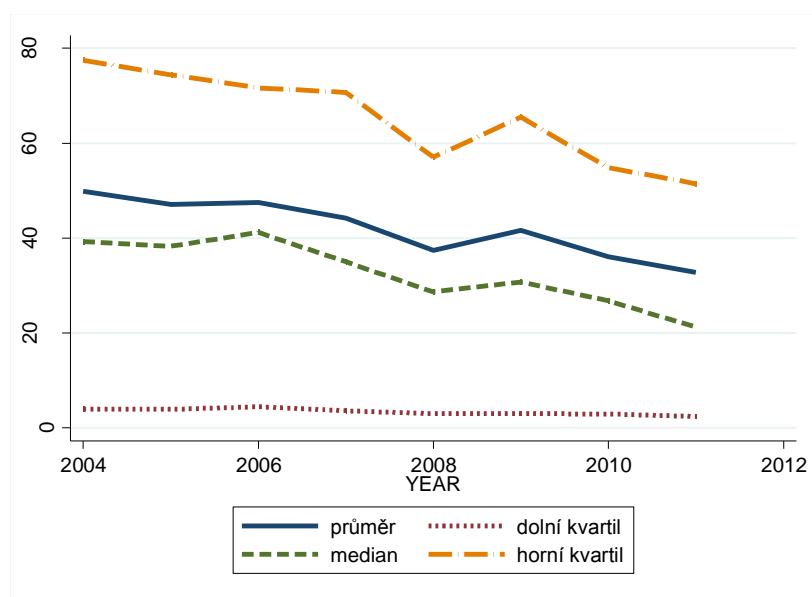
Zdroj: vlastní zpracování

5.1.2 Vývoj hodnot použitých proměnných během let 2004-2011

Další grafy uvádějí, jak se vyvíjí proměnné během sledovaného období.

Graf 17 ukazuje, že proměnná práce během sledovaného období klesala s výrazným snížením v roce 2008, což bylo důsledkem finanční krize. Medián je nižší než průměr, což znamená, že polovina firem používá produkční faktor práce v objemu nižším, než je jeho průměr. Čtvrtina firem používá pracovní vstupy v rozsahu značně nižším, než je průměrná hodnota.

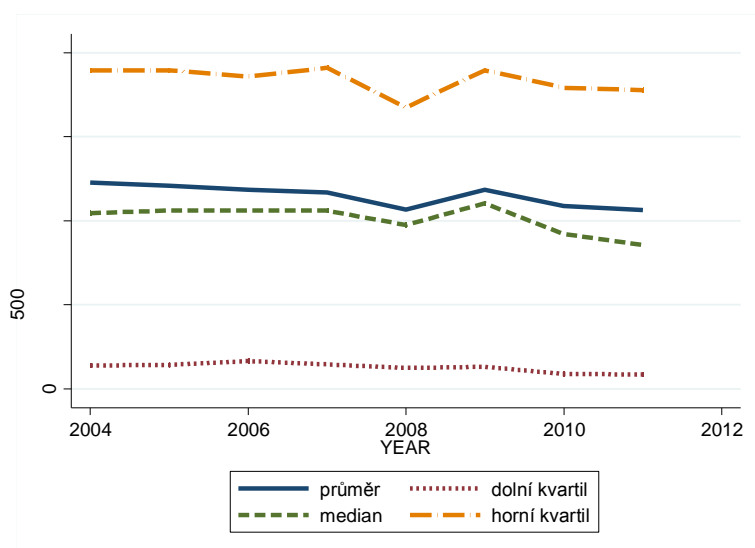
Graf 17: Vývoj produkčního faktoru práce během let 2004-2011 v ročních pracovních jednotkách



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Rozsah použití produkčního faktoru půda během sledovaného období mírně klesal. Medián je nepatrně nižší než průměr, což ukazuje na skutečnost, že polovina analyzovaných farem obhospodařuje průměrnou plochu půdy ve srovnání s ostatními podniky zkoumaného souboru.

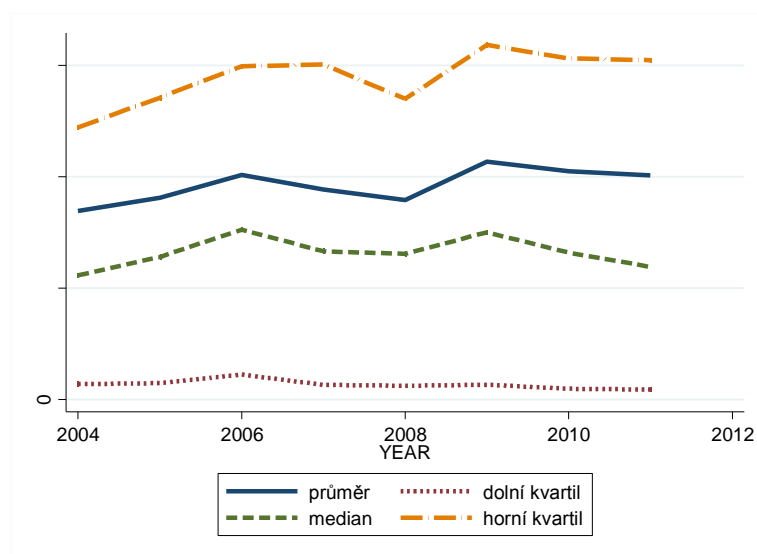
Graf 18: Vývoj produkčního faktoru půda během let 2004-2011 v ha



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Hodnota produkčního faktoru kapitál na rozdíl od výše uvedených produkčních faktorů během let 2004-2011 vykazovala tendenci růstu, s výjimkou roku 2008, ve kterém jeho hodnota poklesla v důsledku finanční a hospodářské krize. Medián je nižší než průměr, což znamená, že polovina firem vlastní produkční faktor kapitál v hodnotě nižší, než je jeho průměrná hodnota. Růst hodnoty kapitálu podniků je odůvodněn poskytnutými podporami farem v rámci Společné zemědělské politiky evropské unie.

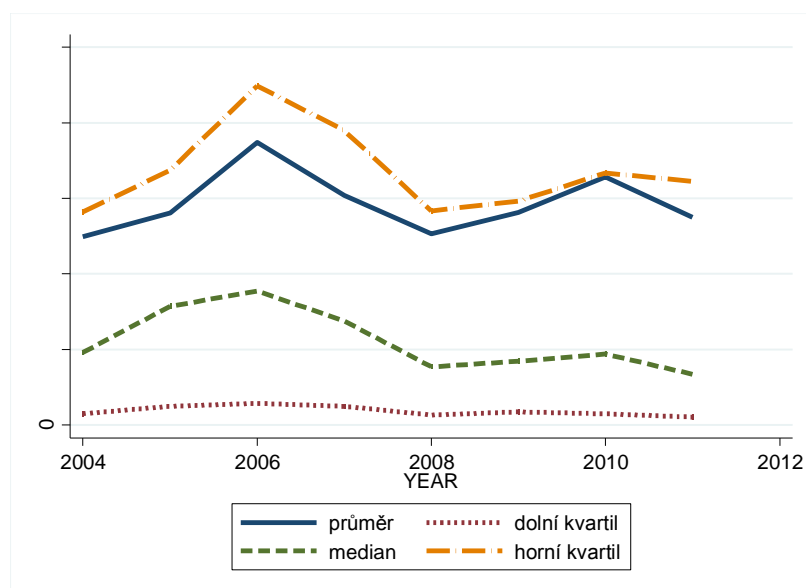
Graf 19: Vývoj produkčního faktoru kapitál během let 2004-2011 v euro



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Hodnoty použité proměnné přímý materiál vykazují kolísající povahu. Po vstupu do EU její hodnota stoupala až do roku 2006. Po té době začala se snižovat a značně poklesla v roce 2008, tedy v roce hospodářské krize. Do roku 2009 byl pozorován růst objemu použitého materiálu, který opět poklesl v roce 2011. Horní kvartil svědčí o tom, že 75 % firem používají přímý materiál skoro na průměrné úrovni celého souboru. Avšak, medián se značně liší od průměru. Jeho hodnota vykazuje klesající povahu, což může být důsledkem zmenšení velikosti farem analyzovaného souboru.

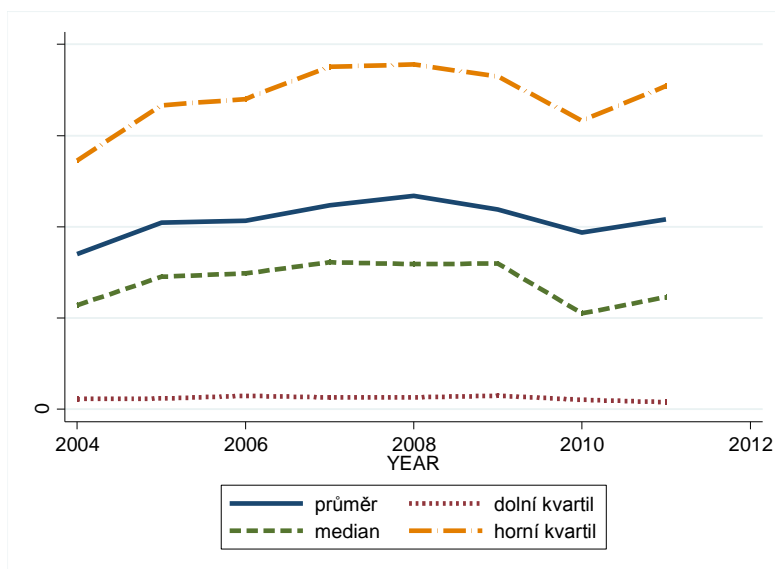
Graf 20: Vývoj proměnné přímý materiál během let 2004-2011 v euro



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Hodnoty použité proměnné ostatní materiál rostly v letech 2004 až 2008. Po roce 2008 hodnoty začaly klesat se značným snížením v roce 2010. V roce 2011 se objem ostatního materiálu, použitého podniky na výrobu produkce, zvýšil.

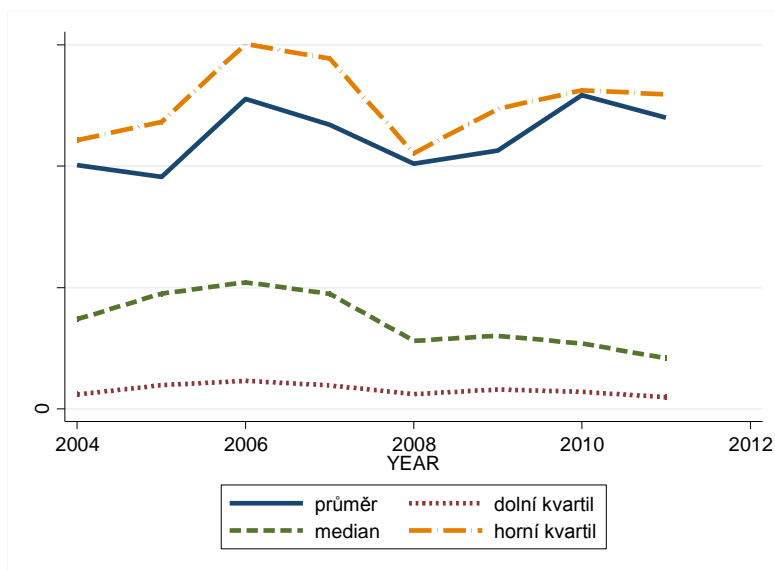
Graf 21: Vývoj proměnné ostatní materiál během let 2004-2011 v euro



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Vývoj průměrného objemu produkce prasat podniků sledovaného souboru má tendenci mírného růstu s patrným snížením v roce hospodářské krize (v roce 2008). Maximalní objem produkce byl pozorován v letech 2006 a 2010. Medián souboru od roku 2006 stále klesá, příčinou čehož může být snižující se velikost podniků.

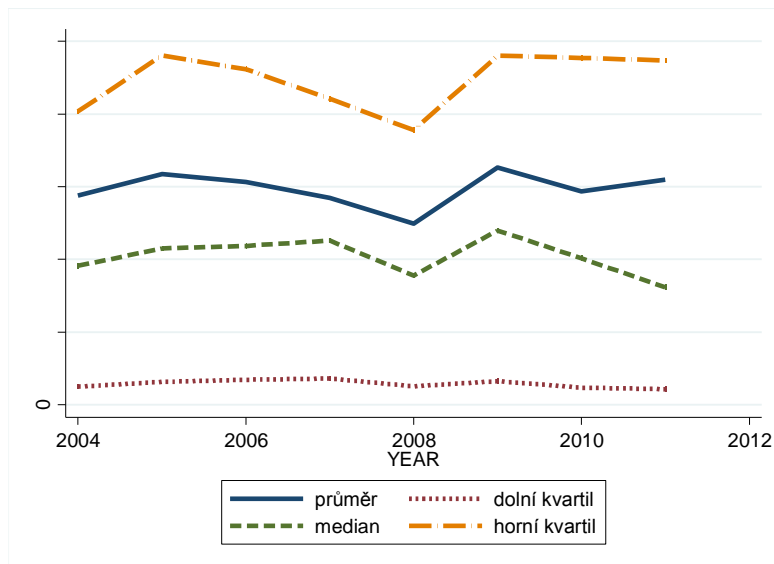
Graf 22: Vývoj produkce prasat během let 2004-2011 v euro



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Průměrný objem rostlinné produkce v roce 2005 mírně stoupl, poté začal klesat až do roku 2008, kdy byl pozorován nejnižší objem výroby během celého sledovaného období.

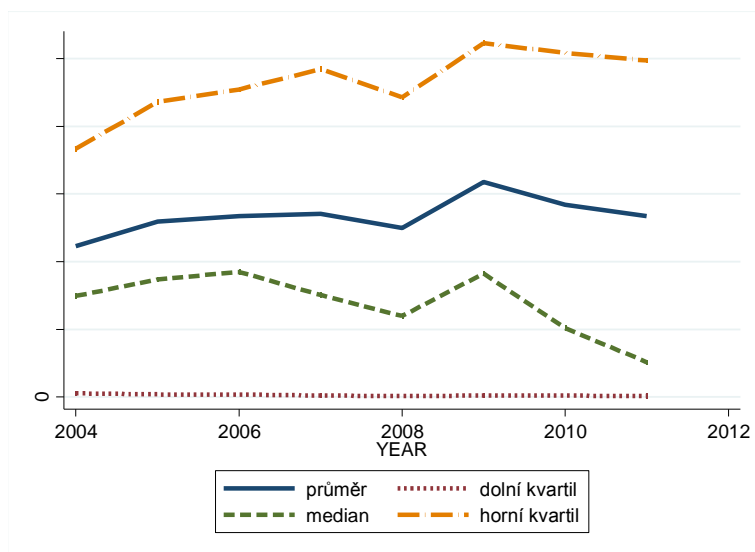
Graf 23: Vývoj rostlinné výroby během let 2004-2011 v euro



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Průměrný objem výroby ostatní živočišné produkce má tendenci mírného růstu během let 2004-2011. Medián souboru naopak vykazuje celkové snížení se značným poklesem v roce 2011.

Graf 24: Vývoj ostatní živočišné výroby během let 2004-2011 v euro

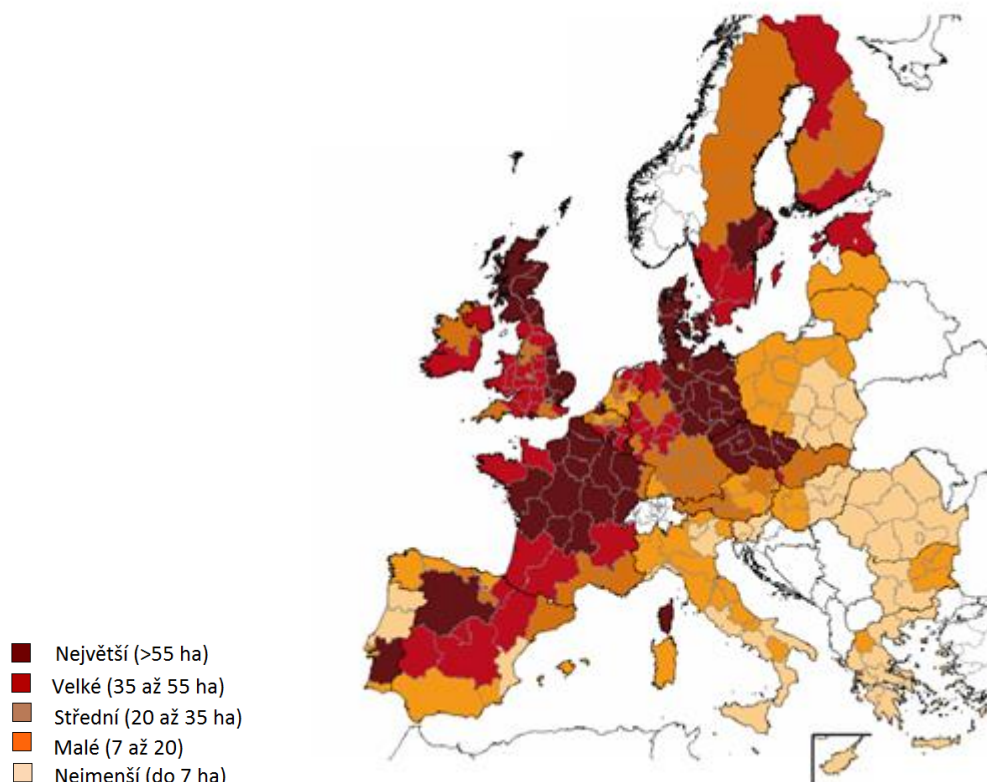


Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

5.1.3 Heterogenita (různorodost) podniků v souboru

Jedním ze zdrojů heterogenity farem je jejich velikost a specializace. V České republice, a stejně tak na Slovensku nebo třeba ve východní části Německa, najdeme kvůli historickému vývoji spíše větší farmy než například ve Francii, kde je farmaření často rodinnou záležitostí (Obrázek 1).

Obrázek 1: Průměrná velikost podniků v jednotlivých zemích EU



Zdroj: Claros, 2013

Jak se již diskutovalo v podkapitole 3.6.2.1, velikost farem lze definovat dle velikosti plochy užívané půdy, počtů pracovníků a Evropské velikostní jednotky (EVJ).

Třídy ekonomické velikosti podniků jsou stanoveny Evropskou komisí následujícím způsobem (tabulka 14).

Tabulka 14: Třídy ekonomické velikosti podniků

Třídy	Prahy v EVJ
I	<2
II	2-4
III	4-6
IV	6-8
V	8-12
VI	12-16
VII	16-40
VIII	40-100
IX	>=100

Zdroj: Rozhodnutí komise ze dne 7. června 1985 o založení klasifikačního systému pro zemědělské podniky ve Společenství (85/377/EHS)

Ustanovení platící v oblasti zemědělské účetní datové sítě a při statistickém zjišťování o struktuře zemědělských podniků ve Společenství mohou stanovit, že se velikostní třídy II a III nebo III a IV, IV a V nebo III až V, VI a VII, VIII a IX, X a XI, XII až XIV nebo X až XIV sloučí dohromady.

Nařízení komise (ES) č. 867/2009 ze dne 21. září 2009, kterým se mění a opravuje nařízení (ES) č. 1242/2008 o založení klasifikačního systému pro zemědělské podniky ve Společenství.

Následujícím krokem je zkoumání podniků v souboru na heterogenitu. Za kritéria různorodosti byly vybrány velikost firem a jejich specializace. Předpokladem je, že heterogenita má vliv na technickou efektivnost podniků.

Tabulka 15: Počet pozorování dle velikosti podniků

	<10	10-49	50-149	>150
Četnost pozorování	970	860	995	65

Zdroj: vlastní zpracování

Největší počet pozorování připadá na podniky s počtem pracovníků 50-149 a méně než 10 pracovníků. Nejnižší počet pozorování patří větším firmám s více než 150 zaměstanci.

Tabulka 16: Vývoj počtu pozorování dle velikosti¹⁹

Rok	Méně než 10	10-49	50-149	150 a více
2004	147	129	174	18
2005	137	116	167	10
2006	122	112	164	9
2007	126	106	138	9
2008	125	111	102	7
2009	103	104	101	6
2010	101	94	82	3
2011	109	88	67	3

Zdroj: vlastní zpracování

Během let 2004 až 2011 se počet firem v souboru stále snižoval. Avšak, četnost firem s počtem zaměstnanců více než 50 vykazovala tendenci rychlejšího poklesu ve srovnání s menšími firmami s méně než 50 pracovníky.

Tabulka 17 uvádí vývoj počtu pozorování dle specializace. Největší počet pozorování připadá na farmy se specializací 40-70 %. Farem s výraznou specializací na chov prasat (větší než 70 %) je v České republice nejméně.

Tabulka 17: Vývoj počtu pozorování dle specializace

Rok	< 40 %	40-70 %	> 70 %
2004	192	232	13
2005	184	198	15
2006	155	200	19
2007	154	176	14
2008	146	145	17
2009	149	120	19
2010	113	124	13
2011	112	123	11

Zdroj: vlastní zpracování

Počet pozorování ve všech skupinách podniků dle specializace se během let 2004 až 2011 snižoval, což může být vysvětleno poklesem počtu pozorování v celém souboru. Lze však

¹⁹ Podniky byly rozděleny na skupiny dle velikosti na základě definice malých a středních podniků EK a empirické analýzy, která prokázala, že nejvhodnějším rozdělením bude čtyřskupinové rozdělení. Nicméně, podkapitola 5.6.1 obsahuje výsledky odhadu modelu s pátou skupinou podniků navíc (250 zaměstnanců a více). U této skupiny nebyl prokázán její signifikantní vliv na technickou efektivnost, což dodatečně dokazuje správnost uvedeného v tabulce 16 čtyřskupinového rozdělení souboru farem dle jejich velikosti.

konstatovat, že četnost farem se specializací 40-70 % vykazovala tendenci rychlejšího poklesu ve srovnání s méně specializovanými (do 40 %) a více specializovanými (nad 70 %) farmami.

Tabulka 18: Specializace farem na chovu prasat v jednotlivých krajích v %

Kraj dle NUTS3	Název kraje	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
CZ010+ CZ020	Praha+Středočeský	15,378	18,656	20,218	19,322	25,288	23,468	18,23	18,288
CZ031	Jihočeský	12,636	18,62	15,614	14,372	15,982	15,962	19,158	16,088
CZ032	Plzeňský	10,998	15,902	27,457	21,635	20,121	20,508	30,716	25,888
CZ041	Karlovarský	7,887	3,228	2,028	2,806	1,89	0,614	1,23	12,801
CZ042	Ústecký	17,761	16,238	19,75	20,588	24,082	23,326	30,984	12,781
CZ051	Liberecký	5,017	12,242	28,355	24,74	33,56	34,314	48,845	59,514
CZ052	Královéhradecký	23,658	20,167	19,588	17,573	16,095	14,446	13,774	20,173
CZ053	Pardubický	18,706	17,766	23,288	18,483	15,436	14,028	11,85	11,28
CZ061	Vysočina	20,823	20,247	19,612	20,975	22,3	21,945	21,571	20,459
CZ062	Jihomoravský	21,278	21,839	17,958	17,821	17,741	16,793	21,135	23,038
CZ071	Olomoucký	18,783	15,543	21,264	24,512	20,965	21,1	24,061	21,846
CZ072	Zlínský	16,946	18,235	23,137	22,346	24,14	18,641	20,848	17,554
CZ080	Moravskoslezský	16,656	16,277	18,785	16,155	15,544	15,334	12,432	20,098

Zdroj: vlastní zpracování

Farmy s větší mírou specializace na chov prasat se nacházejí v Libereckém, Plzeňském a Ústeckém kraji. Specializace farem na chov prasat v Ústeckém kraji v roce 2011 poklesla, příčinou čehož může být absence specializovaných podniků v souboru v roce 2011.

5.2 Testování základního souboru

Tato podkapitola uvádí výsledky testování souboru, který byl otestován na normalitu rozdělení (Shapiro-Wilkův test, grafické znázornění rozdělení proměnných) a heteroskedasticitu (modifikovaný Waldův test, Whiteův test). Dalším krokem je rozhodování o vhodnosti aplikace modelu fixních nebo modelu náhodných efektů v empirické části pro odhad technické neefektivnosti (resp. efektivnosti). K tomuto účelu byl použit Hausmannův test a Breusch-Pagan Lagrange multiplier test k testování náhodných efektů.

Tabulka 19 obsahuje korelační koeficienty mezi jednotlivými proměnnými. Lze vidět, že největší korelace je mezi vysvětlovanou proměnnou produkce prasat (y) a vysvětlující proměnnou přímý materiál (x_4).

Tabulka 19: Korelace mezi proměnnými

	y	y2	y3	x1	x2	x3	x4	x5
y1	1							
y2	0,2978	1						
y3	0,2596	0,6559	1					
x1	0,3817	0,81	0,7536	1				
x2	0,2556	0,875	0,7355	0,8293	1			
x3	0,4735	0,8556	0,8053	0,8632	0,8361	1		
x4	0,8971	0,3205	0,393	0,3942	0,2891	0,5041	1	
x5	0,266	0,8247	0,8453	0,7994	0,8644	0,8259	0,2904	1

Zdroj: vlastní zpracování

5.2.1 Testování normality rozdělení proměnných

K testování normality se používají grafické metody a několik testů - Shapiro-Wilkův test, Shapiro-Franciův test, Skewness/Kurtosis (Jarque-Bera). Pro účely této práce bude aplikován Shapiro-Wilkův test a grafické znázornění rozdělení proměnných. Nulová hypotéza zde znamená, že proměnné mají normální rozdělení.

Tabulka 20: Výsledky Shapiro-Wilkova testu

Shapiro-wilk w test for normal data					
variable	Obs	w	V	z	Prob>z
labour	2890	0.85711	236.650	14.089	0.00000
land	2890	0.90688	154.218	12.985	0.00000
capitald	2890	0.83424	274.533	14.471	0.00000
smatd	2890	0.49461	837.010	17.344	0.00000
othermatd	2890	0.85208	244.983	14.178	0.00000
pigsd	2890	0.49874	830.165	17.323	0.00000
croprd	2890	0.81506	306.288	14.753	0.00000
othlivelstock	2890	0.83935	266.063	14.391	0.00000

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Dle výsledků Shapiro-Wilkova testu, ani jedna z proměnných nemá normální rozdělení, což je také vidět na grafech rozdělení četnosti proměnných (viz příloha). Tato důležitá charakteristika souboru ovlivňuje výběr statistických testů. V případě kdy proměnné nemají normální rozdělení, je vhodné využití neparametrických testů.

5.2.2 Testování heteroscedasticity

Modifikovaný Waldův test

Uvedený test odhaluje mezipodnikovou heteroskedasticitu v rezidujících regresního modelu fixních efektů. Nulová hypotéza je specifikovaná jako $\sigma_i^2 = \sigma^2$, tj. absence heteroskedasticity²⁰.

Tabulka 21: Výsledky Waldova testu, vzdálenostní funkce výstupů

```
Modified wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model
```

```
H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i
```

```
chi2 (837) = 4.6e+36  
Prob>chi2 = 0.0000
```

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Na základě Waldova testu zamítáme nulovou hypotézu o homoskedasticitě ve prospěch alternativní hypotézy o přítomnosti heteroscedasticity na 1% hladině významnosti.

Whiteův test

Whiteův test je obecným testem heteroskedasticity založený na principu Lagrangeových multiplikátorů s nulovou hypotézou o homoskedasticitě. Využívá následující statistiky:

$$n * R^2 \sim \chi_{df}^2 \quad (62)$$

Tabulka 22: Výsledky Whitova testu, vzdálenostní funkce výstupů

```
white's test for Ho: homoskedasticity  
against Ha: unrestricted heteroskedasticity
```

```
chi2(4) = 17.05  
Prob > chi2 = 0.0019
```

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

V případě vzdálenostní funkce výstupů zamítáme nulovou hypotézu o homoskedasticitě na 5% hladině významnosti. Tato charakteristika souboru naznačuje výběr modelů, tudíž vhodnějšími v tomto případě budou modely, které berou v úvahu mezipodnikovou heterogenitu.

²⁰ Greene (2000) diskutuje, že standardní Waldův test je citlivý k předpokladu normality rozdělení dat. Avšak modifikovaný Waldův test je spolehlivý i při porušení předpokladu normality, pokud soubor je asymptoticky vydatný.

5.2.3 Testování oprávněnosti použití modelu náhodných efektů (model fixních efektů vs. model náhodných efektů)

Při rozhodování mezi modelem fixních a náhodných efektů lze použít Hausmannův test, podle kterého za nulovou hypotézu je přijato tvrzení, že model náhodných efektů je preferovanější vůči modelu fixních efektů. V podstatě se testuje, zda je složka neefektivnosti u_i korelovaná s regresory či nikoliv (nulová hypotéza).

Výsledky odhadu pomocí modelu fixních a náhodných efektů jsou představeny v tabulce 23.

Odhady základních parametrů proměnných vstupů a výstupů vzdálenostní funkce výstupů pomocí modelu fixních efektů jsou signifikantní na 1% hladině významnosti vyjmá proměnné vstupů kapitál (signifikantní na 10% hladině významnosti), zatímco odhady všech parametrů s použitím modelu náhodných efektů jsou signifikantní na 1% hladině významnosti. Výsledky odhadu základních parametrů vstupů a výstupů vzdálenostní funkce vstupů provedené pomocí obou modelů jsou významné na 1% hladině významnosti.

Předpoklad monotonicity je splněn u všech modelů. V modelu vzdálenostní funkce výstupů odhady parametrů vstupů nabývají záporných hodnot, vstupů – kladných, což se shoduje s předpoklady o vlastnostech analyzované funkce.

Odhadnuté parametry vzdálenostní funkce výstupů u obou modelů splňují předpoklad kvazikonvexity dle vstupů. Rovněž je splněn předpoklad lineární homogenity dle výstupů.

Tabulka 23: Odhad parametrů pomocí modelů fixních a náhodných efektů

	Vzdálenostní funkce výstupů		
	Parametry β		Rozdíl
	Fixed	Random	
y2	0,632557	0,587637	0,04492
y3	0,079786	0,113632	-0,0338457
x1	-0,1001048	-0,16338	0,0632769
x2	-0,4451323	-0,36382	-0,0813172
x3	-0,0438624	-0,16217	0,1183094
x4	-0,2370472	-0,25264	0,0155881
x5	-0,1037109	-0,14412	0,0404072
t	-0,021023	-0,01787	-0,0031536
y22	0,0679165	0,047343	0,0205734
y2y3	-0,0033104	-0,00534	0,0020245

	Vzdálenostní funkce výstupů		
	Parametry β		Rozdíl
y33	0,0072827	0,010269	-0,0029861
tt	-0,0093614	-0,01195	0,0025934
x11	0,1649211	0,088247	0,0766742
x22	0,1802389	0,007001	0,1732382
x33	0,0629478	-0,04175	0,1046969
x44	-0,0148816	-0,01353	-0,0013524
x55	-0,0132452	-0,02058	0,007337
y2t	-0,0024645	0,010061	-0,012525
y3t	0,0005861	0,000758	-0,0001716
y2x1	0,0986479	0,104746	-0,0060976
y2x2	-0,1012243	-0,02099	-0,0802308
y2x3	-0,0396974	-0,11244	0,0727438
y2x4	0,0093619	0,007733	0,0016287
y2x5	0,0515117	0,053794	-0,0022825
y3x1	0,0045385	0,005131	-0,0005925
y3x2	0,0040958	0,006103	-0,0020071
y3x3	-0,0059857	-0,00595	-0,0000338
y3x4	0,0041295	0,002841	0,0012881
y3x5	0,0000804	-0,00111	0,0011905
x1t	0,0120162	0,01262	-0,0006036
x2t	0,0021921	-0,01226	0,0144486
x3t	-0,0074003	-0,00715	-0,0002523
x4t	0,0005929	0,010843	-0,0102504
x5t	-0,0005677	-0,00082	0,0002517
x1x2	-0,125942	-0,12204	-0,0038978
x1x3	-0,1154174	-0,08094	-0,0344743
x1x4	0,1017965	0,111159	-0,0093622
x1x5	-0,0518912	-0,05395	0,0020634
x2x3	0,0447258	0,150157	-0,1054308
x2x4	-0,0234973	0,004674	-0,0281709
x2x5	-0,0684343	-0,06913	0,0006969
x3x4	-0,0608489	-0,10189	0,0410379
x3x5	0,0634155	0,074741	-0,0113259
x4x5	0,0467144	0,0513	-0,0045852

Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky Hausmanova testu

Tabulka 24: Výsledky Hausmannova testu, vzdálenostní funkce výstupů

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \chi^2(44) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 774.90 \\ \text{Prob}>\chi^2 &= 0.0000 \\ & (V_b-V_B \text{ is not positive definite}) \end{aligned}$$

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Dle χ^2 Hausmannova testu se zamítá nulová hypotéza, takže jeho výsledky ukazují na to, že vhodnější je použití modelu fixních efektů.

Testování na náhodné efekty: Breusch-Pagan Lagrange multiplier (LM)

LM test se používá při rozhodování mezi regresí náhodných efektů (random effects regression) a OLS regresí. Dle nulové hypotézy rozptyly mezi podniky se rovnají nule, tj. mezi podniky neexistují značné rozdíly (není panelový efekt).

Tabulka 25: Výsledky LM testu, vzdálenostní funkce výstupů

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$y[id,t] = xb + u[id] + e[id,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
y	3.99452	1.99863
e	.0186228	.1364653
u	.0482587	.2196787

Test: Var(u) = 0

$$\begin{aligned} \text{chibar2}(01) &= 1231.14 \\ \text{Prob} > \text{chibar2} &= 0.0000 \end{aligned}$$

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Dle výsledku LM testu se nulová hypotéza zamítá, takže použití modelu náhodných efektů ve srovnání s OLS regresí je preferovanější.

Výsledky Hausmannova testu ukazují na to, že by se u dat zkoumaného souboru měl preferovat model fixních efektů. Avšak odhad vzdálenostní funkce výstupů pomocí tohoto modelu neprokázal dobré vlastnosti ve srovnání s modelem náhodných efektů, a navíc LM test ukazuje

na přítomnost panelového efektu (rozdílu mezi podniky analyzovaného souboru). Takže, v další empirické části pro odhad parametrů bude použit model náhodných efektů.

5.2.4 Testování přítomnosti neefektivnosti v datech

OLS-residual-based skewness test (test poměru věrohodnosti)

Centrální koncepcí stochastické hraniční analýzy je přítomnost jednostranné chyby, která reprezentuje technickou neefektivnost. Proto je důležité otestovat existenci jednostranné chyby v modelu. Pokud uvedená chyba není přítomná, model směřuje ke standardní regresi, která může být odhadnutá metodou nejmenších čtverců. Tudíž, za předpokladu, že všechny podniky jsou efektivní, bude odhadnut model bez složky neefektivnosti u_{it} . K ověření předpokladu přítomnosti jednostranné chyby se používá zobecněný test poměru věrohodnosti (generalized likelihood ratio test, LR), kde nulovou hypotézou je tvrzení o absenci jednostranné chyby. V podstatě tento test porovnává věrohodnostní hodnoty (log-likelihood values) omezeného (odhadnutého metodou nejmenších čtverců) modelu a neomezeného (SF modelu). LR test je věrohodnější, než obecný test šikmosti (OLS-residual-based skewness test), neboť je přesnější (Kumbhakar, Lovell, 2000).

V této práci omezený model v podobě translogaritmické vzdálenostní funkce výstupů byl odhadnut metodou nejmenších čtverců. Neomezený model byl odhadnut metodou maximální věrohodnosti v podobě translogaritmické vzdálenostní funkce výstupu s napůl normálním rozdělením složky neefektivnosti. LR test v tomto případě bude mít 1 stupeň volnosti, jelikož jenom jeden parametr (σ_u^2) je v testu omezený.

Tabulka 26: Výsledky LR testu, vzdálenostní funkce výstupů

```
. display -2*(ll_ols-ll_sf)
89.874902
```

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Kritická hodnota chí-kvadrát rozdělení s jedním stupněm volnosti na hladině významnosti 1 % se rovná 5,412, což vede k zamítnutí nulové hypotézy o absenci technické neefektivnosti v modelu.

5.3 Odhad parametrů modelu vzdálenostní funkce výstupů a výběr vhodného modelu

5.3.1 Výsledky odhadů modelu

Tabulka 27 uvádí výsledky odhadu třemi modely ze skupiny modelů náhodných efektů. Modely jsou odhadnuty s cílem výběru vhodnějšího modelu pro následující empirickou analýzu.

Tabulka 27: Výsledky odhadu parametrů vzdálenostní funkce výstupů modelem náhodných efektů

	Random Effects Model			ML random-effects flexible time-varying efficiency model			True Random Effects Model ²¹		
	Coefficient	Std.error	P>z	Coefficient	Std.error	P>z	Coefficient	Std.error	P>z
y2	0,587703	0,008219	0,000	0,573432	0,008122	0,000	0,566805	0,008484	0,000
y3	0,113561	0,004174	0,000	0,11805	0,004318	0,000	0,131676	0,004596	0,000
x1	-0,16341	0,019027	0,000	-0,17631	0,017673	0,000	-0,17405	0,018061	0,000
x2	-0,3641	0,020447	0,000	-0,3315	0,01958	0,000	-0,34675	0,01873	0,000
x3	-0,162	0,016711	0,000	-0,1612	0,016349	0,000	-0,17863	0,015372	0,000
x4	-0,25262	0,008475	0,000	-0,25741	0,008464	0,000	-0,24176	0,007805	0,000
x5	-0,14397	0,009862	0,000	-0,14916	0,009537	0,000	-0,14278	0,009006	0,000
t	-0,01789	0,002073	0,000	-0,02788	0,003613	0,000	-0,01893	0,00196	0,000
y22	0,047355	0,0029	0,000	0,048653	0,003045	0,000	0,042913	0,004367	0,000
y33	-0,00533	0,000738	0,000	0,010534	0,000435	0,000	0,012138	0,000478	0,000
y2y3	0,010262	0,000426	0,000	-0,00582	0,000702	0,000	-0,00481	0,000752	0,000
tt	-0,01195	0,001496	0,000	-0,00632	0,001666	0,000	-0,01184	0,001396	0,000
x11	0,088288	0,037463	0,018	0,054654	0,036325	0,132	0,052576	0,036542	0,150
x22	0,006986	0,003008	0,020	0,008231	0,002805	0,003	-0,00251	0,003279	0,444
x33	-0,0416	0,025975	0,109	-0,03802	0,024749	0,124	-0,02858	0,025271	0,258
x44	-0,01353	0,001773	0,000	-0,01337	0,00178	0,000	-0,01511	0,001992	0,000
x55	-0,02056	0,002945	0,000	-0,02327	0,002952	0,000	-0,02288	0,002648	0,000
y2t	0,010052	0,002375	0,000	0,013212	0,002422	0,000	0,00525	0,002432	0,031
y3t	0,000757	0,000189	0,000	0,000787	0,000191	0,000	0,000633	0,000184	0,001
y2x1	0,104768	0,012002	0,000	0,108586	0,011861	0,000	0,060421	0,014862	0,000
y2x2	-0,021	0,00244	0,000	-0,02212	0,002473	0,000	-0,01466	0,003652	0,000
y2x3	-0,11244	0,008763	0,000	-0,10779	0,009134	0,000	-0,05466	0,01226	0,000
y2x4	0,007727	0,002681	0,004	0,009991	0,002721	0,000	0,000882	0,003321	0,790
y2x5	0,053791	0,007261	0,000	0,043952	0,007118	0,000	0,037783	0,006978	0,000
y3x1	0,005131	0,001303	0,000	0,006849	0,001239	0,000	0,006653	0,001323	0,000

²¹ True Random Effects model byl odhadnut za předpokladu exponenciálního rozdělení složky neefektivnosti, což je pro tento model standardním předpokladem.

	Random Effects Model			ML random-effects flexible time-varying efficiency model			True Random Effects Model ²¹		
	Coefficient	Std.error	P>z	Coefficient	Std.error	P>z	Coefficient	Std.error	P>z
y3x2	0,006094	0,000959	0,000	0,007049	0,000915	0,000	0,005625	0,000962	0,000
y3x3	-0,00595	0,001045	0,000	-0,00602	0,001025	0,000	-0,00751	0,001139	0,000
y3x4	0,002846	0,000727	0,000	0,002304	0,000714	0,001	0,004507	0,000717	0,000
y3x5	-0,00111	0,000553	0,046	-0,00199	0,000541	0,000	-0,00157	0,000541	0,004
x1t	0,012613	0,00446	0,005	0,008839	0,004549	0,052	0,010576	0,004266	0,013
x2t	-0,01225	0,003125	0,000	-0,01668	0,003202	0,000	-0,00634	0,003207	0,048
x3t	-0,00714	0,003822	0,062	-0,00736	0,003815	0,054	-0,00788	0,0036	0,029
x4t	0,010837	0,00254	0,000	0,014973	0,002653	0,000	0,0064	0,002521	0,011
x5t	-0,00082	0,002293	0,720	0,002203	0,002269	0,332	0,001603	0,002129	0,451
x1x2	-0,12208	0,01627	0,000	-0,12775	0,016031	0,000	-0,07135	0,019221	0,000
x1x3	-0,08101	0,027818	0,004	-0,07377	0,026625	0,006	-0,06497	0,025985	0,012
x1x4	0,111186	0,014052	0,000	0,13826	0,01442	0,000	0,079673	0,016393	0,000
x1x5	-0,05394	0,011571	0,000	-0,04585	0,011298	0,000	-0,04855	0,01149	0,000
x2x3	0,150173	0,011677	0,000	0,138929	0,012208	0,000	0,06979	0,016245	0,000
x2x4	0,004695	0,004747	0,323	0,002825	0,004678	0,546	0,021173	0,004926	0,000
x2x5	-0,06913	0,00965	0,000	-0,05452	0,00947	0,000	-0,04571	0,009249	0,000
x3x4	-0,10191	0,010937	0,000	-0,10878	0,011495	0,000	-0,06428	0,013256	0,000
x3x5	0,074691	0,010466	0,000	0,078472	0,010564	0,000	0,073364	0,010394	0,000
x4x5	0,051304	0,007513	0,000	0,036009	0,00732	0,000	0,034606	0,006651	0,000
cons	-0,7184	0,03173	0,000	-1,09452	0,029679	0,000	-0,95457	0,034015	0,000
Sigma(u)	0,236503	0,007594		0,438598	0,021521	0,000	0,121923	0,005389	0,000
Sigma(v)				0,150024	0,002428	0,000	0,089515	0,004098	0,000
Lambda				2,923511	0,021334	0,000	1,362044	0,00865	0,000
sigma_e	0,146474	0,002385							
rho	0,722767	0,015586	Bt						
			b	-1,17411	0,320286	0,000			
			c	0,069931	0,039685	0,078			

Zdroj: vlastní zpracování

5.3.2 Výběr vhodného modelu

Tabulka 28: Shrnutí výsledků odhadů vzdálenostní funkce výstupů

	REM	REM flexible	TREM
Ověření ekonomické významnosti modelů			
Významnost parametrů prvního řádu	významné	významné	Významné
Monotonicita			
-dle vstupů	Splněná	Splněná	Splněná
-dle výstupů	Splněná	Splněná	Splněná
Kvazikonvexita dle vstupů	Splněná	Splněná	Splněná
Homogenita dle výstupů	Splněná	Splněná	Splněná
Ověření statistické významnosti modelů			
Počet stupňů volnosti	47	49	48
Log věrohodnostní funkce	568,7212	568,6919	672,7064
LR test	x	0,0586	207,9704
Akaike AIC	-1043,442	-1039,383	-1249,413
BIC	-762,8988	746,9017	-962,9002

Zdroj: vlastní zpracování

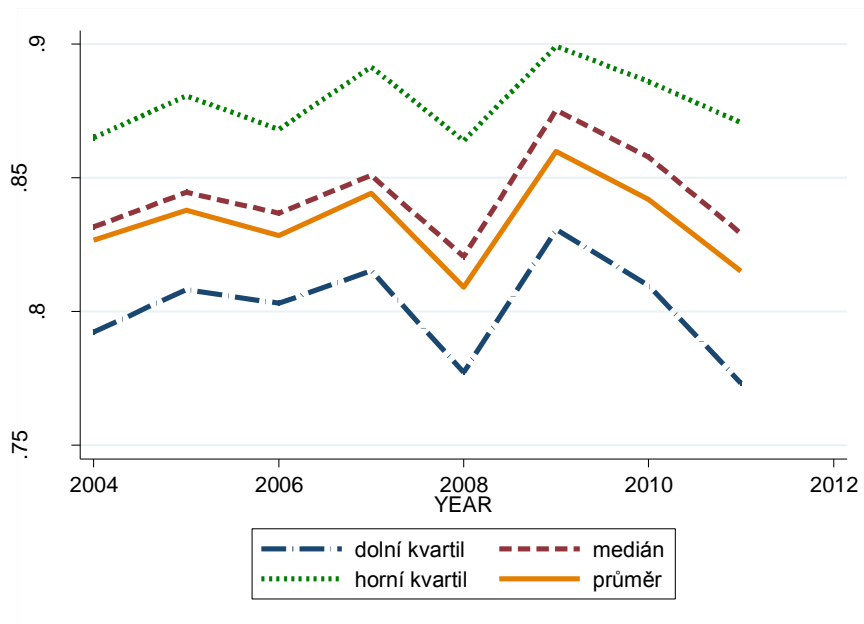
Při porovnání tří odhadnutých modelů je vidět, že odhady jsou konzistentní s předpoklady ekonomické teorie, tj. splňují předpoklad monotonicity, zakřivení křivky produkčních možností a předpoklad homogenity stupně 1 dle vstupů. Avšak LR test, AIC a BIC kritéria ukazují na to, že nejvhodnějším modelem je TRE (True Random Effects model).

Tabulka 29: Odhad technické efektivity, TRE

	Počet pozorování	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimální hodnota	Maximální hodnota
Technická efektivnost	2890	0,8328249	0,0728791	0,2295812	0,9700739

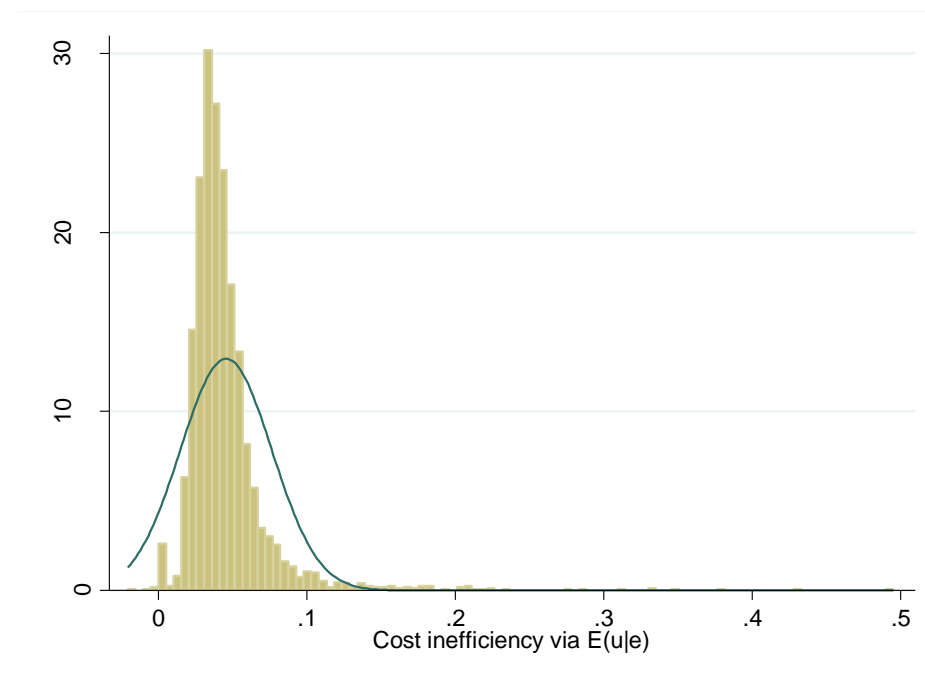
Zdroj: vlastní zpracování

Graf 25: Vývoj technické efektivity, TRE model



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 26: Histogram technické neefektivnosti, TRE model



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

5.3.3 Testování odhadu True Random Effects modelu

Tabulka 30: Log věrohodnostní test parametrů vzdálenostní funkce výstupů

Test	Nulová hypotéza	Hodnota LR testu	Tabulková hodnota χ^2	Výsledek (5% hladina významnosti)
1	$H_0: \beta_{ij} = 0$, where $ij=y2,y3,x1,x2,x3,x4,x5,t$	4530,21	50,427	Zamítá se H_0
2	$H_0: \beta_t = \beta_{tt} = \beta_{y2t} = \beta_{y3t} =$ $\beta_{x1t} = \beta_{x2t} = \beta_{x3t} = \beta_{x4t} =$ $\beta_{x5t} = 0$	316,59	16,274	Zamítá se H_0

Zdroj: vlastní zpracování

První nulová hypotéza se vztahuje k adekvátnosti použití modelu Cobba-Douglase (výsledky odhadu viz příloha E) oproti méně restriktivnímu a flexibilnějšímu funkčnímu tvaru translogaritmické funkce. Testuje se hypotéza, že všechny parametry druhého řádu a cross-produkty parametrů jsou rovné nule. Na základě výsledků LR testu zamítáme nulovou hypotézu, a nadále pro účely této práce se bude používat translogaritmická funkce.

Další test (2) ověřuje křivku produkčních možností ve vztahu k proměnné času a přítomnost technologického progresu během analyzovaného období (výsledky odhadu viz příloha E). Vzhledem k výsledkům testu se zamítá nulová hypotéza o absenci technické změny.

5.4 Heteroskedasticita a heterogenita zemědělských podniků

VO (1)

Lze mezi zemědělskými podniky zabývajícími se chovem prasat identifikovat heterogenitu, a kterými determinantami může být vysvětlena?

Další kapitola pokračuje zjištěním faktorů, které mohou ovlivnit technickou efektivnost zemědělských podniků. V podkapitole 3.6.2 byly popsány dva faktory, které, jak se předpokládá, mají vliv na výkonnost farem. Jsou to velikost farem a jejich specializace.

5.4.1 Posouzení vlivu velikosti podniků na technickou efektivnost

Velikost farem lze v souboru FADN vyjádřit dvěma proměnnými: počtem pracovníků v ročních pracovních jednotkách a evropskou velikostní jednotkou (viz podkapitola 5.1.3). Pro výběr

vhodnější proměnné bude použita korelační analýza, tudíž pomocí Spearmanova a Kendallova korelačních koeficientů bude vybraná proměnná, která nejvíc ovlivňuje technickou neefektivnost a efektivnost.

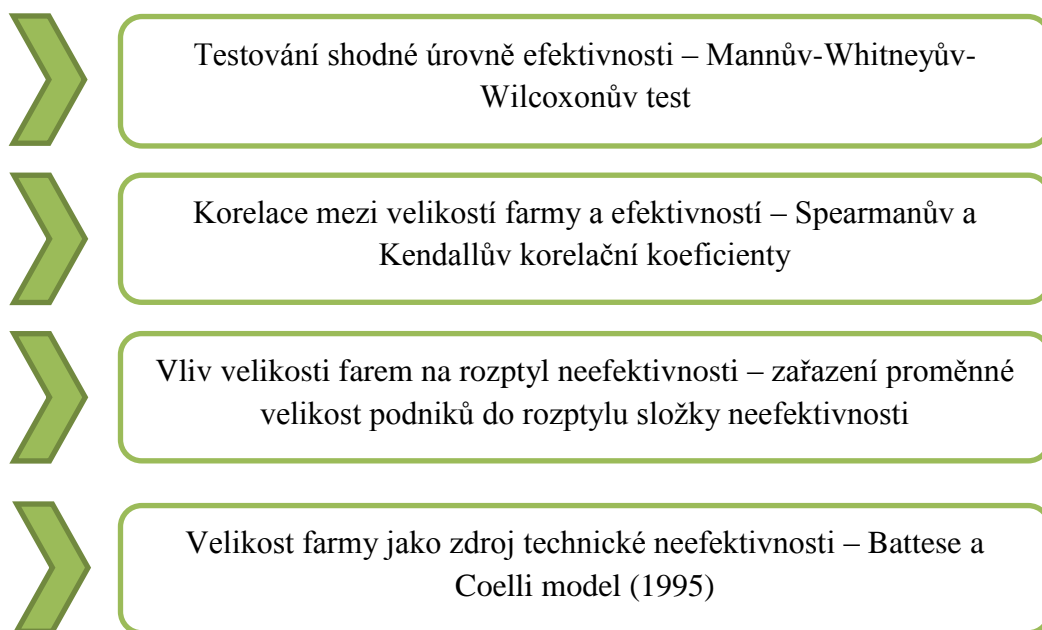
Tabulka 31: Porovnání korelačních koeficientů pro proměnné vyjadřující velikost podniku

	Roční pracovní jednotka	Evropská velikostní jednotka
Spearmanův koeficient	-0,2634	-0,2262
Kendallův koeficient (tau-a)	-0,1749	-0,1482

Zdroj: vlastní zpracování

Hodnoty korelačních koeficientů nepatrně ukazují na to, že počet pracovníků, vyjádřený ročními pracovními jednotkami, má na technickou efektivnost větší vliv, než ukazatel evropské velikostní jednotky. Z tohoto důvodu pro účely další analýzy bude použit první zmíněný ukazatel.

Schéma 7: Postup zhodnocení vlivu velikosti farmy na technickou efektivnost



Zdroj: vlastní zpracování

Vliv velikosti farem na efektivnost je zhodnocen statistickými a ekonometrickými metodami. V předchozí podkapitole nejprve je vypočtena technická efektivnost zemědělských podniků True Random Effects modelem, a pomocí Mannova-Whitneyova-Wilcoxonova testu

(efektivnost nemá normální rozdělení, a tak nelze použít t-test) je zjišťována shoda technické efektivity mezi různými skupiny podniků dle velikosti. Pak je provedena korelační analýza za použití Spearmanova a Kendallova korelačního koeficientu.

Dále následují metody regresní analýzy, kde jsou případné příčiny heterogenity zařazeny do rozptylu složky neefektivnosti a do průměru neefektivnosti v modelu Battese a Coelli (1995). Model Battese a Coelli (1995) umožňuje analýzu vztahu neefektivnosti a exogenních proměnných, takže je možné zkoumat, jak exogenní faktory ovlivňují technickou neefektivnost. Směr znaménka koeficientu proměnné implikují pozitivní, či negativní, vliv na rozptyl a průměr technické neefektivnosti.

VO (2)

Liší se statisticky významně technická efektivnost mezi podniky různé velikosti?

Stejně jako v podkapitole 5.1.3 velikost farem je představená počtem pracovníků, tudíž podniky jsou rozděleny následujícím způsobem: méně než 10 pracovníků (proměnná D1), 10-49 (D2), 50-149 (D3), 150 a více (D4). Popisné statistiky technické efektivity jsou představeny v tabulce 32.

Tabulka 32: Popisné statistiky technické efektivity dle velikostních skupin

Počet zaměstnanců	Průměr	Směrodatná odchylka
<10	0,85673595	0,08078824
10-49	0,81871072	0,07227107
50-149	0,82334446	0,05962856
>=150	0,81296269	0,05781253
Celkem	0,83282493	0,07287907

Zdroj: vlastní zpracování

Hodnoty technické efektivity ukazují na to, že nejmenší farmy (do 9 pracovníků) mají největší technickou efektivnost. Ve srovnání s uvedenými podniky větší jednotky mají nižší hodnotu technické efektivity. Zvětšení farmy do počtu pracovníků 10 až 49 přináší pokles technické efektivity o 0,3802523. Za dalšího zvětšení je pozorován růst technické efektivity farem. Nejméně efektivními jednotkami jsou farmy s počtem pracovníků více než 150 a technickou efektivností 0,81296269.

5.4.1.1 Mannův-Whitneyův-Wilcoxonův test

Na základě uvedeného rozdělení počtu pracovníků, byla testována hypotéza o shodné úrovni efektivnosti mezi podniky různé velikosti. Za tímto účelem byl použit Mannův-Whitneyův-Wilcoxonův test pro dva nezávislé výběry.

Tabulka 33: Výsledky Mannova-Whitneyova-Wilcoxonova testu (p-hodnota²²)

	<10	10-49	50-149	>=150
<10	x	0,0000	0,0000	0,0000
10-49	0,0000	x	0,6164	0,2258
50-149	0,0000	0,6164	x	0,1135
>=150	0,0000	0,2258	0,1135	x

Zdroj: vlastní zpracování

Mannův-Whitneyův-Wilcoxonův koeficient udává největší rozdíl v technické efektivnosti mezi farmami první velikostní skupiny (do 9 zaměstnanců) a ostatními skupinami, což se shoduje s výsledky v tabulce 32.

5.4.1.2 Spearmanův a Kendallův korelační koeficienty

Výsledky výpočtu Spearmanova korelačního koeficientu

```
Number of obs =      2890
Spearman's rho =     -0.2634

Test of Ho: eFTRE and labour are independent
    Prob > |t| =         0.0000
```

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Výsledky výpočtu Kendallova korelačního koeficientu

```
Number of obs =      2890
Kendall's tau-a =     -0.1749
Kendall's tau-b =     -0.1751
Kendall's score = -730288
    SE of score =   51799.594   (corrected for ties)

Test of Ho: eFTRE and labour are independent
    Prob > |z| =         0.0000   (continuity corrected)
```

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Spearmanův a Kendallův korelační koeficient naznačují signifikantní negativní závislost mezi technickou efektivností a velikostí podniků, vyjádřenou počtem pracovníků. Tento výsledek je

²² P-hodnota je nejmenší hladina, na které se zamítá nulová hypotéza

v souladu s daty tabulky 32, kde lze také pozorovat celkový negativní vliv velikosti na technickou efektivnost.

5.4.1.3 True Random Effects model s heteroskedasticitou²³ (rozptyl složky neefektivnosti)

Další zkoumání vlivu velikosti na činnost podniků pokračuje regresní analýzou, kde analyzovaná proměnná bude zařazená do rozptylu a průměru složky neefektivnosti.

Jako proměnná zohledňující heteroskedasticitu byla do modelu zahrnutá velikost podniku vyjádřená počtem pracovníků (méně než 10 pracovníků (proměnná D1), 10-49 (D2), 50-149 (D3), více než 150 (D4)).

Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů True Random effects modelem s heteroskedasticitou jsou představeny v tabulce 34.

Tabulka 34: Výsledky odhadů vzdálenostní funkce výstupů True Random Effects modelem s heteroskedasticitou

y	Coef.	Std. Err.	z	P>z	y	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Parametry prvního řádu					Parametry druhého řádu				
y2	0,561776	0,008570	65,55	0,000	y3x5	-0,002040	0,000542	-3,76	0,000
y3	0,139969	0,004960	28,22	0,000	x1t	0,011653	0,004218	2,76	0,006
x1	-0,160996	0,017166	-9,38	0,000	x2t	-0,007403	0,003099	-2,39	0,017
x2	-0,339542	0,017995	-18,87	0,000	x3t	-0,007860	0,003610	-2,18	0,029
x3	-0,172528	0,014288	-12,08	0,000	x4t	0,006589	0,002415	2,73	0,006
x4	-0,240018	0,007663	-31,32	0,000	x5t	0,001142	0,002118	0,54	0,590
x5	-0,147953	0,008514	-17,38	0,000	x1x2	-0,042519	0,019768	-2,15	0,031
t	-0,019157	0,001886	-10,16	0,000	x1x3	-0,059150	0,026911	-2,20	0,028
Const	-1,026094	0,036267	-28,29	0,000	x1x4	0,061549	0,015784	3,90	0,000
Parametry druhého řádu					x1x5	-0,045686	0,011674	-3,91	0,000
y22	0,038948	0,004201	9,27	0,000	x2x3	0,042848	0,017118	2,50	0,012
y33	0,013011	0,000521	24,97	0,000	x2x4	0,023339	0,004748	4,92	0,000
y2y3	-0,005617	0,000782	-7,18	0,000	x2x5	-0,046359	0,009429	-4,92	0,000
tt	-0,011316	0,001344	-8,42	0,000	x3x4	-0,047023	0,013076	-3,60	0,000
x11	0,043214	0,038123	1,13	0,257	x3x5	0,076198	0,010524	7,24	0,000
x22	-0,004688	0,003243	-1,45	0,148	x4x5	0,032709	0,006581	4,97	0,000
x33	-0,028859	0,025487	-1,13	0,258	Parametry heteroscedasticity (Usigma)				
x44	-0,015622	0,001945	-8,03	0,000	D2	-0,696756	0,146101	-4,77	0,000

²³ Greene (2008) uvádí, že v případě zařazení proměnné do rozptylu složky neefektivnosti či náhodné složky se jedná o heteroskedasticitu; v případě zařazení proměnné do průměru složky neefektivnosti či náhodné složky se jedná o heterogenitu.

y	Coef.	Std. Err.	z	P>z	y	Coef.	Std. Err.	z	P>z
x55	-0,023369	0,002733	-8,55	0,000	D3	-2,036215	0,186828	-10,90	0,000
y2t	0,005978	0,002358	2,54	0,011	D4	-1,992436	0,647740	-3,08	0,002
y3t	0,000536	0,000183	2,94	0,003	Const,	-3,358247	0,110237	-30,46	0,000
y2x1	0,039941	0,015042	2,66	0,008	Ostatní parametry				
y2x2	-0,011218	0,003571	-3,14	0,002	Vsigma				
y2x3	-0,036633	0,012741	-2,88	0,004	Const	-4,932413	0,099697	-49,47	0,000
y2x4	-0,001133	0,003071	-0,37	0,712	Theta				
y2x5	0,038248	0,007093	5,39	0,000	Const	0,211268	0,006875	30,73	0,000
y3x1	0,005871	0,001282	4,58	0,000	sigma_u	0,126541			
y3x2	0,006704	0,001013	6,62	0,000	sigma_v	0,084906	0,004233	20,06	0,000
y3x3	-0,006808	0,001060	-6,43	0,000					
y3x4	0,004544	0,000721	6,30	0,000					

Ověření předpokladů zakřivení vzdálenostní funkce výstupů

y2	y3	x1	x2	x3	x4	x5
-0.20724	-0,10737	0,23013	0,450142	0,173435	0,282005	0,146474

Výsledky odhadu technické efektivity

	Počet pozorování	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimální hodnota	Maximální hodnota
Technická efektivity	2890	0,9579422	0,0315933	0,5756414	0,993629

Zdroj: vlastní zpracování

Z odhadnutých parametrů plyne, že parametry prvního řádu jsou signifikantní na 1% hladině významnosti, sklon a zakřivení křivky produkčních možností jsou konzistentní s ekonomickou teorií. Jinými slovy lze říct, že u všech faktorů výstupů a vstupů je na průměru sledovaného souboru splněná podmínka monotonicity (nezápornost výstupů a nekladnost vstupů) a konvexity křivky produkčních možností dle vstupů.

Proměnné reprezentující heteroskedasticitu se vykazují dobrou významností, což svědčí o tom, že velikost podniku má vliv na variabilitu (rozptyl) technické neefektivity. Mezi všemi velikostními skupinami je pozorován signifikantní rozdíl, tudíž s růstem počtu pracovníků klesá rozptyl technické neefektivity.

5.4.1.4 Battese a Coelli (1995) model (zdroje neefektivity)

Do modelu Battese a Coelliho velikost farmy byla zahrnutá v podobě proměnné vyjadřující počet pracovníků v ročních pracovních jednotkách. Výsledky odhadu jsou představeny v následující tabulce 35.

Tabulka 35: Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů Battese a Coelli modelem (1995)

y	Coef.	Std. Err.	z	P>z	y	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Parametry prvního řádu					Parametry druhého řádu				
y2	0,509598	0,008391	60,73	0,000	y2x5	0,038100	0,008073	4,72	0,000
y3	0,163574	0,004251	38,48	0,000	y3x1	0,003459	0,001058	3,27	0,001
x1	-0,109223	0,012757	-8,56	0,000	y3x2	0,011889	0,001049	11,33	0,000
x2	-0,207939	0,015133	-13,74	0,000	y3x3	-0,005123	0,000866	-5,91	0,000
x3	-0,221314	0,012228	-18,10	0,000	y3x4	0,003085	0,000840	3,67	0,000
x4	-0,290533	0,008975	-32,37	0,000	y3x5	-0,004124	0,000513	-8,05	0,000
x5	-0,212134	0,008581	-24,72	0,000	x1x2	-0,015367	0,020504	-0,75	0,454
t	-0,012789	0,002122	-6,03	0,000	x1x3	-0,057078	0,023924	-2,39	0,017
Const	-1,255217	0,032874	-38,18	0,000	x1x4	0,029813	0,017524	1,70	0,089
Parametry druhého řádu					x1x5	-0,056346	0,010544	-5,34	0,000
y22	0,045079	0,005259	8,57	0,000	x2x3	0,023325	0,017553	1,33	0,184
y33	0,015722	0,000457	34,43	0,000	x2x4	0,003720	0,005535	0,67	0,502
y2y3	-0,009528	0,000810	-11,76	0,000	x2x5	-0,045271	0,010692	-4,23	0,000
tt	-0,014898	0,001937	-7,69	0,000	x3x4	-0,000613	0,014487	-0,04	0,966
x11	0,102518	0,032832	3,12	0,002	x3x5	0,095640	0,010103	9,47	0,000
x22	0,005655	0,003402	1,66	0,097	x4x5	0,022071	0,008150	2,71	0,007
x33	-0,078577	0,023179	-3,39	0,001	Parametry heterogenity (Mu)				
x44	-0,013474	0,002418	-5,57	0,000	D2	0,297252	0,661211	0,45	0,653
x55	-0,029169	0,003233	-9,02	0,000	D3	-12,286620	1,525280	-8,06	0,000
y2t	0,006790	0,003049	2,23	0,026	D4	-20,791380	3,868366	-5,37	0,000
y3t	0,000509	0,000220	2,32	0,021	Cons	-8,317920	0,998726	-8,33	0,000
x1t	0,016699	0,005122	3,26	0,001	Ostatní parametry				
x2t	-0,007267	0,004018	-1,81	0,071	Usigma				
x3t	-0,016548	0,004218	-3,92	0,000	Cons	0,555337	0,101133	5,49	0,000
x4t	0,007657	0,003231	2,37	0,018	Vsigma				
x5t	0,003325	0,002692	1,24	0,217	Cons	-3,462813	0,050662	-68,35	0,000
y2x1	0,020105	0,015594	1,29	0,197	sigma_u	1,320049	0,066750	19,78	0,000
y2x2	-0,017528	0,004273	-4,10	0,000	sigma_v	0,177035	0,004485	39,48	0,000
y2x3	-0,021555	0,013268	-1,62	0,104	lambda	7,456419	0,068631	108,65	0,000
y2x4	0,010504	0,004028	2,61	0,009					

Ověření předpokladů zakřivení vzdálenostní funkce výstupů

y2	y3	x1	x2	x3	x4	x5
-0,20483	-0,1211	0,22367	0,256832	0,191718	0,361468	0,227966

Výsledky odhadu technické efektivity

	Počet pozorování	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimální hodnota	Maximální hodnota
Technická efektivity	2890	0,8612843	0,1017078	0,0444078	0,9759922

Zdroj: vlastní zpracování

Odhady parametrů první řady Battese a Coelli modelu jsou významné na hladině významnosti 1%. Odhady koeficientů jsou konzistentní s ekonomickou teorií, tj. splňují předpoklad monotonicity - jsou neklesající dle výstupů a nerostoucí dle vstupů. Předpoklad zakřivení křivky produkčních možností je také splněn, funkce je konvexní dle vstupů. Funkce je homogenní stupně jedna.

Proměnné vysvětlující neefektivnost jsou signifikantní na 1% hladině významnosti a pozitivně ovlivňují technickou efektivity, kromě proměnné D2, která má na technickou efektivity negativní vliv, nicméně její významnost nebyla v modelu prokázána.

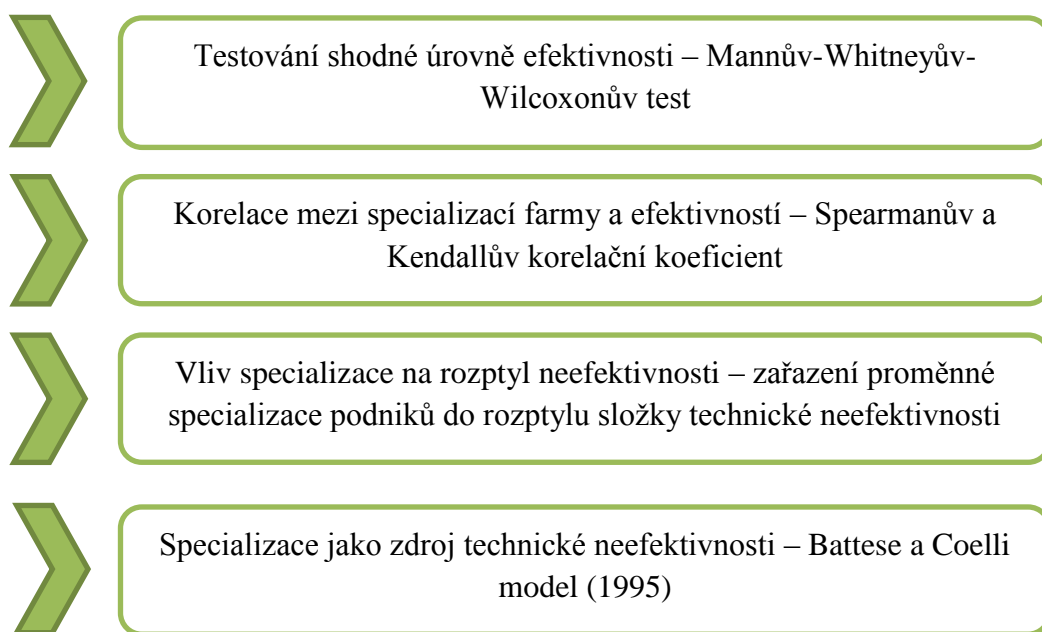
Po porovnání výsledků analýzy vlivu velikosti farem na jejich technickou efektivity můžeme usoudit o patrném vlivu počtu pracovníků na technickou efektivity. Avšak výsledky odhadu modelů nezohledňujících a zohledňujících firemní heterogenitu se od sebe značně liší, což svědčí o tom, že nezohlednění podnikové heterogenity zkresluje a podhodnocuje odhad technické efektivity farem zabývajících se chovem prasat.

Výsledky analýzy prokázaly pozitivní vliv velikosti farem na jejich technickou efektivity, tudíž větší farmy jsou efektivnější ve srovnání s menšími. Nicméně někteří autoři berou v pochybnost vztah mezi velikostí farmy a její efektivností. Seckler a Young (1978) uvádí, že rozdíly v efektivnosti jsou otázkou odlišnosti kvality managementu malých a větších farem. Kromě toho, větší farmy mohou mít větší míru specializace než menší jednotky, což zase může mít vliv na technickou efektivity. Analýzou vlivu specializace na technickou efektivity farem – chovatelů prasat se zabývá následující podkapitola.

5.4.2 Posouzení vlivu specializace farem na jejich technickou efektivity

Zhodnocení vlivu specializace na výsledky faremní činnosti bude probíhat dle následujícího schématu.

Schéma 8: Postup zhodnocení vlivu specializace farmy na chovu prasat na technickou efektivnost



Zdroj: vlastní zpracování

Analýza vlivu specializace farem na efektivnost bude probíhat stejným postupem jako v předchozí podkapitole (posouzení vlivu velikosti podniku na efektivnost). Na základě vypočtené technické efektivnosti zemědělských podniků v předchozí podkapitole pomocí True Random Effects modelu a s použitím Mannova-Whitneyova-Wilcoxonova testu je zjišťována shoda technické efektivnosti mezi různými skupiny podniků dle jejich specializace. Pak je provedena korelační analýza za použití Spearmanova a Kendallova korelačních koeficientů.

Dále následují metody regresní analýzy, kde případné příčiny heterogenity zařazený jako vysvětlující proměnné do rozptylu a průměru složky neefektivnosti.

VO (3)

Liší se významně technická efektivnost mezi podniky s různou mírou specializace na chov prasat?

Dle specializace farmy byly rozděleny na následující skupiny: méně než 40 % (dummy proměnná S1), 40-70 % (S2), více než 70 % (S3).

Tabulka 36: Popisné statistiky technické efektivity dle specializace podniků

Specializace	Průměr	Směrodatná odchylka
<40 %	0,82612	0,06972
40-70 %	0,88048	0,07812
>70 %	0,87563	0,07598
Celkem	0,83282	0,07288

Zdroj: vlastní zpracování

Technická efektivnost farem zabývajících se chovem prasat se zvýšením míry jejich specializace na chovu prasat vykazuje patrný růst ve skupině podniků se specializací 40-70 %. S dalším zvětšením míry specializace technická efektivnost nepatrně klesá.

5.4.2.1 Mannův-Whitneyův-Wilcoxonův test

Na základě Mannova-Whitneyova-Wilcoxonova testu (tabulka 37) lze usoudit, že statisticky významné rozdíly (na hladině významnosti 1 %) existují mezi první (<40 %) a druhou (40-70%), první (<40 %) a třetí (>70 %) skupinou podniků dle jejich specializace na chovu prasat. Rozdíl mezi druhou a třetí skupinou není statisticky významný, což je v souladu s výsledky předchozí tabulky 36.

Tabulka 37: Výsledky Mannova-Whitneyova-Wilcoxonova testu (p-hodnota)

	<40	40-70	>70
<40	x	0,0000	0,0000
40-70	0,0000	x	0,2513
>70	0,0000	0,2513	x

Zdroj: vlastní zpracování

Následně otestujeme hypotézu o existenci rozdílu mezi podniky se specializací (podílem na chovu prasat) méně než 50 % a více než 50 %²⁴. Dle výsledku Mannova-Whitneyova-Wilcoxonova testu p-hodnota se rovná 0,0238, což znamená, že mezi uvedenými skupinami farem existuje rozdíl v technické efektivnosti.

²⁴ Toto rozdělení využívá např. Čechura a kol. (2014)

5.4.2.2 Spearmanův a Kendallův korelační koeficienty

Výsledky výpočtu Spearmanova korelačního koeficientu

Number of obs = 2890
 Spearman's rho = 0.2694
 Test of Ho: eFTRE and spec are independent
 Prob > |t| = 0.0000

Výsledky výpočtu Kendallova korelačního koeficientu

Number of obs = 2890
 Kendall's tau-a = 0.1832
 Kendall's tau-b = 0.1832
 Kendall's score = 764623
 SE of score = 51800.931 (corrected for ties)
 Test of Ho: eFTRE and spec are independent
 Prob > |z| = 0.0000 (continuity corrected)

Spearmanův a Kendallův korelační koeficienty naznačují signifikantní pozitivní závislost mezi technickou efektivností a specializací podniků na chovu prasat. Tento výsledek je v souladu s daty tabulky 36, kde lze také pozorovat celkový pozitivní vliv specializace na technickou efektivnost.

5.4.2.3 True Random Effects model s heteroskedasticitou (rozptyl složky neefektivnosti)

Jako proměnná zohledňující heteroskedasticitu byla do modelu zahrnutá specializace podniku vyjádřená podílem objemu výroby v sektoru chovu prasat na celkové zemědělské výrobě farem (méně, než 40 % (proměnná S1), 40-70 % (S2), více než 70 % (S3)).

Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů True Random effects modelem s heteroskedasticitou jsou představeny v tabulce 38.

Tabulka 38: Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů True Random Effects modelem s heteroskedasticitou

y	Coef.	Std. Err.	z	P>z	y	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Parametry prvního řádu					Parametry druhého řádu				
y2	0,572946	0,008547	67,03	0,000	y2x4	0,004359	0,003255	1,34	0,180
y3	0,137048	0,004805	28,52	0,000	y2x5	0,034555	0,007218	4,79	0,000
x1	-0,181374	0,017927	-10,12	0,000	y3x1	0,006566	0,001268	5,18	0,000
x2	-0,337862	0,019213	-17,59	0,000	y3x2	0,006898	0,000970	7,11	0,000
x3	-0,180950	0,015549	-11,64	0,000	y3x3	-0,007951	0,001088	-7,31	0,000
x4	-0,236572	0,007884	-30,01	0,000	y3x4	0,004272	0,000717	5,96	0,000

y	Coef.	Std. Err.	z	P>z	y	Coef.	Std. Err.	z	P>z
x5	-0,145404	0,009079	-16,01	0,000	y3x5	-0,001715	0,000562	-3,05	0,002
t	-0,019586	0,001938	-10,11	0,000	x1x2	-0,068303	0,018828	-3,63	0,000
Const,	-0,995484	0,035500	-28,04	0,000	x1x3	-0,060406	0,027200	-2,22	0,026
Parametry druhého řádu					x1x4	0,077662	0,015990	4,86	0,000
y22	0,046224	0,004213	10,97	0,000	x1x5	-0,048640	0,011827	-4,11	0,000
y33	0,012668	0,000498	25,43	0,000	x2x3	0,074691	0,016104	4,64	0,000
y2y3	-0,005862	0,000749	-7,83	0,000	x2x4	0,014656	0,005463	2,68	0,007
tt	-0,011513	0,001379	-8,35	0,000	x2x5	-0,039999	0,009645	-4,15	0,000
x11	0,042948	0,037249	1,15	0,249	x3x4	-0,061456	0,013094	-4,69	0,000
x22	-0,001982	0,003345	-0,59	0,554	x3x5	0,072516	0,010487	6,91	0,000
x33	-0,036111	0,025929	-1,39	0,164	x4x5	0,033779	0,006755	5,00	0,000
x44	-0,013721	0,002007	-6,84	0,000	Parametry heteroskedasticity				
x55	-0,024882	0,003011	-8,26	0,000	Usigma				
y2t	0,005529	0,002377	2,33	0,020	S2	1,150043	0,180341	6,38	0,000
y3t	0,000667	0,000187	3,58	0,000	S3	1,530808	0,268162	5,71	0,000
x1t	0,009434	0,004300	2,19	0,028	Const,	-4,417592	0,098107	-45,03	0,000
x2t	-0,006800	0,003127	-2,17	0,030	Ostatní parametry				
x3t	-0,006353	0,003630	-1,75	0,080	Vsigma				
x4t	0,005956	0,002481	2,40	0,016	Const,	-4,855366	0,091655	-52,97	0,000
x5t	0,001725	0,002141	0,81	0,421	Theta				
y2x1	0,058710	0,014247	4,12	0,000	_cons	0,219346	0,007412	29,59	0,000
y2x2	-0,016821	0,003548	-4,74	0,000	E(sigma_u)	0,122386			
y2x3	-0,056903	0,011930	-4,77	0,000	sigma_v	0,088241	0,004044	21,82	0,000

Ověření předpokladů zakřivení vzdálenostní funkce výstupů

y2	y3	x1	x2	x3	x4	x5
-0,19845	-0,1056	0,257218	0,450031	0,177582	0,278817	0,141665

Výsledky odhadu technické efektivity

	Počet pozorování	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimální hodnota	Maximální hodnota
Technická efektivnost	2890	0,8897339	0,0828374	0,1776908	0,9794279

Zdroj: vlastní zpracování

Z odhadnutých parametrů plyne, že parametry prvního řádu jsou signifikantní na 1% hladině významnosti, sklon a zakřivení křivky produkčních možností jsou konzistentní s ekonomickou teorií. Jinými slovy lze říct, že u všech faktorů výstupů a vstupů je na průměru sledovaného souboru splněná podmínka monotonicity (nezápornost výstupů a nekladnost vstupů) a konvexity křivky produkčních možností dle vstupů.

Proměnné reprezentující heteroskedasticitu se vykazují dobrou významností, což svědčí o tom, že specializace podniku má vliv na rozptyl technické neefektivnosti, který dle stanovených mezí specializace podniků se značně liší, tj. jsou patrné rozdíly mezi farmy se specializací méně než 40 %, 40-70 %, a více než 70 % podílu chovu prasat na celkové zemědělské výrobě.

5.4.2.4 Battese a Coelli (1995) model (zdroje neefektivnosti)

Do modelu Battese a Coelliho specializace farmy, stejně jako v případě analýzy vlivu velikosti podniku, byla zahrnutá v podobě dummy proměnných vyjadřujících podíl objemu produkce prasat na celkové produkci. Výsledky odhadu jsou představeny v následující tabulce 39.

Tabulka 39: Výsledky odhadů vzdálenostní funkce výstupů Battese a Coelli modelem (1995)

y	Coef.	Std. Err.	z	P>z	y	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Parametry prvního řádu					Parametry druhého řádu				
y2	0,539526	0,008617	62,61	0,000	y2x4	0,017859	0,003512	5,09	0,000
y3	0,161231	0,003940	40,93	0,000	y2x5	0,034682	0,008022	4,32	0,000
x1	-0,135441	0,013270	-10,21	0,000	y3x1	0,004481	0,001077	4,16	0,000
x2	-0,198517	0,015108	-13,14	0,000	y3x2	0,011651	0,001018	11,44	0,000
x3	-0,234994	0,012687	-18,52	0,000	y3x3	-0,005696	0,000872	-6,53	0,000
x4	-0,276832	0,009059	-30,56	0,000	y3x4	0,002742	0,000797	3,44	0,001
x5	-0,217416	0,008990	-24,19	0,000	y3x5	-0,004026	0,000524	-7,68	0,000
t	-0,011561	0,002224	-5,20	0,000	x1x2	-0,063558	0,018779	-3,38	0,001
Const	-1,262135	0,031293	-40,33	0,000	x1x3	-0,064307	0,024889	-2,58	0,010
Parametry druhého řádu					x1x4	0,071396	0,016197	4,41	0,000
y22	0,047577	0,004271	11,14	0,000	x1x5	-0,059884	0,011004	-5,44	0,000
y33	0,015352	0,000422	36,36	0,000	x2x3	0,089079	0,015082	5,91	0,000
y2y3	-0,009631	0,000781	-12,33	0,000	x2x4	-0,013756	0,005778	-2,38	0,017
tt	-0,013946	0,002016	-6,92	0,000	x2x5	-0,038839	0,010685	-3,64	0,000
x11	0,087742	0,033991	2,58	0,010	x3x4	-0,036659	0,012670	-2,89	0,004
x22	0,010744	0,003051	3,52	0,000	x3x5	0,087256	0,010481	8,33	0,000
x33	-0,084594	0,023568	-3,59	0,000	x4x5	0,027392	0,008165	3,35	0,001
x44	-0,011060	0,002171	-5,10	0,000	Parametry heterogenity				
x55	-0,031442	0,003602	-8,73	0,000	S2	0,398547	0,065503	6,08	0,000
y2t	0,010639	0,003020	3,52	0,000	S3	0,780778	0,082490	9,47	0,000
y3t	0,000655	0,000223	2,93	0,003	Cons	-0,352006	0,073071	-4,82	0,000
x1t	0,018039	0,005309	3,40	0,001	Ostatní parametry				
x2t	-0,012485	0,003975	-3,14	0,002	Usigma				
x3t	-0,015572	0,004297	-3,62	0,000	Cons	-2,147278	0,103182	-20,81	0,000
x4t	0,010029	0,003192	3,14	0,002	Vsigma				
x5t	0,003475	0,002712	1,28	0,200	Cons	-3,463612	0,061790	-56,05	0,000

y	Coef.	Std. Err.	z	P>z	y	Coef.	Std. Err.	z	P>z
y2x1	0,059311	0,014129	4,20	0,000	sigma_u	0,341763	0,017632	19,38	0,000
y2x2	-0,020217	0,003475	-5,82	0,000	sigma_v	0,176965	0,005467	32,37	0,000
y2x3	-0,068063	0,011222	-6,07	0,000	lambda	1,931249	0,020216	95,53	0,000

Ověření předpokladů zakřivení vzdálenostní funkce výstupů

y2	y3	x1	x2	x3	x4	x5
-0,20086	-0,11988	0,241528	0,24867	0,205622	0,342408	0,233244

Výsledky odhadu technické efektivity

	Počet pozorování	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimální hodnota	Maximální hodnota
Technická efektivity	2890	0,826953	0,1002934	0,1735599	0,9702016

Zdroj: vlastní zpracování

Odhady parametrů prvního řádu modelu jsou významné na hladině významnosti 1 %. Odhady koeficientů jsou konzistentní s ekonomickou teorií, tj. splňují předpoklad monotonicity - jsou neklesající dle výstupů a nerostoucí dle vstupů. Předpoklad zakřivení křivky produkčních možností je také splněn, funkce je konvexní dle vstupů. Funkce je homogenní stupně jedna.

Proměnné předpokládané heterogenity v modelu Battese a Coelli (dummy proměnné specializace) jsou signifikantní na hladině významnosti 1 %, z čehož lze soudit o patrném pozitivním vlivu specializace na technickou neefektivnost, tudíž negativní vliv na technickou efektivity. Výsledky odhadu jsou v souladu s odhadem předchozího True Random Effects modelu s měřenou heteroskedasticitou, avšak se neshodují s odhadem True Random Effects modelu bez měřené heteroskedasticity a heterogenity, což potvrzuje důležitost zohlednění podnikově specifikovaných faktorů (heterogenity) při odhadu vzdálenostní funkce výstupů a následném odhadu technické efektivity.

Výsledky analýzy vlivu specializace na technickou efektivity svědčí o tom, že diverzifikované farmy mají větší technickou efektivity. Skutečnost, že většina farem jsou multiprodukční firmy naznačuje, že výhody diverzifikace jsou v zemědělství významné. Jako příklad takových výhod lze uvést úspory z rozsahu, které působí snížení nákladů spojené s produkcí více výstupů a redukcí rizika pomocí diverzifikace. Tyto výsledky jsou v souladu s výsledky studií jiných autorů, viz například Čechura (2009).

5.5 Vliv dotací na technickou efektivnost produkce prasat

VO (4)

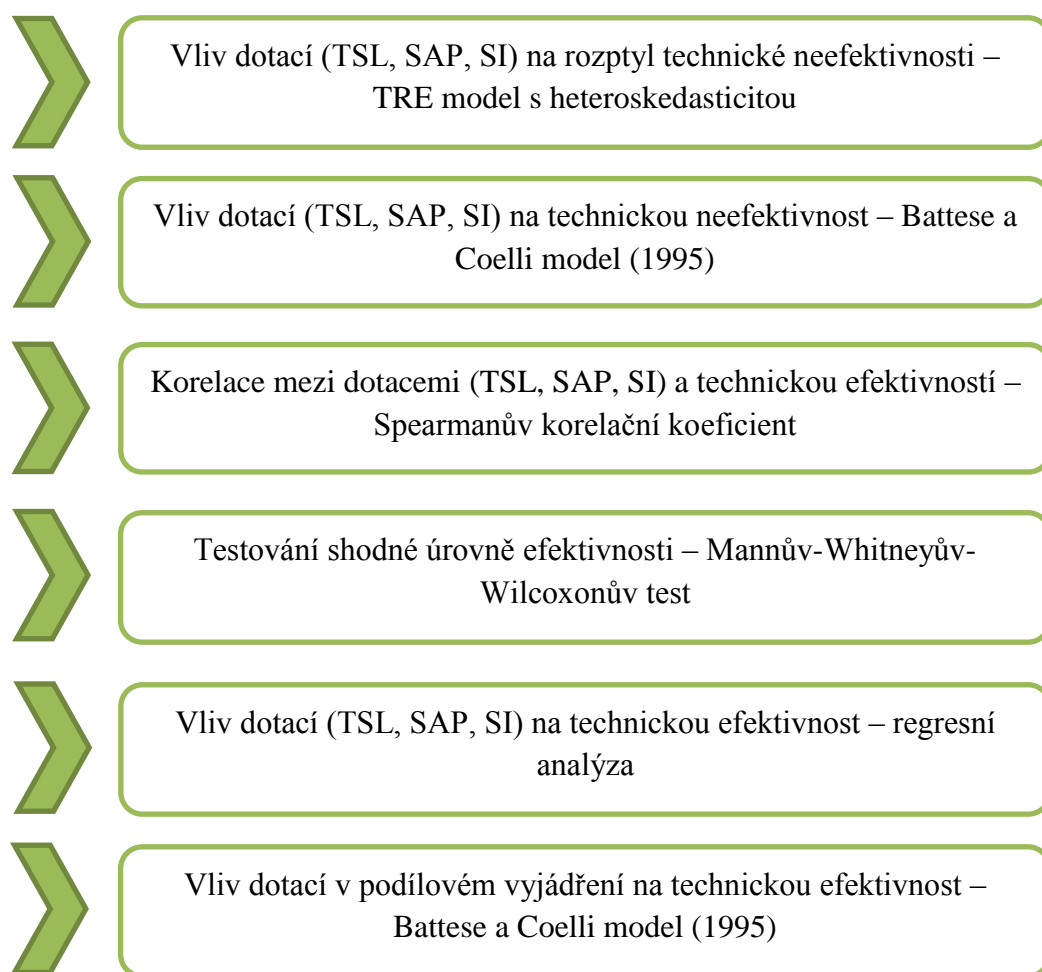
Jak dotační podpory z fondu Evropské unie a národních zdrojů ovlivňují technickou efektivnost chovatelů prasat?

Podle databáze FADN (Farm Accounting Data Network) se celkové dotace skládají ze šesti kategorií: (i) celkové dotace na rostlinnou výrobu, včetně kompenzačních výplat na plochu obhospodařované půdy, (ii) subvence na hospodářská zvířata chováající se za účelem produkce mléka, ostatní dobytek, ovce, kozy a jiná zvířata, (iii) ostatní dotace v oblasti životního prostředí, včetně dotací na hospodaření v méně příznivých oblastech a dotační platby na rozvoj venkova, (iv) dotace na mezipotřebu, (v) dotace na vnější faktory, včetně mezd, nájemného a úroků a (vi) oddělené platby (decoupled subsidies).

Jelikož SZP přímo nepodporuje chov prasat, předpokládá se, že všechny proměnné, zohledňující efekt dotací na technickou efektivnost, mají nepřímý efekt přes vstupní produkční faktory.

Postup analýzy vlivu dotačních podpor na technickou efektivnost je znázorněn ve schématu 9.

Schéma 9: Postup zhodnocení vlivu dotací na technickou efektivnost



Zdroj: vlastní zpracování

V této části výzkumu je analýza vlivu dotací na technickou efektivnost v sektoru chovu prasat provedena několika způsoby. Prvním postupem je zařazení proměnných vyjadřujících podpory (dotace na investice – SI, dotace na živočišnou výrobu – TSL, jednotná platba na plochu - SAP) do rozptylu složky technické neefektivnosti (TRE model s heteroskedasticitou).

Druhým postupem je zkoumání vlivu dotací na produkci pomocí modelu Battese a Coelli (1995) (viz podkapitola 5.6), který zahrnuje vektor vysvětlujících proměnných (dotací) majících vliv na technickou efektivnost i -té firmy v čase t .

Dále se analyzuje vliv dotací na technickou efektivnost pomocí statistických metod (Mannův-Whitneyův-Wilcoxonův test a korelační analýza). A pak pomocí lineárního regresního modelu se zjišťuje závislost mezi proměnnými dotací a technickou efektivností.

5.5.1 Analýza vlivu dotací za rozptyl technické neefektivnosti

V tomto postupu tři proměnné vyjadřující přijaté dotace (TSL, SAP, SI) jsou zařazeny do rozptylu technické neefektivnosti True Random Effects modelu. Výsledky odhadu jsou představeny v tabulce 40.

Tabulka 40: Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů s proměnnými vyjadřujícími podpory farmářům, TRE s heteroskedasticitou

y	Coef.	Std. Err.	z	P>z	y	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Parametry prvního řádu					Parametry druhého řádu				
y2	0,159147	0,008492	66,76	0,000	y2x4	-0,027481	0,001128	-24,36	0,000
y3	0,099257	0,004579	28,75	0,000	y2x5	0,012830	0,001367	9,39	0,000
x1	-0,036261	0,018102	-9,57	0,000	y3x1	0,031321	0,001329	5,01	0,000
x2	-0,024807	0,019468	-17,76	0,000	y3x2	-0,039465	0,001521	-25,95	0,000
x3	-0,036927	0,015363	-11,81	0,000	y3x3	-0,001354	0,001137	-6,61	0,000
x4	-0,130184	0,007874	-30,71	0,000	y3x4	0,009628	0,000242	39,77	0,000
x5	-0,035172	0,009010	-15,76	0,000	y3x5	0,000657	0,001245	0,53	0,598
t	0,005240	0,003009	-6,28	0,000	x1x2	0,001771	0,019292	-3,68	0,000
Cons	0,007293	0,033710	-28,29	0,000	x1x3	0,002042	0,026084	-2,48	0,013
Parametry druhého řádu					x1x4	0,014981	0,016505	4,82	0,000
y22	0,050706	0,004350	9,86	0,000	x1x5	0,008773	0,011502	-4,20	0,000
y33	0,006906	0,000750	9,21	0,000	x2x3	0,011105	0,016273	4,26	0,000
y2y3	0,028666	0,001184	24,21	0,000	x2x4	-0,007784	0,004936	4,28	0,000
tt	-0,007566	0,001668	-4,54	0,000	x2x5	-0,012165	0,009388	-4,86	0,000
x11	0,002844	0,036693	1,42	0,156	x3x4	0,005347	0,005414	0,99	0,323
x22	-0,023484	0,003277	-0,74	0,460	x3x5	0,005199	0,010371	7,10	0,000
x33	-0,001559	0,025273	-1,19	0,232	x4x5	0,010874	0,006575	1,65	0,098
x44	-0,009340	0,001991	-7,61	0,000	Parametry heteroskedasticity				
x55	-0,010895	0,002536	-4,30	0,000	TSL	-0,000020	0,000002	-10,25	0,000
y2t	0,014885	0,003230	-2,01	0,045	SAP	-0,000005	0,000000	-10,35	0,000
y3t	-0,000416	0,000696	-0,60	0,550	SI	-0,000003	0,000001	-0,56	0,576
x1t	0,012607	0,004287	2,52	0,012	Cons	-1,004677	0,066992	-15,00	0,000
x2t	-0,018729	0,001219	-15,36	0,000	Ostatní parametry				
x3t	0,007402	0,005451	1,36	0,174	Vsigma				
x4t	0,000806	0,002535	2,55	0,011	Cons	-7,999719	0,092273	-52,39	0,000
x5t	-0,002722	0,005984	-0,45	0,649	Theta				
y2x1	0,014454	0,001865	7,75	0,000	Cons	-1,995777	0,007197	30,44	0,000
y2x2	-0,025441	0,000125	-24,32	0,000	E(sigma_u)	0,423473			
y2x3	0,043060	0,001928	22,34	0,000	sigma_v	0,018318	0,004115	21,67	0,000

Ověření předpokladů zakřivení vzdálenostní funkce výstupů

y2	y3	x1	x2	x3	x4	x5
-0,20264	-0,10217	0,255378	0,462795	0,184196	0,285176	0,139247

Zdroj: vlastní zpracování

Z odhadnutých parametrů plyne, že zakřivení modelu je konzistentní s ekonomickou teorií. Jinými slovy lze říct, že u všech faktorů výstupů a vstupů je na průměru sledovaného souboru splněná podmínka monotonicity (nezápornost výstupů a nekladnost vstupů) a konvexity křivky produkčních možností dle vstupů a kvazikonvexity dle výstupů.

Proměnné, reprezentující podporu farem, vykazují dobrou významnosti, vyjma proměnné SI – dotace na investice, jejíž odhadnutý parametr není signifikantní. Dotace na živočišnou výrobu (TSL) a jednotná platba na plochu (SAP) mají značný vliv na rozptyl technické neefektivnosti.

5.5.2 Vliv dotací na průměr technické efektivity

5.5.2.1 Posouzení vlivu dotací pomocí modelu Battese a Coelli (1995)

V modelu Battese a Coelli jsou proměnné vyjadřující podpory farmářům (TSL, SAP, SI) zařazeny do průměru složky neefektivnosti.

Tabulka 41: Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů, Battese a Coelli model (1995)

y	Coef.	Std. Err.	z	P>z	y	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Parametry prvního řádu					Parametry druhého řádu				
y2	0,509163	0,008526	59,72	0,000	y3x5	-0,004230	0,000531	-7,97	0,000
y3	0,166309	0,004526	36,75	0,000	x1t	0,017733	0,005248	3,38	0,001
x1	-0,136438	0,012904	-10,57	0,000	x2t	-0,006075	0,004079	-1,49	0,136
x2	-0,163497	0,016146	-10,13	0,000	x3t	-0,015715	0,004292	-3,66	0,000
x3	-0,231273	0,012478	-18,53	0,000	x4t	0,007179	0,003273	2,19	0,028
x4	-0,286146	0,009134	-31,33	0,000	x5t	0,002022	0,002760	0,73	0,464
x5	-0,222589	0,009003	-24,72	0,000	x1x2	-0,024699	0,020594	-1,20	0,230
t	-0,007769	0,002330	-3,33	0,001	x1x3	-0,066342	0,025028	-2,65	0,008
Const	-1,288941	0,034485	-37,38	0,000	x1x4	0,039761	0,017752	2,24	0,025
Parametry druhého řádu					x1x5	-0,061123	0,011195	-5,46	0,000
y22	0,049120	0,005096	9,64	0,000	x2x3	0,032930	0,017281	1,91	0,057
y33	0,015962	0,000481	33,16	0,000	x2x4	-0,001096	0,005883	-0,19	0,852
y2y3	-0,009346	0,000827	-11,30	0,000	x2x5	-0,040743	0,010902	-3,74	0,000
tt	-0,013753	0,001985	-6,93	0,000	x3x4	-0,005839	0,014224	-0,41	0,681
x11	0,100668	0,034391	2,93	0,003	x3x5	0,102095	0,010607	9,63	0,000
x22	0,010462	0,003370	3,10	0,002	x4x5	0,019254	0,008301	2,32	0,020

y	Coef.	Std. Err.	z	P>z	y	Coef.	Std. Err.	z	P>z
x33	-0,079030	0,023972	-3,30	0,001	Parametry heterogeneity (μ_u)				
x44	-0,012691	0,002426	-5,23	0,000	TSL	-0,000027	0,000015	-1,87	0,061
x55	-0,032211	0,003738	-8,62	0,000	SAP	-0,000016	0,000003	-5,27	0,000
y2t	0,006410	0,003087	2,08	0,038	SI	0,000002	0,000004	0,48	0,628
y3t	0,000506	0,000225	2,25	0,024	Cons	-3,103982	0,470259	-6,60	0,000
y2x1	0,027960	0,015619	1,79	0,073	Ostatní parametry				
y2x2	-0,020792	0,004133	-5,03	0,000	Usigma				
y2x3	-0,028408	0,012971	-2,19	0,029	Const	-0,140162	0,111135	-1,26	0,207
y2x4	0,013507	0,003942	3,43	0,001	Vsigma				
y2x5	0,035378	0,008202	4,31	0,000	Const	-3,469875	0,052851	-65,65	0,000
y3x1	0,003282	0,001092	3,01	0,003	sigma_u	0,932319	0,051807	18,00	0,000
y3x2	0,011626	0,001074	10,83	0,000	sigma_v	0,176411	0,004662	37,84	0,000
y3x3	-0,004901	0,000887	-5,52	0,000	lambda	5,284916	0,051927	101,78	0,000
y3x4	0,003396	0,000853	3,98	0,000					

Ověření předpokladů zakřivení vzdálenostní funkce výstupů

y2	y3	x1	x2	x3	x4	x5
-0,08311	-0,0825	0,04042	0,001938	0,036731	0,137791	0,025515

Zdroj: vlastní zpracování

Odhady parametrů prvního řádu modelu jsou významné na hladině významnosti 1 %. Odhady koeficientů jsou konzistentní s ekonomickou teorií, tj. splňují předpoklad monotonicity - jsou neklesající dle výstupů a nerostoucí dle vstupů. Předpoklad zakřivení křivky produkčních možností je také splněn, funkce je konvexní dle vstupů. Funkce je homogenní stupně jedna.

Proměnné zdrojů neefektivnosti jsou signifikantní: dotace na živočišnou výrobu (TSL) – na hladině významnosti 10 %, jednotná platba na plochu (SAP) – na hladině významnosti 1 %. Dotace na investice (SI) v modelu Battese a Coelli na rozdíl od True Random Effects modelu není signifikantní, z čehož můžeme soudit na nepatrný vliv této podpory na technickou efektivnost podniku. Signifikantní pozitivní vliv jednotné platby na plochu může být vysvětlen tím, že farmy - příjemce těchto dotací jsou diverzifikované (zřejmě mají rostlinnou a živočišnou výrobu), a, eventuálně, i větší farmy. Právě tyto dva faktory (velikost podniku a diverzifikace) působí pozitivně na technickou efektivnost. V rámci dotačních podpor na živočišnou výrobu (TSL) a jednotné platby na plochu (SAP) produkce prasat není přímo podporována, tudíž pro účely této práce se předpokládá, že zmíněné dotační podpory ovlivňují technickou efektivnost farem nepřímo přes vstupní produkční faktory. Investice v živočišné výrobě vedou k modernizaci nebo zlepšení kvality vyráběných produktů, zvýšení účinnosti využívání výrobních faktorů a snadnějšímu přístupu k novým technologiím s výrazným inovačním potenciálem.

Nicméně vliv dotačních podpor na investiční činnost (SI) na technickou efektivnost farem zabývajících se chovem prasat v rámci analyzovaných modelů nebyl prokázán. Nevýznamnost proměnné SI může být vysvětlena tím, že efekt investičních podpor se projevuje s určitým zpožděním. Proto byl odhadnut další model Battese a Coelli, ve kterém proměnná dotace na investice byla zařazena jako zpožděná v čase proměnná (dynamický model).

5.5.2.2 Posouzení vlivu dotací pomocí modelu Battese a Coelli (1995) se zpožděnou v čase proměnnou dotace na investice

y	Coef.	Std. Err.	z	P>z	y	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Parametry prvního řádu					Parametry druhého řádu				
y2	0,476306	0,013736	34,68	0,000	y2x5	0,100554	0,016407	6,13	0,000
y3	0,207249	0,006197	33,44	0,000	y3x1	-0,013361	0,002082	-6,42	0,000
x1	-0,198753	0,022900	-8,68	0,000	y3x2	0,019113	0,002027	9,43	0,000
x2	0,030686	0,024766	1,24	0,215	y3x3	-0,000509	0,001479	-0,34	0,731
x3	-0,297133	0,020312	-14,63	0,000	y3x4	0,006717	0,001606	4,18	0,000
x4	-0,281282	0,015372	-18,30	0,000	y3x5	-0,001033	0,001029	-1,00	0,315
x5	-0,242092	0,014317	-16,91	0,000	x1x2	-0,038790	0,034333	-1,13	0,259
t	-0,051899	0,006411	-8,10	0,000	x1x3	0,366345	0,053605	6,83	0,000
Const	-1,857808	0,054177	-34,29	0,000	x1x4	0,015177	0,029463	0,52	0,606
Parametry druhého řádu					x1x5	0,016579	0,024435	0,68	0,497
y22	0,046287	0,007452	6,21	0,000	x2x3	0,013730	0,032039	0,43	0,668
y33	0,021194	0,000679	31,21	0,000	x2x4	-0,042313	0,011682	-3,62	0,000
y2y3	-0,015355	0,001570	-9,78	0,000	x2x5	-0,102691	0,021183	-4,85	0,000
tt	0,023618	0,004936	4,78	0,000	x3x4	0,060527	0,025100	2,41	0,016
x11	-0,378283	0,072793	-5,20	0,000	x3x5	0,076237	0,021576	3,53	0,000
x22	0,166948	0,020712	8,06	0,000	x4x5	0,041633	0,018550	2,24	0,025
x33	-0,434446	0,049446	-8,79	0,000	Parametry heterogenity (μ_u)				
x44	-0,042905	0,009077	-4,73	0,000	SAP	-0,000025	0,000001	-20,14	0,000
x55	-0,078507	0,007835	-10,02	0,000	TSL	0,000017	0,000004	3,85	0,000
y2t	-0,017713	0,005432	-3,26	0,001	Sllag	-0,000002	0,000001	-3,08	0,002
y3t	0,000056	0,000373	0,15	0,880	Const.	0,529626	0,057307	9,24	0,000
x1t	-0,022067	0,009870	-2,24	0,025	Ostatní parametry				
x2t	0,032835	0,007073	4,64	0,000	Usigma				
x3t	-0,015462	0,008134	-1,90	0,057	Const	-0,834907	0,155123	-10,61	0,000
x4t	-0,011013	0,005767	-1,91	0,056	Vsigma				
x5t	0,020182	0,005693	3,55	0,000	Const	-3,165471	0,117674	-26,90	0,000
y2x1	-0,035582	0,026098	-1,36	0,173	sigma_u	0,658722	0,034072	12,89	0,000
y2x2	-0,078076	0,011173	-6,99	0,000	sigma_v	0,205413	0,012086	17,00	0,000
y2x3	0,052736	0,023848	2,21	0,027	lambda	3,206826	0,038731	63,89	0,000
y2x4	-0,018945	0,006478	-2,92	0,003					

Zdroj: vlastní zpracování

Proměnná vstupující do modelu za proměnnou jednotné platby na plochu je stejně jako v předchozím modelu signifikantní a pozitivně ovlivňuje technickou efektivnost. Dotace na živočišnou výrobu jsou na rozdíl od předchozího modelu signifikantní a působí na technickou efektivnost negativně. Z důvodu větší míry signifikance tyto výsledky lze považovat za věrohodnější. Proměnná dotace na investice, zpožděná v čase, je v případě tohoto modelu signifikantní, přičemž lze vidět, že investiční podpory pozitivně působí na technickou efektivnost.

5.5.2.3 Lineární regresní model vlivu dotací na technickou efektivnost

Předchozí analýza prokázala signifikantní vliv dotací na živočišnou výrobu (TSL) a jednotné platby na plochu (SAP) na technickou efektivnost. V rámci další analýzy byl proveden odhad lineárního regresního modelu (LRM) pro posouzení vlivu dotací na technickou efektivnost. Následná statistická analýza doplňuje výsledky výzkumu.

Pro posouzení vlivu dotací na technickou efektivnost byl použit LRM v následující podobě:

$$TE = \alpha + \beta_1 TSL + \beta_2 SAP + \beta_3 SI \quad (63)$$

Kde *TE* – technická efektivnost, odhad True Random Effects modelem, *TSL* – dotace na živočišnou výrobu, *SAP* – jednotná platba na plochu, *SI* – dotace na investice.

Tabulka 42: Výsledky odhadu funkce závislosti technické efektivnosti na dotacích

	Coef.	Std.Err.	t	P>t	[95% Conf. Interval]	
Const.	0,844712	0,001895	445,80	0,000	0,840997	0,848428
TSL	0,034352	0,006447	5,33	0,000	0,02171	0,046993
SAP	0,863459	0,004921	175,48	0,000	0,853811	0,873108
SI	0,047998	0,009318	5,15	0,000	0,029728	0,066268

Zdroj: vlastní zpracování

Výsledky odhadu funkce ukazují na významný vliv dotací na živočišnou výrobu (TSL), jednotné platby na plochu (SAP) a dotací na investice (SI) na technickou efektivnost. Výsledky jsou ve shodě s předchozími modely (kromě proměnné TSL, která má v tomto modelu pozitivní vliv na technickou efektivnost), navíc je prokázán signifikantní pozitivní vliv dotací na investice na technickou efektivnost.

5.5.2.4 Rozdíl mezi technickou efektivností podniků, které přijaly nebo nepřijaly dotace na investice (SI)

Jak je vidět z předchozích podkapitol, dotace na živočišnou výrobu (TSL) a jednotná platba na plochu (SAP) mají signifikantní vliv na technickou efektivnost podniků zabývajících se chovem prasat. V případě dotace na investice jejich signifikantní vliv byl prokázán pomocí LRM a dynamického modelu Battese a Coelli. Další výzkum bude pokračovat analýzou vlivu dotací na investice (SI), jelikož se předpokládá, že ze všech uvedených dotačních podpor (TSL, SAP, SI) dotace na investice by měly mít největší vliv na technickou efektivnost přes inovační politiku farem. Během analýzy bude aplikován test shodné úrovně technické efektivnosti - Mannův-Whitneyův-Wilcoxonův test a Spearmanův a Kendallův korelační koeficienty.

Tabulka 43: Popisné statistiky proměnné Dotace na investice (SI)

	Počet pozorování	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimální hodnota	Maximální hodnota
Dotace na investice	384	128162,4	178073,8	488,0197	1412267

Zdroj: vlastní zpracování

Na podniky, které přijaly dotace na investice, připadá 384 pozorování z celkových 2890 pozorování během sledovaného období.

Tabulka 44: Výsledky Mannova-Whitneyova-Wilcoxonova testu

Two-sample Wilcoxon rank-sum (Mann-Whitney) test

SI1	obs	rank sum	expected
0	2506	3717594	3622423
1	384	459901	555072
combined	2890	4177495	4177495

unadjusted variance 2.318e+08
 adjustment for ties -.05762845
 adjusted variance 2.318e+08

Ho: $efTRE(SI1==0) = efTRE(SI1==1)$
 $z = 6.251$
 Prob > $|z| = 0.0000$

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Výsledky testu ukazují na to, že dotace na investice mají signifikantní vliv na technickou efektivnost.

Výsledky výpočtu Spearmanova korelačního koeficientu

```
Number of obs =      2890
Spearman's rho =     -0.1175

Test of Ho: eFTRE and SI are independent
Prob > |t| =         0.0000
```

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Výsledky výpočtu Kendallova korelačního koeficientu

```
Number of obs =      2890
Kendall's tau-a =     -0.0463
Kendall's tau-b =     -0.0930
Kendall's score = -193410
SE of score =    30555.788 (corrected for ties)

Test of Ho: eFTRE and SI are independent
Prob > |z| =         0.0000 (continuity corrected)
```

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Vztah mezi dotacemi na investice a technickou efektivností je potvrzen korelačními koeficienty Spearmana a Kendalla, přičemž tato závislost je negativní, tj. dotace na investice působí snížení technické efektivnosti farem.

Výsledky analýzy svědčí o tom, že dotace na investice v roce přijetí dotačních podpor působí na technickou efektivnost farem negativně, což může být vysvětleno tím, že investiční náklady působí určitým finančním zatížením a tím ovlivňují hospodářský výsledek farmářů. Nicméně v roce následujícím po přijetí dotačních podpor investiční náklady začínají působit pozitivně, a technická efektivnost farem stoupá.

5.5.3 Vliv vstupově orientovaných dotací a celkových dotací na technickou efektivnost

Jelikož SZP přímo nepodporuje chov prasat, předpokládá se, že všechny proměnné zohledňující efekt dotací na technickou efektivnost mají nepřímý efekt přes vstupní produkční faktory. Vstupně orientované dotace mají nepřímý účinek na výstupy přes jejich dopad na využití vstupů. Dotace na rostlinnou výrobu jsou zahrnuty ve vstupově orientovaných dotacích, protože v případě farem specializovaných na chov prasat výsledky rostlinné výroby mohou být považovány za vstup (např. krmiva) pro živočišnou výrobu. Druhá proměnná zahrnutá do modelu reprezentuje podíl celkových dotací na podnikovém příjmu, působí jako zdroj ne stochastického příjmu.

Tabulka 45: Vysvětlující proměnné (z) v modelu efektů neefektivnosti a jejich definice

Proměnná	Definice	Označení
Vstupově orientované dotace	Podíl vstupově orientovaných dotací (dotace na rostlinnou výrobu, mezispotřeby a externích faktorů) na celkovém vstupu farmy (%)	SIR
Celkové dotace	Podíl celkových dotací na celkovém příjmu farmy (%)	STS

Zdroj: vlastní zpracování

Proměnné dotací lze zařadit do modelu buď v podobě skutečných hodnot, nebo v podobě jejich podílů na celkových vstupech a celkových příjmech podniku. Nicméně, skutečné úrovně dotací jsou korelovány s velikostí farem. Proto se v této analýze používají spíše podíly než skutečné úrovně dotací.

Tabulka 46: Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů s proměnnými dotací

y	Coef.	Std. Err.	z	P>z	y	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Parametry prvního řádu					Parametry druhého řádu				
y2	0,520287	0,012626	41,21	0,000	y2x4	0,011585	0,009932	1,17	0,243
y3	0,155278	0,004375	35,49	0,000	y2x5	0,040603	0,009305	4,36	0,000
x1	-0,123889	0,017986	-6,89	0,000	y3x1	0,003664	0,001358	2,70	0,007
x2	-0,224765	0,016820	-13,36	0,000	y3x2	0,010878	0,003463	3,14	0,002
x3	-0,224679	0,014594	-15,40	0,000	y3x3	-0,004762	0,001018	-4,68	0,000
x4	-0,284563	0,016953	-16,79	0,000	y3x4	0,002769	0,003248	0,85	0,394
x5	-0,208182	0,015006	-13,87	0,000	y3x5	-0,003905	0,001130	-3,46	0,001
t	-0,009411	0,002399	-3,92	0,000	x1x2	-0,061655	0,015590	-3,95	0,000
Const	-1,200229	0,035527	-33,78	0,000	x1x3	-0,081341	0,024514	-3,32	0,001
Parametry druhého řádu					x1x4	0,068433	0,004463	3,14	0,001
y22	0,046924	0,011916	3,94	0,000	x1x5	-0,052734	0,016880	-3,12	0,002
y33	0,014785	0,000508	29,12	0,000	x2x3	0,071260	0,013118	8,25	0,000
y2y3	-0,008810	0,002631	-3,35	0,001	x2x4	0,000298	0,006232	0,05	0,962
tt	-0,014841	0,002075	-7,15	0,000	x2x5	-0,048564	0,012527	-3,88	0,000
x11	0,106903	0,035129	3,04	0,002	x3x4	-0,033873	0,017184	-1,97	0,049
x22	0,010387	0,003443	3,02	0,003	x3x5	0,093981	0,010158	9,25	0,000
x33	-0,066787	0,029204	-2,29	0,022	x4x5	0,022817	0,016241	1,40	0,160
x44	-0,013622	0,008044	-1,69	0,090	Parametry heterogenity (Mu)				
x55	-0,029118	0,003151	-9,24	0,000	SIR	1,756982	1,014043	1,73	0,083
y2t	0,011625	0,002849	4,08	0,000	STS	-0,000173	0,000140	-1,24	0,215
y3t	0,000547	0,000249	2,20	0,028	Const	-0,765650	0,197540	-3,88	0,000
x1t	0,018810	0,005997	3,14	0,002	Ostatní parametry				
x2t	-0,013204	0,003882	-3,40	0,001	Usigma				
x3t	-0,017833	0,004301	-4,15	0,000	Const	-1,645199	0,155123	-10,61	0,000
x4t	0,012607	0,003205	3,93	0,000	Vsigma				
x5t	0,002898	0,002858	1,01	0,311	Const	-3,457403	0,103247	-33,49	0,000

y	Coef.	Std. Err.	z	P>z	y	Coef.	Std. Err.	z	P>z
y2x1	0,056384	0,009085	6,21	0,000	sigma_u	0,439288	0,034072	12,89	0,000
y2x2	-0,020711	0,008361	-2,48	0,013	sigma_v	0,177515	0,009164	19,37	0,000
y2x3	-0,057505	0,002975	-19,33	0,000	lambda	2,474658	0,038731	63,89	0,000

Ověření předpokladů zakřivení vzdálenostní funkce výstupů

y2	y3	x1	x2	x3	x4	x5
-0,20266	-0,11638	0,24614	0,285671	0,208372	0,351917	0,222404

Zdroj: vlastní zpracování

Z odhadnutých parametrů plyne, že sklon a zakřivení křivky produkčních možností jsou konzistentní s ekonomickou teorií. Jinými slovy lze říct, že u všech faktorů výstupů a vstupů je na průměru sledovaného souboru splněná podmínka monotonicity (nezápornost výstupů a nekladnost vstupů) a konvexity křivky produkčních možností dle vstupů. Funkce je homogenní stupně 1. Jelikož hodnoty produkčních faktorů byly normalizovány jejich aritmetickým průměrem v logaritmicke podobě, v translogaritmicke modelu tyto koeficienty zastupují hodnoty produkčních elasticit, tj. relativní změna agregovaného výstupu při jednocentní změně produkčního vstupu. Nejvyšší elasticitu vykazuje produkční faktor přímý materiál (náklady na výkrm prasat), kapitál a půda. Nejnížší elasticita patří produkčnímu faktoru práce a ostatní materiál. Parametr λ reprezentuje vztah mezi rozptylem složky neefektivnosti u_{it} a chybou odhadu v_{it} . Tudiž, tento parametr indikuje významnost technické neefektivnosti v reziduálním rozptylu. Hodnota větší než jedna předpokládá, že rozptyl složky neefektivnosti u_{it} je větší než rozptyl náhodné komponenty v_{it} .

Výsledky odhadu parametrů reprezentujících zdroje technické neefektivnosti odhalují pozitivní a významné na 10% hladině významnosti vliv vstupově orientovaných dotací na technickou neefektivnost. Celkové dotace by mohly snížit technickou efektivnost (parametr je negativní), avšak jejich významnost nebyla prokázána.

Výzkum prokázal negativní dopad vstupově orientovaných dotací a dotací na živočišnou výrobu na technickou efektivnost. Tyto dotace, dle předpokladu, mají nepřímý vliv na technickou efektivnost produkce vepřového masa prostřednictvím výrobních faktorů. Důvodem zmíněného negativního vlivu může být fakt, že dotace snižují motivaci farmáře hospodařit efektivnějším způsobem. Vliv celkových dotací, pokud jde o podíl dotací na celkových příjmech farmy, na technickou efektivnost je pozitivní, ale významnost této proměnné nebyla prokázána. Výsledky analýzy jsou v souladu se studii uskutečněnými v zemích Evropské unie, jako je například Iraizoz et al. (2005) - produkce hovězího masa ve Španělsku, Kleinhans et al. (2007) - živočišná

výroba v Německu a Španělsku, Zhu a Oude Lansink (2009) - rostlinná výroba v Německu, Dánsku a Švédsku, Čechury (2010), Matulové (2013) - zemědělská produkce v České republice. Jedna z negativních charakteristik dotací spočívá v tom, že tyto přispívají ke snížení motivace farmáře k efektivní alokaci a využití výrobních faktorů, a tudíž napomáhají přežití neefektivních farem. Toto zjištění je důležitá zpráva pro politická a ekonomická rozhodnutí, pokud jde o stanovení dotací SZP pro příští programové období. Mnoha studiemi bylo prokázáno, že podpora zemědělských příjmů v rámci SZP od roku 2004 působila snížení celkové konkurenceschopnosti zemědělců.

Avšak analýza prokázala zpožděný pozitivní vliv dotací na investice na technickou efektivnost farem. Vzhledem k tomu, že produktivita práce je v ČR výrazně horší v porovnání s jednotlivými zeměmi EU (Boudný a Janotová, 2015), modernizace farem přes dotační podpory na investice je důležitým zdrojem růstu technické efektivnosti a následně i konkurenceschopnosti tuzemských producentů v odvětví chovu prasat vůči západním zemím EU.

5.6 Heteroskedasticita a heterogenita v modelu vzdálenostní funkce výstupu

Podkapitola se bude zabývat definováním a odhadem vzdálenostní funkce výstupů True Random Effects modelem se zahrnutím proměnných, které mají vliv na heteroskedasticitu složky neefektivnosti a heterogenitu zemědělských farem. Vybírat se bude ze tří modelů, následně odhady funkce budou ověřeny na konzistenci s ekonomickou teorií a bude vybrán nejvhodnější model pro další analýzu.

5.6.1 True Random Effects model s heteroskedasticitou a heterogenitou (Model 1)

První model obsahuje proměnnou velikosti podniku (zařazená do rozptylu složky neefektivnosti, totiž představující heteroskedasticitu) a proměnnou specializace (zařazená přímo do modelu, představující heterogenitu). Tyto proměnné jsou zahrnuté v podobě dummy proměnných (viz podkapitola 5.1.3)

Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů True Random Effects modelem s heterogenitou a heteroskedasticitou jsou představeny v tabulce 47.

Tabulka 47: Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů s heterogenitou a heteroskedasticitou (Model 1)

y	Coef.	Std. err.	Z	P>z	y	Coef.	Std. err.	Z	P>z
Parametry prvního řádu					Parametry druhého řádu				
y2	0,572826	0,008909	64,30	0,000	x2t	-0,007586	0,003079	-2,46	0,014
y3	0,144488	0,005159	28,01	0,000	x3t	-0,006590	0,003553	-1,85	0,064
x1	-0,170158	0,017918	-9,50	0,000	x4t	0,006546	0,002416	2,71	0,007
x2	-0,330318	0,019060	-17,33	0,000	x5t	0,001813	0,002094	0,87	0,387
x3	-0,178394	0,014616	-12,21	0,000	x1x2	-0,041540	0,019789	-2,10	0,036
x4	-0,236127	0,007648	-30,87	0,000	x1x3	-0,049516	0,026680	-1,86	0,063
x5	-0,147207	0,008467	-17,39	0,000	x1x4	0,057477	0,015962	3,60	0,000
t	-0,019269	0,001891	-10,19	0,000	x1x5	-0,046538	0,011419	-4,08	0,000
Const	-0,884546	0,045611	-19,39	0,000	x2x3	0,042783	0,016869	2,54	0,011
Parametry druhého řádu					x2x4	0,021952	0,004675	4,70	0,000
y22	0,037254	0,004091	9,11	0,000	x2x5	-0,039835	0,009602	-4,15	0,000
y33	0,013422	0,000539	24,93	0,000	x3x4	-0,044251	0,013242	-3,34	0,001
y2y3	-0,006238	0,000795	-7,85	0,000	x3x5	0,071586	0,010469	6,84	0,000
tt	-0,011389	0,001334	-8,54	0,000	x4x5	0,032334	0,006554	4,93	0,000
x11	0,034713	0,037856	0,92	0,359	Parametry heterogenity				
x22	-0,005955	0,003314	-1,80	0,072	S1	-0,187160	0,035812	-5,23	0,000
x33	-0,035870	0,025003	-1,43	0,151	S2	-0,117116	0,030502	-3,84	0,000
x44	-0,015293	0,001926	-7,94	0,000	S3	0,003346	0,015022	0,22	0,824
x55	-0,023301	0,002603	-8,95	0,000	Parametry heteroscedasticity (Usigma²⁵)				
y2t	0,005914	0,002346	2,52	0,012	D2	-0,694643	0,145188	-4,78	0,000
y3t	0,000554	0,000182	3,05	0,002	D3	-2,000111	0,180551	-11,08	0,000
y2x1	0,038269	0,015052	2,54	0,011	D4	-2,199114	0,618645	-3,55	0,000
y2x2	-0,009009	0,003490	-2,58	0,010	D5	-0,205880	0,943134	-0,22	0,827
y2x3	-0,036865	0,012636	-2,92	0,004	Const	-3,361277	0,109375	-30,73	0,000
y2x4	-0,000248	0,003061	-0,08	0,935	Ostatní parametry				
y2x5	0,033966	0,007252	4,68	0,000	Vsigma				
y3x1	0,005843	0,001262	4,63	0,000	_cons	-4,968118	0,099199	-50,08	0,000
y3x2	0,007512	0,001030	7,30	0,000	Theta				
y3x3	-0,006991	0,001010	-6,92	0,000	_cons	0,211580	0,006676	31,69	0,000
y3x4	0,004601	0,000709	6,49	0,000	E(sigma_u)	0,126918			
y3x5	-0,002249	0,000532	-4,23	0,000	sigma_v	0,083404	0,004137	20,16	0,000
x1t	0,009445	0,004193	2,25	0,024					

²⁵ Dummy proměnná D1 do modelu zařazená nebyla, aby se zabránilo multikolinearitě

Ověření předpokladů zakřivení vzdálenostní funkce výstupů

y2	y3	x1	x2	x3	x4	x5
0,536959	0,131246	0,233824	0,433473	0,174349	0,27659	0,145576

Zdroj: vlastní zpracování

Odhady parametrů prvního řádu jsou významné na hladině významnosti 1 %. Jak odhady koeficientů výstupů, tak i vstupů splňují předpoklad monotonicity, tj. jsou neklesající dle výstupů a nerostoucí dle vstupů. Předpoklad zakřivení křivky produkčních možností je také splněn, funkce je konvexní dle vstupů a kvazikonvexní dle výstupů. Funkce je homogenní stupně jedna, což odpovídá ekonomické teorii.

Dummy proměnné představující heterogenitu (S1, S2) jsou významné na hladině významnosti 1%. Proměnná S3, představující podniky se specializací více než 70 % (podniky specializující se na chovu prasat) není významná, tj. lze konstatovat, že zvýšení míry specializace na 40 % má vliv na rozptyl technické neefektivnosti, a další její zvýšení již nebude mít na rozptyl složky technické neefektivnosti značný vliv.

Proměnné reprezentující velikost farem (D2, D3, D4) jsou signifikantní na 1% hladině významnosti a mají pozitivní vliv na objem produkce, zatímco proměnná D5 (farmy s počtem pracovníků více než 250) není významná, z čehož lze usoudit, že další zvýšení počtů pracovníků po dosažení hranice 150 zaměstnanců nemá podstatný vliv na rozptyl technické neefektivnosti.

Jelikož hodnoty produkčních faktorů byly normalizovány jejich aritmetickým průměrem po logaritmické transformaci, v translogaritmickém modelu tyto koeficienty zastupují hodnoty produkčních elasticit, tj. relativní změnu agregovaného výstupu při jednoprocenní změně produkčního vstupu. Nejvyšší elasticitu vykazuje produkční faktor přímý materiál (náklady na výkrm prasat) a půda. Nejnižší elasticita patří produkčním faktorům práce, kapitál a ostatní materiál. Parametr λ reprezentuje vztah mezi rozptylem složky neefektivnosti u_{it} a chybou odhadu v_{it} . Tudiž, tento parametr indikuje významnost technické neefektivnosti v reziduálním rozptylu. Hodnota větší než jedna předpokládá, že rozptyl složky neefektivnosti u_{it} je větší než rozptyl náhodné komponenty v_{it} .

Technická změna působí na produkci pozitivně, parametr času je významný na 1% hladině významnosti. Technický pokrok byl materiálově a půdově úsporný (viz koeficient $x1t > 0, x4t > 0, x5t > 0$), v práci a v kapitálu náročný ($x2t < 0, x3t < 0$).

5.6.2 True Random Effects model s heteroskedasticitou a heterogenitou (Model 2)

Model 2 se liší tím, že dummy proměnné vyjadřující specializaci farem jsou zařazeny do průměru technické neefektivnosti, tudíž představují heterogenitu. Jako faktory heterogenity jsou to modelu mimo jiné zařazeny tyto proměnné: TEF – Externí faktory, L – Závazky celkem.

Jelikož proměnné specializace jsou zařazeny do průměru složky neefektivnosti, poslední je v modelu představená s uříznutým normálním rozdělením.

Tabulka 48: Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů s heterogenitou a heteroskedasticitou (Model 2)

y	Coef.	Std. Err.	z	P>z	y	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Parametry prvního řádu					Parametry druhého řádu				
y2	0,552289	0,014297	38,63	0,000	x3t	-0,015566	0,005936	-2,62	0,009
y3	0,136863	0,008459	16,18	0,000	x4t	0,016190	0,004590	3,53	0,000
x1	-0,067519	0,034644	-1,95	0,051	x5t	0,001030	0,003256	0,32	0,752
x2	-0,223852	0,041473	-5,40	0,000	x1x2	-0,097805	0,055326	-1,77	0,077
x3	-0,197966	0,033881	-5,84	0,000	x1x3	-0,065974	0,045816	-1,44	0,150
x4	-0,261377	0,013041	-20,04	0,000	x1x4	0,086390	0,044558	1,94	0,053
x5	-0,211568	0,015963	-13,25	0,000	x1x5	-0,043992	0,018441	-2,39	0,017
t	0,000058	0,003829	0,02	0,988	x2x3	0,125856	0,047534	2,65	0,008
Const	-0,9052	0,065855	-13,75	0,000	x2x4	-0,010066			
Parametry druhého řádu					x2x5	-0,063206	0,016716	-3,78	0,000
y22	0,045460	0,006641	6,85	0,000	x3x4	-0,057020	0,040882	-1,39	0,163
y33	0,012498	0,000860	14,53	0,000	x3x5	0,082582	0,015830	5,22	0,000
y2y3	-0,006770	0,001243	-5,45	0,000	x4x5	0,036544	0,010864	3,36	0,001
tt	-0,015907	0,002324	-6,84	0,000	Parametry heterogenity				
x11	0,124018	0,059084	2,10	0,036	TEF	-4,04E-07	6,65E-08	-6,08	0,000
x22	0,015914	0,008417	1,89	0,059	L	2,39E-09	1,24E-08	0,19	0,848
x33	-0,083427	0,044636	-1,87	0,062	Parametry heterogenity (μ_u)				
x44	-0,014000	0,002867	-4,88	0,000	S2	-0,287160	0,035812	-5,23	0,000
x55	-0,031810	0,004069	-7,82	0,000	S3	-0,227116	0,031502	-3,84	0,000
y2t	0,014180	0,004269	3,32	0,001	Const	-8,000117	0,931623	-8,59	0,000
y3t	0,000731	0,000284	2,58	0,010	Parametry heteroscedasticity (Usigma)				
y2x1	0,083452	0,041266	2,02	0,043	D2	-0,794647	0,145188	-4,78	0,000
y2x2	-0,020936	0,005854	-3,58	0,000	D3	-2,100361	0,180551	-11,08	0,000
y2x3	-0,093158	0,036915	-2,52	0,012	D4	-2,299114	0,618645	-3,55	0,055
y2x4	0,012751	0,004040	3,16	0,002	D5	-0,196880	0,943134	-0,22	0,523
y2x5	0,052400	0,012393	4,23	0,000	Const	-0,694643	0,109375	-30,73	0,000
y3x1	0,003848	0,002221	1,73	0,083	Ostatní parametry				
y3x2	0,008188	0,001611	5,08	0,000	Vsigma				
y3x3	-0,005436	0,001682	-3,23	0,001	Const	-4,00023			

y	Coef.	Std. Err.	z	P>z	y	Coef.	Std. Err.	z	P>z
y3x4	0,002828	0,001155	2,45	0,014	Theta				
y3x5	-0,001550	0,000833	-1,86	0,063	Const	0,498268			
x1t	0,025625	0,006881	3,72	0,000	E(sigma_u)	1,525341			
x2t	-0,017495	0,005543	-3,16	0,002	Sigma_v	0,13532			

Ověření předpokladů zakřivení vzdálenostní funkce výstupů

y2	y3	x1	x2	x3	x4	x5
0,508896	0,124521	0,196096	0,289876	0,153729	0,315696	0,224518

Zdroj: vlastní zpracování

Odhady parametrů prvního řádu modelu 2 jsou významné na hladině významnosti 1 %. Odhady koeficientů jsou konzistentní s ekonomickou teorií, tj. splňují předpoklad monotonicity - jsou neklesající dle výstupů a nerostoucí dle vstupů. Předpoklad zakřivení křivky produkčních možností je také splněn, funkce je konvexní dle vstupů a kvazikonvexní dle výstupů. Funkce je homogenní stupně jedna.

Proměnná předpokládané heterogenity zařazená přímo do modelu TEF je signifikantní na 1% hladině významnosti a ukazuje na pozitivní vliv na objem výroby, což je v souladu s ekonomickou teorií, neboť tato proměnná by mohla být zahrnutá do modelu jako další proměnná vstupu, která vyjadřuje odměnu za půjčené zdroje (tudíž kapitálová proměnná). Druhá proměnná L není významná, z čehož můžeme usoudit o nepatrném vlivu hodnoty úvěru na objem podnikové výroby. Avšak i když proměnná není významná, znaménko parametru ukazuje na negativní vliv úvěru na výkonnost farmy.

Dummy proměnné představující heterogenitu (S2, S3) jsou významné na hladině významnosti 1%. Proměnná S1 nebyla do modelu zařazená, aby nezpůsobila multikolinearitu.

Proměnné reprezentující velikost farem (D2, D3) jsou signifikantní na 1% hladině významnosti, D3 – na 5% hladině významnosti, D5 není významná. Proměnné mají negativní vliv na objem produkce, což je v souladu s předchozími závěry.

5.6.3 True Random Effects model s heteroskedasticitou a heterogenitou (Model 3)

V modelu 3 jako proměnné heterogenity jsou do modelu zařazené: Externí faktory (TEF) byla zahrnutá přímo do modelu jako vysvětlující proměnná; proměnné specializace ve tvaru dummy proměnných byly zařazené do průměru složky technické neefektivnosti. Za proměnné heteroscedasticity jsou do rozptylu složky technické neefektivnosti zahrnuté dummy proměnné velikosti podniku.

Tabulka 49: Výsledky odhadů vzdálenostní funkce výstupů s heterogenitou a heteroskedasticitou (Model 3)

y	Coef.	Std. Err.	z	P>z	y	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Parametry prvního řádu					Parametry druhého řádu				
y2	0,565704	0,008445	66,99	0,000	x2t	-0,007852	0,003067	-2,56	0,010
y3	0,141694	0,004859	29,16	0,000	x3t	-0,006171	0,003543	-1,74	0,082
x1	-0,129104	0,017069	-7,56	0,000	x4t	0,007030	0,002382	2,95	0,003
x2	-0,320320	0,019577	-16,36	0,000	x5t	0,002087	0,002114	0,99	0,324
x3	-0,158531	0,014404	-11,01	0,000	x1x2	-0,041896	0,019271	-2,17	0,030
x4	-0,235989	0,007734	-30,51	0,000	x1x3	-0,045475	0,025928	-1,75	0,079
x5	-0,141306	0,008388	-16,85	0,000	x1x4	0,056187	0,015345	3,66	0,000
t	-0,013569	0,002062	-6,58	0,000	x1x5	-0,039601	0,011326	-3,50	0,000
Const	-1,013133	0,036127	-28,04	0,000	x2x3	0,047763	0,016505	2,89	0,004
Parametry druhého řádu					x2x4	0,020516	0,005084	4,04	0,000
y22	0,042656	0,004016	10,62	0,000	x2x5	-0,044367	0,010205	-4,35	0,000
y33	0,013193	0,000510	25,87	0,000	x3x4	-0,042744	0,012879	-3,32	0,001
y2y3	-0,006309	0,000785	-8,04	0,000	x3x5	0,075232	0,010529	7,14	0,000
tt	-0,010970	0,001321	-8,31	0,000	x4x5	0,032172	0,006883	4,67	0,000
x11	0,052236	0,036299	1,44	0,150	Parametry heterogenity				
x22	-0,001989	0,003291	-0,60	0,546	TEF	-0,020216	0,005081	-6,88	0,000
x33	-0,036302	0,024843	-1,46	0,144	Parametry heterogenity (Mu)				
x44	-0,015009	0,001952	-7,69	0,000	S2	0,223102	4,030097	5,54	0,000
x55	-0,024109	0,002959	-8,15	0,000	S3	0,279806	5,475513	5,11	0,000
y2t	0,006443	0,002324	2,77	0,006	Const	-0,698903	0,551256	-126,78	0,000
y3t	0,000604	0,000183	3,29	0,001	Parametry heteroskedasticity (Usigma)				
y2x1	0,038310	0,014628	2,62	0,009	D2	-0,314230	0,061787	-5,09	0,000
y2x2	-0,014056	0,003398	-4,14	0,000	D3	-0,916468	0,083972	-10,91	0,000
y2x3	-0,038644	0,012270	-3,15	0,002	D4	-1,227353	0,098564	-7,93	0,000
y2x4	0,000760	0,003021	0,25	0,801	Const	2,475526	0,012879	-4,32	0,000
y2x5	0,037218	0,007624	4,88	0,000	Ostatní parametry				
y3x1	0,005832	0,001230	4,74	0,000	Vsigma				
y3x2	0,007653	0,001019	7,51	0,000	_cons	-4,975313	0,084885	-58,61	0,000
y3x3	-0,007155	0,001050	-6,82	0,000	Theta				
y3x4	0,004446	0,000717	6,20	0,000	_cons	0,205555	0,006984	29,43	0,000
y3x5	-0,002320	0,000525	-4,42	0,000	E(sigma_u)	2,826777			
x1t	0,012039	0,004117	2,92	0,003	sigma_v	0,083105	0,003527	23,56	0,000

Ověření předpokladů zakřivení vzdálenostní funkce výstupů

y2	y3	x1	x2	x3	x4	x5
-0,20303	-0,10842	0,198008	0,420936	0,14736	0,276671	0,137165

Zdroj: vlastní zpracování

Odhady parametrů prvního řádu Modelu 3 jsou významné na hladině významnosti 1 %. Odhady koeficientů jsou konzistentní s ekonomickou teorií, tj. splňují předpoklad monotonicity - jsou neklesající dle výstupů a nerostoucí dle vstupů. Předpoklad zakřivení křivky produkčních možností je částečně splněn, funkce je konvexní dle vstupů, avšak není kvazikonvexní dle výstupů. Funkce je homogenní stupně jedna.

Proměnná heterogenity zařazená do modelu jako vysvětlující proměnná – Externí faktory (TEF) je signifikantní na 1% hladině významnosti, tudíž výše odměňování za vstupy, které nejsou majetkem farmy, mají významný pozitivní vliv na objem výroby.

Dummy proměnné představující heterogenitu (S2, S3) jsou významné na hladině významnosti 1%. Proměnná S1 nebyla do modelu zařazená, aby nezpůsobila multikolinearitu.

Proměnné reprezentující velikost farem (D2, D3, D4) jsou signifikantní na 1% hladině významnosti a mají negativní vliv na objem produkce.

Při rozhodování o nejvhodnějším modelu musí se brát v úvahu splnění předpokladu ekonomické teorie. Model 1 a Model 2 tyto předpoklady splňují, zatímco Model 3 není kvazikonvexní dle výstupů. Model 2 ve srovnání s Modelem 1 zahrnuje více faktorů, vyjadřujících heterogenitu, a proto se předpokládá, že více odpovídá skutečnosti. Další výzkum bude pokračovat analýzou parametrů odhadu a analýzou technické efektivity na základě Modelu 2.

5.7 Analýza produkčních elasticit, výnosů z rozsahu a technické efektivity

Na základě předchozí diskuze (viz podkapitola 5.6.3) pro podrobnější analýzu technické efektivity bude použit Model 2, který zohledňuje heterogenitu a heteroskedasticitu v datech zemědělských podniků. Bude popsána elasticita vstupů a výnosy z rozsahu, následně budou analyzovány výsledky odhadu technické efektivity a zohledněn její vývoj v čase.

5.7.1 Deskriptivní statistiky produkčních elasticit a výnosů z rozsahu

VO (5)

Jaké produkční faktory jsou nejvíce zapojovány v živočišné výrobě zaměřené na chov prasat?

Vzhledem k tomu, že všechny proměnné v logaritmické podobě jsou normalizovány jejich aritmetickým průměrem, parametry výstupů prvního řádu (y_2 a y_3) představují jejich podíl na celkovém výstupu farmy. Parametry vstupů (x_1 , x_2 , x_3 , x_4 , x_5) reprezentují produkční elasticity, hodnocené na průměru souboru.

Tabulka 50: Produkční elasticity a výnosy z rozsahu

Proměnná	Parametr
Práce	0,067519
Půda	0,223852
Kapitál	0,197966
Přímý materiál	0,261377
Ostatní materiál	0,211568
Výnosy z rozsahu	0,962282

Zdroj: vlastní zpracování

Součtem produkčních elasticit lze spočítat výnosy z rozsahu. Pro průměrný podnik ve výběrovém souboru tento ukazatel roven 0,962, neboli průměrný zemědělský podnik dosahuje klesajících výnosů z rozsahu. V důsledku růstu každého ze vstupů o 1 %, dojde k růstu výstupu o 0,962 %.

Největší intenzitou na velikost produkce (hodnoceno na průměru souboru) působí materiálové vstupy – přímý a ostatní materiál (β_{x_4} a β_{x_5}) – při 1% změně v přímých materiálových vstupech dojde k 0,26% změně v objemu dosažené produkce, při 1% změně v ostatních materiálových vstupech dojde k 0,21% změně v objemu dosažené produkce. Kromě toho, vstupní proměnné půda a kapitál také mají značný vliv na objem produkce ($\beta_{x_2}=0,224$ a $\beta_{x_3}=0,198$). Vliv produkčního faktoru práce je významně nižší ($\beta_{x_1} = 0,068$). Vyšší produktivita půdy může být vysvětlena tím, že specializovaných farem (s mírou specializace větší než 70 %) je v souboru velmi málo, a celkový soubor je reprezentován farmy s nižší (méně než 40%) a střední (40-70 %) mírou specializace, které využívají pro svou činnost produkční faktor půda.

Relativně nízká produkční elasticita práce může být, na jednu stranu, vysvětlená charakterem odvětví; na druhou stranu - tím, že menší farmy preferují vlastní pracovní sílu před najatou

pracovní silou, a proto změna objemu produkce při změně počtu pracovníků není u této skupiny podniků tak významná. Pro potvrzení tohoto předpokladu byla provedena další analýza. Soubor podniků byl rozdělen na podniky do 10 zaměstnanců, u kterých se předpokládá využití vlastní pracovní síly, a na podniky s 10 a více zaměstnanci. Pro odhad parametrů a produkčních elasticit byl použit Battese a Coelli (1995) model s proměnnými specializace (dle metodiky 5.1.3) jako zdroje mezipodnikové heterogenity.

Tabulka 51: Produkční elasticity a výnosy z rozsahu

Proměnná	Parametr (<10 zaměstnanců)	Parametr (>=10 zaměstnanců)
Práce	0,1467511	0,1962715
Půda	0,1445277	0,1652773
Kapitál	0,0693532	0,2330405
Přímý materiál	0,5498321	0,2509621
Ostatní materiál	0,0746618	0,2717732
Výnosy z rozsahu	0,9851259	1,1173246

Zdroj: vlastní zpracování

Po rozdělení souboru farem na menší (do 10 pracovníků) a větší (nad 10 pracovníků) podniky je zřejmý rozdíl v produkčních elasticitách. Zatímco u menších podniků rozdíl mezi elasticitou práce a půdy je nepatrný, u větších farem tento rozdíl je signifikantnější, přičemž elasticita práce má vyšší hodnotu. Kromě toho, elasticita kapitálu je u větších podniků ve srovnání s menšími farmy větší, což svědčí o výraznějším využití kapitálu v provozu těchto farem. Elasticita proměnné ostatní materiál u větších firem je rovněž větší než elasticita ostatního materiálu menších farem, a dokonce je i vyšší než elasticita přímého materiálu, což může být vysvětleno tím, že větší farmy jsou diverzifikovanější.

Menší podniky na průměru souboru vykazují mírně klesající výnosy z rozsahu, zatímco větší farmy mají mírně rostoucí výnosy z rozsahu.

5.7.2 Analýza technické efektivity

5.7.2.1 Deskriptivní statistiky technické efektivity



Jaká je průměrná hodnota technické efektivity chovatelů prasat?

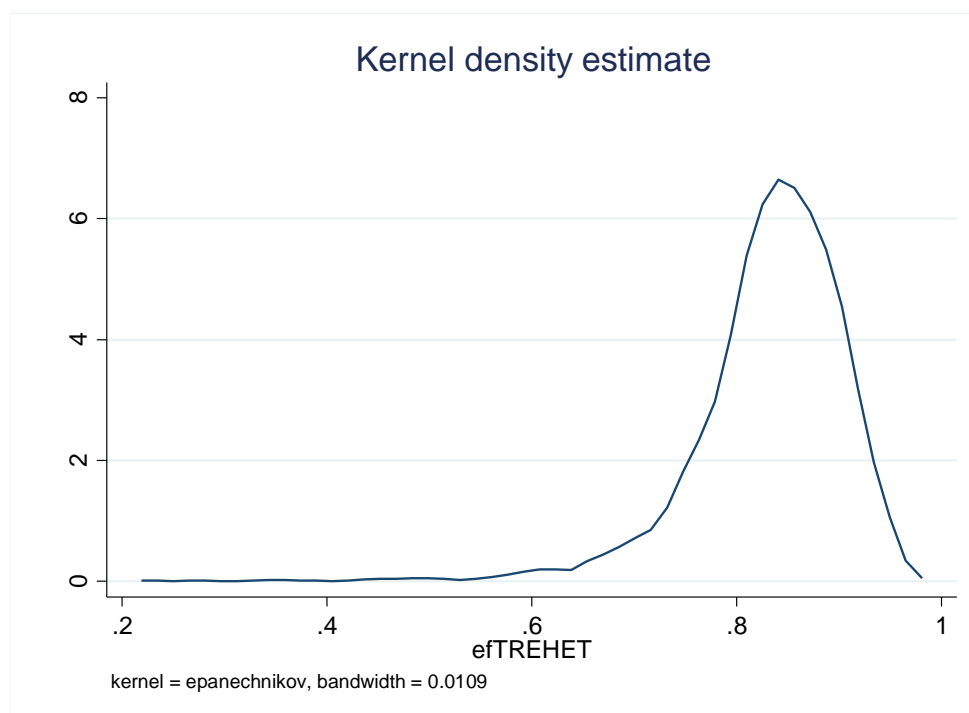
Vypočtené charakteristiky v tabulce 52 ukazují, že maximální technická efektivnost výběrového souboru zemědělských podniků v sektoru chovu prasat je vysoká (97,0 %).

Tabulka 52: Deskriptivní statistiky průměrné technické efektivnosti

Ukazatel	Koeficient
Počet pozorování	2890
Průměr	0,8328249
Medián	0,8424548
Dolní kvartil	0,8007443
Horní kvartil	0,8814151
Směrodatná odchylka	0,0728791
Minimální hodnota	0,2295812
Maximální hodnota	0,9700739

Zdroj: vlastní zpracování

Graf 27: Kernelova hustota rozdělení technické efektivnosti

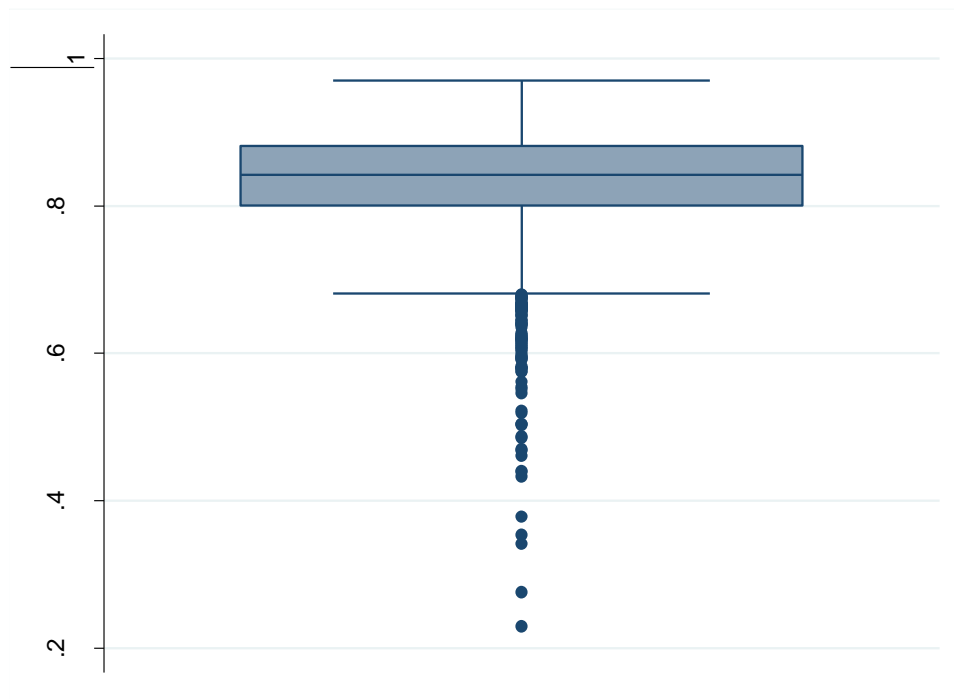


Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Deskriptivní statistiky technické efektivnosti (viz tabulka 52) a Kernelova hustota rozdělení technické efektivnosti (viz graf 27) svědčí o tom, že většina zemědělských podniků dosahuje efektivnosti vyšší než 80 %. Pouze malá část podniků dosahuje efektivnosti menší než 80 %

(jedná se o 25 % z celkového počtu pozorování – dolní kvartil). Průměrná technická efektivnost farem s chovem prasat byla odhadnutá na úrovni 83,33 %.

Graf 28: Box plot technické efektivnosti



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Na základě box plotu lze graficky vyjádřit rozložení průměrné technické efektivnosti do kvantilových pásem (graf 28). Z grafu lze vidět i extrémy – minimální a maximální hodnoty. Nejméně efektivní podnik vykázal hodnotu technické efektivnosti na úrovni 22,96 %, nejvíce efektivní 97,01 %. Rozdíl mezi nejméně a nejvíce efektivním podnikem činí téměř 54 %. Mezi dolní a horní hranicí box plotu leží pozorování 25ti – 75ti procentního kvartilu. Medián technické efektivnosti se nachází na úrovni 84,25 % a ukazuje hodnotu technické efektivnosti poloviny podniků v souboru.

5.7.2.2 Vývoj technické efektivnosti v čase



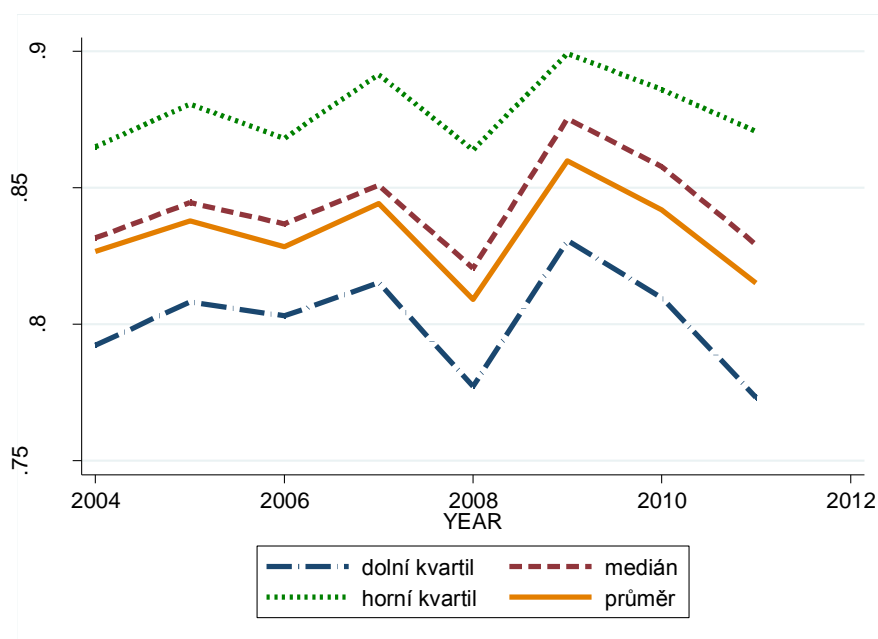
Jak se v čase mění technická efektivnost zemědělských podniků v sektoru chovu prasat?

Tabulka 53: Deskriptivní statistiky technické efektivity v čase

Rok	Průměr	Směrodatná odchylka	Počet pozorování
2004	0,8266757	0,0636999	468
2005	0,8378620	0,0618770	430
2006	0,8284373	0,0665113	407
2007	0,8443556	0,0769228	379
2008	0,8090612	0,0879306	345
2009	0,8598422	0,0602216	314
2010	0,8420466	0,0707954	280
2011	0,8150742	0,0858899	267
Celkem	0,8328249	0,0728791	2890

Zdroj: vlastní zpracování

Graf 29: Vývoj technické efektivity v čase



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Technická efektivity farem se časem mění a vykazuje kolísající trend. Prudký pokles byl zaznamenán v roce 2008. Poté se technická efektivity zvýšila na 85,98 % v roce 2009. Po tomto roce se technická efektivity snižovala a dosáhla hodnoty 83,28 % v roce 2011. Kolísání technické efektivity lze vysvětlit probíhajícími strukturálními změnami jak v odvětví chovu prasat, tak i v celém českém agrárním sektoru.

5.7.2.3 Rozdělení technické efektivity podle krajů

Rozdíly v technické efektivitě mohou být vysvětleny částečně environmentálními rozdíly (klíma, půda) a částečně regionálními rozdíly (průměrná mzda, dopravní podmínky).

Následující tabulka zohledňuje rozdělení průměrné technické efektivity dle krajů České republiky na úrovni NUTS3. Nejnížší technickou efektivitou vykazuje hlavní město Praha, avšak na ni připadá pouze jedno pozorování, což v tomto případě nelze považovat za vypovídající. Po Praze je krajem s nejnižší efektivitou Karlovarský kraj. Naopak nejvyšší efektivitou patří Středočeskému, Libereckému, Ústeckému, Pardubickému kraji.

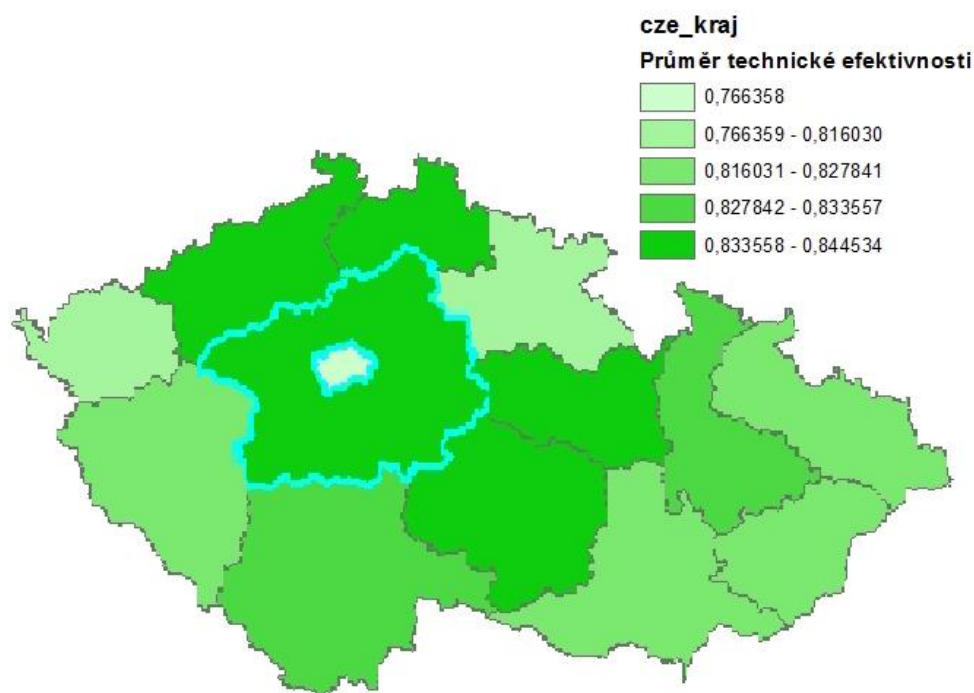
Tabulka 54: Průměrná technická efektivity v jednotlivých krajích ČR

NUTS3	Název krajů	Průměr	Směrodatná odchylka	Počet pozorování
CZ010	Hlavní město Praha	0,766358	0,000000	1
CZ020	Středočeský kraj	0,840119	0,075069	402
CZ031	Jihočeský kraj	0,833557	0,063735	367
CZ032	Plzeňský kraj	0,827841	0,088208	134
CZ041	Karlovarský kraj	0,806067	0,073619	38
CZ042	Ústecký kraj	0,839408	0,081471	164
CZ051	Liberecký kraj	0,844534	0,071097	52
CZ052	Královéhradecký kraj	0,816030	0,091336	173
CZ053	Pardubický kraj	0,837450	0,060473	245
CZ061	Kraj Vysočina	0,838030	0,067955	460
CZ062	Jihomoravský kraj	0,826972	0,080125	298
CZ071	Olomoucký kraj	0,831724	0,06684	293
CZ072	Zlínský kraj	0,824878	0,069871	126
CZ080	Moravskoslezský kraj	0,827773	0,066159	137
Celkem		0,832825	0,072879	2890

Zdroj: vlastní zpracování

Obrázek 2 přehledně zobrazuje rozdělení technické efektivity dle krajů České republiky.

Obrázek 2: Průměrná technická efektivnost v jednotlivých krajích ČR



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW ArcMap 10.1

5.8 Model, který odděluje podnikové efekty, trvalou neefektivnost a v čase se měnící neefektivnost (Kumbhakar a kol., 2014 a Colombi a kol., 2014)

Jak se již diskutovalo v podkapitole 3.5.6 a 4.2.3, model navrhnutý Kumbhakarem, Lienem a Hardakerem (2014) a Colombi a kol. (2014), je modifikovaným modelem, kterým lze vyřešit přetrvávající v literatuře problémy zohlednění heterogenity podniků. Za prvé, i když existují modely s v čase se měnící neefektivností, které berou v úvahu podnikové efekty, tyto modely nejsou schopné zohlednit možnou prezenci v čase neměnných faktorů (trvalé efekty). Za druhé, SF modely zohledňující v čase se měnící neefektivnost vychází z předpokladu, že neefektivnost firmy v čase t je nezávislá na předchozí úrovni neefektivnosti. Je rozumnější předpokládat, že firma může z krátkodobého hlediska částečně eliminovat svoji neefektivnost, zatímco některé její příčiny budou přetrvávat delší dobu. Za třetí, některé SF modely berou v úvahu trvalou (v čase neměnnou) neefektivnost, avšak nezohledňují efekt neměřené heterogenity. Tudiž, tyto modely nerozlišují mezi trvalou (v čase neměnnou) neefektivností a podnikovými efekty (heterogenitou). Zmíněné problémy by měl vyřešit dále analyzovaný model.

V modelu je celková neefektivnost (e_i) dekomponována na trvalou neefektivnost (η_i) a reziduální neefektivnost (u_i).

Za předpokladu, že $e_i = \eta_i + u_i$, lze zapsat:

$$OTE = \exp(-e_i) = \exp(-\eta_i - u_i) = \exp(-\eta_i) * \exp(-u_i) = PTE * RTE \quad (64)$$

kde OTE – celková technická efektivnost, PTE – trvalá technická efektivnost, RTE – reziduální technická efektivnost.

Tabulka 55: Deskriptivní statistiky reziduální, trvalé neefektivnosti a celkové efektivnosti

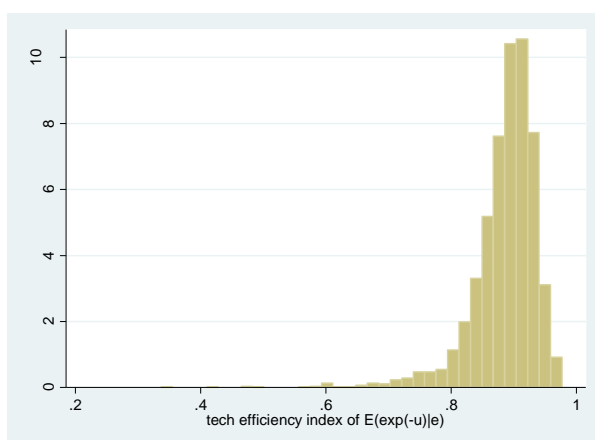
	Průměr	Směrodatná odchylka	Minimální hodnota	Maximální hodnota
Reziduální neefektivnost	0,121	0,053	1,088	0,022
Trvalá neefektivnost	0,234	0,106	1,604	0,040
Celková efektivnost	0,702	0,108	0,109	0,923

Zdroj: vlastní zpracování

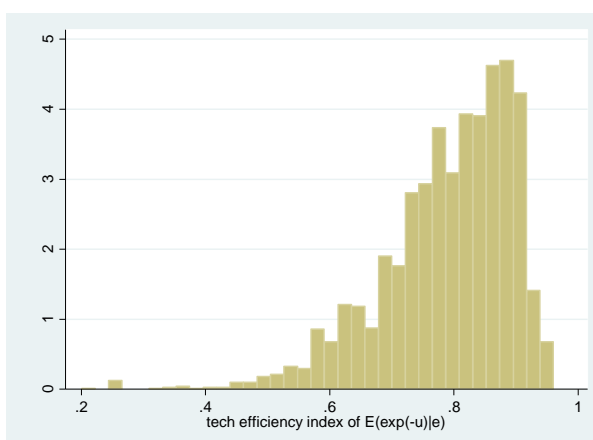
Vysoká úroveň trvalé (dlouhodobé) technické neefektivnosti svědčí o problémech v sektoru chovu prasat přetrvávajících delší dobu. Tyto mohou být, mimo jiného, výsledkem evropských a národních podpor. Pokud by se SZP směřovala k politice snížení úrovně podpor, zemědělské subjekty pro zachování dobrých hospodářských výsledků a konkurenceschopnosti by se měly zaměřit na opatření vedoucí ke snížení trvalé technické neefektivnosti. Těmito mohou být, například, opatření zaměřená na dlouhodobé strukturální změny v agrárním sektoru a na větší diverzifikaci farem jak v zemědělské, tak i v nezemědělské činnosti.

Následující grafy ukazují hustotu rozdělení reziduální, trvalé a celkové efektivnosti. Lze vidět, že graf hustoty rozdělení reziduální efektivnosti je špičatější, než trvalé efektivnosti.

Graf 30: Reziduální efektivnost

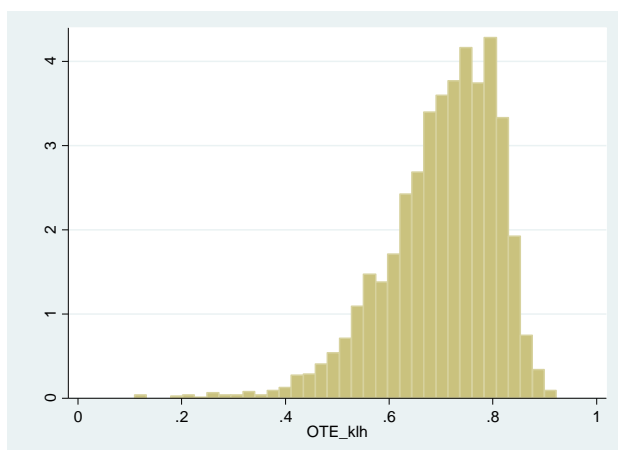


Graf 31: Trvalá efektivnost



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

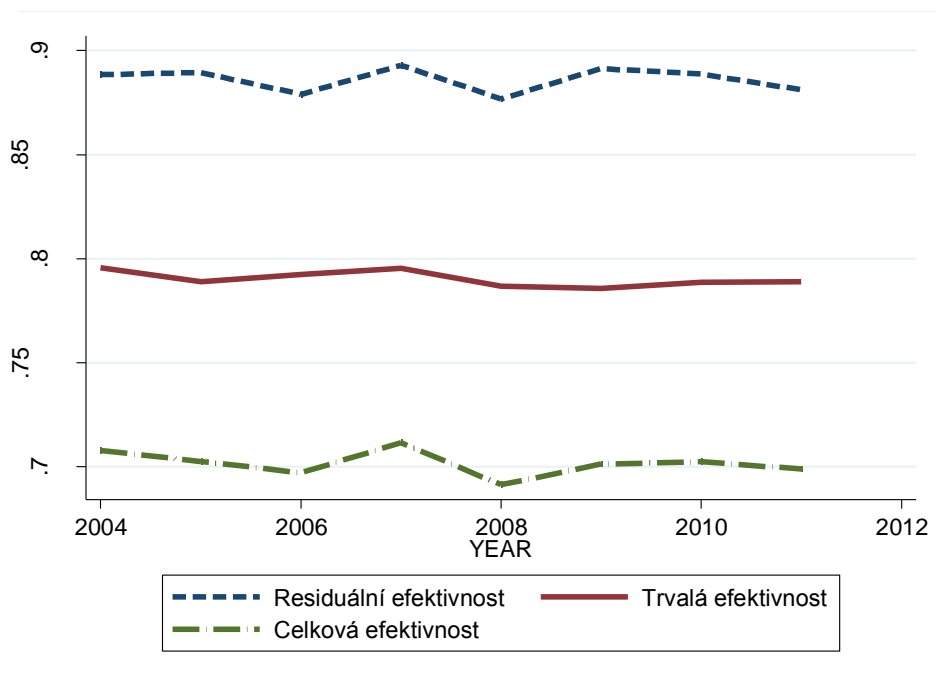
Graf 32: Celková efektivnost



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

V grafu 33 lze vidět vývoj trvalé, reziduální a celkové efektivnosti v čase. Vývoj trvalé (dlouhodobé) efektivnosti je charakterizován mírně klesající tendencí, což svědčí o tom, že podniky v odvětví chovu prasat mají určité rezervy růstu technické efektivnosti, a následně i konkurenceschopnosti. Reziduální efektivnost a, výsledně, i celková efektivnost vykazuje významnější změny během sledovaného období.

Graf 33: Vývoj v čase průměru reziduální, trvalé a celkové efektivnosti



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

6 Závěr

Chov prasat je z pohledu výživy obyvatel a spotřeby produktů rostlinné výroby významným odvětvím živočišné výroby. V řadě evropských zemí je pozorován trvalý a významný pokles stavů prasat, který je důsledkem dlouhodobé nepříznivé ekonomické situace v tomto sektoru. Česká republika patří mezi státy, ve kterých došlo v posledním desetiletí k významnému propadu stavů prasat, proto je ekonomika jejich chovu dlouhodobě diskutovaným tématem.

Disertační práce se věnuje problematice produkční schopnosti a efektivnosti českého agrárního sektoru, resp. farem, které se zabývají chovem prasat. Otázka produkční schopnosti a efektivnosti je řešena analýzou technické efektivnosti výběrového souboru zemědělských podniků v České republice za sledované období 2004 – 2011. Naplnění cíle práce, tj. odhad a zhodnocení technické efektivnosti a vlivu různých faktorů na výkonnost farem u výše definovaného reprezentativního souboru podniků je realizováno pomocí odhadu vzdálenostní funkce výstupů a následnou analýzou technické efektivnosti výběrového souboru zemědělských podniků zabývajících se chovem prasat.

Disertační práce je rozdělena do tří částí – teoretické, metodologické a empirické. Teoretická část práce se věnuje jednak produkční teorii a modelování produkční funkce v zemědělství, a dále pak teoretickým konceptům měření efektivnosti podniku – technické, alokační a ekonomické efektivnosti. Významnou součástí teoretické části je přehled studií zabývajících se řešenou problematikou jak v zahraničí, tak v České republice. Následně provedená analýza stavu sektoru chovu prasat a trhu s vepřovým masem v České republice odhaluje současnou situaci a problémy v tomto odvětví. V neposlední řadě je práce věnovaná zohlednění metodického postupu řešení zmíněné problematiky. Konkrétně byla použita stochastická hraniční analýza, odhadovala se vzdálenostní funkce výstupů. Základním modelem pro odhad vzdálenostní funkce výstupů je True Random Effects model. Diskuse týkající se vhodnosti použití této modelové specifikace je taktéž součástí této práce. K zohlednění a analýze heteroskedasticity a heterogenity v souboru zemědělských podniků byl použit True Random Effects model s heteroskedasticitou a heterogenitou a Battese a Coelli model (1995).

Vlastním zpracováním této práce byly zodpovězeny následující výzkumné otázky:

VO (1): Lze mezi zemědělskými podniky zabývajícími se chovem prasat identifikovat heterogenitu, a kterými determinantami může být vysvětlená?

Pro identifikaci heterogenity v empirické části bylo provedeno testování souboru, které odhalilo značnou heterogenitu souboru zemědělských podniků, což implikuje předpoklad o existenci rozdílů mezi jednotlivými sledovanými subjekty. Výběrový soubor je proto dále diferencován dle různých hledisek (jedná se o velikost zemědělského podniku a jeho specializaci), jejichž smyslem je snaha o hlubší analýzu technické efektivity umožňující vytvoření konkrétních závěrů týkajících se sektoru zemědělství.

Kromě toho, existenci heterogenity potvrzuje rozdíl mezi výsledky statistických testů, kterými se testovala diference v technické efektivity mezi různými velikostními skupinami podniků a skupinami podniků s různou mírou specializace, a výsledky regresní analýzy. Během statistických testů byl použit odhad technické efektivity pomocí True Random Effects modelu bez měřené heterogenity. Výsledky statistických testů se lišily od výsledku následující regresní analýzy pomocí regresních modelů s měřenou heterogenitou, což ukazuje na to, že mezipodniková heterogenita je důležitou charakteristikou českého zemědělství a musí se brát v úvahu při empirické analýze.

VO(2): Liší se statisticky významně technická efektivnost mezi podniky různé velikosti?

Dle počtu zaměstnanců byly farmy rozděleny na následující velikostní skupiny: méně než 10 zaměstnanců, 10-49, 50-149, 150 a více zaměstnanců. Největší počet farem připadá na nejmenší podniky s méně než 10 zaměstnanci. Nejmíň je, naopak, větších farem s počtem pracovníků 150 a více.

Výsledky této části výzkumu, pomocí regresní analýzy s použitím modelů s heterogenitou a heteroskedasticitou, ukazují na pozitivní vliv velikosti farem na technickou efektivnost. Farmy s malým počtem pracovníků (do 9 lidí) jsou nejméně efektivní. S růstem počtu zaměstnanců je pozorován růst technické efektivity ve srovnání s nejmenší velikostní skupinou. Nejvyšší efektivnost prokazují farmy s počtem pracovníků 150 a více. Vysvětlit uvedený výsledek lze tím, že větší farmy jsou diverzifikovanější a ke zvýšení technické efektivity taktéž přispívá efekt výnosů z rozsahu.

Pro rozvoj a růst výkonnosti menších farem je důležitá jejich podpora. Tyto podpory jsou aktuálně poskytovány v podobě poradenství a propagací malých zemědělských podniků.

Vzhledem k tomu, že v další části práce se osvědčilo, že dotace na investice pozitivně přispívají k růstu technické efektivity, lze doporučit i nadále podporovat podniky přes tyto dotace. V současné době, v rámci Programu rozvoje venkova na období 2014-2020, menší farmy mají zvýhodněné podmínky, a to tak, že mohou požádat o vyšší částku dotací na investice do nezemědělských činností a investice na podporu energie z obnovitelných zdrojů.

VO(3): Liší se statisticky významně technická efektivnost mezi podniky s různou mírou specializace na chov prasat?

Dle specializace byly farmy rozděleny následujícím způsobem: do 40 %, 40-70 %, více než 70% podílu produkce prasat na celkové zemědělské výrobě. Největší podíl patří farmám se specializací 40-70 %. Výsledky analýzy ukazují na signifikantní vztah specializace farem a výsledků jejich činnosti. Jako technicky efektivnější se osvědčily farmy se specializací méně než 40 %, zatímco specializovanější farmy prokázaly nižší technickou efektivnost. Z uvedených výsledků lze usoudit, že růst specializace přispívá k poklesu technické efektivity, tj. farmy s kombinovanou výrobou budou technicky efektivnější ve srovnání s úzce specializovanými jednotkami. V tomto případě diverzifikace výroby může být řešením pro zmírnění některých negativních tendencí ovlivňujících technickou efektivnost.

Specializace farem je v literatuře často zkoumaná v kontextu diverzifikace. Často se předpokládá, že zvýšení specializace vede ke snížení nákladů, zvýšení kvality, vyjednávací pozice manažera a stability podniku. Nicméně ačkoli farmy mají tendenci se vyvíjet směrem k větší specializaci produktu, mnoho farem jsou stále smíšené. Skutečnost, že většina farem jsou multiprodukční firmy naznačuje, že výhody diverzifikace jsou v zemědělství významné. Jako příklad takových výhod lze uvést úspory z rozsahu, které působí snížení nákladů spojených s produkcí více výstupů a redukcí rizika plynoucí z diverzifikace. V současné době k zajištění nových zdrojů příjmu farmáři mohou využít dotací na investice do nezemědělských činností v rámci Programu rozvoje venkova na období 2014-2020.

VO(4): Jak dotační podpory z fondů Evropské unie a z národních zdrojů ovlivňují technickou efektivnost?

V rámci analýzy vlivu dotačních podpor na technickou efektivnost chovatelů prasat byl zkoumán vliv dotací na živočišnou výrobu, jednotné platby na plochu a dotací na investice na technickou efektivnost s použitím regresní analýzy, konkrétně True Random Effects modelu a Battese a Coelli (1995) modelu. Jelikož v rámci SZP produkce prasat není přímo podporována,

předpokládalo se, že tyto dotace ovlivňují technickou efektivnost nepřímo, ale přes produkční faktory.

Analýza prokázala, že dotace na živočišnou výrobu mají na technickou efektivnost negativní vliv. Mimo jiného, výzkum prokázal negativní vliv vstupově orientovaných dotací na technickou efektivnost. Tyto dotací, dle předpokladu, vůči produkci prasat mají nepřímý vliv na výkonnost farem přes produkční faktory. Důvodem zmíněného negativního vlivu dotací na podporu zemědělství na technickou efektivnost je skutečnost, že dotační sazby mohou podnítit ne zcela zainteresované farmáře, kteří nejsou motivováni k nalézání produktivních a efektivních způsobů produkce, hospodařit ještě méně efektivním způsobem. Negativní stránkou dotací je, že tyto snižují motivaci podnikatelů k efektivnímu využívání zdrojů a působí přežívání neefektivních farem.

Nicméně, jednotná platba na plochu se prokázala pozitivním vlivem na technickou efektivnost. Signifikantní pozitivní vliv těchto podpor může být vysvětlen tím, že farmy - příjemce těchto dotací jsou diverzifikované (mají rostlinnou a živočišnou výrobu), a, eventuálně, i větší farmy. Tyto dva faktory (velikost podniku a diverzifikace) působí pozitivně na technickou efektivnost.

Dotace na investice, které předpokládají modernizaci zemědělské výroby, pozitivně přispívají k růstu technické efektivnosti s časovým zpožděním. Dle posledních průzkumů (viz. Boudný a Janotová, 2015) vyšší produktivita práce v západních zemích EU je dána vyšší úrovní organizace, modernizace a automatizace chovů prasat, což je spojeno s poměrně vysokou investiční náročností. V České republice je produktivita práce na relativně nižší úrovni ve srovnání s ostatními členskými státy. V této souvislosti dotace na modernizaci zemědělské výroby jsou důležitým zdrojem růstu technické efektivnosti.

VO(5): Jaké produkční faktory jsou nejvíce zapojovány v živočišné výrobě zaměřené na chov prasat?

Odhadnutá vzdálenostní funkce výstupu True Random Effects modelem s heteroskedasticitou a heterogenitou posloužila pro následnou analýzu elasticity produkčních faktorů, výnosů z rozsahu a odhad technické efektivnosti. Největší intenzitou na velikost produkce (hodnoceno na průměru souboru) působí materiálové vstupy – přímý a ostatní materiál ($\beta_{x_4}=0,261$ a $\beta_{x_5}=0,212$). Kromě toho, vysvětlující proměnné půda a kapitál také mají značný vliv na objem produkce ($\beta_{x_2}=0,224$ a $\beta_{x_3}=0,198$). Vliv produkčního faktoru práce je významně nižší ($\beta_{x_1}=0,068$). Nízká hodnota

elasticity práce je dána jednak charakteristikou odvětví, jednak substitucí produkčního faktoru práce kapitálem.

VO(6): Směřují zemědělské podniky k optimálnímu rozsahu výroby?

Pro průměrný podnik ve výběrovém souboru ukazatel výnosů z rozsahu se rovná 0,962, neboli průměrný zemědělský podnik dosahuje klesajících výnosů z rozsahu. Mírné snížení objemu výroby a rozsahu zemědělské činnosti by mohlo pozitivně působit na výkonnost farem.

VO(7): Jaká je průměrná hodnota technické efektivity chovatelů prasat?

Zemědělské podniky zabývající se chovem prasat v České republice vyráběly s průměrnou efektivností 83,28 %. Distribuce efektivnosti ale napovídá, že existuje mnoho velmi efektivních podniků (polovina podniků vyrábí efektivněji než 84,25 %). Dekompozice celkové technické efektivnosti na trvalou (dlouhodobou) a reziduální (krátkodobou) efektivnost svědčí o problémech v sektoru chovu prasat přetrvávajících delší dobu, které mohou být, mimo jiného, výsledkem evropských a národních podpor. V souvislosti s tím, opatření v oblasti zemědělské politiky musí být zaměřena na dlouhodobé strukturální změny v agrárním sektoru a na větší míru diverzifikace farem jak v zemědělské, tak i v nezemědělské činnosti.

VO(8): Jak se v čase mění technická efektivnost zemědělských podniků v sektoru chovu prasat?

Technická efektivnost farem se časem mění a vykazuje kolísající trend, který lze vysvětlit strukturálními změnami v českém zemědělství. Propady technické efektivnosti v jednotlivých letech jsou důsledkem hospodářské krize posledních let (zejména v letech 2008-2009) a nepříznivé situace v odvětví chovu prasat. Výsledky vyčlenění z celkové efektivnosti složek trvalé (dlouhodobé) a reziduální (krátkodobé) technické efektivnosti svědčí o tom, že změny celkové technické efektivnosti jsou většinou způsobeny změnami reziduální efektivnosti, která může být odezvou farem na negativní ekonomickou situaci na trhu. Z tohoto důvodu určitou důležitost mají podpory farmářů v krizových situacích, tzv. záchranné sítě (safety nets).

Přínos disertační práce spočívá jak v rovině vědecko-výzkumné činnosti, a to konkrétně ve vymezení problematických okruhů souvisejících s přizpůsobením se zemědělství České republiky podmínkám trhu Evropské unie v oblasti efektivity a produktivity sektoru zemědělství s převážným směřováním na chov prasat, 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 s cílem minimalizovat negativní vliv působení různých politických a ekonomických faktorů ovlivňujících konkurenceschopnost českého zemědělství. Praktický přínos práce lze spatřovat v odhadu vlivu faktorů mezipodnikové heterogenity na technickou efektivnost a identifikace směru jejich působení.

V závěru disertační práce lze vymezit **směry pro další výzkum**. Přínosné pro sektor chovu prasat by byla analýza vlivu produkčního faktoru management, tudíž manažerských rozhodnutí, na technickou efektivnost. Tato rozhodnutí ovlivňují celý výrobní proces, a tím výkonnost i konkurenceschopnost farem. Druhým možným výzkumným směrem by mohl být odhad technické efektivnosti farem s ohledem na faktory rizik, k čemuž by se použil model Just and Pope (1978) a rozšířený model Kumbhakar (2002).

Seznam literatury

- AIGNER, D., LOVELL KNOX, C.A., SCHMIDT, P. (1977): Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6: 21-37
- ÁLVAREZ A., ARIAS C., GREENE W. (2004): *Accounting for unobservables in production models: management and inefficiency*. Economic Working Papers at Centro de Estudios Andaluces, Centro de Estudios Andaluces., 72, 20 s.
- AFRIAT, S. N. (1972): Efficiency estimation of production functions. *International Economic Review*, 13(3): 568–598.
- BAKUCS, Z. A KOL. (2010): *EU farms' technical efficiency, allocative efficiency, and productivity change in 1990-2006*. FACEPA Deliverable No. D 5.2, December 2010
- BARRETT, C.B. (1998): On price risk and the inverse farm sizeproductivity relationship. *Journal of Development Economics*, 51: 193–215.
- BATTESE, G., COELLI, T. (1995): A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20: 325–332
- BATTESE, G.E., CORRA, G.S. (1977): Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21(3): 169-179
- BELOTTI, F., DAIDONE, S., ILARDI, G., ATELLA, V. (2012): *Stochastic frontier analysis using Stata*. CEIS Tor Vergata. Research paper series, 10 (12), 251 – September 2012. [Online] [cit.2015-02-24] Dostupné z: <http://www.ceistorvergata.it/repec/rpaper/RP251.pdf>
- BĚLOHLÁVEK, F., KOŠŤAN, P., ŠULER, O. (2001): *Management*. Olomouc: Rubico, 2001, 643 s. ISBN 80-85839-45-8.
- BEZAT-JARZĘBOWSKA, A., REMBISZ, W. (2013): *Efficiency-focused Economic Modeling of Competitiveness in the Agri-Food Sector*. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 81 (28), červen 2013: 359-365
- BEZLEPKINA, I.V., OUDE LANSINK, A. (2006): Impact of debts and subsidies on agricultural production: farm-data evidence. *Quarterly Journal of International Agriculture*, 45: 7–34.
- BEZLEPKINA, I., HUIRNE, R., LANSINK, A.O., OSKAM, A. (2005): *Analysing variation in Russian dairy farms, 1990-2001*. Paper prepared for presentation at the 94th EAAE Seminar “From households to firms with independent legal status: the spectrum of institutional units in the development of European agriculture”, Ashford (UK), 2005, 9-10 April

- BLAZEJCZYK-MAJKA, L., KALA, R., MACIEJEWSKI, K. (2011): Productivity and efficiency of large and small field crop farms and mixed farms of the old and new EU regions. *Agricultural Economics – Czech*, 58 (2): 61-71
- BLOOM, N., EIFERT, B., MAHAJAN, A., MCKENZIE, D., ROBERTS, J. (2011): *Does management matter? Evidence from India*. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- BOGETOFT, P., OTTO, L. (2011): *Benchmarking with DEA, SFA, and R*. New York: Springer Science+Business Media. ISBN 978-1-4419-7960-5
- BOUDNÝ, J., JANOTOVÁ, B., MEDONOS, T. (2011): *Analýza efektivních a méně efektivních podniků*. Bulletin of the Institute of Agricultural Economics and Information, Prague, 7 (5), CZSO. Agrocensus 2010 - Farm Structure Survey and Survey on Agricultural Production [Online] [cit. 24. 9. 2015]. Dostupné z: www.uzei.cz/data/usr_001_cz_soubory/bu1107.pdf.
- BOUDNÝ, J., JANOTOVÁ B. (2015): Ekonomika výroby vepřového masa – postavení ČR v Evropě. *Náš chov*, roč. 75, č. 4, s. 73 – 78. ISSN 0027-8068.
- BRUMMER, B. (2001): Estimating confidence intervals for technical efficiency: the case of private farms in Slovenia. *European Review of Agricultural Economics*, 28(3): 285–306.
- CARTER, M., WIEBE, K. (1990). Access to capital and its impact on agrarian structure and productivity in Kenya. *American Journal of Agricultural Economics*, 5: 1146–1150
- CAUDILL, S.B., FORD, J.M., GROPPER, D.M. (1995): Frontier estimation and firm specific inefficiency measures in the presence of heteroscedasticity. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13: 105–111.
- CHAVAS, J.-P. (2001): *Handbook of Agricultural Economics*, Vol. 1, Elsevier Science, Chapter Structural change in agricultural production: economics, technology and policy: 263–285.
- CHAVAS, J.-P., KIM, K. (2008): *On the Microeconomics of Specialization: An Application to Agriculture*. [Online] [cit.2015-10-20] Dostupné z: <https://www.aae.wisc.edu/events/papers/AppEcon/2014/chavas.02.19.pdf>
- CHAVAS, J.-P., KIM, K. (2015): Aversion to Risk and Downside Risk in the Large and in the Small. *Theoretical Economics Letters*, 5:709-734
- CHEN, Y.-Y., SCHMIDT, P., WANG, H.-J. (2014): Consistent Estimation of the Fixed Effects Stochastic Frontier Model. *Journal of Econometrics*, 18(2): 65–76.
- CLAROS, E. (2013): *Young Farmers in the European Union*, Library statistical spotlight, [Online] [cit.2015-08-03] Dostupné z:

- [http://www.europarl.europa.eu/RegData/bibliotheque/stspotlight/2013/130460/LDM_STS\(2013\)130460_REV1_EN.pdf](http://www.europarl.europa.eu/RegData/bibliotheque/stspotlight/2013/130460/LDM_STS(2013)130460_REV1_EN.pdf)
- COELLI, T.J., BATTESE, G.E. (1986): *A Frontier Production Function for Panel Data: With Application to the Australian Dairy Industry*. Working Papers in Econometrics and Applied Statistics, No. 24, Department of Econometrics, University of New England, Armidale, 21 pp.
- COELLI, T.J., BATTESE, G.E. (1992): Frontier Production Function, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Puddy Farmers in India. *The Journal of Productivity Analysis*, 3: 153-169
- COELLI TIMOTHY, J., PRASADA RAO, D.S. A KOL. (1995): *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. Second edition. New York: Springer, 349 p., ISBN 978-0387-24266-8
- COELLI, T., PERELMAN, S. (1996): *Efficiency measurement, multiple-output technologies and distance functions: with application to railways*, 1996, CREPP 05
- COLOMBI, R., KUMBHAKAR, S.C., MARTINI, G., VITTADINI, G. (2014): Closed-Skew Normality in Stochastic Frontiers with Individual Effects and Long/Short-Run Efficiency. *Journal of Productivity Analysis*, 42(2): 123-136
- COMMISSION RECOMMENDATION of 6 May 2003 concerning the definition of micro, small and medium-sized enterprises, notified under document number C(2003) 1422, 2003/361/EC, Annex, Title I: Definition of Micro, Small and Medium-Sized Enterprises Adopted by the Commission, [Online] [cit.2015-11-19] Dostupné z: <http://eurlex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2003:124:0036:0041:en:PDF>
- CONOVER, W. J. (1999): *Practical Nonparametric Statistics*. 3rd ed. New York: Wiley.
- CORNIA, G. (1985): Farm size, land yields and the agricultural production function: an analysis of fifteen developing countries. *World Development*, 4: 513–534
- CURTISS, J. (2000): *Technical Efficiency and Competitiveness of the Czech Agricultural Sector in Late Transition – The Case of Crop Production*. Paper presented to the KATO Symposium, Berlin, 2nd-4th November
- ČECHURA L. (2009): *Zdroje a limity růstu agrárního sektoru - Analýza efektivnosti a produktivity českého agrárního sektoru: Aplikace SFA (Stochastic Frontier Analysis)*. Praha: Wolters Kluwer, 296 p. ISBN 978-80-7357-493-2
- ČECHURA, L. (2012): Technical efficiency and total factor productivity in Czech agriculture. *Agricultural Economics – Czech*, 4 (58): 147–156

- ČECHURA, L., HOCKMANN, H. (2010): Sources of economical growth in the Czech food processing. *Prague Economic Paper*, 2: 169-182
- ČECHURA, L., MALÝ M., PETEROVÁ J. (2011): Technická efektivnost českých cukrovarů. *LCaŘ*, 4: 139-143
- ČECHURA, L., HOCKMANN, H., MALÁ, Z., MALÝ, M. (2014): Productivity and efficiency differences between Czech and Slovak milk producers. *Review of Agricultural and Applied Economics*., XVII (2): 17-21. ISSN 1336-9261
- ČECHURA, L., GRAU, A., HOCKMANN, H., KROUPOVÁ, Z., LEVKOVYCH, I. (2014): Total Factor Productivity in European Agrocultural Production. Working Paper, N 9, October, 2014. [Online] [cit.2015-10-20] Dostupné z: http://projects.iamo.de/fileadmin/compete/files/working_paper/COMPETE_Working_Paper_9_TPF_in_Agriculture.pdf
- ČECHURA, L., HOCKMANN, H., MALÝ, M., ŽÁKOVÁ KROUPOVÁ, Z. (2015): Comparison of Technology and Technical Efficiency in Cereal Production among EU Countries *Agris on-line Papers in Economics and Informatics*, VII (2)
- DAVIDOVA, S., LATRUFFE, L. (2007): Relationships between technical efficiency and Financial Management for Czech Republic Farms. *Journal of Agricultural Economics*, 58 (2): 269-288
- DĚDINA, J., CEJTHAMR, V. (2005): *Management a organizační chování*. Praha: Grada Publishing. ISBN 80-247-1300-4
- FÄRE, R., LOVELL, C.A.K. (1978): Measuring the technical efficiency. *J. Econ. Theory*, 19: 150-162
- FURESI, R., MADAU, F.A., PULINA, P. (2011): *Technical Efficiency in the Sheep Dairy Industry: an Application on the Sardinian (Italy) Sector*. Paper prepared for presentation at the EAAE 2011 Congress Change and Uncertainty Challenges for Agriculture, Food and Natural Resources, August 30 to September 2, 2011 ETH Zurich, Switzerland
- FUSS, M., MCFADDEN, D. (1978): *Production Economics: a Dual Approach to Theory and Applications*. Amsterdam-New York-Oxford: North-Holland Publishing Company.
- GIANNAKAS, K., SCHONEY, R., TZOUVELEKAS, V. (2001): Technical efficiency, technological change and output growth of wheat farms in Saskatchewan. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 49: 135–152.
- GORTON, M., DAVIDOVA, S. (2001): *Farm Productivity and Efficiency in the CCE Applicant Countries: a synthesis of results*. Work Package 5, Working Paper 2/7, June 2001

- 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*, 2004, 30(1): 1-16
- GREENE, W. (1980): Maximum Likelihood estimation of Econometric Frontier Function. *Journal of Econometrics*, 3: 101-115
- GREENE, W. (2000): *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice–Hall.
- GREENE, W. (2003): *Distinguish Between Heterogeneity and Inefficiency: Stochastic Frontier Analysis of the World Health Organization's Panel Data on National Health Care Systems*. Working Papers 03-10, New York University, Leonard N. Stern School of Business, Department of Economics.
- GREENE, W. (2004): *Intereting Estimated Parameters and Measuring Individual Heterogeneity in Random Coefficient Models*, Working Papers 04-08, New York University, Leonard N. Stern School of Business, Department of Economics.
- GREENE, W. (2005a): Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models. *Journal of Productivity Analysis*, 23: 7–32.
- GREENE, W. (2005b): Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model. *Journal of Econometrics*, 126: 269–303.
- GREENE, W. (2008): *The Econometric Approach to Efficiency Analysis*. Kapitola z knihy *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Change*. ISBN 9780195183528
- GUAN, Z., OUDE LANSINK, A. (2006): The source of productivity growth in Dutch agriculture; A perspective from finance. *American Journal of Agricultural Economics*, 88: 644–656.
- FARRELL, M.J. (1957): The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 120 (3): 253-290
- JELÍNEK, L. (2006): *Vztah technické efektivnosti a technologické změny v sektoru výroby mléka*. Disertační práce, PEF ČZU, Praha
- JONDROW, J., LOVELL KNOX, C.A., MATEROV, I.S., SCHMIDT, P. (1982): On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics*, 19: 233-238
- JOHNSON, N., RUTTAN, V. (1994): Why are Farms so Small? *World Development*, 5: 691–706

- JUŘICA, A., MEDONOS, T., JELÍNEK, L. (2004): Structural change and efficiency in Czech agriculture in the pre-accession period. *Agricultural Economics – Czech*, 50 (3): 130–138
- HADLEY, D. (2006): Patterns in technical efficiency and technical change at the farm-level in England and Wales, 1982-2002. *Journal of Agricultural Economics*, 57(1): 81- 100.
- HALL, B., LEVEEN, P. (1978): Farm size and economics efficiency: the case of California. *American Journal of Agricultural Economics*, 4: 589–600.
- 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.
- HAMBRUSCH, J., KIRNER, L., ORTNER, M. (2006): Technical and scale efficiency in Austrian dairy farming. *Economic Science for Rural Development*, 10: 42-49
- HANSLIAN, A.: Dějiny vývoje užitkových domácích zvířat, 1. vydání, Praha: Ministerstvo zemědělství R. Č. S., 1925. 267 s.
- HOCKMANN, H., PIENIADZ, A. (2009): *Explaining differences in farms efficiencies in Polish agriculture*. Contributed Paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists Conference, Beijing, China, August, 2009, p.16-22
- HUGHES, G. (1998): *Agricultural Productivity and Farm Structure in the Czech Republic*. Paper 2/7 of EU FAIR project: Agricultural Implications of CEEC Accession to the EU. Wye College, University of London
- KANCHEV, I. (2000): *Agrarian structures in Bulgarian- problems and development*. In: Tillack P., Pirscher, F. (Eds.), *Competitiveness of Agricultural Enterprises and Farm Activities in Transition Countries*. Wissenschaftsverlag Vauk, Kiel: 205–213.
- KARAGIANNIS, G., SARRIS, A. (2005): Measuring and explaining scale efficiency with the parametric approach: The case of Greek tobacco growers. *Agricultural Economics*. 33: 441–451.
- KENDALL, M. G., GIBBONS, J. D. (1990): *Rank Correlation Methods*. 5th ed. New York: Oxford University Press.
- KHAN, H., SAEED, I. (2011): *Measurement of technical, allocative and economic efficiency of tomato farms in Northern Pakistan*. International conference on management, economics or social sciences, 2011, December, Bangkok.
- KIM, K., CHAVAS, J.-P., BARHAM, B., FOLTZ, J. (2012): Specialization, diversification, and productivity: a panel data analysis of rice farms in Korea. *Agricultural Economics*, 43: 687-700

- KISLEV, Y., PETERSON, W. (1996): *Economies of Scale in Agriculture: A Reexamination of the Evidence*. In *Essays on Agricultural Economics in Honor of D. Gale Johnson*, 2(15). Chicago: University of Chicago Press: 156-170
- KOČIŠOVÁ K. (2015): Application of the DEA on the measurement of efficiency in the EU countries. *Agricultural economics (Zemědělská ekonomika)*, 61 (2): 51-62
- KOESTER, U., STRIEWE, L. (1999): *Huge potential, huge losses—the search for ways out of the dilemma of Ukrainian agriculture*. In: Siedenberg, A., Hoffman, L. (Eds.), *Ukraine at the Crossroads: Economic Reforms in International Perspective*, New York, Physica-Verlag: 257–270.
- KOOPMANS, T. C. (1951): *An analysis of production as an efficient combination of activities*. In Koopmans, T. C., editor, *Activity Analysis of Production and Allocation*. Jhon Wiley and Sons, Inc.
- KROUPOVÁ, Z. (2010): *Produkční schopnost a technická efektivnost ekologického zemědělství České republiky*. Disertační práce, PEF ČZU, Praha, 2010
- KUMBHAKAR, S. C., HESHMATI, A. (1995): Efficiency Measurement in Swedish Dairy Farms: An Application of Rotating Panel Data, 1976–1988. *American Journal of Agricultural Economics*, 77: 660–674.
- KUMBHAKAR, S.C., LOVELL, C.A.K. (2000): *Stochastic Frontier Analysis*. 1st ed. Cambridge University Press, Cambridge.
- KUMBHAKAR S.C, WANG H-J (2005): Estimation of growth convergence using a stochastic production function approach. *Economics Letters*, 88: 300–305
- KUMBHAKAR, S.C., MCCLAUD, N. (2008): Do Subsidies Drive Productivity? A Cross-Country Analysis of Nordic Dairy Farms. *Advanced in Econometrics*, 23: 245 – 274
- KUMBHAKAR, S.C. (2010): *Estimation of Multiple Output Production Functions*. Presented at the North American Productivity Workshop, Rice University, Houston, Texas (June 2-5, 2010), and Asia-Pacific Productivity Conference, Taipei, Taiwan (July 21-23).
- KUMBHAKAR, S.C., LIEN, G. (2010): *Impact of Subsidies on Farm Productivity and Efficiency*. Kapitola z knihy *The Economic Impact of Public Support to Agriculture*, Springer, Ball, V.E. Fanfani, R. Gutierrez, L.: 109-124
- KUMBHAKAR, S.C., LIEN, G., HARDAKER, J.B. (2012): Technical efficiency in competing panel data models: a study of Norwegian grain farming. *Journal of Productivity Analysis*, 41(2): 321-327. [Online] [cit.2014-08-23] Dostupné z:

<http://pages.stern.nyu.edu/~wgreene/FrontierModeling/Reference-Papers/Kumbhakar-JPA-PanelSurvey.pdf>

- KUMBHAKAR, S. C., LIEN, G., HARDAKER, J. B. (2014): Technical Efficiency in Competing Panel Data Models: A Study of Norwegian Grain Farming. *Journal of Productivity Analysis*, 41 (2): 321–37.
- KUMBHAKAR, S.C., WAN, H.-J., HORNCastle, A.P. (2015): *A Practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis Using Stata*. New-York: Cambridge University Press, 359 p. ISBN 978-1-107-02951-4
- LAMBARRAA, F. (2011): *Dynamic efficiency analysis of Spanish outdoor and Greenhouse Horticulture sector*. Paper prepared for presentation at the EAAE 2011 Congress Change and Uncertainty Challenges for Agriculture, Food and Natural Resources, August 30 to September 2, 2011, ETH Zurich, Switzerland.
- LOCKHEED, M.E., JAMISON, D.T., LAU, L.J. (1980): Farmer education and farm efficiency. *Econ. Develop. Cultural Change*, 1: 37–76
- MADAU, F.A. (2010): Parametric Estimation Of Technical And Scale Efficiencies In Italian Citrus Farming. MPRA Paper No. 26818, 18. November 2010. [Online] [cit.2015-03-24] Dostupné z: <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/26818/>
- MATHIJS, E., BLAAS, G., DOUCHA, T. (1999): Organisational form and technical efficiency of Czech and Slovak farms, MOCT-MOST. *Economic Policy in Transitional Economies*, 9 (3): 331-344.
- MATHIJS, E., SWINNEN, JFM. (1988): The economics of agricultural decollectivization in East Central Europe and the former Soviet Union. *Economic Development and Cultural Change*, 47 (1): 1-26.
- MATHIJS, E., SWINNEN, JFM. (2000): *Technical efficiency and the competitiveness of agricultural enterprises: results from Eastern Germany and the Czech Republic*. In: P. Tillack and F. Pirscher, (eds.), *Competitiveness of Agricultural Enterprises and Farm Activities in Transition Countries*, Kiel: Wissenschaftsverlag Vauk: 86-97.
- MATHIJS, E., VRANKEN, L. (2000): *Farm restructuring and efficiency in transition: Evidence from Bulgaria and Hungary*. Selected Paper, American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Tampa, Florida, July 30- August 2, 2000
- MATULOVÁ, K. (2013): *Analýzy produktivity a efektivnosti českých zemědělských podniků*. Dítětační práce, PEF, ČZU.

- MAZVIMAVI, K., NDLOVU, P.V., AN, H., MURENDO, C. (2012): *Productivity and Efficiency Analysis of Maize under Conservation Agriculture in Zimbabwe*. Selected Paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists (IAAE) Triennial Conference, Foz do Iguaçu, Brazil, 18-24 August, 2012. [Online] [cit.2015-01-04] Dostupné z: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/126767/2/Mazvimavia.pdf>
- MEEUSEN, B.W., VAN DEN BROECK, J. (1977): Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18 (2): 435-444
- MIELCOVÁ, E., STOKLASOVÁ, R., RAMÍK, J. (2012): Statistické programy. Využití Excelu a SPSS pro vědecko-výzkumnou činnost. Karviná, Slezská univerzita v Opavě. [Online] [cit.2015-11-17] Dostupné z: http://elearning.opf.slu.cz/pluginfile.php/160462/mod_resource/content/1/sbornik/30.pdf
- MINTZBERG, H. (1973): *The Nature of Managerial Work*. New York: Harper&Row
- MUGERA, A.W., LANGEMEIER, M.R. (2011): Does Farm Size and Specialization Matter for Productive Efficiency? Results from Kansas. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 43 (4): 515-528 [Online] [cit.2015-10-21] Dostupné z: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/117947/2/jaae357-Mugera.pdf>
- Náklady a výnosy vybraných rostlinných a živočišných výrobků (předběžné výsledky): 2014, Ústav zemědělské ekonomiky a informací
- NAŘÍZENÍ KOMISE (ES) č. 867/2009 ze dne 21. září 2009, kterým se mění a opravuje nařízení (ES) č. 1242/2008 o založení klasifikačního systému pro zemědělské podniky ve Společenství. [Online] [cit.2015-11-19] Dostupné z: <http://eur-lex.europa.eu/legal-content/CS/TXT/PDF/?uri=CELEX:32009R0867&from=EN>
- O'DONNELL, C., GRIFFITHS, W. (2004): *Estimating State Contingent Production Frontiers*. Working Paper, 911, Department of Economics, University of Melbourne. [Online] [cit.2014-12-23] Dostupné z: <http://www.uq.edu.au/economics/cepa/docs/WP/WP022004.pdf>
- OREA, L., KUMBHAKAR, S.C. (2004): Efficiency measurement using a latent class stochastic frontier model. *Empirical economics*, 29 (1): 169-183
- PARIKH, A., FARMAN, A., SHAH, M. K. (1995): Measurement of economic efficiency in Pakistani agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, 77: 675-685.
- PASSEL, S.V., LAUWERSZ, L., HUYLENBROECK, G.V. (2006): Factors of farm performance: an empirical analysis of structural and managerial characteristics. *Nova Science*, 2006: 3-22. ISBN 1-60021-120-8

- PECHROVÁ, M. (2015): *Vliv dotaci z Programu rozvoje venkova na technickou efektivnost příjemců*. Dítětační práce, PEF, ČZU.
- PIESSE, J., THIRTLE, C. (2000): A stochastic frontier approach to firm level efficiency, technological change and productivity during the early transition in Hungary. *Journal of Comparative Economics*, 28: 473–501.
- PORCELLI, F. (2009): *Measurement of Technical Efficiency*. A brief survey on parametric and non-parametric techniques. [Online] [cit.2014-12-23] Dostupné z: http://www.warwick.ac.uk/fac/soc/economics/staff/phd_students/porcelli/porcelli_dea_sfm.pdf
- PUIG-JUNOJ, J., ARGILÉS, J.M. (2004): The Influence of Management Accounting Use on Farm Efficiency. *Agricultural Economics Review*, 5 (2): 47-66
- RICHMOND, J. (1974): Estimating the efficiency of produciton. *International Economic Review*, 13(2): 515–521
- RITTER, C., SIMAR, L. (1997): Pitfalls of normal-gamma stochastic frontier models. *Journal of Productivity Analysis*, 8 (2): 167–182
- RIZOV, M., POKRIVCAK, J., CIAIAN, P. *CAP Subsidies and the Productivity of EU Farms*. Working paper, No. 37, March 2013
- 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.
- ROZHODNUTÍ KOMISE ze dne 7. června 1985 o založení klasifikačního systému pro zemědělské podniky ve Společenství (85/377/EHS) [Online] [cit.2015-11-19] Dostupné z: <http://eur-lex.europa.eu/legal-content/CS/TXT/PDF/?uri=CELEX:31985D0377&from=EN>
- SAJJAD, M., KHAN, M. (2010): Economic efficiency of milk production in district Peshawer: a stochastic frontier approach. *Agric*, 26 (4): 655-663
- SANTAROSSA, J. M. (2003): *Technical and financial sustainability in Scottish agriculture*. Working paper, Scottish Agricultural College.
- SHAPIRA, Z., DUNBAR, R. (1980): Testing Mintzberg's Managerial Roles Classification Using an In-Basket Simulation. *Journal of Applied Psychology*, 65 (1): 87-95
- SCHMIDT, P., SICKLES, R. (1984): Production Frontiers and Panel Data. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2: 367-374.

- SECKLER, D., YOUNG, R. (1978):. Economic and policy implications of the 160-Acre limitation in Federal Reclamation. *American Journal of Agricultural Economics*, 4: 575–588.
- SKURAS, D., TSEKOURAS, K., DIMARA, E., TZELEPIS, D. (2006): The effects of regional capital subsidies on productivity growth: A case study of the Greek food and beverage manufacturing industry. *Journal of Regional Science*, 46: 355–381.
- SMITH, A. (1776): *The Wealth of Nations*. London: Hackett Publishing Company, Indianapolis, 1993.
- SOLÍS, D. BRAVO-URETA, B.E., QUIROGA, R.E. (2009): Technical Efficiency among Peasant Farmers Participating in Natural Resource Management Programmes in Central America. *Journal of Agricultural Economics*, 60 (1): 202–219
- SOUKUP, J. (2003): *Mikroekonomická analýza*. Melandrium. ISBN 80-86175-30-8, 256 p.
- STEFANOOU, S., SAXENA, S. (1988): Education, experience and allocative efficiency: a dual approach. *American Journal of Agricultural Economics*, 2: 338–345.
- STEVENSON, R.E. (1980): Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation. *Journal of Econometrics*, 13: 57-66
- ŠPIČKA J., MACHEK O. (2015): Change in the production efficiency of European specialized milk farming. *Agricultural economics (Zemědělská ekonomika)*, 61 (1): 1-13
- ŠPIČKA J. (2014): The Regional Efficiency of Mixed Crop and Livestock Type of Farming and Its Determinants. *Agris on-line Papers in Economics and Informatics*, VI (1): 99-109
- THIRTLE, C., HOLDING, J. (2003): *Productivity of UK agriculture: causes and constraints*. Technical report, Department for Environment, Food and Rural Affairs.
- TINBERGEN, J., JORGENSON, D.W., WAELEBROECK, J., MCFADDEN, D. (1978): *Contribution to economic analysis*. Netherlands: North-Holland Publishing company. ISBN 0-444-85014-7
- TOMASZEWSKI, M.A., ASSELDONK, M.A.P.M., DIJKHUIZEN, A.A., HUIRNE, R.B.M. (2000): Determining farm effects attributable to the introduction and use of a dairy management information system in The Netherlands. *Agricultural Economics*, 23: 79–86
- TRIEBS, T. P., KUMBHAKAR, S. C. (2012): *Management Practice in Production*. Ifo Working Paper, 2012, March, 129. [Online] [cit.2013-12-23] Dostupné z: https://ideas.repec.org/p/ces/ifowps/_129.html

- TRIP, G., THIJSSSEN, G.J., RENKEMA, J.A., HUIRNE, R.B.M. (2002): Measuring managerial efficiency: the case of commercial greenhouse growers. *Agricultural Economics*, 27: 175–181
- TURNER. J., TAYLOR, M. (1998): *Applied Farm Management*. 2nd edition. UK: Wiley-Blackwell. ISBN-13: 978-0632036035
- VARIAN, HAL R. (1992): *Microeconomic analysis*. 3rd edition. N.Y: W.W.Norton&Company. ISBN 0-393-95735-7
- VERSTEGEN, J., SONNEMANS, J., HUIRNE, R.R.M, DIJKHUIZEN, A.A., COX, J.C. (1998): Quantifying the Effects of Sow-Herd Management Information Systems on Farmer's Decision Making Using Experimental Economics. *American journal of agricultural economics*, 80 (4): 821-829
- WANG, H.-J., HO, C.-W. (2010): Estimating Fixed-Effect Panel Stochastic Frontier Models by Model Transformation. *Journal of Econometrics*, 157: 286–96.
- WILSON, P., HADLEY, D., ASBY, C. (2001): The influence of management characteristics on the technical efficiency of wheat farmers in eastern England. *Agricultural Economics*, 24: 329–338.
- WINSTEN, C. B. (1957): Discussion on Mr. Farrell's Paper. *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A (120): 282 – 284
- Zásady pro poskytování finanční podpory pojištění Podpurným a garančním rolnickým a lesnickým fondem, a.s., 64859/2014
- Zásady, kterými se stanovují podmínky pro poskytování dotací na základě § 2 a § 2d zákona č. 252/1997 Sb., o zemědělství, ve znění pozdějších předpisů pro léta 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, 2014, 2014, 2015
- ZHU, X., OUDE LANSINK, A. (2008): *Technical Efficiency of the Crop Farms Under the Various CAP Reforms: Empirical Studies of Germany, the Netherlands and Sweden*. Paper Presentation at 'Modeling Agricultural and Rural Development Policies', 107th European Association of Agricultural Economists (EAAE) Seminar, Sevilla, Spain, January 29th – February 1st, 2008.
- Zpráva o stavu zemědělství ČR za léta 2000, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012 (ÚZEI)

Přílohy

Příloha A

Tabulka 1: Základní makroekonomické ukazatele zemědělství

	Hrubý domácí produkt, mil.Kč	Produkce zemědělského odvětví, mil.Kč	Zaměstnaní celkem, tis.osob	Zaměstnaní v zemědělství, tis.osob
2000	2 372 630	101 188	4 731,6	240,7
2005	3 257 972	107 853	4 764,0	189,4
2006	3 507 131	101 461	4 828,1	181,7
2007	3 831 819	105 121	4 922,0	169,0
2008	4 015 346	110 670	5 002,5	158,8
2009	3 921 827	106 098	4 934,3	153,8
2010	3 953 651	97 938	4 885,2	151,2
2011	4 022 410	106 357	4 872,4	145,6
2012	4 047 675	98 763	4 890,1	149,2
2013	4 086 260	103 636	4 937,1	149,6

Zdroj: ČSU

Tabulka 2: Meziroční indexy cen zemědělských výrobců v letech 2000-2012 v ČR

Ukazatel	2000	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Ceny zemědělských výrobců	109,2	108,1	90,8	102,2	116,8	108,8	75,2	105,4	119,1	104,1
Ceny průmyslových výrobců potravin, výrobků, nápojů a tabáku	103,0	105,4	98,9	99,5	105,1	107,2	95,5	98,0	107,7	103,5
Spotřebitelské ceny potravin a nealkoholických nápojů	101,0	103,4	99,7	100,8	104,7	108,1	96,1	101,5	104,6	106,9
Ceny vstupů do zemědělství	110,2	106,8	104,0	101,6	105,9	110,8	92,6	98,2	108,3	104,3

Zdroj: Zpráva o stavu zemědělství ČR za léta 2000, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012 (ÚZEI)

Tabulka 3: Meziroční indexy cen zivočišné produkce a prasat v letech 2000-2012 v ČR

Ukazatel	2000	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Hospodářská zvířata a živočišné výrobky celkem	108,0	106,2	100,4	97,1	105,1	106,4	84,9	104,4	107,6	105,0
z toho - jatečná prasata	119,0	110,1	98,4	98,1	92,4	104,8	99,2	91,2	103,8	117,0

Zdroj: Zprava o stavu zemědělství ČR za léta 2000, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012 (ÚZEI)

Příloha B

Tabulka 4: Indexy cen použité pro deflování proměnných

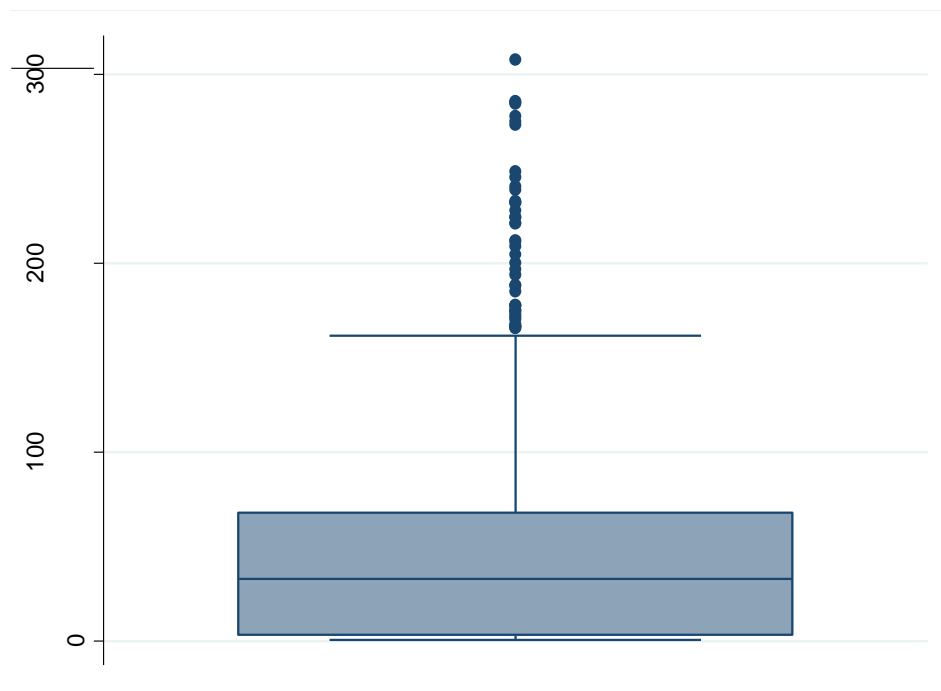
Nominal Index, 2005=100

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Pigs	90.5	97.7	100.0	97.3	89.9	94.2	92.7	85.2	88.4	103.4
Crop output	112.3	123.5	100.0	107.3	138.4	154.0	104.2	114.8	145.7	152.8
Animal output	93.7	98.2	100.0	96.2	97.8	103.0	87.6	91.4	98.3	103.5
Prepared animal feeds	105.6	114.3	100.0	94.2	109.0	130.6	108.2	106.1	122.0	130.8
Industry - total	91.9	97.0	100.0	101.6	105.8	110.5	107.0	108.3	114.3	116.8
Consumer price indexes	95.5	98.1	100.0	102.5	105.4	112.1	113.3	114.9	117.1	121.0

Zdroj: EUROSTAT, ČSÚ

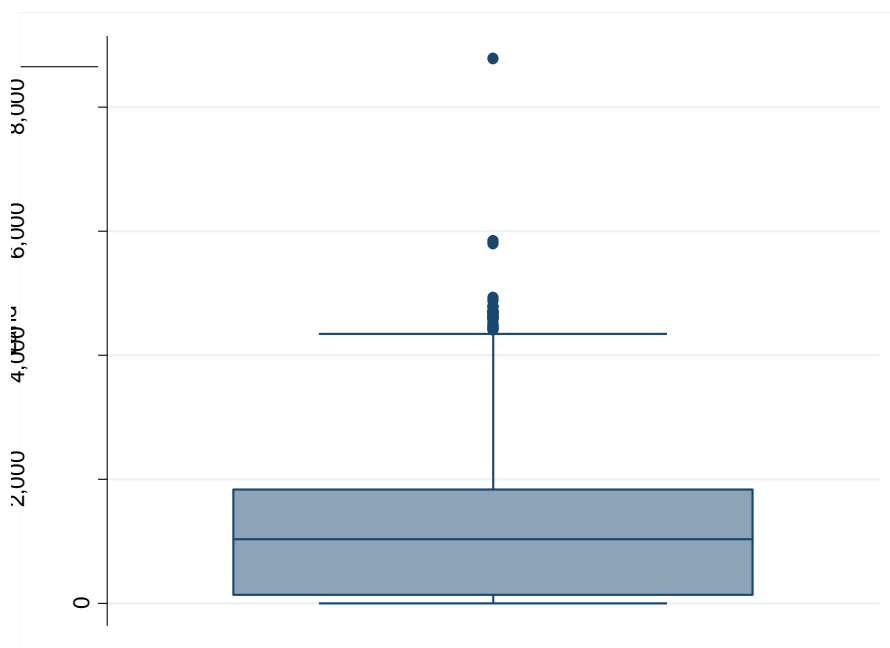
Příloha C

Graf 1: Boxplot, proměnná Práce



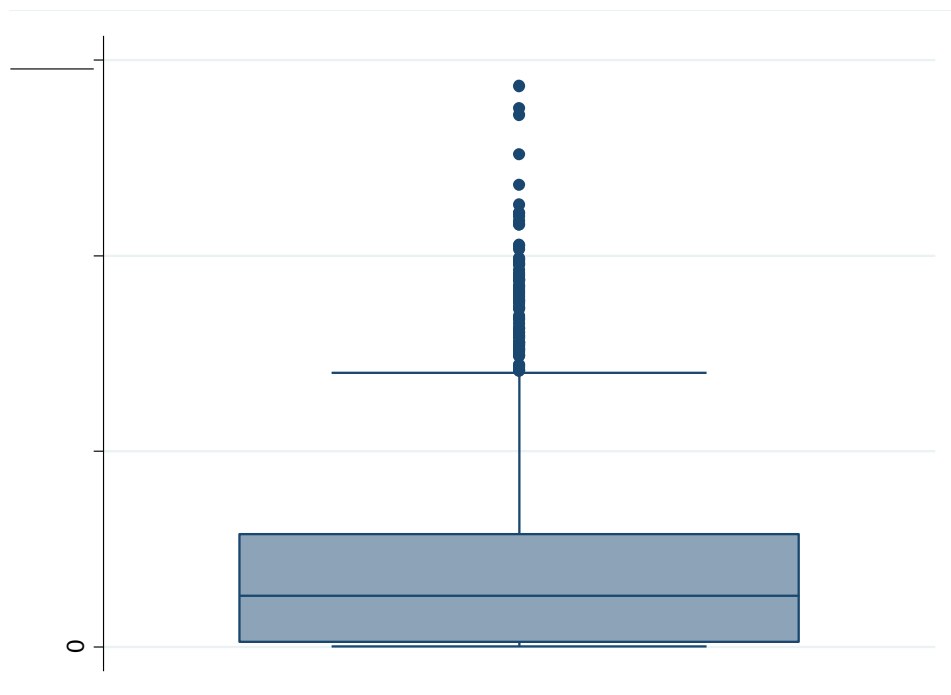
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 2: Boxplot, proměnná Půda



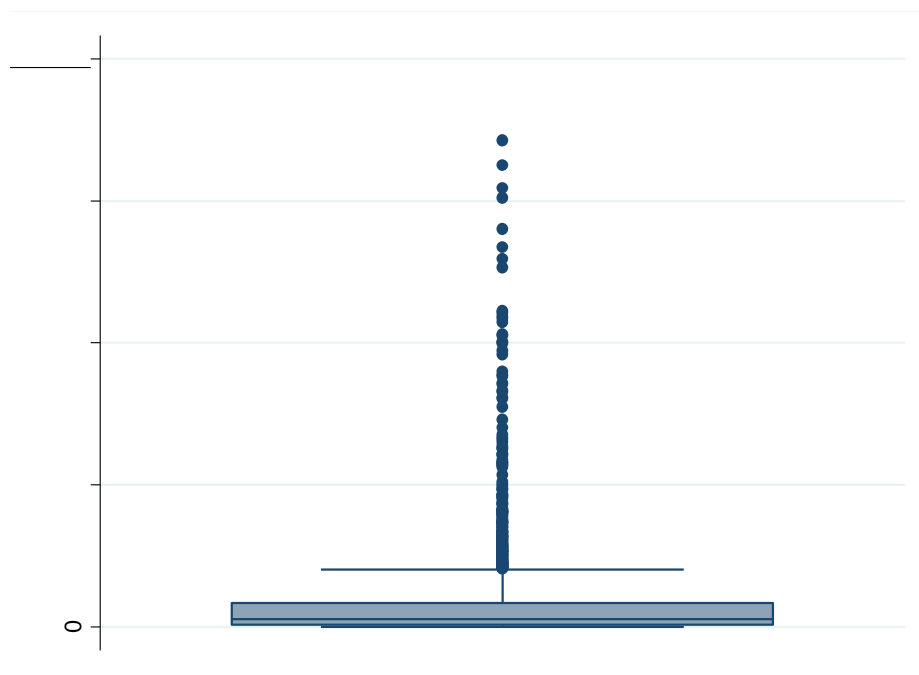
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 3: Boxplot, proměnná Kapitál



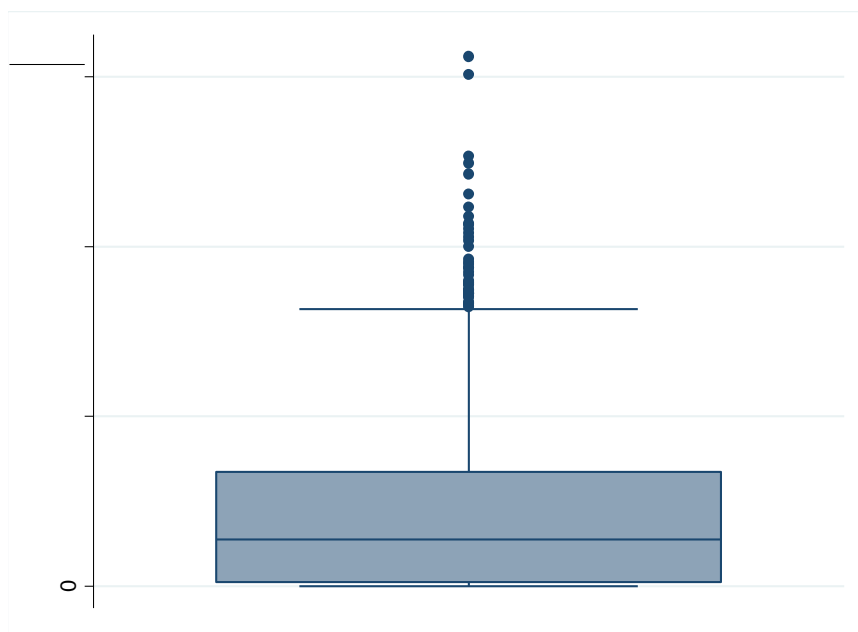
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 4: Boxplot, proměnná Přímý materiál



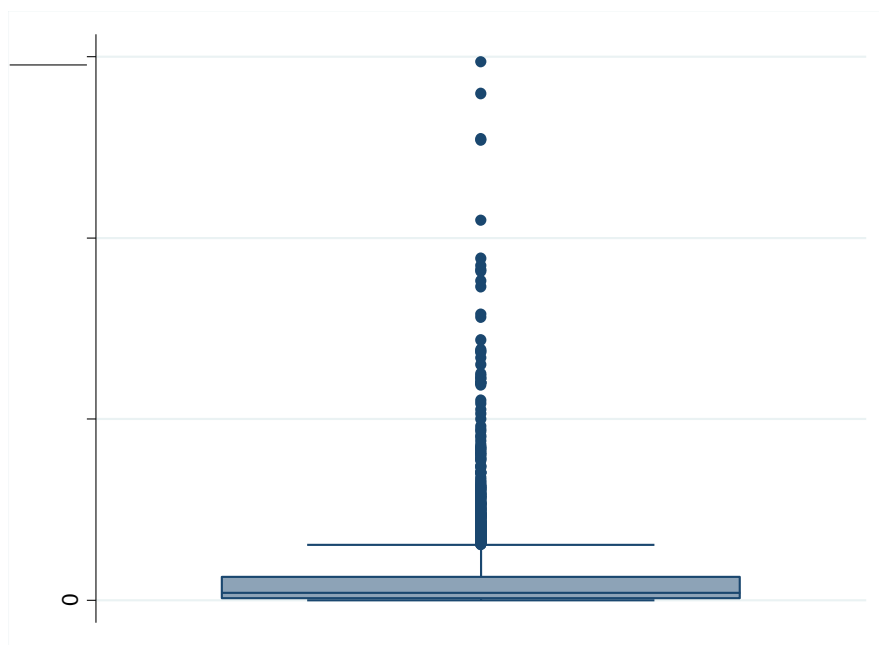
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 5: Boxplot, proměnná Ostatní materiál



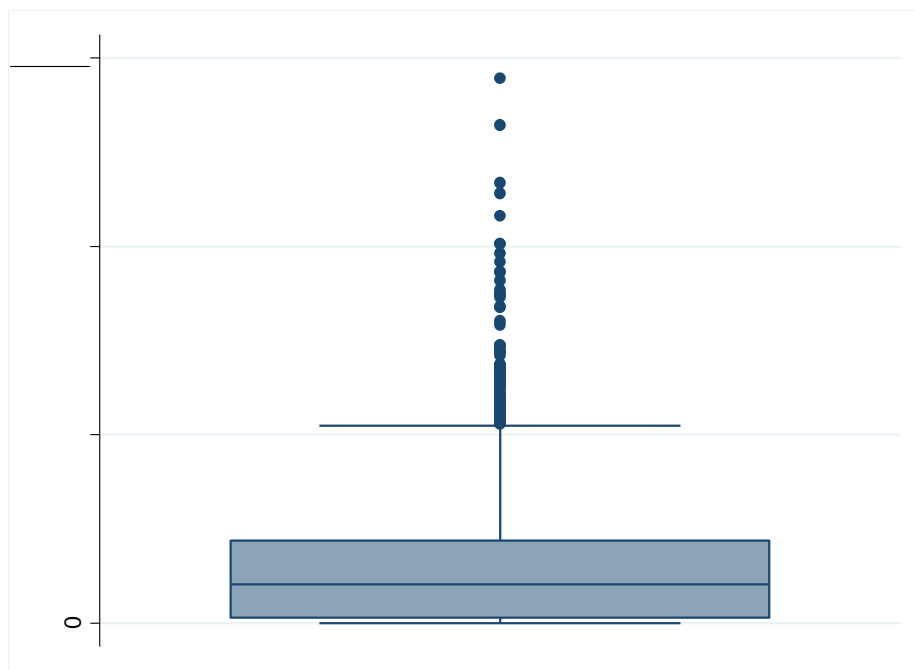
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 6: Boxplot, proměnná Živočišná výroba - prasata



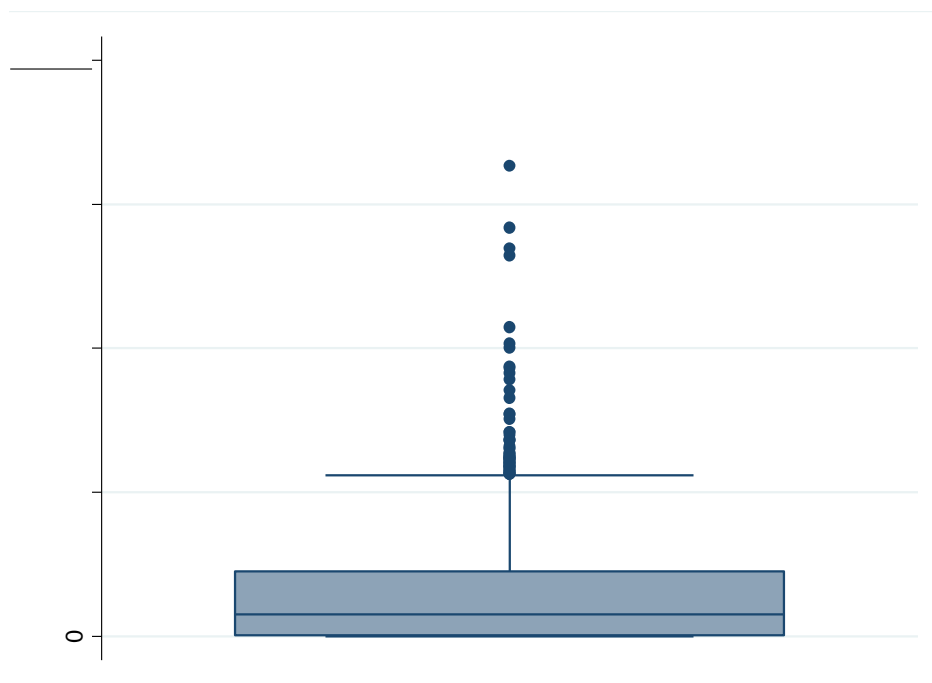
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 7: Boxplot, proměnná Rostlinná výroba



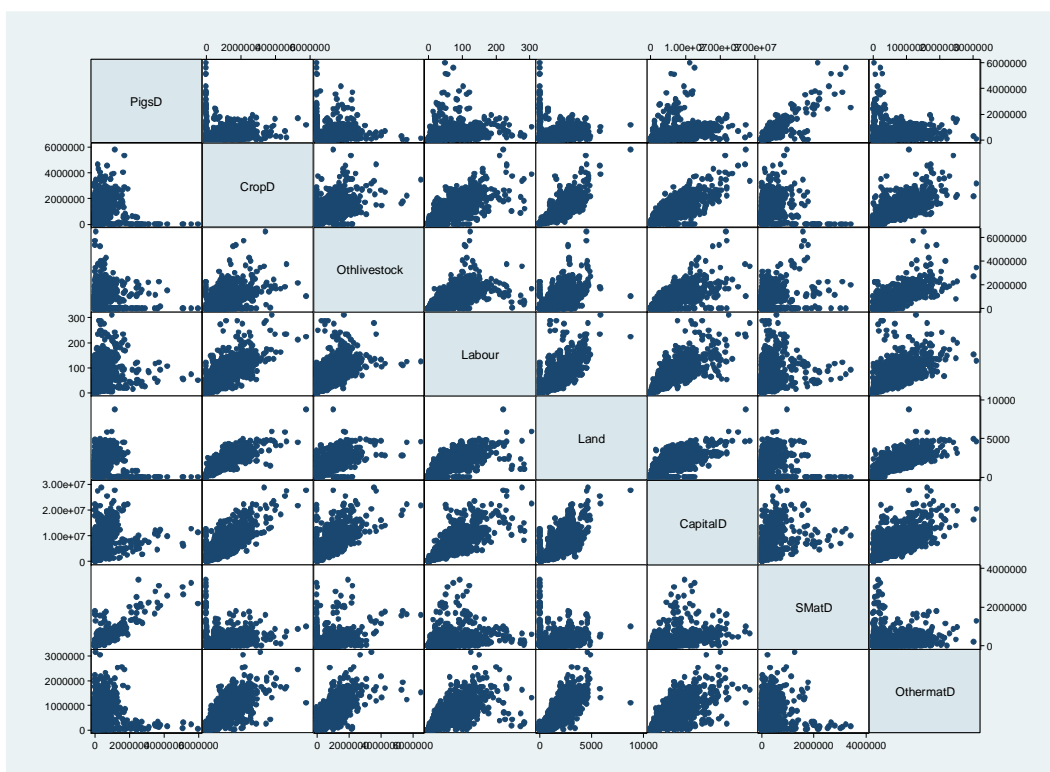
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 8: Boxplot, proměnná Ostatní živočišná výroba



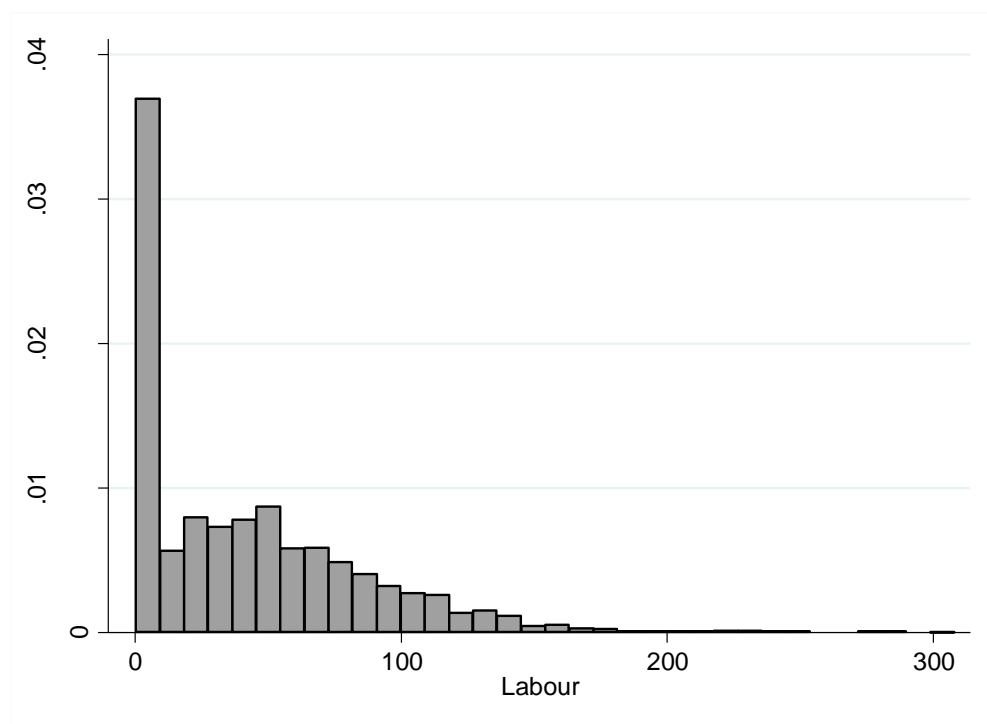
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 9: Scatterplot matice závislosti mezi proměnnými



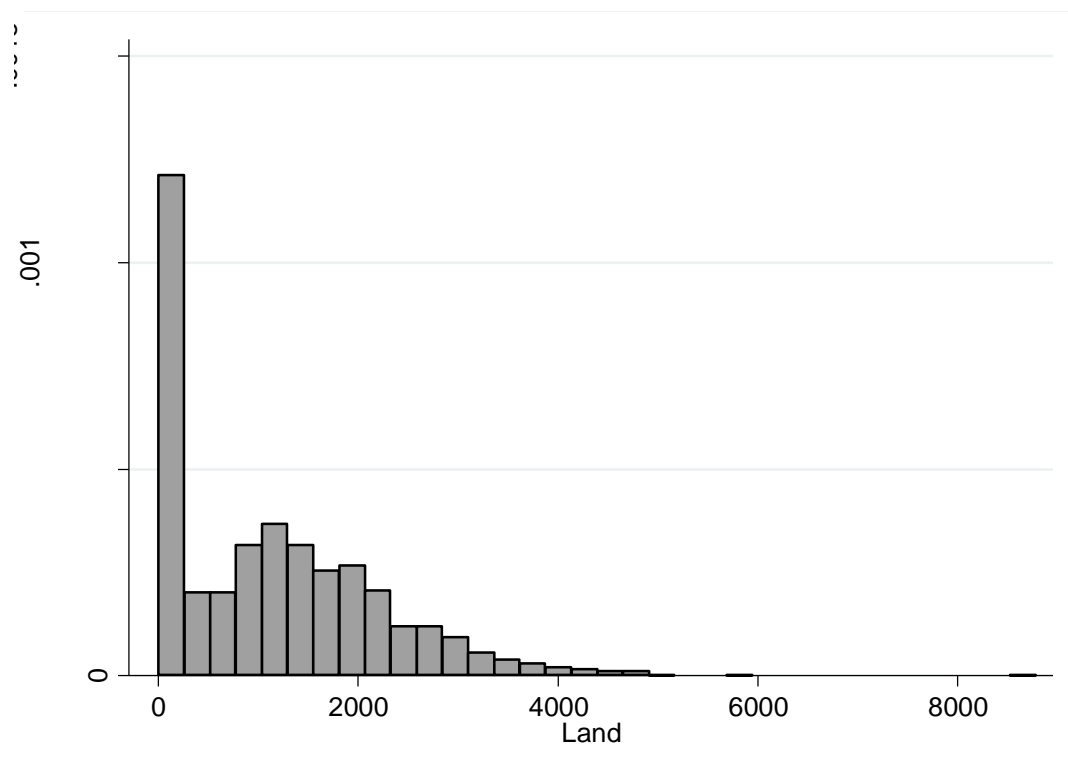
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 10: Histogram rozdělení proměnné Práce



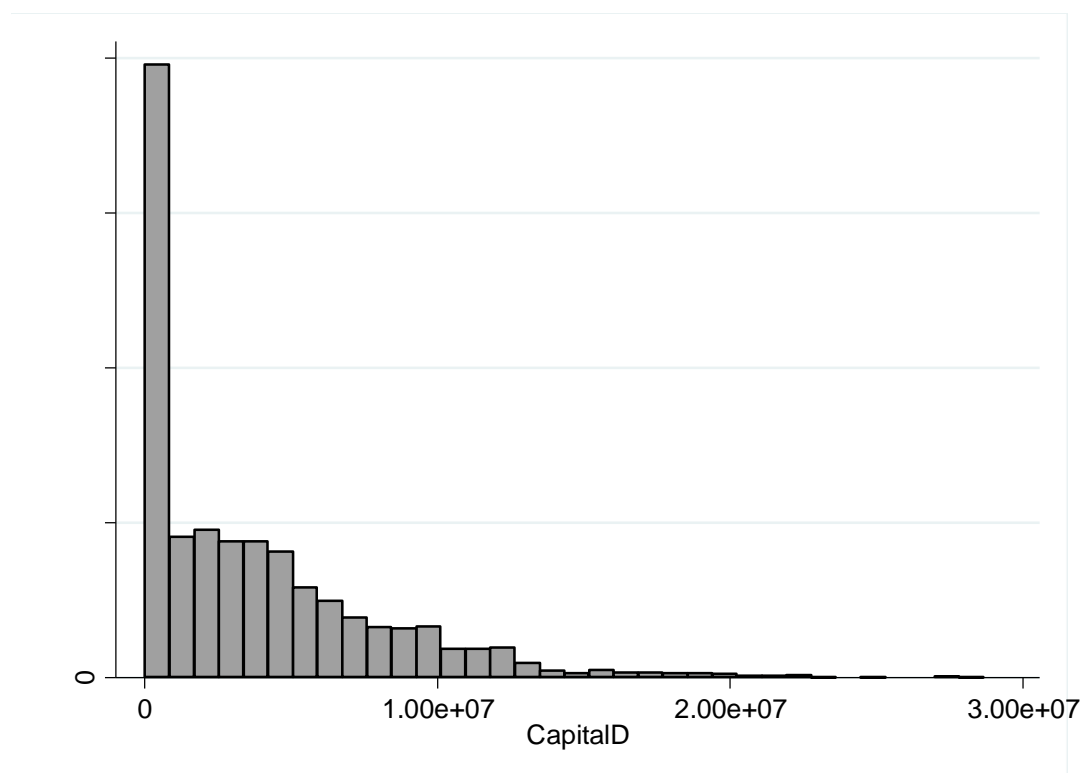
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 11: Histogram rozdělení proměnné Půda



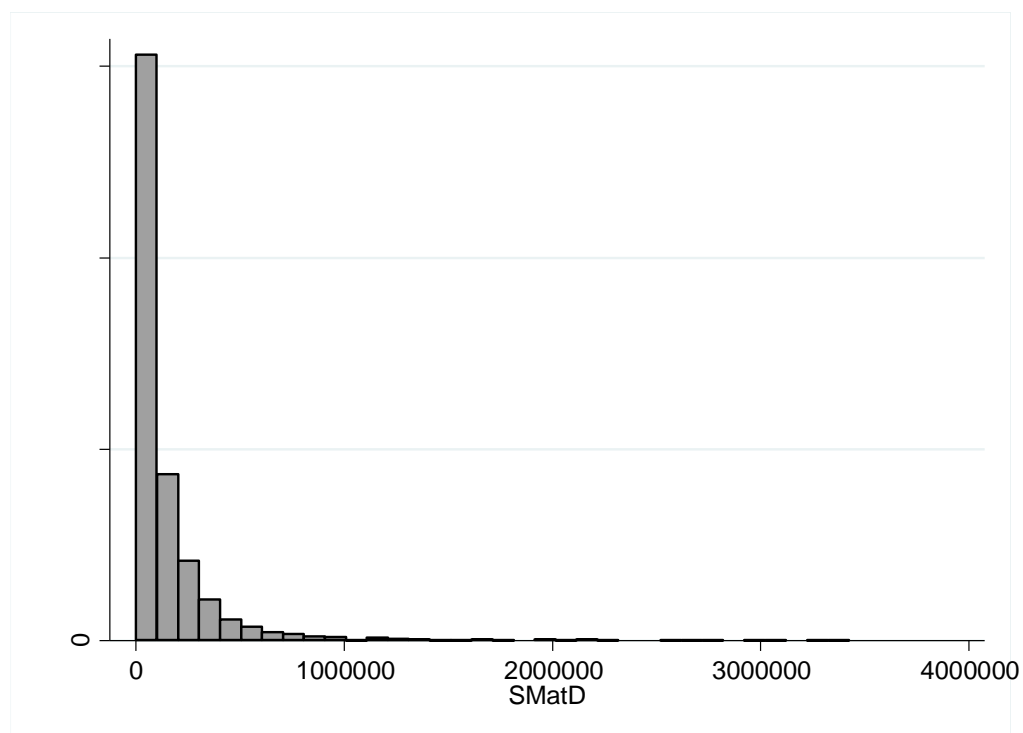
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 12: Histogram rozdělení proměnné Kapital



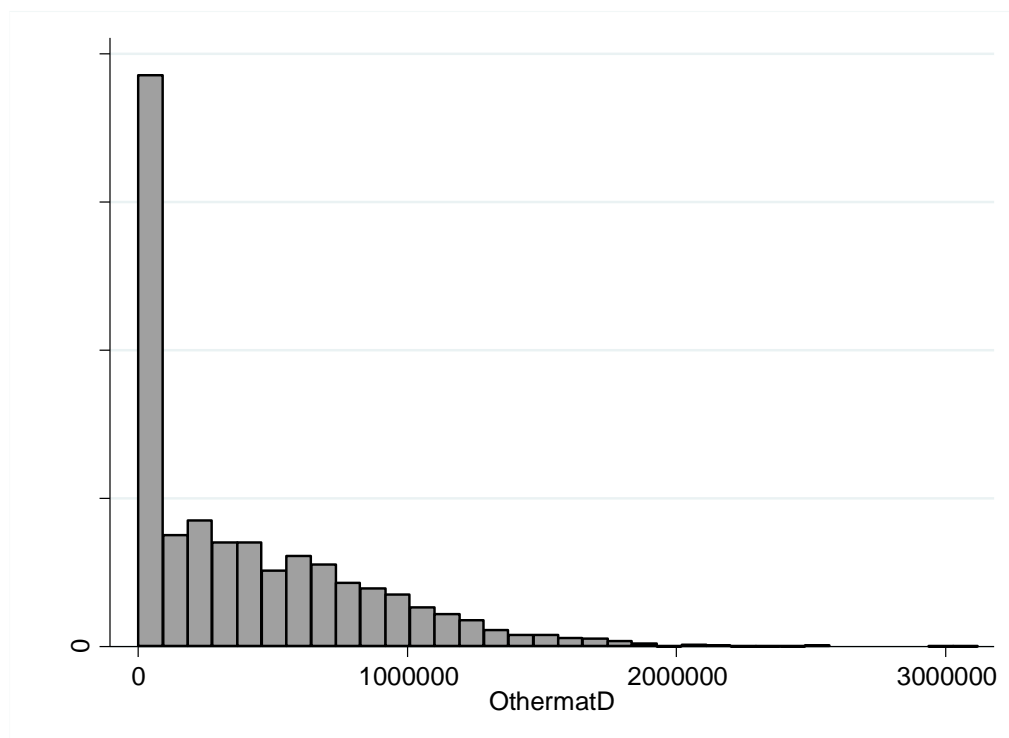
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 13: Histogram rozdělení proměnné Přímý materiál



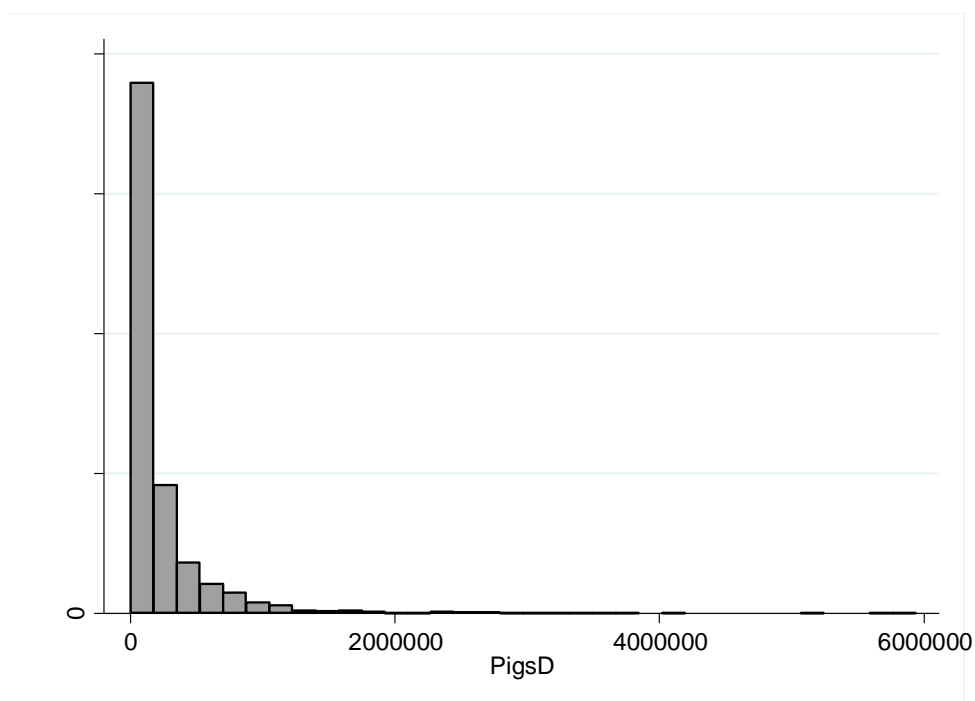
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 14: Histogram rozdělení proměnné Ostatní materiál



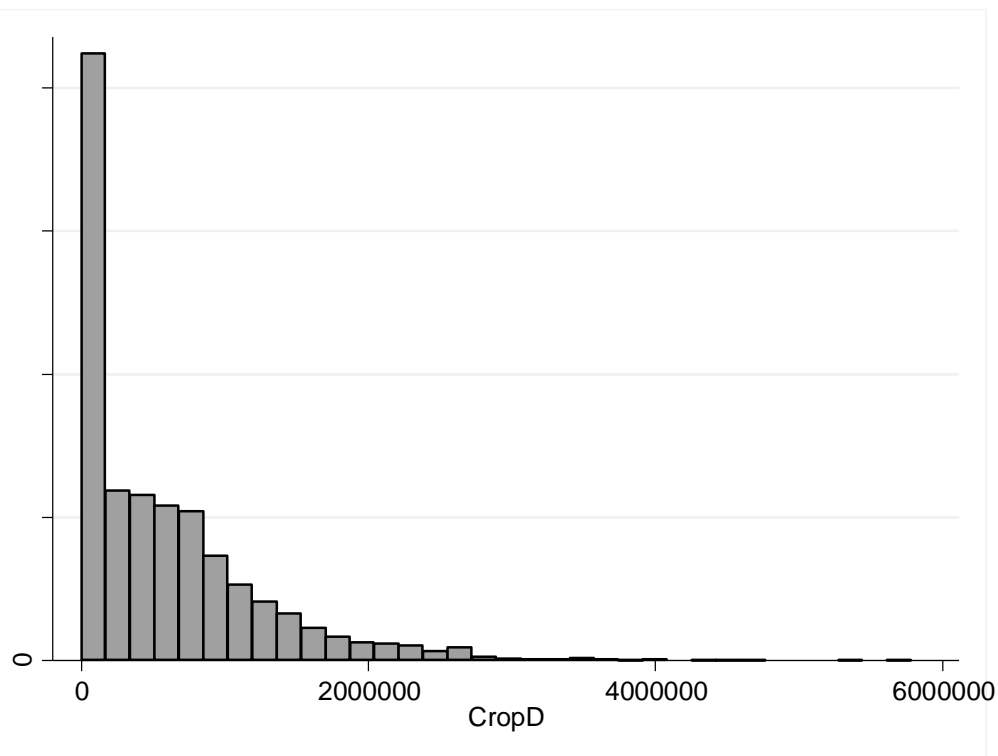
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 15: Histogram rozdělení proměnné Živočišná výroba - prasata



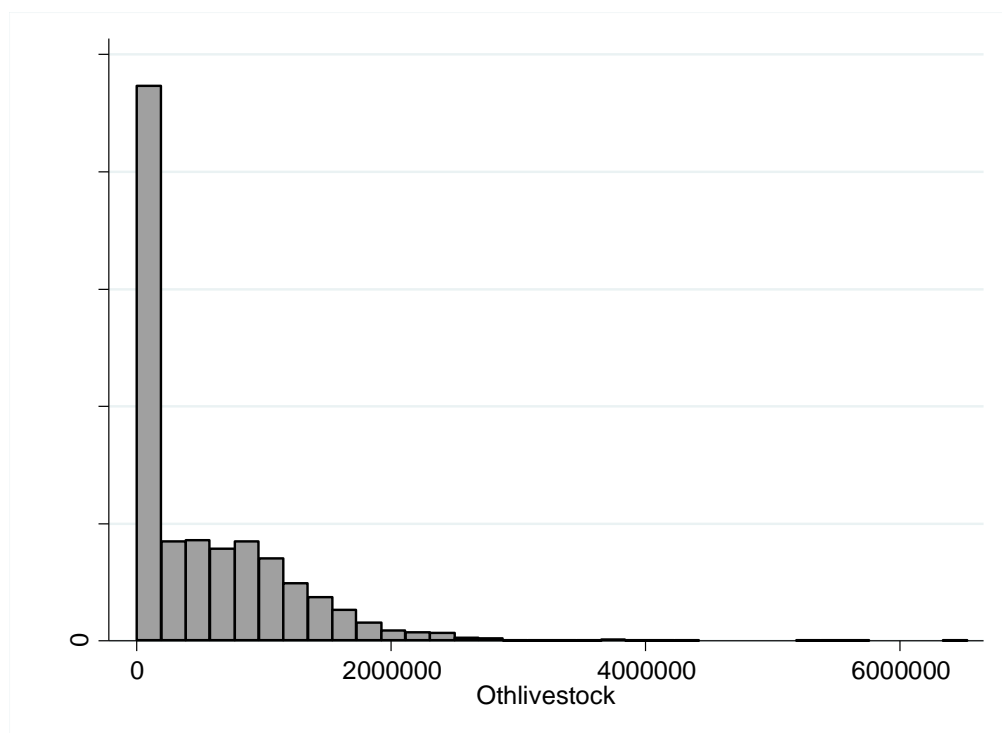
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 16: Histogram rozdělení proměnné Rostlinná výroba



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 17: Histogram rozdělení proměnné Ostatní živočišná výroba



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Příloha D

Tabulka 5: Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů pomocí modelu fixních efektů

```

Fixed-effects (within) regression              Number of obs   =    2890
Group variable: id                          Number of groups =     837

R-sq:  within = 0.9681                      Obs per group:  min =     1
        between = 0.6496                      avg =           3.5
        overall = 0.8471                      max =           8

corr(u_i, Xb) = -0.1203                      F(44,2009)      =   1385.01
                                                Prob > F        =     0.0000
    
```

y	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
y2	.632557	.0092878	68.11	0.000	.6143423	.6507717
y3	.079786	.005455	14.63	0.000	.0690879	.0904842
x1	-.1001048	.0287117	-3.49	0.000	-.1564126	-.0437971
x2	-.4451323	.0405513	-10.98	0.000	-.5246594	-.3656052
x3	-.0438624	.0226667	-1.94	0.053	-.088315	.0005902
x4	-.2370472	.0092615	-25.60	0.000	-.2552103	-.2188842
x5	-.1037109	.0107102	-9.68	0.000	-.1247151	-.0827067
t	-.021023	.002256	-9.32	0.000	-.0254473	-.0165987
y22	.0679165	.0032768	20.73	0.000	.0614902	.0743429
y2y3	-.0033104	.0008169	-4.05	0.000	-.0049126	-.0017083
y33	.0072827	.0005118	14.23	0.000	.006279	.0082863
tt	-.0093614	.0014862	-6.30	0.000	-.0122761	-.0064466
x11	.1649211	.0480232	3.43	0.001	.0707406	.2591016
x22	.1802389	.0132934	13.56	0.000	.1541686	.2063092
x33	.0629478	.0356081	1.77	0.077	-.0068849	.1327805
x44	-.0148816	.0019518	-7.62	0.000	-.0187094	-.0110537
x55	-.0132452	.0034447	-3.85	0.000	-.0200008	-.0064895
y2t	-.0024645	.0025433	-0.97	0.333	-.0074522	.0025233
y3t	.0005861	.0002002	2.93	0.003	.0001935	.0009788
y2x1	.0986479	.0132036	7.47	0.000	.0727537	.1245421
y2x2	-.1012243	.0060761	-16.66	0.000	-.1131404	-.0893082
y2x3	-.0396974	.0106026	-3.74	0.000	-.0604906	-.0189042
y2x4	.0093619	.0028011	3.34	0.001	.0038686	.0148553
y2x5	.0515117	.0079918	6.45	0.000	.0358386	.0671848
y3x1	.0045385	.0017038	2.66	0.008	.0011972	.0078798
y3x2	.0040958	.0010733	3.82	0.000	.0019908	.0062008
y3x3	-.0059857	.001351	-4.43	0.000	-.0086353	-.0033362
y3x4	.0041295	.0008211	5.03	0.000	.0025192	.0057398
y3x5	.0000804	.0006501	0.12	0.902	-.0011945	.0013553
x1t	.0120162	.0048275	2.49	0.013	.0025488	.0214837
x2t	.0021921	.0033648	0.65	0.515	-.0044068	.0087909
x3t	-.0074003	.004355	-1.70	0.089	-.0159412	.0011405
x4t	.0005929	.0027153	0.22	0.827	-.0047322	.0059179
x5t	-.0005677	.0024281	-0.23	0.815	-.0053295	.0041941
x1x2	-.125942	.0181564	-6.94	0.000	-.1615493	-.0903346
x1x3	-.1154174	.0377294	-3.06	0.002	-.1894102	-.0414247
x1x4	.1017965	.0160249	6.35	0.000	.0703694	.1332237
x1x5	-.0518912	.0136037	-3.81	0.000	-.07857	-.0252123
x2x3	.0447258	.0157504	2.84	0.005	.013837	.0756146
x2x4	-.0234973	.0061125	-3.84	0.000	-.0354849	-.0115098
x2x5	-.0684343	.0107145	-6.39	0.000	-.089447	-.0474216
x3x4	-.0608489	.012756	-4.77	0.000	-.0858652	-.0358325
x3x5	.0634155	.0120153	5.28	0.000	.0398518	.0869792
x4x5	.0467144	.0083389	5.60	0.000	.0303606	.0630682
_cons	-.643076	.0484794	-13.26	0.000	-.7381511	-.5480008
sigma_u	1.3522479					
sigma_e	.1364653					
rho	.98991836	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(836, 2009) = 8.95 Prob > F = 0.0000

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Tabulka 6: Výsledky odhadu vzdálenostní funkce výstupů pomocí modelu náhodných efektů

```

Random-effects GLS regression              Number of obs   =    2890
Group variable: id                       Number of groups =     837

R-sq:  within = 0.9630                    Obs per group:  min =     1
        between = 0.9832                  avg   =     3.5
        overall = 0.9830                  max   =     8

corr(u_i, x) = 0 (assumed)                wald chi2(44)   = 103000.89
                                           Prob > chi2     =   0.0000
    
```

y	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
y2	.5876371	.0082392	71.32	0.000	.5714886	.6037856
y3	.1136317	.0041043	27.69	0.000	.1055874	.121676
x1	-.1633817	.0191632	-8.53	0.000	-.2009409	-.1258225
x2	-.3638151	.0202483	-17.97	0.000	-.403501	-.3241292
x3	-.1621718	.0166841	-9.72	0.000	-.1948719	-.1294716
x4	-.2526353	.0085416	-29.58	0.000	-.2693765	-.2358941
x5	-.1441181	.0097644	-14.76	0.000	-.163256	-.1249802
t	-.0178694	.0020737	-8.62	0.000	-.0219338	-.0138051
y2t	.0473431	.0029189	16.22	0.000	.0416221	.0530641
y2y3	-.005335	.0007366	-7.24	0.000	-.0067788	-.0038912
y33	.0102687	.0004191	24.50	0.000	.0094474	.0110901
tt	-.0119547	.0015067	-7.93	0.000	-.0149078	-.0090017
x11	.0882469	.0377419	2.34	0.019	.0142743	.1622196
x22	.0070007	.0030245	2.31	0.021	.0010728	.0129286
x33	-.0417491	.0260929	-1.60	0.110	-.0928902	.0093919
x44	-.0135292	.001786	-7.57	0.000	-.0170298	-.0100286
x55	-.0205822	.0029534	-6.97	0.000	-.0263708	-.0147936
y2t	.0100605	.0023914	4.21	0.000	.0053735	.0147475
y3t	.0007577	.0001899	3.99	0.000	.0003854	.00113
y2x1	.1047455	.0120948	8.66	0.000	.0810401	.1284509
y2x2	-.0209935	.0024569	-8.54	0.000	-.025809	-.016178
y2x3	-.1124412	.0088326	-12.73	0.000	-.1297528	-.0951296
y2x4	-.0077333	.0027017	2.86	0.004	-.0024381	.0130284
y2x5	.0537943	.0073191	7.35	0.000	.039449	.0681395
y3x1	.005131	.0013129	3.91	0.000	.0025577	.0077042
y3x2	.0061029	.0009594	6.36	0.000	.0042226	.0079832
y3x3	-.0059519	.0010527	-5.65	0.000	-.0080153	-.0038886
y3x4	.0028414	.0007307	3.89	0.000	.0014092	.0042736
y3x5	-.0011101	.000555	-2.00	0.045	-.0021979	-.0000222
x1t	.0126198	.004496	2.81	0.005	.0038078	.0214317
x2t	-.0122565	.0031484	-3.89	0.000	-.0184272	-.0060858
x3t	-.0071481	.0038507	-1.86	0.063	-.0146954	.0003993
x4t	.0108433	.0025593	4.24	0.000	.0058271	.0158594
x5t	-.0008195	.0023119	-0.35	0.723	-.0053506	.0037117
x1x2	-.1220442	.0163913	-7.45	0.000	-.1541705	-.0899179
x1x3	-.0809431	.0280129	-2.89	0.004	-.1358475	-.0260387
x1x4	.1111587	.0141592	7.85	0.000	.0834072	.1389103
x1x5	-.0539546	.0116595	-4.63	0.000	-.0768068	-.0311024
x2x3	.1501566	.0117685	12.76	0.000	.1270907	.1732225
x2x4	.0046736	.0047758	0.98	0.328	-.0046868	.0140339
x2x5	-.0691312	.0097268	-7.11	0.000	-.0881955	-.050067
x3x4	-.1018868	.0110209	-9.24	0.000	-.1234875	-.0802861
x3x5	.0747414	.0105277	7.10	0.000	.0541076	.0953752
x4x5	.0512996	.0075724	6.77	0.000	.0364581	.0661412
_cons	-.7188473	.0314241	-22.88	0.000	-.7804374	-.6572573
sigma_u	.21967868					
sigma_e	.1364653					
rho	.72155561	(fraction of variance due to u_i)				

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Tabulka 7: Výsledky odhadu vzdálenostní funkce vstupů pomocí modelu fixních efektů

Fixed-effects (within) regression
 Group variable: id
 Number of obs = 2890
 Number of groups = 837
 R-sq: within = 0.8028
 between = 0.1564
 overall = 0.2949
 Obs per group: min = 1
 avg = 3.5
 max = 8
 corr(u_i, xb) = 0.0581
 F(44, 2009) = 185.89
 Prob > F = 0.0000

x	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
y1	-.05721	.0049791	-11.49	0.000	-.0669748	-.0474452
y2	-.1386441	.0076585	-18.10	0.000	-.1536636	-.1236247
y3	-.0200311	.0028665	-6.99	0.000	-.0256528	-.0144094
x2	.5902227	.0145903	40.45	0.000	.5616089	.6188364
x3	.1168884	.0103285	11.32	0.000	.0966328	.1371441
x4	.0508218	.0049524	10.26	0.000	.0411094	.0605342
x5	.0282228	.0051473	5.48	0.000	.0181281	.0383174
t	.0102086	.0010583	9.65	0.000	.0081332	.012284
y11	-.0110391	.0018553	-5.95	0.000	-.0146777	-.0074005
y22	-.0073797	.0038967	-1.89	0.058	-.0150218	.0002623
y33	-.0018029	.0002725	-6.62	0.000	-.0023373	-.0012686
y1y2	.0201557	.0025165	8.01	0.000	.0152206	.0250909
y1y3	.0006463	.0003658	1.77	0.077	-.0000712	.0013637
y2y3	-.0001169	.0003947	-0.30	0.767	-.0008909	.000657
tt	.0025397	.0007038	3.61	0.000	.0011595	.0039199
x22	-.0788628	.0085618	-9.21	0.000	-.0956537	-.0620718
x33	.0645457	.0166082	3.89	0.000	.0319745	.0971168
x44	.0031918	.0009719	3.28	0.001	.0012858	.0050978
x55	.0073427	.0016179	4.54	0.000	.0041698	.0105156
y1t	-.00151	.0013085	-1.15	0.249	-.0040762	.0010562
y2t	.0025624	.0011651	2.20	0.028	.0002775	.0048474
y3t	-.0004215	.0000924	-4.56	0.000	-.0006029	-.0002402
y1x2	-.0281618	.0036982	-7.62	0.000	-.0354145	-.0209091
y1x3	-.0248889	.0053367	-4.66	0.000	-.035355	-.0144228
y1x4	.0020936	.0013537	1.55	0.122	-.0005613	.0047485
y1x5	.0313802	.0043522	7.21	0.000	.0228449	.0399154
y2x2	.0477881	.0051051	9.36	0.000	.0377762	.0578
y2x3	.0033746	.0060278	0.56	0.576	-.0084468	.0151959
y2x4	-.0172781	.002566	-6.73	0.000	-.0223105	-.0122457
y2x5	-.0229044	.0035876	-6.38	0.000	-.0299402	-.0158686
y3x2	.0000908	.000505	0.18	0.857	-.0008995	.0010811
y3x3	.0010492	.0006282	1.67	0.095	-.0001828	.0022812
y3x4	-.000389	.0003862	-1.01	0.314	-.0011465	.0003685
y3x5	.0009565	.0002976	3.21	0.001	.000373	.0015401
x2t	-.0029207	.0015128	-1.93	0.054	-.0058876	.0000461
x3t	-.0010666	.0020054	-0.53	0.595	-.0049995	.0028663
x4t	.0002234	.0013426	0.17	0.868	-.0024096	.0028565
x5t	.0001651	.0011329	0.15	0.884	-.0020567	.0023868
x2x3	.0030445	.0085299	0.36	0.721	-.0136839	.019773
x2x4	.027024	.0037618	7.18	0.000	.0196465	.0344014
x2x5	.0282236	.0047298	5.97	0.000	.0189477	.0374995
x3x4	.0112759	.0061866	1.82	0.069	-.000857	.0234088
x3x5	-.0304363	.0056798	-5.36	0.000	-.0415752	-.0192974
x4x5	-.0281115	.0044006	-6.39	0.000	-.0367416	-.0194813
_cons	-.0953778	.0209466	-4.55	0.000	-.1364572	-.0542984
sigma_u	1.6068034					
sigma_e	.06456766					
rho	.99838786	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(836, 2009) = 40.32 Prob > F = 0.0000

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Příloha E

Tabulka 8: Výsledky odhadu True Random Effects modelu vzdálenostní funkce výstupů, funkce Cobba-Douglase

True random-effects model (exponential)	Number of obs =	2890
Group variable: id	Number of groups =	837
Time variable: year	obs per group: min =	1
	avg =	3.5
	max =	8
Log simulated-likelihood = -1592.3993	Prob > chi2 =	0.0000
	wald chi2(8) =	20088.61
Number of Pseudo Random Draws = 250		

y	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Frontier						
y2	.4345916	.0107383	40.47	0.000	.413545	.4556383
y3	.0165868	.0013126	12.64	0.000	.0140141	.0191594
x1	-.0730209	.0281118	-2.60	0.009	-.128119	-.0179228
x2	-.5072696	.0147604	-34.37	0.000	-.5361996	-.4783397
x3	-.0662189	.0228892	-2.89	0.004	-.1110809	-.0213569
x4	-.372592	.0094806	-39.30	0.000	-.3911736	-.3540104
x5	-.0102145	.0106161	-0.96	0.336	-.0310217	.0105927
t	-.0030818	.0036803	-0.84	0.402	-.010295	.0041315
_cons	-.1197138	.0174242	-6.87	0.000	-.1538645	-.0855631
Usigma						
_cons	-4.030376	.1384428	-29.11	0.000	-4.301719	-3.759033
Vsigma						
_cons	-2.325438	.0445468	-52.20	0.000	-2.412748	-2.238128
Theta						
_cons	.3756086	.0170973	21.97	0.000	.3420984	.4091188
sigma_u	.1332953	.0092269	14.45	0.000	.1163841	.1526639
sigma_v	.312635	.0069634	44.90	0.000	.2992805	.3265854
lambda	.4263609	.0135314	31.51	0.000	.3998398	.452882

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Tabulka 9: Výsledky odhadu True Random Effects modelu vzdálenostní funkce výstupů bez proměnné času

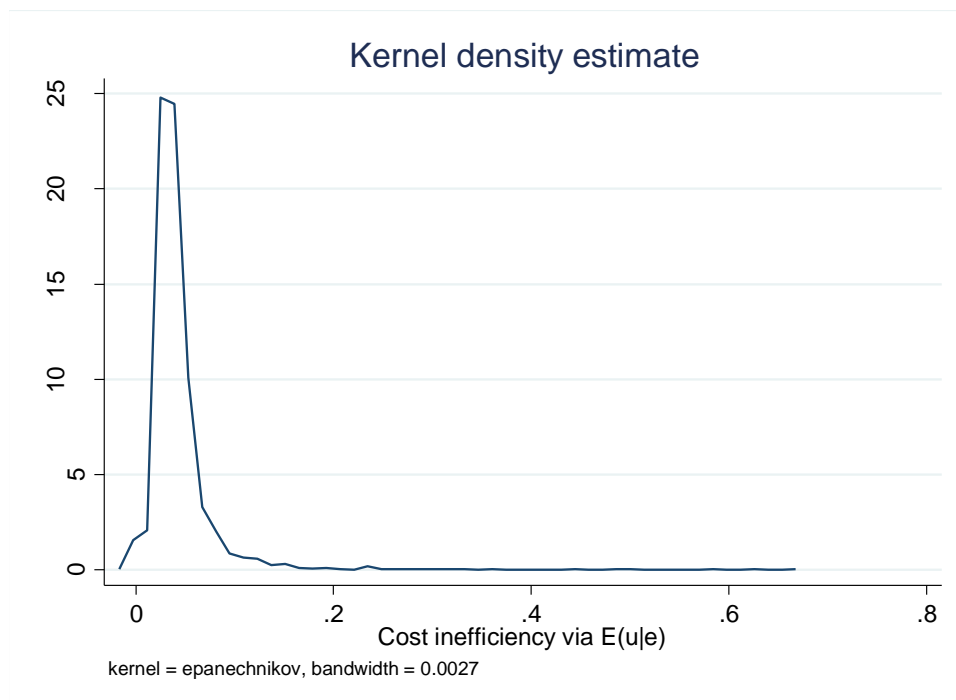
True random-effects model (exponential)	Number of obs =	2890
Group variable: id	Number of groups =	837
Time variable: year	Obs per group: min =	1
	avg =	3.5
	max =	8
Log simulated-likelihood = 514.4098	Prob > chi2 =	0.0000
	wald chi2(35) =	103463.36
Number of Pseudo Random Draws = 250		

y	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
Frontier					
y2	.5641444	.0088641	63.64	0.000	.546771 .5815178
y3	.1301112	.0047129	27.61	0.000	.1208741 .1393483
x1	-.1202062	.0155532	-7.73	0.000	-.15069 -.0897225
x2	-.3320175	.0206106	-16.11	0.000	-.3724136 -.2916214
x3	-.2318588	.0144631	-16.03	0.000	-.260206 -.2035117
x4	-.2340773	.0081758	-28.63	0.000	-.2501016 -.2180531
x5	-.1558241	.009071	-17.18	0.000	-.1736029 -.1380452
y22	.0455181	.0045507	10.00	0.000	.036599 .0544373
y33	.011962	.0004918	24.32	0.000	.0109981 .0129259
y2y3	-.0043353	.000795	-5.45	0.000	-.0058935 -.002777
x11	-.0203355	.0354329	-0.57	0.566	-.0897827 .0491117
x22	-.0023822	.0035015	-0.68	0.496	-.0092452 .0044807
x33	-.1010137	.0259993	-3.89	0.000	-.1519715 -.0500559
x44	-.0148582	.0019984	-7.43	0.000	-.018775 -.0109413
x55	-.0280559	.0027755	-10.11	0.000	-.0334958 -.022616
x1x2	-.0545995	.0188447	-2.90	0.004	-.0915344 -.0176646
x1x3	-.0045375	.0264509	-0.17	0.864	-.0563803 .0473052
x1x4	-.0681186	.015842	4.30	0.000	-.0370689 .0991683
x1x5	-.0362108	.0122987	-2.94	0.003	-.0603159 -.0121056
x2x3	.0600107	.0171278	3.50	0.000	.0264408 .0935805
x2x4	.0193544	.0049549	3.91	0.000	.0096429 .0290659
x2x5	-.0498026	.0100071	-4.98	0.000	-.069416 -.0301891
x3x4	-.0542223	.0138168	-3.92	0.000	-.0813027 -.027142
x3x5	.0796282	.010882	7.32	0.000	.0582999 .1009564
x4x5	.0316458	.0071084	4.45	0.000	.0177137 .0455779
y2x1	.0512481	.0143146	3.58	0.000	.023192 .0793042
y2x2	-.0163347	.003886	-4.20	0.000	-.0239511 -.0087183
y2x3	-.0492475	.0128555	-3.83	0.000	-.0744439 -.0240511
y2x4	.001308	.0034796	0.38	0.707	-.0055118 .0081278
y2x5	.0411642	.0075728	5.44	0.000	.0263219 .0560065
y3x1	.0059362	.0012418	4.78	0.000	.0035023 .0083701
y3x2	.0050129	.0010263	4.88	0.000	.0030014 .0070245
y3x3	-.0084526	.0010515	-8.04	0.000	-.0105134 -.0063917
y3x4	.0057323	.0007425	7.72	0.000	.004277 .0071875
y3x5	-.0009143	.0005454	-1.68	0.094	-.0019833 .0001546
_cons	-.9755072	.0359616	-27.13	0.000	-1.045991 -.9050238
Usigma					
_cons	-4.156224	.092537	-44.91	0.000	-4.337593 -3.974855
Vsigma					
_cons	-4.591844	.0864047	-53.14	0.000	-4.761194 -4.422494
Theta					
_cons	.2236329	.0071929	31.09	0.000	.2095351 .2377308
sigma_u	.1251663	.0057913	21.61	0.000	.1143151 .1370476
sigma_v	.1006686	.0043491	23.15	0.000	.0924954 .109564
lambda	1.243351	.0092633	134.22	0.000	1.225195 1.261506

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

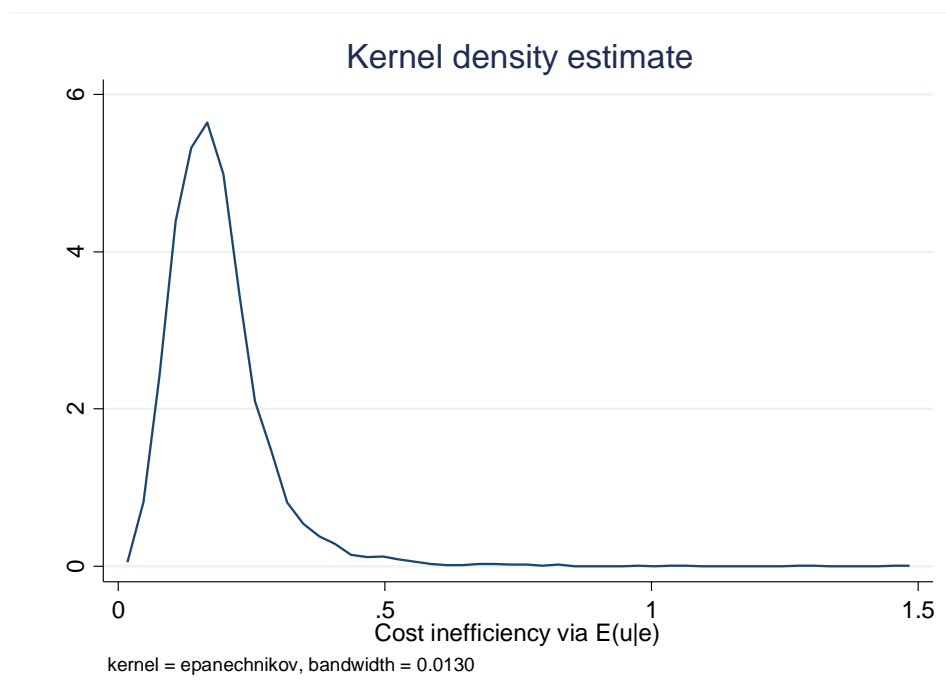
Příloha F

Graf 18: Kernelova hustota rozdělení technické neefektivnosti, model 1



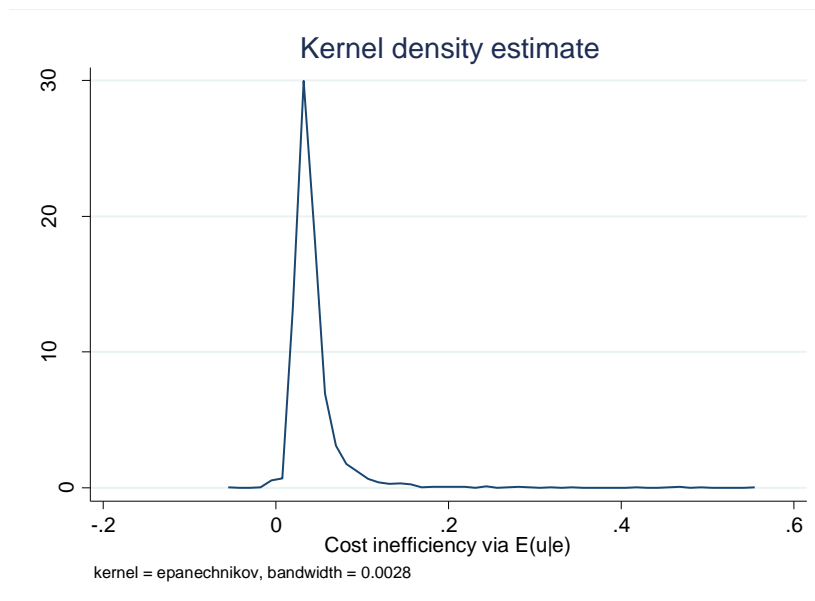
Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 19: Kernelova hustota rozdělení technické neefektivnosti, model 2



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Graf 20: Kernelova hustota rozdělení technické neefektivnosti, model 3



Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Příloha G

Výsledky odhadu modelu Kumbhakar, Lien a Hardaker, 2014 a Colombi a kol., 2014

Krok 1. Výsledek odhadu modelem náhodných efektů

Výsledky odhadu vzdálenostní funkce vstupů pomocí modelu náhodných efektů

```

Random-effects GLS regression                Number of obs   =    2890
Group variable: id                          Number of groups =     837

R-sq:  within = 0.5722                      Obs per group:  min =     1
        between = 0.9744                      avg   =     3.5
        overall = 0.9741                      max   =     8

corr(u_i, x) = 0 (assumed)                  wald chi2(44)   = 17354.69
                                                Prob > chi2     =  0.0000
    
```

x	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
y1	-.2166653	.0071679	-30.23	0.000	-.2307142	-.2026165
y2	-.4343211	.0083362	-52.10	0.000	-.4506597	-.4179826
y3	-.1027656	.0038315	-26.82	0.000	-.1102751	-.095256
x2	.4250111	.018696	22.73	0.000	.3883677	.4616545
x3	.0696888	.0150413	4.63	0.000	.0402084	.0991691
x4	.1821561	.0073756	24.70	0.000	.1677002	.196612
x5	.0808819	.0082122	9.85	0.000	.0647862	.0969776
t	.0220419	.0016771	13.14	0.000	.0187548	.025329
y11	-.0442125	.0029538	-14.97	0.000	-.0500018	-.0384231
y22	-.0166988	.0043929	-3.80	0.000	-.0253087	-.0080889
y33	-.0094125	.0003817	-24.66	0.000	-.0101606	-.0086644
y1y2	.0434637	.003462	12.55	0.000	.0366783	.0502491
y1y3	.0044291	.0005605	7.90	0.000	.0033305	.0055276
y2y3	-.0016085	.0005899	-2.73	0.006	-.0027647	-.0004522
tt	.0074585	.0011627	6.41	0.000	.0051797	.0097373
x22	.0188365	.0033552	5.61	0.000	.0122604	.0254126
x33	.0572359	.0241716	2.37	0.018	.0098605	.1046113
x44	.0115471	.0015365	7.52	0.000	.0085356	.0145586
x55	.0102778	.0024832	4.14	0.000	.0054109	.0151446
y1t	.0015654	.0021491	0.73	0.466	-.0026467	.0057774
y2t	-.0024699	.0019018	-1.30	0.194	-.0061974	.0012577
y3t	-.0003657	.0001497	-2.44	0.015	-.0006592	-.0000722
y1x2	-.040084	.0041697	-9.61	0.000	-.0482566	-.0319115
y1x3	-.057441	.0085973	-6.68	0.000	-.0742914	-.0405905
y1x4	.0092682	.0022251	4.17	0.000	.004907	.0136293
y1x5	.0580409	.0068935	8.42	0.000	.0445299	.0715519
y2x2	-.0009332	.0035328	-0.26	0.792	-.0078573	.0059908
y2x3	.0418054	.0092483	4.52	0.000	.0236792	.0599317
y2x4	-.0206519	.0037318	-5.53	0.000	-.027966	-.0133378
y2x5	-.0378554	.005754	-6.58	0.000	-.049133	-.0265777
y3x2	.0022705	.0007538	3.01	0.003	.0007932	.0037479
y3x3	.0040628	.0009343	4.35	0.000	.0022315	.005894
y3x4	-.0038926	.0005891	-6.61	0.000	-.0050471	-.0027381
y3x5	.0008397	.0004661	1.80	0.072	-.0000739	.0017533
x2t	.0029106	.0024756	1.18	0.240	-.0019415	.0077628
x3t	.0003375	.0031563	0.11	0.915	-.0058488	.0065237
x4t	-.0018911	.0022024	-0.86	0.391	-.0062078	.0024255
x5t	.0006537	.0018317	0.36	0.721	-.0029365	.0042438
x2x3	-.0526298	.0122537	-4.30	0.000	-.0766467	-.0286129
x2x4	.0176649	.005122	3.45	0.001	.0076259	.0277038
x2x5	.0507848	.0075397	6.74	0.000	.0360072	.0655624
x3x4	.0497632	.0098718	5.04	0.000	.0304147	.0691116
x3x5	-.0550396	.0089328	-6.16	0.000	-.0725475	-.0375317
x4x5	-.0527181	.0069449	-7.59	0.000	-.0663299	-.0391063
_cons	.592724	.0300769	19.71	0.000	.5337743	.6516737
sigma_u	.21527522					
sigma_e	.06456766					
rho	.91746616	(fraction of variance due to u_i)				

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Krok 2. Odhad reziduální neefektivnosti

Log likelihood = 1546.5471

Number of obs = 3264
 Wald chi2(1) = 573.16
 Prob > chi2 = 0.0000

error	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
frontier onee	-.1255332	.0052435	-23.94	0.000	-.1358103	-.1152562
usigmas _cons	-3.66853	.0784682	-46.75	0.000	-3.822325	-3.514735
vsigmas _cons	-4.284887	.0495208	-86.53	0.000	-4.381946	-4.187828

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Krok 3. Odhad trvalé neefektivnosti

Log likelihood = -65.032346

Number of obs = 3264
 Wald chi2(1) = 1005.67
 Prob > chi2 = 0.0000

muf	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
frontier onee	-.2596428	.0081874	-31.71	0.000	-.2756899	-.2435957
usigmas _cons	-2.278994	.0613286	-37.16	0.000	-2.399196	-2.158792
vsigmas _cons	-3.645938	.0676353	-53.91	0.000	-3.778501	-3.513375

Zdroj: vlastní zpracování, výstup ze SW Stata 11.2

Příloha H - Příkaz pro odhad True Random Effects Model v SW Stata

xtset id year

Deklarování dat jako panelových

Převedení proměnných do logaritmické podoby (0.0000001 se používá pro vyhnutí nulovým hodnotám)

gen lny1=log(pigsd)

gen lny2=log(cropd+0.0000001)

gen lny3=log(abs(othlivelstock) +0.0000001)

gen lnx1=log(labour)

gen lnx2=log(land +0.0000001)

gen lnx3=log(capitald)

gen lnx4=log(smatd +0.0000001)

gen lnx5=log(abs(othermatd+0.0000001))

Normalizace proměnných jejich průměrem

egen avglny1=mean(lny1)

gen y1=lny1- avglny1

gen y=(-1)*y1

egen avglny2=mean(lny2)

gen y2=(lny2- avglny2)-y1

egen avglny3=mean(lny3)

gen y3=(lny3- avglny3)-y1

egen avglnx1=mean(lnx1)

gen x1=lnx1- avglnx1

egen avglnx2=mean(lnx2)

gen x2=lnx2- avglnx2

egen avglnx3=mean(lnx3)

gen x3=lnx3- avglnx3

egen avglnx4=mean(lnx4)

gen x4=lnx4- avglnx4

egen avglnx5=mean(lnx5)

gen x5=lnx5- avglnx5

egen avgt=mean(year)

gen t=year- avgt

Generace proměnných pro translogaritmickou funkci

gen y22=0.5*y2*y2

gen tt=0.5*t*t

gen x33=0.5*x3*x3

gen y33=0.5*y3*y3

gen x11=0.5*x1*x1

gen x44=0.5*x4*x4

gen y2y3=y2*y3

gen x22=0.5*x2*x2

gen x55=0.5*x5*x5

gen y2t=y2*t	gen y2x3=y2*x3	gen x1x3=x1*x3
gen y3t=y3*t	gen y2x4=y2*x4	gen x1x4=x1*x4
gen x1t=x1*t	gen y3x5=y3*x5	gen x1x5=x1*x5
gen x2t=x2*t	gen y3x1=y3*x1	gen x2x3=x2*x3
gen x3t=x3*t	gen y3x2=y3*x2	gen x2x4=x2*x4
gen x4t=x4*t	gen y3x3=y3*x3	gen x2x5=x2*x5
gen x5t=x5*t	gen y3x4=y3*x4	gen x3x4=x3*x4
gen y2x1=y2*x1	gen y3x5=y3*x5	gen x3x5=x3*x5
gen y2x2=y2*x2	gen x1x2=x1*x2	gen x4x5=x4*x5

Generování globální (makro) nezávislé proměnné pro translogaritmickou funkci

global xvar y2 y3 x1 x2 x3 x4 x5 t y22 y2y3 y33 tt x11 x22 x33 x44 x55 y2t y3t x1t x2t x3t x4t
x5t y2x1 y2x2 y2x3 y2x4 y2x5 y3x1 y3x2 y3x3 y3x4 y3x5 x1x2 x1x3 x1x4 x1x5 x2x3 x2x4
x2x5 x3x4 x3x5 x4x5

Příkaz pro odhad True Random Effects Modelu

sfpanel y \$xvar, model(tre) cost difficult rescale nolog

Příkaz pro odhad Battese a Coelli Modelu (1995)

sfpanel y \$xvar, model(bc95) emean(labour) cost difficult rescale nolog

Příloha J

Tabulka 10: Klasifikace CZ-NUTS

NUTS 1		NUTS 2		NUTS 3	
území	kód	region	kód	kraj	kód
Česko	CZ0	Praha	CZ01	Hlavní město Praha	CZ010
		Střední Čechy	CZ02	Středočeský kraj	CZ020
		Jihozápad	CZ03	Jihočeský kraj	CZ031
				Plzeňský kraj	CZ032
		Severozápad	CZ04	Karlovarský kraj	CZ041
				Ústecký kraj	CZ042
		Severovýchod	CZ05	Liberecký kraj	CZ051
				Královéhradecký kraj	CZ052
				Pardubický kraj	CZ053
		Jihovýchod	CZ06	Kraj Vysočina	CZ063
				Jihomoravský kraj	CZ064
		Střední Morava	CZ07	Olomoucký kraj	CZ071
				Zlínský kraj	CZ072
		Moravskoslezsko ¹⁾	CZ08	Moravskoslezský kraj	CZ080

Zdroj: <https://www.czso.cz/> - Převodník, 14.12.2014